

Statisztikai Szemle

Közzététel: 2019. szeptember 10.

A tanulmány címe:

A véleményformáló magatartás mint másodrendű látens változó modellezése PLS-alapú strukturális egyenletek módszerével

Szerzők:

NAGY ÁKOS, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi adjunktusa,

E-mail: nagya@tk.pte.hu

KEMÉNY ILDIKÓ, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi adjunktusa,

E-mail: ildiko.kemeny@uni-corvinus.hu

SZŰCS KRISZTIÁN, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi docense,

E-mail: szucs@tk.pte.hu

SIMON JUDIT, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára,

E-mail: judit.simon@uni-corvinus.hu

KEHL DÁNIEL, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi adjunktusa,

E-mail: kehd@tk.pte.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2019.9.hu0827>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 97. évfolyam 8. számában megjelent, Nagy Ákos, Kemény Ildikó, Szűcs Krisztián, Simon Judit, Kehl Dániel által írt, 'A véleményformáló magatartás mint másodrendű látens változó modellezése PLS-alapú strukturális egyenletek módszerével' című tanulmány (link csatolása)*”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Nagy Ákos – Kemény Ildikó – Szűcs Krisztián –
Simon Judit – Kehl Dániel

A véleményformáló magatartás mint másodrendű látens változó modellezése PLS-alapú strukturális egyenletek módszerével*

Opinion leadership as a second-order construct using PLS structural equation modelling

NAGY ÁKOS, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi adjunktusa
E-mail: nagya@ktk.pte.hu

KEMÉNY ILDIKÓ, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi adjunktusa
E-mail: ildiko.kemeny@uni-corvinus.hu

SZŰCS KRISZTIÁN, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi docense
E-mail: szucsk@ktk.pte.hu

SIMON JUDIT, a Budapesti Corvinus Egyetem egyetemi tanára
E-mail: judit.simon@uni-corvinus.hu

KEHL DÁNIEL, a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának egyetemi adjunktusa
E-mail: kehld@ktk.pte.hu

Napjainkban az internet által lehetővé tett hiper médiában minden eddiginél nagyobb jelentőséget tulajdonítanak a szakemberek az „influenzereknek”, a véleményformáló személyeknek, illetve az általuk közvetített szájreklámnak. Jelen kutatás e területen kívánja demonstrálni, hogy az ún. háromlépcsős módszer miként alkalmazható a PLS-alapú útelemzés során, amennyiben magasabb rendű (hierarchikus) látens változó (kompozit) szerepel a modellben. A tanulmány jelentősége egyrészt abban rejlik, hogy online esetben a véleményformáló magatartás komponensei között egy új szerepkör definiálható – az online véleményadás és véleménykeresés mellett a véleménytovábbítás –, másrészt pedig abban, hogy bizonyítást nyer, a különböző magatartásdimenziókat együtt, magasabb rendű látens változóként lehet kezelni. Mindez megkönnyíti a modellalkotást, növeli az áttekinthetőséget, valamint alátámasztja, hogy amennyiben valakit véleményformáló magatartással jellemezünk, szükség van valamennyi alkotóelem (magatartásdimenzió) együttes vizsgálatára. Az elemzés alapjául szolgáló modell összefüggései szerint mindez a személyes infor-

* A kutatást az Emberi Erőforrások Minisztériumának Felsőoktatási Intézményi Kiválósági Programja finanszírozta, a Pécsi Tudományegyetem 4. tématerületi „A hazai vállalatok szerepének növelése a nemzet újraiparosításában” programja keretében (szerződés száma: 20765-3/2018/FEKUTSTRAT).

mációs befolyásoltság eredménye, és pozitív összefüggést mutat egy konkrét vásárlói szituációt követő továbbajánlási szándékkal is.

TÁRGYSZÓ: véleményformáló magatartás, PLS-SEM, másodrendű látens változó

Nowadays, in the world of the Internet-enabled hypermedia the role and activity of influencers, opinion leaders are getting more and more important. The authors' research is aimed at demonstrating the three-stage approach in PLS structural equation modelling when at least one second-order composite is included in the model besides first-order constructs. The scientific significance of the study lies, firstly, in identifying a new role of opinion forwarding (in addition to opinion giving and opinion seeking), and secondly in defining online opinion leadership as a composite of these three behaviour dimensions. This facilitates easier modelling and understanding, increases clarity and implies that all three components (behaviour dimensions) have to be included when an actor can be described with opinion leadership activity. The suggested model relations underpinning the analysis prove that online opinion leadership is a result of personal susceptibility to informational influence and it has a positive effect on online recommendation intention in a given online purchase situation.

KEYWORD: opinion leadership, PLS-SEM, second-order construct

A SEM (structural equation modelling – strukturális egyenletek modellezése) régóta nyújt megoldást a kutatók számára a közvetlenül nem mérhető jelenségek – látens változók – közötti kapcsolatrendszer vizsgálatára, a mérési hiba feltárására és komplex elméletek, kutatási kérdések tesztelésére. Az elsősorban társadalomtudományi területen alkalmazott módszertan – hazai első megjelenéseit (például *Füstös et al.* [2004]) követően – az utóbbi évtizedben kezdett elterjedni a tudományos marketing-szakirodalomban Magyarországon.

A két legtöbbször alkalmazott technika a kovarianciaalapú (CB-SEM [covariance-based structural equation modelling – kovarianciaalapú strukturális egyenletek modellje]) és a varianciaalapú (PLS-SEM [partial least squares structural equation modelling – parciális legkisebb négyzetek módszer a strukturális egyenletek modelljén belül]) módszertan. A kovarianciaalapú megközelítés a modell paraméterbecslésére az empirikus variancia-kovariancia mátrixot használja fel, míg a varianciaalapú megközelítés először proxykat alkot a megfigyelt változók lineáris kombinációjaként (*Henseler–Hubona–Ray* [2016]), ez tulajdonképpen a legkisebb négyzetek módszerének kiterjesztése (*Kazár* [2014]). A rendelkezésre álló szoftverek száma jelentősen növekedett az elmúlt években, a CB-SEM esetében leggyakrabban alkalmazott a LISREL (*Jöreskog–Sörbom* [1989]) és az AMOS (*Arbuckle* [2003]), míg a PLS-SEM esetében a SmartPLS (*Ringle–Wende–Will* [2005]), a PLSGraph (*Chin–Frye* [2003]) vagy az ADANCO (*Henseler–Dijkstra* [2015]).

A marketing különböző területein a PLS-SEM alkalmazásai közül érdemes kiemelni két – néhány éve megjelent – hazai tanulmányt, amelyek egyike a PLS út-elemzés folyamatát mutatta be egy márkaközösség pszichológiai érzetének vizsgálatára (Kazár [2014]), míg a másik a technológia elfogadásában (T. Nagy–Bernschütz [2017]) a nemek közötti különbségek feltárására a többsoportos elemzési eljárást (MGA-t [multi-group analysis – többsoportos elemzési eljárás]) választotta.

Mindezidáig azonban nem került sor a PLS-SEM esetében az ADANCO szoftver alkalmazási lehetőségének – látens változók közötti hierarchikus kapcsolatok vizsgálatának – bemutatására. Jelen tanulmány célja kettős. Egyrészt egy napjainkban rendkívül fontos területen – az online véleményformáló magatartás, online szájreklám esetében – szemlélteti a másodrendű látens változó modellbe integrálásának előnyeit, másrészt bemutatja ennek új módszertanát (van Riel et al. [2016]) a három lépésből álló megközelítés (three-stage approach) alapján. A javasolt modell kapcsán felmerülő kérdések: az online véleményformáló magatartás vajon összefüggést mutat-e az offline környezetben érvényesülő egyéni véleményformáló magatartásjellemzővel, vajon mindkettő alapját a személyes információs befolyásoltság adja-e, és pozitív összefüggés tárható-e fel az adott online vásárláshoz kötődő továbbajánlási szándékkal mint látens változóval?

1. A véleményformáló magatartás mint látens változó – a szájreklám szerepe a vásárlói döntésekben

A vásárlók magatartását jelentősen befolyásolják a másokkal folytatott beszélgetéseik, és e személyes információforrásokból érkező üzenetek hatással vannak a preferenciáikra, döntéshozatalukra (Arndt [1967], King–Summers [1970], Herr–Kardes–Kim [1991]). Amennyiben a vásárlók olyan termékek vagy szolgáltatások megvételét tervezik, amelyek esetében pénzügyi vagy társadalmi kockázattal szembesülnek, még inkább igénylik e személyes információforrásokat (Beatty–Smith [1987], Murray [1991]). Általánosságban véve pedig e jelenséget, így a szájreklám kialakulását is a személyes befolyásolás átfogó témakörébe sorolhatjuk, amely bármilyen interperszonális kommunikáció hatására az egyén meggyőződéseiben, attitűdjeiben, illetve magatartásában bekövetkező szándékolt vagy nem szándékolt változást jelenti (Hanna–Wozniak [2001]). A véleményformáló magatartás alatt ez esetben azt az egyéni, személyhez köthető jellemzőt értjük, amelyben megjelenik az egyén véleményvezér, véleménykereső és – online esetben az általunk is javasolt – véleménytovábbító magatartása.

A szájreklám hatásainak vizsgálata elsősorban Katz–Lazarsfeld [1955], Brooks [1957], Dichter [1966], Arndt [1967], Westbrook [1987] kezdeti kutatásaihoz köthető.

Arndt [1967] definíciója szerint a szájreklám szóbeli, személyközi kommunikációt jelent a befogadó és a küldő között, aki feltételezetten nem üzleti céllal oszt meg információt egy termékről, márkáról, szolgáltatásról. E kiinduló meghatározás alapvetően három kulcsfontosságú megállapítást tartalmaz: személyközi kommunikáció, üzleti célú téma, nem kereskedelmi célú motivációval észlelt küldő. Tovább lépést jelentett a kezdeti definícióhoz képest az a felismerés, hogy a szájreklám nemcsak egyéni szinten értelmezhető, hanem csoportos (két vagy több személy között) jelenségként is (*Bone* [1992]). Később pedig az online felületek fejlődésének, a web 2.0-ás megoldások megjelenésének köszönhetően kiterjesztése megvalósulhatott. Az információk minden korábbinál könnyebben áramolhatnak, és a fogyasztói összeköttetések globális szinten biztosítják a pozitív és negatív vélemények megosztását. Minden olyan informális kommunikációt, amely esetében a közlendő üzenet a többi fogyasztó felé irányul, és az információk elsősorban a termék vagy a szolgáltatás birtoklásáról, használatáról vagy jellemzőiről szólnak, szájreklámnak nevezhetünk (*Hennig-Thurau et al.* [2004]). A fogyasztók számára elérhető internetezésre alkalmas eszközök és megoldások tehát lehetővé tették az online szájreklám kialakulását, amely elsősorban abban különbözik a hagyományos formától, hogy mivel elektronikus felületen zajlik, így általában nincs közvetlen „face-to-face” kommunikáció, a vélemények, ajánlások gyakran „kéretlenek”, és csak akkor kerül sor az értékelésre, ha a leendő befogadók éppen rátalálnak, felfigyelnek rá (*Park–Kim* [2008]).

A hagyományos szájreklám esetében azonosíthatók különböző tipikus küldők, források. A véleményvezérek elsősorban termékhez/szolgáltatáshoz kötött információt adnak át, és elismertségüket az érdeklődési szintjük, hozzáértésük, tapasztalatuk adja e témakörben (*Myers–Robertson* [1972], *King–Summers* [1970], *Richins–Root-Shaffer* [1998]). A piaci „sokat tudók” (market mavens) abban különböznek a véleményvezérektől, hogy befolyásoló szerepük nem az adott termékkörrel kapcsolatos hozzáértésükből adódik, hanem általános tudásukból, piaci szintű ismereteikből. Számos termék- és szolgáltatáskategóriáról, értékesítési helyről és piaci aspektusról birtokolnak információt, amit elsősorban altruista módon, másokért, mások jólétéért osztanak meg. Szeretnek vásárolni és keresgetni, illetve beszélni arról, amit tapasztaltak és megfigyeltek (*Feick–Price* [1987], *Slama–Williams* [1990]). Bizonyos esetekben erősen elkötelezettek az általuk optimálisnak talált márkák iránt (*Gladwell* [2000]), ezáltal nevezhetjük őket „márkaevangelistáknak” (brand evangelist) vagy márkanagyköveteknek (brand advocate) is.

A véleményvezér magatartás mérésére publikált első skálák egyike *King–Summers* [1970] nevéhez fűződik, akik *Rogers–Cartano* [1962] skáláját adaptálták. Céljuk az volt, hogy egy termékkategóriákon átívelő, általánosan használható mérőeszközt (skálát) hozzanak létre, amelyet könnyen lehet az adott termékkörre specializálni az egyes itemek (állítások) pontosítása/átírása révén. Az alapkonceptió szerint a véleményvezér magatartás (opinion leadership) azt reprezentálja, hogy

az egyén milyen mértékben ad információt másoknak az adott témában, illetve hogy mások mennyiben tekintenek rá e témakörben potenciális információforrásként. A skála által azonosítható véleményvezérek meghatározók a szájreklám és a személyközi befolyásolás során, elősegítve az új termékek, szolgáltatások és gondolatok diffúzióját (*Bearden–Netemeyer* [1999]). A skálát később *Childers* [1986] dolgozta fel, és 1-től 5-ig terjedő értékelést javasolt – két meghatározott végponti specifikációval.

Reynolds–Darden [1971] véleményvezér skálája hasonló kiindulópontokkal rendelkezik, azonban egy információkeresési faktort is azonosítanak. Az általuk javasolt állításokat 1–5-ig terjedő Likert-skálával mérték az egyetértés mértékének megítélése alapján. *Flynn–Goldsmith–Eastman* [1996] megközelítése alapján véleményadó magatartás akkor jelentkezik, amikor az egyén mások vásárlásaira gyakorol hatást egy adott termék kategóriát illetően. A véleménykeresés pedig akkor jelentkezik, ha az egyén információért fordul másokhoz a vásárlási döntése során. Ennek megfelelően a véleményvezérek tanácsot adnak, míg a véleménykeresők tanácsért fordulnak másokhoz (*Flynn–Goldsmith–Eastman* [1996] 138. old.). Az általuk javasolt skála így két részre osztható, a véleményvezér és véleménykereső magatartás dimenziókra. Ezekre vonatkozóan 6-6 állítás szerepelt vizsgálatukban, amelyeket 7 fokozatú Likert-skálán mértek. A megbízhatósági mutatók megfelelőek voltak a skálák esetén, a Cronbach-alfa értékei több tanulmány eredményei alapján is 0,8 felettiék, és a *King–Summers*-féle [1970] skálával is 0,72-es erősségű korreláció alapján konvergens validitást mutatott (*Bearden–Netemeyer* [1999]) az általuk javasolt mérőeszköz.

Sun et al. [2006] a véleményformáló magatartás feltárására online környezetre adaptálták és fejlesztették tovább a *Flynn–Goldsmith–Eastman* [1996] által javasolt skálát. Tanulmányukban 8-8 item felhasználásával mérték az online véleményvezér és véleménykeresési magatartást 7 fokozatú Likert-skálán az egyetértés függvényében. Emellett az online környezetből adódó következmények miatt további elemekkel bővítették a mérőeszközt, nevesítve az online véleménytovábbítást és a „chatelést” is. A véleménytovábbítást 6 itemmel, szintén 7 fokozatú Likert-skálán mérték. A Cronbach-alfa értékei megfelelő megbízhatóságot mutattak: 0,94 online véleményadás; 0,90 online véleménykeresés; 0,89 online véleménytovábbítás esetén.

Chu–Kim [2011] továbbgondolva az online szájreklám megjelenési formáit, különös tekintettel a közösségi médiumokban, arra jutottak, hogy egy személy egyszerre veheti fel a véleményadó, -kereső, és -továbbító szerepköröket. Ennek megfelelően adaptálták a *Flynn–Goldsmith–Eastman* [1996] és *Sun et al.* [2006] által javasolt skálákat és egy összesen 9 itemből álló mérőeszközt alkalmaztak a három dimenzió vizsgálatára (mindegyik szerepkörre tehát 3-3 állítás vonatkozott). A Cronbach-alfa értékei a véleménykeresés és a véleménytovábbítás esetén magasnak mondhatók (rendre 0,83 és 0,93), azonban a véleményadást tekintve alacsonyabb, 0,68-as értéket értek el.

A tradicionális megkérdezésalapú mérések mellett *Jungnickel* [2018] kutatása arra hívta fel a figyelmet, hogy két további mérési módszert is érdemes vizsgálni: a mások általi megítélésalapú és az algoritmusokkal feltárt és értékelt megközelítést.

Jelen kutatásban azonban a *Chu–Kim* [2011] által javasolt skálát adaptáltuk a véleményformáló magatartásdimenziók feltárására, mivel ez illeszkedik legjobban az alkalmazni kívánt megközelítéshez és a PLS-alapú útelemzéshez. (Lásd az 1. táblázatot.) Az online véleménykeresés méréséhez – annak egyértelművé tétele érdekében, hogy az adott webshop vagy termék kiválasztására vonatkozó döntés esetén kerül sor az információkeresésre és másokhoz való fordulásra – egy további itemet nevesítettünk, így különválasztottuk e két „vetületet”. Az állításokkal egyetértés mértékét 1–7-ig terjedő Likert-skálán mértük, ahol 1 azt jelentette, hogy „egyáltalán nem ért egyet az adott kijelentéssel”, míg a 7-es érték azt, hogy „teljes mértékben egyetért az adott kijelentéssel” a válaszadó.

A modellbe került további látens változók közül a továbbajánlási szándék tulajdonképpen az online és offline pozitív véleményformálás magatartási indítékának tekinthető egy adott szolgáltatás vagy termék vásárlásához kötődő folyamatot követően. A pozitív *WOM* (word-of-mouth – online továbbajánlási szándék, pozitív szájreklám) tehát felfogható úgy, mint a fogyasztó hajlandósága a termék ajánlására más fogyasztók számára (*Gruen–Osmonbekov–Czaplewski* [2006]). A továbbajánlási magatartás vizsgálatára – hasonlóan az újravásárlási szándékhoz – elsősorban a longitudinális kutatások alkalmasak, mivel ezek nemcsak az ajánlási szándékot mérik, hanem a valós magatartást is. Jelen kutatásban a *Zeithaml–Berry–Parasuraman* [1996] és *Verhoef–Franses–Hoekstra* [2002] alapján javasolt három tételből álló skálát adaptáltuk. *Neumann-Bódi* [2012] is e mérési eszközzel végezte kutatásait (5 pontos Likert-skálát használt) és 0,851-es Cronbach-alfa értéket kapott. Kutatásunkban a skála 1-től 7-ig terjedő értékekkel méri az egyetértés fokát. Az eredeti három állítást kiegészítettük egy kifejezetten online környezetű ajánlást megfogni kívánó tétellel. (Lásd az 1. táblázatot.)

Az információs befolyásoltság, a SUSCEP (consumer susceptibility to interpersonal influence – személyközi befolyásra való fogyasztói érzékenység) információs komponense (*Bearden–Netemeyer–Teel* [1989]). A SUSCEP személyes tulajdonság, egy egyénre jellemző tendencia, amelynek mérésére több dimenzió révén kerülhet sor. A normatív dimenzió jelen kutatásban nem szerepel, így az eredeti skálából csak az információs dimenziót adaptáltuk. „Alkalmazásának előnye, hogy míg más (például *Park–Lessig* [1977], *Brinberg–Plimpton* [1986]) alkalmazott skálák termék-, illetve szituációfüggők, addig a SUSCEP a fogyasztói magatartást általánosan jellemző vonásokat igyekszik megragadni” (*Tárkányi* [2008] 36. old.). Korábbi online szájreklámmal kapcsolatos területen végzett kutatások is e skálát adaptálták; *Hsu–Tran* [2013] 7 fokozató Likert-skála segítségével mérték e látens változót. (Lásd az 1. táblázatot.)

1. táblázat

Szájreklámhoz köthető magatartásdimenziók mérési skálája a kutatásunkban
(Measurement scale of the word-of-mouth-related behaviour dimensions in our research)

Változó	Állítás	Látens változó	Skála forrása
ZOpseek_online_2	Végso döntésem előtt értékeléseket, véleményeket gyűjtök az interneten.	Online véleménykeresés (Opseek online)	Flynn–Goldsmith–Eastman [1996], Sun et al. [2006], Chu–Kim [2011]
ZOpseek_online_3	Sokkal nyugodtabb vagyok az adott termék/szolgáltatás kiválasztásakor, ha mások véleményt formálnak velem kapcsolatban az interneten.		
ZOpseek_online_4	Sokkal nyugodtabb vagyok a webáruház kiválasztásakor, ha mások véleményt formálnak velem kapcsolatban az interneten.		
ZOpgiv_online_1	Gyakran meggyőzők másokat az interneten, hogy vásároljanak olyan termékeket, amelyeket szeretek, amelyekkel elégedett vagyok.	Online véleményadás (Opgiv online)	Sun et al. [2006], Chu–Kim [2011]
ZOpgiv_online_2	Az ismerőseim az interneten az én véleményem, értékelésem alapján választják ki a termékeket, webshopokat.		
ZOpgiv_online_3	Az interneten gyakran befolyásolom mások véleményét a termékekről, webshopokról.		
ZOpforward_online_1	Amikor egy termékkel, webshoppal kapcsolatos információt, véleményt kapok valakitől, szívesen továbbítom azt más ismerőseim számára is az interneten.	Online véleménytovábbítás (Opforward online)	Sun et al. [2006], Chu–Kim [2011]
ZOpforward_online_2	Az interneten szeretek megosztani különböző ismerősi körömből származó érdekes információkat termékekről, szolgáltatásokról, webshopokról, olyanokkal is, akik nem ismerik e barátaimat.		
ZOpforward_online_3	Hajlamos vagyok arra, hogy a másoktól származó értékeléseket, véleményeket megosszam barátaimmal, ismerőseimmel az interneten.		
ZOpgiv_offline_1	Gyakran meggyőzők másokat személyes beszélgetésekben, hogy vásároljanak olyan termékeket, amelyeket szeretek, amelyekkel elégedett vagyok.	Offline véleményadás (Opgiv offline)	Flynn–Goldsmith–Eastman [1996]
ZOpgiv_offline_2	Az ismerőseim az én véleményem, értékelésem alapján választják ki a termékeket, szolgáltatásokat, webshopokat.		
ZOpgiv_offline_3	Gyakran befolyásolom mások véleményét a termékekről, webshopokról.		
ZOpseek_offline_2	A vásárlási döntésem meghozatala során fontos számomra, hogy kikérjem mások véleményét.	Offline véleménykeresés (Opseek offline)	Flynn–Goldsmith–Eastman [1996]
ZOpseek_offline_3	Végso döntésem előtt véleményeket, ajánlásokat gyűjtök másoktól.		
ZOpseek_offline_4	Sokkal nyugodtabb vagyok az adott termék/szolgáltatás kiválasztásakor, ha mások véleményt formálnak velem kapcsolatban.		
Zn_e_wom1	Pozitív dolgokat mondanék másoknak erről a webáruházról.	Továbbajánlási szándék (WOM)	Zeithaml–Berry–Parasuraman [1996], Verhoef–Franses–Hoekstra [2002], Neumann–Bódi [2012]
Zn_e_wom2	Ajánlanám a webáruházat azoknak, akik kíváncsiak a tanácsomra.		
Zn_e_wom4	Az oldalról szívesen osztanék meg pozitív véleményt az interneten.		
ZSocinfl_1	Hogy biztos lehessenek online vásárlási döntésemben, szívesen követem, mások mit vásárolnak, milyen szolgáltatásokat használnak.	Személyes információs befolyásoltság (Socinfl)	Bearden–Netemeyer–Teel [1989], Hsu–Tran [2013]
ZSocinfl_2	Ha nincsenek saját tapasztalataim, gyakran kikérem mások véleményét az interneten.		
ZSocinfl_4	Gyakran kikérem barátaim, illetve családtagjaim véleményét egy adott termékről/szolgáltatásról, mielőtt megvenném az interneten.		

2. A másodrendű látens változók modellezése PLS-ben

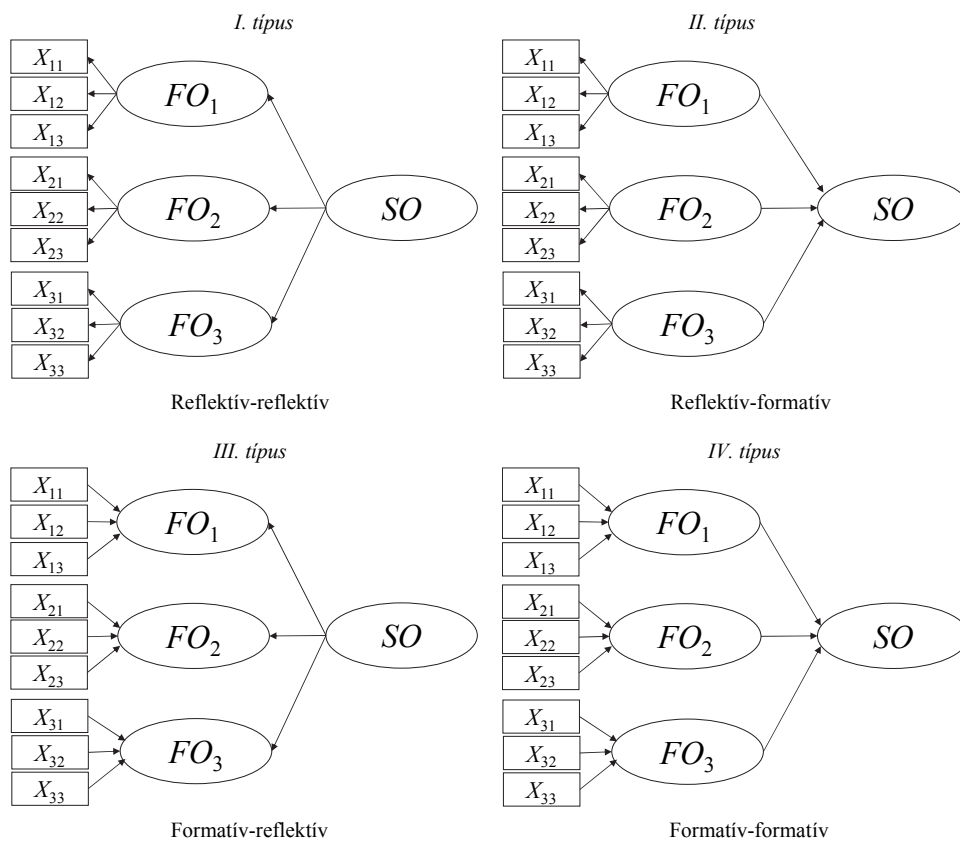
A PLS-alapú strukturális egyenletek modellezésének alapgondolata elsősorban *Wold* [1974], [1982] nevéhez kötődik, de a módszer jelentős fejlődésen – kiterjesztésen és változáson – ment keresztül az utóbbi évtizedekben, években. Mára már egy teljes körű SEM-módszerré vált, amely alkalmas reflektív és formatív kapcsolatok kezelésére, rekurzív és nemrekurzív modellek vizsgálatára, a mérési modell tesztelésére és globális illeszkedésének megállapítására (*Dijkstra–Henseler* [2015a], [2015b]). A PLS-útelemzés során a függő látens változók teljes magyarázott varianciájának maximalizálása történik (*Kazár* [2014]). A paraméterek becslése partíciónként, a legkisebb négyzetek módszerével, iteratív eljárásban adódik (*Füstös et al.* [2004]). Mind a látens változók manifeszt (mérhető) változókból való megalkotására, mind a látens változók közötti kapcsolatrendszer vizsgálatára sor kerül. Ennek megfelelően a külső (mérési) modell alatt a manifeszt és látens változók közötti kapcsolatokat értjük, míg belső (strukturális) modell alatt a látens változók közötti, „oksági” (klasszikus ökonometriai értelmezés szerint (*Rappai* [2011])) kapcsolatokat. A két modell becslésére egyidejűleg négy lépésben kerül sor (*Kazár* [2014]). A látens változók és a manifeszt változók közötti kapcsolatok lehetnek reflektívek és formatívak. Amennyiben a kapcsolat *reflektív*, az indikátorok a látens változó leképeződésének vagy okozatának tekinthetők, a látens változóban bekövetkezett változás, az indikátorokban is változást okoz. Amennyiben a kapcsolat *formatív*, az indikátorok a látens változók mögött álló okokat jelentik, az indikátorokban bekövetkezett változás vezet a látens változó értékeinek megváltozásához.

A hierarchikus látens változó fogalma a korábbiaknak megfelelően azt jelenti, hogy nem manifeszt változókkal mérjük és definiáljuk, hanem más látens változókkal. A másodrendű látens és az indikátorként szolgáló „elsőrendű” látens változók közötti kapcsolatok iránya (reflektív/formatív (*Horváth–Hollósy–Vadász* [2019])) alapján négy alaptípust (lásd az 1. ábrát) különböztethetünk meg, és ezek közül kell kiválasztani, hogy melyik változatot alkalmazzuk. (*Polites–Roberts–Thatcher* [2012], *Jarvis–MacKenzie–Podsakoff* [2003]).

A másodrendű hierarchikus változók közül talán a leggyakoribb – és jelen kutatás is ezt a megközelítést alkalmazza – a reflektív módon mért elsőrendű változó és a formatív módon mért másodrendű változó esete, azaz a II. típus (*Ringle–Sarstedt–Straub* [2012]). Tanulmányunkban azt feltételezzük, hogy a véleményformáló magatartás online esetben a véleményvezér, a véleménykereső és a véleménytovábbító egyéni jellemzők alapján, míg offline esetben a véleménykereső és véleményvezér dimenziókkal írható le. A két megjelenési környezet közötti összefüggést pedig úgy értelmezzük, hogy a valódi, emberi kapcsolatokban megjelenő magatartás a virtuális felületeken is hasonlóan alakul, tehát pozitív összefüggés van az offline és az online

véleményformáló magatartás között. Mindkét másodrendű változó mérésére szolgáló látens változók reflektív kapcsolatokkal jellemezhető indikátorokkal mérték, amelyek az egyes magatartásformák megjelenéseit mutatják a válaszadó saját bevallása, megítélése szerint.

1. ábra. A hierarchikus (másodrendű) látens változók négy alaptípusa
(The four basic types of hierarchical [second-order] latent variable constructs)

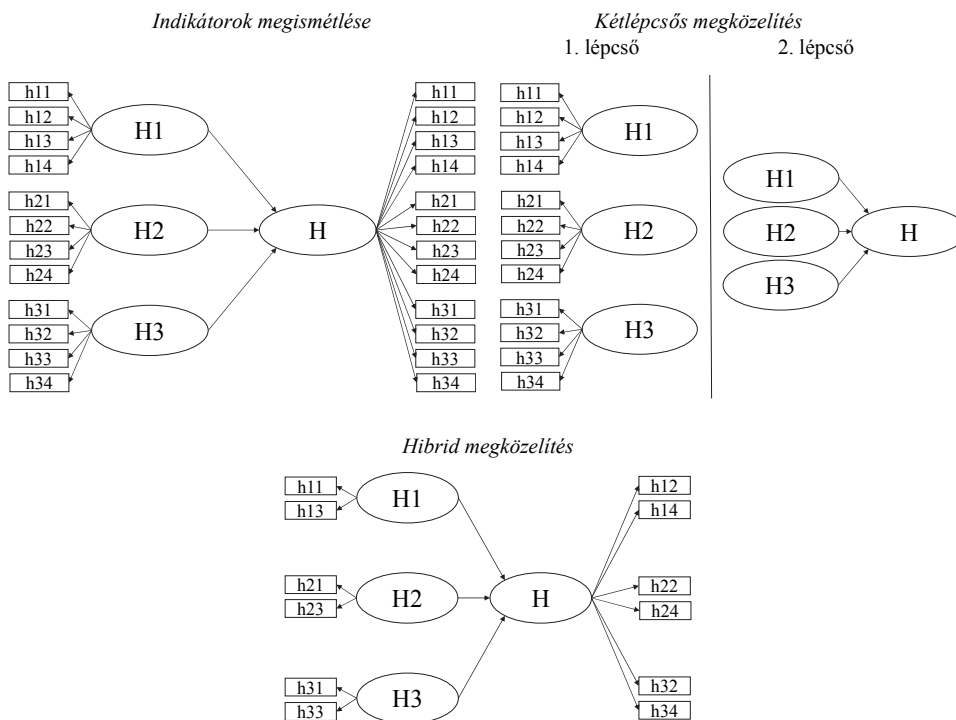


Megjegyzés. FO (first-order construct): elsőrendű változó; SO (second-order construct): másodrendű változó.
Forrás: Becker–Klein–Wetzels [2012] 363. old. alapján.

A magasabb rendű hierarchikus változók modellezésére elsősorban azért kerül sor, hogy a modellek komplexitását tudjuk növelni, amellett, hogy nem veszítünk azok áttekinthetőségéből és a kapcsolatrendszerek letisztultságából. Számos korábbi tanulmányt találhatunk a marketing-szakirodalomban például a szolgáltatásminőség (Parasuraman–Zeithaml–Berry [1988]), a marketingorientáció (Baker–

Sinkula [1999]), valamint az észlelt kockázat (*Srinivasan–Ratchford* [1991]) és érték (*Ulaga–Eggert* [2006]) esetében megalkotott másodrendű látens változóra, azonban ezek a megközelítések a modell paramétereinek becslése során inkonzisztenciát mutattak (*Becker–Klein–Wetzels* [2012]). A hierarchikus PLS-modellek becslése során három fő megoldás bontakozott ki a *van Riel et al.* [2016] által javasolt háromlépcsős eljárás előtt: az indikátorok megismétlése (repeated indicators approach), a kétlépcsős megközelítés (two-stage approach) és a hibrid megközelítés (hybrid approach).

2. ábra. A hierarchikus PLS-modellek becslése különböző eljárások szerint
(Estimation of hierarchical constructs using various hierarchical PLS model approaches)



Forrás: *van Riel et al.* [2016] 462. old. alapján.

Az indikátorok megismétlése esetén az elsőrendű változó manifeszt indikátorait használjuk újra, ismételjük meg, azaz valamennyit a másodrendű változó indikátoraiként alkalmazzuk. Ha például 3 elsőrendű változó van 4-4 manifeszt indikátorral, akkor összesen 12 indikátora lesz a másodrendű változónak. Ez a megközelítés a – *Wold* [1982] által javasolt – leggyakrabban alkalmazott módszer a hierarchikus látens változó jellemzésére (*Wilson–Henseler* [2007]). A módszer hátránya azonban,

hogy a megismételt indikátorok egymással mesterségesen korreláló reziduumokat (maradványváltozók) hozhatnak létre (*Becker–Klein–Wetzels* [2012]). További hátránya e megközelítésnek, hogy amennyiben a másodrendű változó endogén változóként szerepel a modellben, akkor szinte a teljes varianciája az indikátorai által magyarázott. Ennek köszönhetően a kutatók arra az eredményre juthatnak, hogy az adott magyarázó változó nem releváns, pedig ez nem igaz, csak a módszer hátrányából fakadó következtetés téves. Ennek kiküszöbölésére *Ringle–Sarstedt–Straub* [2012] egy alternatív megközelítést dolgoztak ki, amelyben a másodrendű változó nincs közvetlenül kapcsolatban más, modellben szereplő látens változókkal, csak indirekt módon, az elsőrendű látens változók révén. Így egy magyarázó változó hatása a modellben csak a mediáló szerepkörben (*Nitzl–Roldán–Cepeda* [2016]) levő elsőrendű látens változókon keresztül történhet.

A kétlépcsős megközelítés esetében az első lépés célja, hogy az elsőrendű látens változók számára meghatározzuk a látens változó értékeit. Ekkor még a másodrendű látens változó nem is szerepel a modellben. Csak a második lépésben becsüljük, az elsőrendű látens változó értékeinek felhasználásával. Ilyenkor az elsőrendű látens változók mint manifeszt változók – azaz egy-egy itemként – szerepelnek a modellben. Ez nemcsak statisztikai szempontból hasznos (például, hogy elkerüljük az indikátorok közötti multikollinearitást), hanem gyakorlati szempontból is fontos (például megakadályozza a „kettős számbavételt” (*Arnett–Laverie–Meiers* [2003])). Legnagyobb előnye pedig kétségtelenül az, hogy a másodrendű változó így endogén változóként is szerepelhet a strukturális modellben (*Ringle–Sarstedt–Straub* [2012]).

A *Wilson–Henseler* [2007] által javasolt hibrid megközelítés kettéválasztja az elsőrendű változók manifeszt változóit úgy, hogy azok fele az elsőrendű változók, míg a másik fele a másodrendű látens változó mérésére szolgál. Fő célja ezáltal a mesterségesen létrehozott korreláció kiiktatása a reziduumok között. A módszer nem pontosítja, hogy mit kell páratlan számú indikátor esetén tenni, illetve miként érdemes szétválasztani az elsőrendű és másodrendű változók jellemzésére szolgáló indikátorokat. E hátrányok miatt a kutatói gyakorlatban csak nagyon ritkán alkalmazott az eljárás.

Az egyes módszerek eredményeinek összehasonlítása empirikus adatokon szintén nagyon ritka a szakirodalomban. *Becker–Klein–Wetzels* [2012] Monte-Carlo-szimulációt alkalmazva arra jutottak, hogy mind az ismételt indikátor megközelítés („Mode B” súlyozást alkalmazva a PLS-modellben (a részletes magyarázatért lásd *Henseler* [2010])), mind a kétlépcsős megközelítés alkalmazható. Természetesen, amennyiben a másodrendű változóhoz vezető és a belőle induló útvonalak érdekesek, azaz endogén változóként szerepel, akkor a kétlépcsős megközelítés az ajánlott. Habár *Becker–Klein–Wetzels* [2012] nem emelik ki, *van Riel et al.* [2016] megállapítják, hogy egyik ilyen megközelítés sem ad konzisztens becslést, értékeket. További hiányosság, hogy egyik módszer esetében sincs lehetőség a formális modellilleszkedés vizsgálatára. Az erre szolgáló mutatók nem voltak elérhetők a javasolt megkö-

zelítések megjelenésekor, és amióta a formális modellilleszkedés vizsgálata elérhető, azóta sem került sor integrálásukra. Így a kutatók számára nem nyílt lehetőség arra, hogy bizonyítsák, van-e egyáltalán értelme a másodrendű látens változó modellbe történő beépítésének.

A háromlépcsős megközelítés annyiban jelent újdonságot, hogy ennek alkalmazása révén képesek vagyunk konzisztens értékeket, becsléseket adni a loadingok, a súlyok és az útvonal-együtthetők esetében. Továbbá kétszer is sor kerül a modell globális illeszkedésének ellenőrzésére, megválaszolva azt a kérdést, hogy egyáltalán szükség van-e a másodrendű látens változó integrálására. Összesen tíz feladatot kell elvégeznünk három „lépcsőben” (*van Riel et al.* [2016]):

1. lépcső

- 1.1. feladat: a modell becslése a másodrendű látens változó nélkül;
- 1.2. feladat: a modell illeszkedésvizsgálata;
- 1.3. feladat: a látens változóértékek kinyerése;
- 1.4. feladat: a megbízhatósági mutatók feljegyzése, a konzisztens korrelációs mátrix előállítás.

2. lépcső

- 2.1. feladat: a modell becslése az elsőrendű látens változók nélkül;
- 2.2. feladat: az új modell illeszkedésvizsgálata;
- 2.3. feladat: a másodrendű látens változó megbízhatóságának mérése.

3. lépcső

- 3.1. feladat: a megbízhatósági mutatókkal korrigált modell újbóli becslése;
- 3.2. feladat: a konzisztens útegyütthetők és konfidenciaintervallumok meghatározása;
- 3.3. feladat: a konzisztens súlyok kalkulációja.

A következőkben ezeket a feladatokat és lépcsőfokokat mutatjuk be annak érdekében, hogy az online és offline véleményformáló magatartás (mint másodrendű látens változók) létjogosultságát és az általunk javasolt modellbe építésének előnyeit bizonyíthassuk.

3. A véleményformáló magatartás mint másodrendű látens változó modellezése a háromlépcsős eljárással

A modell alapjául szolgáló adatfelvételt 2016-ban került sor egy 2000 fős online panel azon válaszadói körében, akik a megkérdezést megelőző 3 hónap során vásá-

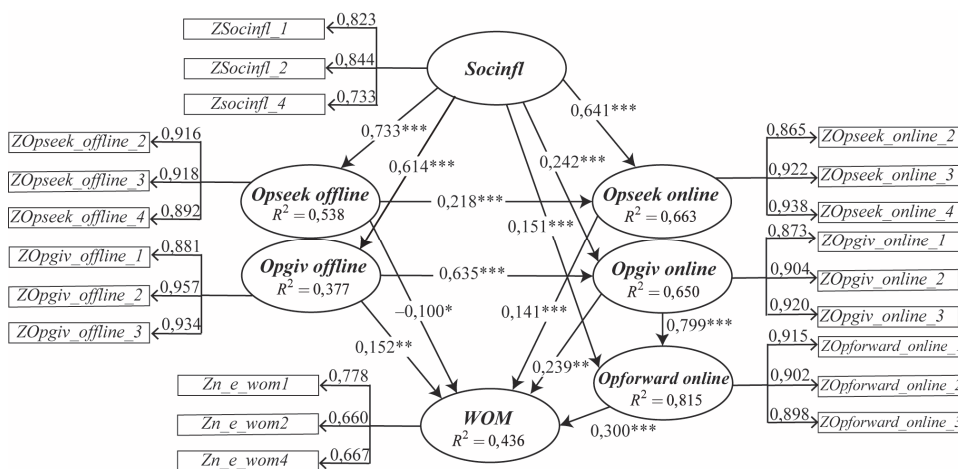
roltak az interneten. (Lásd a Függelék F1. pontját.) Az adatelőkészítés során az indikátorok esetében a válaszadó átlagos válaszadási értékéhez és a szóráshoz viszonyítottuk az egyetértés mértékét (standardizálás történt).

Az **1. lépcsőben** a modellt úgy kell megalkotni, hogy még nem foglaljuk bele a másodrendű látens változót, annak érdekében, hogy kinyerhessük a konzisztens korrelációs mutatókat az elsőrendű látens változók esetében.

A konzisztens PLS-eljárás érdekében az ADANCO 2.1-es verzióját használtuk, és a reflektív módon mért látens változók esetében a „Mode A consistent” súlyozást választottuk, ami a *Dijkstra–Henseler* [2015b] által javasolt eljárás.

Az 1.1. feladat során elsőként a modell specifikálása történik. Itt arra érdemes törekedni, hogy az elsőrendű látens változók közötti kapcsolatok rendszere a másodrendű változó integrálásakor előálló kapcsolatrendszer mintázza. Először tehát úgy építettük fel a modellünket, hogy a véleményformáló magatartás egyéni dimenzióit külön-külön szerepeltettük, és reflektív módon mértük. A kapcsolatokat a 3. ábra alapján definiáltuk.

3. ábra. A modell kapcsolatrendszere és eredményei az 1. lépcsőben
(The relationships and results of the model in Step 1)



* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.
Megjegyzés. Lásd az 1. táblázat látens változóit.

Az ábrán a kapott útegyütthatókat is feltüntettük. Ennek eredményeként a személyes információs befolyásoltság pozitív kapcsolatot mutat az online és offline véleményformáló magatartás egyéni dimenzióival. Ezek pedig egy kivétellel pozitív módon hatnak egy konkrét online vásárlást követően a továbbajánlási szándéokra. Az elsőrendű látens változók közötti kapcsolatok esetén feltételeztük és bizonyítottuk az offline magatartásjellemzők, online magatartásjellemzőkre való pozitív hatását, illetve az

online véleményformáló magatartás és az online véleménytovábbítás közötti pozitív kapcsolatot. Az offline véleménykeresés magatartáskomponensének az online továbbajánlási szándékra gyakorolt közvetlen hatása negatív, amiből arra következtethetünk, hogy azok, akik jobban keresik offline környezetben mások véleményét, egy online felületen kevésbé lesznek érdekeltek a pozitív vélemények megosztásában.

A kapott eredményeket értékelve megállapítható, hogy érdemes lehet a másodrendű hierarchikus látens változó modellbe integrálása, mivel az illeszkedésvizsgálat során leggyakrabban alkalmazott SRMR-mutató (standardized root mean square residual – standardizált reziduális négyzetes középérték) ($SRMR = 0,0285 < 0,08$) (Henseler–Hubona–Ray [2016]) alapján a javasolt modell elfogadható. Továbbá a skálák megbízhatósági mutatói is megfelelők. (Lásd a Függelék F2. pontját.) Egyedül az online véleményadó és véleménytovábbító magatartás között magasabb, de határértéken aluli a HTMT (heterotrait-monotrait – több és egy tulajdonság) korrelációs arányszám értéke.

Miután megállapítottuk, hogy a modell elfogadható, az elsőrendű látens változók standardizált értékeit kell kinyernünk és elmentenünk. Az ADANCO-ban ezek az értékek az eredmények között megtalálhatók, és az adatfájlba történő másolásukat követően – hasonlóan az indikátorokhoz – megjelennek az újra importált adatállományból általunk nevesített változókként.

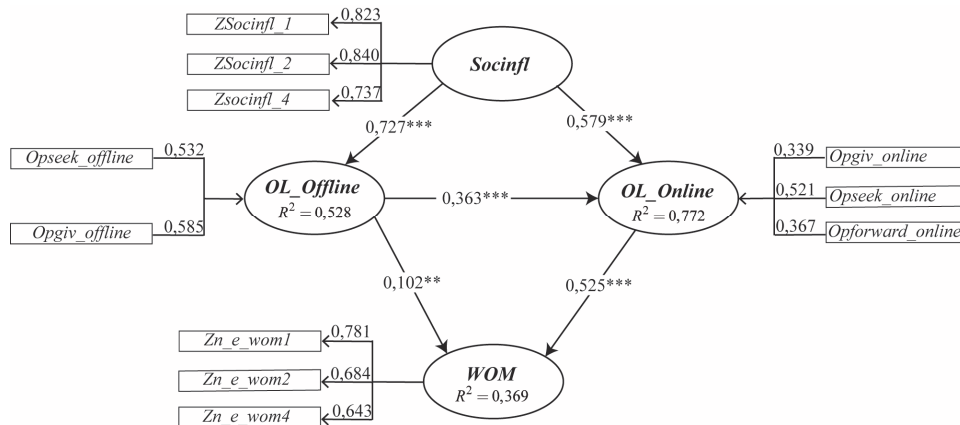
Ezt követően a látens változók Dijkstra–Henseler-féle megbízhatósági értékeit (ρ_A) szükséges lejegyeznünk annak érdekében, hogy a 3.3. feladatban a megfelelő súlyokat meg tudjuk majd határozni. Emellett elő kell állítanunk az elsőrendű látens változók konzisztens korrelációs mátrixát (S^*) is. Esetünkben a megbízhatósági értékek a meghatározott elfogadási kritériumnak maradéktalanul eleget tesznek, így a későbbiekben felhasználhatók.

A **2. lépésben** már a másodrendű látens változókat (online és offline eset) is a modellbe foglaljuk (lásd a 4. ábrát), és célunk, hogy a strukturális modell konzisztens mutatószámait előállítsuk.

A korábbi lépések során a mérési modellt is vizsgáltuk, azonban ebben a lépésben (2.1. feladat) elsősorban a strukturális modellre fókuszálunk. A korábbiakban kinyert kompozit értékeket használjuk fel a másodrendű látens változó jellemzésére indikátorként. Fontos, hogy ilyenkor a hagyományos legkisebb négyzetek módszerével („Mode B”-féle mérési mód) számolunk az ADANCO-ban a másodrendű változók esetében. Azonban amennyiben magas a multikollinearitás Henseler–Hubona–Ray [2016] a „Mode A” alapbeállítás meghagyását javasolják, mivel ebben az esetben a multikollinearitás nem érinti a korrelációs súlyokat (Rigdon [2012]). A legfontosabb e lépésben a w vektor meghatározása, amely a súlyvektor, a másodrendű változók súlyait jelenti.

A 2.2. feladatban a hierarchikus látens változó modellbe iktatásának létjogosultságát keressük, és ezért a modell illeszkedését vizsgáljuk elsősorban az SRMR-érték alapján. Mivel az SRMR-mutató $0,0662 < 0,08$, így a javasolt modell elfogadható (Henseler–Hubona–Ray [2016]). Amint a 4. ábrán látható, a személyes információs befolyásoltság mértéke pozitív összefüggést mutat az offline és online véleményformáló magatartással. Bizonyítható a modell révén, hogy az online magatartásra pozitív módon hat az offline magatartás, és az online továbbajánlási szándékot is pozitív módon befolyásolja e két egyéni jellemző.

4. ábra. A modell kapcsolatrendszere és eredményei a 2. lépésben
(The relationships and results of the model in Step 2)



* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Megjegyzés. Lásd az 1. táblázat látens változóit.

A másodrendű látens változó értékei az elsőrendű értékeinek lineáris kombinációjaként adódnak. Mivel azonban az elsőrendű látens változók értékei tartalmazzák a mérési hibát is, így a másodrendű látens változó értéke is tartalmazni fogja azt (Rigdon [2012]). Sajnos pontos megbízhatósági mutatók, mint a Dijkstra–Henseler-féle ρ_A , a Cronbach-alfa vagy a Jöreskog-féle ρ_C így nem állhatnak rendelkezésre, mivel ezek az itemek közötti korrelációból, illetve a „loading-okból” indulnak ki, hogy a mérési hibán belül a véletlen jelentőségét számszerűsítsék. Kompozitok (másodrendű látens változók) esetében ezek a kiindulópontok nem adnak megfelelő információt a mérési hiba mértékére. Mindezek ellenére azonban korábban rögzítettük az elsőrendű látens változók megbízhatósági mutatóit (ρ_A) és súlyait (w). Mivel az elsőrendű látens változó értékei általában véve standardizáltak,

így a Mosier-féle [1943] egyenletet alkalmazhatjuk a súlyozott kompozit (ρ_S) megbízhatósági mutatójának előállítására:

$$\rho_S = \mathbf{w}' \mathbf{S}^* \mathbf{w},$$

ahol \mathbf{w} egy oszlopvektor, amelynek elemei a másodrendű látens változó indikátorainak súlyai és \mathbf{S}^* az elsőrendű látens változók (a másodrendű kompozit indikátorainak) korrelációs mátrixa, kiegészítve az adott változó megbízhatósági értékeivel (ρ_A) a főátlóban.

$$\begin{bmatrix} w_{Opforward} & w_{Opseek} & w_{Opgive} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \rho_A(Opforward) & cor(Opforward, Opseek) & cor(Opforward, Opgive) \\ cor(Opseek, Opforward) & \rho_A(Opseek) & cor(Opseek, Opgive) \\ cor(Opgive, Opforward) & cor(Opgive, Opseek) & \rho_A(Opgive) \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} w_{Opforward} \\ w_{Opseek} \\ w_{Opgive} \end{bmatrix}$$

Az online véleményformáló magatartás megbízhatósági mutatója ($\rho_S - online = 0,9649$) és az offline véleményformáló magatartás megbízhatósági mutatója ($\rho_S - offline = 0,9637$) is magas, 1-hez közeli, elfogadható érték.

A **3. lépcső** nagyon hasonlít a 2. lépcsőhöz a feladatokat tekintve, csak más a cél. Itt a konzisztens mérési értékek előállítása kerül előtérbe a strukturális modellben, különösen az elsőrendű és a másodrendű látens változó közötti kapcsolatra vonatkozóan. Ebben az esetben a másodrendű változó korrelációit korrigáljuk (*van Riel et al.* [2016]) a „hígulás”, „csillapítás” (attenuation) miatt.

A 3.1. feladatban a modell újrabecslése történik a megbízhatósággal kiigazított mutatókkal. Miután most már rendelkezésünkre áll a súlyozott kompozit (ρ_S) megbízhatósági mutatója, újrabecsljük úgy a modellt, hogy továbbra is az 1. lépcsőben meghatározott indikátorokat használjuk az elsőrendű látens változó(k) számára, de a másodrendű látens változó megbízhatósági mutatóját manuálisan (ρ_S)-re állítjuk be. Fontos, hogy ilyenkor is a 2.1. feladatban használt súlyozást („Mode B”) alkalmazzuk a modellben.

A 3.2. feladatban az előző lépés eredményeképpen adódó útegységűtthetők szignifikanciatesztje következik, bootstrap segítségével meg kell határozni a konfidenciaintervallumot (*Streukens–Leroi–Werelds* [2016]). Továbbá ebben a lépésben lesznek információink már az indirekt és teljes hatásokra vonatkozóan is a modell értékelésekor. A kutatásban vizsgált modellben (lásd az 5. ábrát) azt tapasztal-

taljuk, hogy az egyik útegyüttható – offline szájreklám direkt hatása a továbbajánlási szándékra – már nem mutat szignifikáns összefüggést. A direkt hatás gyenge (0,066-os erősségű), viszont az indirekt hatás jelentősebb (0,2207), ami azt mutathatja, hogy az offline környezetben tapasztalt véleményformáló szerep elsősorban az online szerepvállaláson (annak mediáló hatásán) keresztül befolyásolja a továbbajánlási szándékot (WOM).

A 3.3. lépésben a konzisztens súlyok (lásd a 2. táblázatot) meghatározása történik.

1. Először a másodrendű látens változó minden indikátora számára ki kell számolni a kovariancia mértékét a következő képlet segítségével: $q_i = \lambda_i \rho_{A_i}^{-0,5}$, ahol λ_i a másodrendű látens változó értékei és az i -edik elsőrendű változó 2.1. feladatban meghatározott értékei közötti korreláció, valamint ρ_{A_i} az i -edik elsőrendű változó 1.4. feladatban meghatározott megbízhatósági mutatója.

2. Majd a másodrendű látens változó és az elsőrendű látens változók közötti – előzők szerint számított – konzisztens kovariancia-értékeket, illetve az elsőrendű látens változó konzisztens korreláció értékeit (\mathbf{R}) felhasználva egy hagyományos legkisebb négyzetek módszerével illesztett regresszió segítségével meghatározzuk a nem standardizált súlyok vektorát: $\mathbf{v} = \mathbf{R}^{-1} \mathbf{q}$.

3. Ezt követően standardizáljuk a kapott súlyokat úgy, hogy a nem standardizált súlyokat elosztjuk a szórással, amelyet az elsőrendű látens változók lineáris kombinációja ad eredményül: $\mathbf{w}_k = \left(1/\sqrt{\mathbf{v}'\mathbf{R}\mathbf{v}}\right) \mathbf{v}$.

Az így kapott súlyok alapján megállapítható, hogy az online véleménytovábbítás jelentősége alulbecsült lenne, szemben az online véleményadás dimenzió jelentőségével.

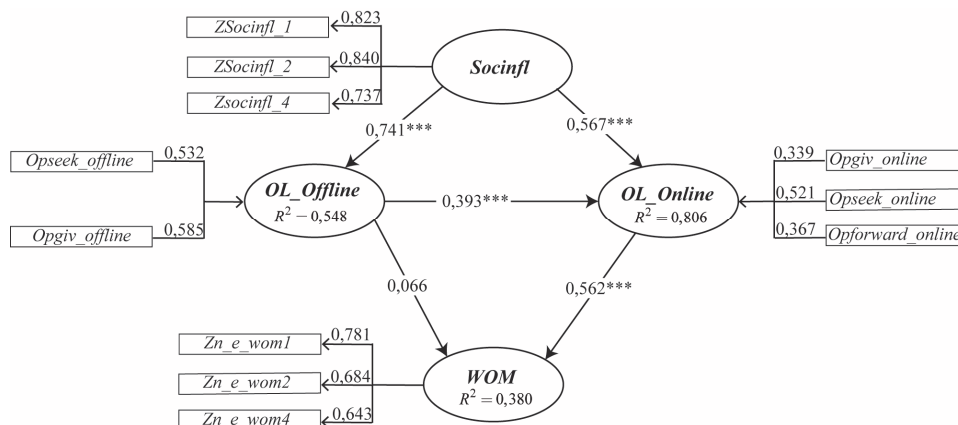
2. táblázat

A modellben kapott és a konzisztens súlyok értékeinek összehasonlítása
(Comparison of the model- and consistent weights)

Látens változó	Modellben kapott súly (\mathbf{w})	Konzisztens súly (\mathbf{w}_k)
<i>Opforward online</i>	0,3671	0,5434
<i>Opseek online</i>	0,5215	0,4998
<i>Opgiv online</i>	0,3392	0,1941
<i>Opseek offline</i>	0,5317	0,5397
<i>Opgiv offline</i>	0,5852	0,5772

Megjegyzés. Lásd az 1. táblázat látens változóit.

5. ábra. A modell kapcsolatrendszere és eredményei a 3. lépésben
(The relationships and results of the model in Step 3)



* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Megjegyzés. Lásd az 1. táblázat látens változóit.

4. Konklúzió

Kutatásunk során azt demonstráltuk, hogy a *van Riel et al.* [2016] által bemutatott háromlépcsős módszer miként alkalmazható a PLS-alapú útelemzés során, amennyiben magasabb rendű (hierarchikus) látens változó (kompozit) vizsgálatára kerül sor. E módszer egyik fő előnye, hogy lehetőség adódik annak eldöntésére, vajon a másodrendű látens változó modellezése szükséges-e, jár-e egyáltalán előnyökkel. Emellett tesztelhető a formális modellilleszkedés, és a konzisztens súlyok megállapítása is megtörténik. A véleményformáló magtartás komponensei között online esetben egy új szerepkört definiáltunk – az online véleményadás és véleménykeresés mellett a véleménytovábbítást –, valamint az is bizonyítást nyert, hogy lehet e magatartásdimenziókat együtt, magasabb rendű látens változóként kezelni. A módszer alkalmazása jelen kutatás esetében arra a felismerésre is rávezetett, hogy az offline környezetben tapasztalt véleményformáló szerep elsősorban az online szerepvállaláson (annak mediáló hatásán) keresztül befolyásolja az online továbbajánlási szándékot, valamint az online véleménytovábbítás jelentősége alulbecsült lenne, amennyiben nem állítanánk elő a konzisztens súlyokat. Gyakorlati szempontból fontos tehát az online vélemények és véleményvezér magatartással jellemezhető felderítése során a véleménytovábbító magatartás azonosítása is, illetve az offline környezetben azonosított szereplők vélhetően online esetben is relevánsak lesznek, de nem közvetlenül, hanem az online véleményformáló magatartás mediáló hatásán keresztül.

Függelék

F1. A válaszadók demográfiai jellemzői

F1. táblázat

A 2000 fős online megkérdezés válaszadóinak demográfiai jellemzői
(Demographic characteristics of respondents in the online research sample of 2,000 persons)

Jellemző	Százalék	Jellemző	Százalék
Nem		Lakhely	
Férfi	49,0	Főváros	21,5
Nő	51,0	Megyeszékhely	25,7
Korcsoport		Egyéb város	30,9
18–34 éves	32,0	Falu	22,0
35–49 éves	35,0	Családi állapot	
50–65 éves	33,0	Egyedülálló	19,5
Régió		Párkapcsolatban élő	22,3
Közép-Magyarország	30,1	Házasság	41,8
Közép-Dunántúl	11,0	Elvált	7,0
Nyugat-Dunántúl	10,0	Özvegy	2,4
Dél-Dunántúl	9,2	Élettársi kapcsolatban élő	7,2
Észak-Magyarország	11,7	Háztartás anyagi helyzete	
Észak-Alföld	14,9	Arra sem elég a havi jövedelem/munkám, hogy az alapvető dolgokat megvásároljam/juk	3,5
Dél-Alföld	13,3	Az alapvető dolgokat meg tudom/juk vásárolni, de másra nincs pénzem/ünk, a hó végéig éppen kitart.	28,9
Iskolai végzettség		Meg tudom/juk vásárolni az alapvető dolgokat és egy-két extra kiadást is megengedhetek/tünk magamnak/unknak, de félretenni nem tudok/unk.	53,7
Általános iskola	3,0	Könnyedén meg tudom/juk vásárolni, amire szükségem/ünk van, és még félre is tudok/unk tenni.	13,9
Szakiskola, szakmunkásképző	11,1		
Középiskola	40,9		
Főiskola	26,0		
Egyetem	18,0		
Egyéb	1,1		

F2. A modellek eredményeinek alakulása az 1. lépcsőben

F2. táblázat

Megbízhatósági mutatók
(Construct reliability indicators)

Látens változó	Dijkstra–Henseler-féle rho (ρ_A) ($\rho_A > 0,7$)	Jöreskog-féle rho (ρ_C) ($\rho_C > 0,7$)	Cronbach-alpha (α) ($\alpha > 0,7$)
<i>Opforward online</i>	0,9314	0,9313	0,9314
<i>Socinfl</i>	0,8467	0,8429	0,8406
<i>Opseek online</i>	0,9358	0,9344	0,9337
<i>Opgiv online</i>	0,9274	0,9268	0,9266
<i>Opseek offline</i>	0,9345	0,9343	0,9343
<i>Opgiv offline</i>	0,9480	0,9465	0,9460
<i>WOM</i>	0,7510	0,7452	0,7385

Megjegyzés. Itt és a továbbiakban lásd az 1. táblázat látens változóit. Az elfogadási kritérium *Henseler–Hubona–Ray* [2016] 12. old. alapján.

F3. táblázat

Diszkriminatív érvényesség: HTMT
(Discriminant validity: HTMT)

Látens változó	<i>Opforward online</i>	<i>Socinfl</i>	<i>Opseek online</i>	<i>Opgiv online</i>	<i>Opseek offline</i>	<i>Opgiv offline</i>	<i>WOM</i>
<i>Opforward online</i>							
<i>Socinfl</i>	0,6561						
<i>Opseek online</i>	0,3964	0,8012					
<i>Opgiv online</i>	0,8947	0,6310	0,3929				
<i>Opseek offline</i>	0,5433	0,7375	0,6883	0,5125			
<i>Opgiv offline</i>	0,7375	0,6170	0,4387	0,7834	0,6415		
<i>WOM</i>	0,6316	0,5275	0,3537	0,6354	0,3827	0,5650	

Megjegyzés. Az elfogadási kritérium *Henseler–Hubona–Ray* [2016] 12. old. alapján: HTMT < 0,9.

F4. táblázat

Diszkriminatív érvényesség: a Fornell–Larcker-féle kritérium
(Discriminant validity: Fornell-Larcker criterion)

Construct	<i>Opforward online</i>	<i>Socinfl</i>	<i>Opseek online</i>	<i>Opgiv online</i>	<i>Opseek offline</i>	<i>Opgiv offline</i>	<i>WOM</i>
<i>Opforward online</i>	0,8188						
<i>Socinfl</i>	0,4306	0,6423					
<i>Opseek online</i>	0,1572	0,6409	0,8261				
<i>Opgiv online</i>	0,8010	0,3989	0,1540	0,8086			
<i>Opseek offline</i>	0,2954	0,5380	0,4731	0,2626	0,8259		
<i>Opgiv offline</i>	0,5441	0,3768	0,1914	0,6136	0,4098	0,8551	
<i>WOM</i>	0,3942	0,2730	0,1238	0,3980	0,1445	0,3120	0,4951

Megjegyzés. Korrelációs együtthatók négyzetei a táblázatban; AVE (average variance extracted – átlagos kivonatolt variancia) az átlóban (AVE > 0,5). Diszkriminatív érvényesség: a Fornell–Larcker-féle kritérium (az AVE-értékek négyzetgyöke minden látens változó esetén nagyobb kell, hogy legyen, mint az adott látens változó és az összes többi látens változó közötti korrelációs együttható (*T. Nagy–Bernschütz* [2017] 54. old.).

F5. táblázat

R²-értékek
(*R² values*)

Látens változó	<i>R²</i>	Korrigált <i>R²</i>
<i>Opforward online</i>	0,8147	0,8145
<i>Opseek online</i>	0,6628	0,6625
<i>Opgiv online</i>	0,6501	0,6497
<i>Opseek offline</i>	0,5380	0,5378
<i>Opgiv offline</i>	0,3768	0,3764
<i>WOM</i>	0,4358	0,4344

F6. táblázat

Hatások a modellben
(Effects in the model)

Hatás	β	Közvetett hatás	Teljes hatás	Cohen-féle f^2
<i>Opforward online</i> → <i>WOM</i>	0,3000		0,3000	0,0301
<i>Socinfl</i> → <i>Opforward online</i>	0,1512	0,5049	0,6562	0,0742
<i>Socinfl</i> → <i>Opseek online</i>	0,6408	0,1597	0,8006	0,5627
<i>Socinfl</i> → <i>Opgiv online</i>	0,2420	0,3896	0,6316	0,1043
<i>Socinfl</i> → <i>Opseek offline</i>	0,7335		0,7335	1,1644
<i>Socinfl</i> → <i>Opgiv offline</i>	0,6138		0,6138	0,6045
<i>Socinfl</i> → <i>WOM</i>		0,4810	0,4810	
<i>Opseek online</i> → <i>WOM</i>	0,1412		0,1412	0,0184
<i>Opgiv online</i> → <i>Opforward online</i>	0,7995		0,7995	2,0734
<i>Opgiv online</i> → <i>WOM</i>	0,2388	0,2399	0,4787	0,0164
<i>Opseek offline</i> → <i>Opseek online</i>	0,2178		0,2178	0,0650
<i>Opseek offline</i> → <i>WOM</i>	-0,1000	0,0308	-0,0692	0,0066
<i>Opgiv offline</i> → <i>Opforward online</i>		0,5075	0,5075	
<i>Opgiv offline</i> → <i>Opgiv online</i>	0,6348		0,6348	0,7177
<i>Opgiv offline</i> → <i>WOM</i>	0,1524	0,3038	0,4563	0,0127

F3. A modell eredményeinek alakulása a 2. lépcsőben

F7. táblázat

Megbízhatósági mutatók
(Construct reliability indicators)

Látens változó	Dijkstra–Henseler-féle rho (ρ_A) ($\rho_A > 0,7$)	Jöreskog-féle rho (ρ_C) ($\rho_C > 0,7$)	Cronbach-alpha (α) ($\alpha > 0,7$)
<i>Socinfl</i>	0,8462	0,8428	0,8406
<i>WOM</i>	0,7532	0,7467	0,7385
<i>OL_Online</i>	1,0000	0,6684	0,7665
<i>OL_Offline</i>	1,0000	0,6156	0,7520

Megjegyzés. Az elfogadási kritérium *Henseler–Hubona–Ray* [2016] 12. old. alapján.

F8. táblázat

Diszkriminatív érvényesség: HTMT
(Discriminant validity: HTMT)

Látens változó	<i>Socinfl</i>	<i>WOM</i>
<i>Socinfl</i>		
<i>WOM</i>	0,5696	

Megjegyzés. Az elfogadási kritérium Henseler–Hubona–Ray [2016] 12. old. alapján: HTMT < 0,9.

F9. táblázat

Diszkriminatív érvényesség: a Fornell–Larcker-féle kritérium
(Discriminant validity: Fornell-Larcker criterion)

Látens változó	<i>Socinfl</i>	<i>WOM</i>	<i>OL_Online</i>	<i>OL_Offline</i>
<i>Socinfl</i>	0,6420			
<i>WOM</i>	0,2713	0,4973		
<i>OL_Online</i>	0,7103	0,3655		
<i>OL_Offline</i>	0,5285	0,2632	0,6143	

Megjegyzés. Korrelációs együttérthetők négyzetét a táblázatban; AVE az átlóban (AVE > 0,5). Diszkriminatív érvényesség: a Fornell–Larcker-féle kritérium (az AVE-értékek [average variance extracted – átlagos kivonatolt variancia] négyzetgyöke minden látens változó esetén nagyobb kell, hogy legyen, mint az adott látens változó és az összes többi látens változó közötti korrelációs együttérthető (T. Nagy–Bernschütz [2017] 54. old.).

F10. táblázat

R²-értékek
(R² values)

Látens változó	R ²	Korrigált R ²
<i>WOM</i>	0,3695	0,3689
<i>OL_Online</i>	0,7723	0,7721
<i>OL_Offline</i>	0,5285	0,5283

F11. táblázat

Hatások a modellben
(Effects in the model)

Hatás	β	Közvetett hatás	Teljes hatás	Cohen-féle f^2
<i>Socinfl</i> → <i>WOM</i>		0,5163	0,5163	
<i>Socinfl</i> → <i>OL_Online</i>	0,5790	0,2638	0,8428	0,6944
<i>Socinfl</i> → <i>OL_Offline</i>	0,7270		0,7270	1,1209
<i>OL_Online</i> → <i>WOM</i>	0,5250		0,5250	0,1686
<i>OL_Offline</i> → <i>WOM</i>	0,1016	0,1905	0,2921	0,0063
<i>OL_Offline</i> → <i>OL_Online</i>	0,3628		0,3628	0,2726

Irodalom

- ARBUCKLE, J. L. [2003]: *Amos 5 User's Guide*. SPSS Inc. Chicago.
- ARNDT, J. [1967]: Role of product-related conversations in the diffusion of a new product. *Journal of Marketing Research*. Vol. 4. No. 3. pp. 291–295. <http://dx.doi.org/10.2307/3149462>
- ARNETT, D. B. – LAVERIE, D. A. – MEIERS, A. [2003]: Developing parsimonious retailer equity indexes using partial least squares analysis: a method and applications. *Journal of Retailing*. Vol. 79. No. 3. pp. 161–170. [https://doi.org/10.1016/S0022-4359\(03\)00036-8](https://doi.org/10.1016/S0022-4359(03)00036-8)
- BAKER, W. E. – SINKULA, J. M. [1999]: The synergistic effect of market orientation and learning orientation on organizational performance. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 27. No. 4. pp. 411–427. <http://dx.doi.org/10.1177/0092070399274002>
- BEARDEN, W. O. – NETEMEYER, R. G. – TEEL, J. E. [1989]: Measurement of consumer susceptibility to interpersonal influence. *Journal of Consumer Research*. Vol. 15. Issue 4. pp. 473–481. <http://dx.doi.org/10.1086/209186>
- BEARDEN, W. O. – NETEMEYER, R. G. (eds.) [1999]: *Handbook of Marketing Scales: Multi-Item Measures for Marketing and Consumer Behavior Research*. SAGE Publications. Thousand Oaks. <http://dx.doi.org/10.4135/9781412996761>
- BEATTY, S. E. – SMITH, S. M. [1987]: External search effort: an investigation across several product categories. *Journal of Consumer Research*. Vol. 14. No. 1. pp. 83–95.
- BECKER, J.-M. – KLEIN, K. – WETZELS, M. [2012]: Hierarchical latent variable models in PLS-SEM: guidelines for using reflective-formative type models. *Long Range Planning*. Vol. 45. Issues 5–6. pp. 359–394. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lrp.2012.10.001>
- BONE, P. F. [1995]: Word-of-mouth effects on short-term and long-term product judgments. *Journal of Business Research*. Vol. 32. Issue 3. pp. 213–223. [http://dx.doi.org/10.1016/0148-2963\(94\)00047-1](http://dx.doi.org/10.1016/0148-2963(94)00047-1)
- BRINBERG, D. – PLIMPTON, L. [1986]: Self-monitoring and product conspicuousness on reference group influence. *Advances in Consumer Research*. Vol. 13. pp. 297–300.

- BROOKS, R. C. JR. [1957]: Word-of-mouth' advertising in selling new products. *The Journal of Marketing*. Vol. 22. No. 2. pp. 154–161. <http://dx.doi.org/10.2307/1247212>
- CHILDERS, T. L. [1986]: Assessment of psychometric properties of an opinion leadership scale. *Journal of Marketing Research*. Vol. 23. No. 2. pp. 184–188. <http://dx.doi.org/10.2307/3151666>
- CHIN, W. W. – FRYE, T. A. [2003]: *PLS Graph – Version 3.0*. Soft Modeling Inc. Sugar Land. www.plsgraph.com
- CHU, S.-C. – KIM, Y. [2011]: Determinants of consumer engagement in electronic word-of-mouth [eWOM] in social networking sites. *International Journal of Advertising*. Vol. 30. Issue 1. pp. 47–75. <http://dx.doi.org/10.2501/IJA-30-1-047-075>
- DICHTER, E. [1966]: How word-of-mouth advertising works. *Harvard Business Review*. Vol. 44. No. 6. pp. 147–166.
- DIJKSTRA, T. K. – HENSELER, J. [2015a]: Consistent and asymptotically normal PLS estimators for linear structural equations. *Computational Statistics & Data Analysis*. Vol. 81. January. pp. 10–23. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2014.07.008>
- DIJKSTRA, T. K. – HENSELER, J. [2015b]: Consistent partial least squares path modeling. *MIS Quarterly*. Vol. 39. No. 2. pp. 297–316. <http://dx.doi.org/10.25300/MISQ/2015/39.2.02>
- FEICK, L. F. – PRICE, L. L. [1987]: The market maven: a diffuser of marketplace information. *Journal of Marketing*. Vol. 51. No. 1. pp. 83–97. <http://dx.doi.org/10.2307/1251146>
- FLYNN, L. R. – GOLDSMITH, R. E. – EASTMAN, J. K. [1996]: Opinion leaders and opinion seekers: two new measurement scales. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 24. Issue 2. pp. 137–147. <http://dx.doi.org/10.1177/0092070396242004>
- FÜSTÖS L. – KOVÁCS E. – MESZÉNA GY. – SIMONNÉ M. N. [2004]: *Alakfelismerés: Sokváltozós statisztikai módszerek*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- GLADWELL, M. [2000]: *The Tipping Point: How Little Things Can Make a Big Difference*. Little, Brown and Company. Boston, New York, London.
- GRUEN, T. W. – OSMONBEKOV, T. – CZAPLEWSKI, A. J. [2006]: eWOM: The impact of customer-to-customer online know-how exchange on customer value and loyalty. *Journal of Business Research*. Vol. 59. Issue 4. pp. 449–456. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2005.10.004>
- HANNA, N. – WOZNIAK, R. [2001]: *Consumer Behavior: An Applied Approach*. Prentice Hall. Upper Saddle River.
- HENNIG-THURAU, T. – GWINNER, K. P. – WALSH, G. – GREMLER, D. D. [2004]: Electronic word-of-mouth via consumer opinion platforms: What motivates consumers to articulate themselves on the internet? *Journal of Interactive Marketing*. Vol. 18. Issue 1. pp. 38–52. <http://dx.doi.org/10.1002/dir.10073>
- HENSELER, J. – DIJKSTRA, T. K. [2015]: *ADANCO 2.0. Composite Modeling*. Kleve. www.compositemodeling.com
- HENSELER, J. – HUBONA, G. – RAY, P. A. [2016]: Using PLS path modeling in new technology research: updated guidelines. *Industrial Management & Data Systems*. Vol. 116. No. 1. pp. 2–20. <http://dx.doi.org/10.1108/IMDS-09-2015-0382>
- HENSELER, J. [2010]: On the convergence of the partial least squares path modeling algorithm. *Computational Statistics*. Vol. 25. Issue 1. pp. 107–120. <http://dx.doi.org/10.1007/s00180-009-0164-x>
- HERR, P. M. – KARDES, F. R. – KIM, J. [1991]: The effects of word-of-mouth and product-attribute information on persuasion: an accessibility-diagnostics perspective. *Journal of Consumer Research*. Vol. 17. Issue 4. pp. 454–462. <http://dx.doi.org/10.1086/208570>

- HORVÁTH ZS. – HOLLÓSY-VADÁSZ G. [2019]: Közzolgálati motivációs modellek tesztelése útlelemzéssel. *Statisztikai Szemle*. 97. évf. 3. sz. 269–287. old. <http://dx.doi.org/10.20311/stat2019.3.hu0269>
- HSU, Y. – TRAN, T. H. C. [2013]: Social relationship factors' influence on EWOM behaviors in social networking sites – Empirical study: Taiwan and Vietnam. *International Journal of Business, Humanities and Technology*. Vol. 3. No. 3. pp. 22–31.
- JARVIS, C. B. – MACKENZIE, S. B. – PODSAKOFF, P. M. [2003]: A critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing and consumer research. *Journal of Consumer Research*. Vol. 30. Issue 2. pp. 199–218. <http://dx.doi.org/10.1086/376806>
- JÖRESKOG, K. G. – SÖRBOM, D. [1989]: *LISREL 7: A Guide to the Program and Applications*. SPSS Inc. Chicago.
- JUNGNICKEL, K. [2018]: New methods of measuring opinion leadership: a systematic interdisciplinary literature analysis. *International Journal of Communication*. Vol. 12. pp. 2702–2724.
- KATZ, E. – LAZARSFELD, P. F. [1955]: *Personal Influence: The Part Played by People in the Flow of Mass Communications*. Free Press. New York.
- KAZÁR K. [2014]: A PLS-útlelemzés és alkalmazása egy márkaközösség pszichológiai érzetének vizsgálatára. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 1. sz. 33–53. old.
- KING, C. W. – SUMMERS, J. O. [1970]: Overlap of opinion leadership across product categories. *Journal of Marketing Research*. Vol. 7. No. 1. pp. 43–50. <http://dx.doi.org/10.2307/3149505>
- MOSIER, C. I. [1943]: On the reliability of a weighted composite. *Psychometrika*. Vol. 8. Issue 3. pp. 161–168. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02288700>
- MURRAY, K. B. [1991]: A test of services marketing theory – Consumer information acquisition activities. *Journal of Marketing*. Vol. 55. No. 1. pp. 10–25. <http://dx.doi.org/10.2307/1252200>
- MYERS, J. H. – ROBERTSON, T. S. [1972]: Dimensions of opinion leadership. *Journal of Marketing Research*. Vol. 9. No. 1. pp. 41–46. <http://dx.doi.org/10.2307/3149604>
- NEUMANN-BÓDI E. [2012]: *Vevőértékelés egyéni és szervezeti vásárlók esetében – Az ajánlással szerzett ügyfelek jellemzői és hatásuk a vevőértékre szervezeten belüli viszonylatban*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- NITZL, C. – ROLDÁN, J. L. – CEPEDA, G. [2016]: Mediation analyses in partial least squares structural equation modeling: helping researchers discuss more sophisticated models. *Industrial Management & Data Systems*. Vol. 116. No. 9. pp. 1849–1864. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-47331-4_130
- PARASURAMAN, A. – ZEITHAML, V. A. – BERRY, L. L. [1988]: SERVQUAL: a multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*. Vol. 64. No. 1. pp. 12–40.
- PARK, C. W. – LESSIG, V. P. [1977]: Students and housewives: differences in susceptibility to reference group influences. *Journal of Consumer Research*. Vol. 4. Issue 2. pp. 102–110. <http://dx.doi.org/10.1086/208685>
- PARK, D. – KIM, S. [2008]: The effects of consumer knowledge on message processing of electronic word-of-mouth via online consumer reviews. *Electronic Commerce Research and Applications*. Vol. 7. Issue 4. pp. 399–410. <http://dx.doi.org/10.1016/j.elerap.2007.12.001>
- POLITES, G. L. – ROBERTS, N. – THATCHER, J. [2012]: Conceptualizing models using multidimensional constructs: a review and guidelines for their use. *European Journal of Information Systems*. Vol. 21. Issue 1. pp. 22–48. <http://dx.doi.org/10.1057/ejis.2011.10>

- RAPPAI G. [2011]: Okság a statisztikai modellekben. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 10–11. sz. 1113–1129. old.
- REYNOLDS, F. D. – DARDEN, W. R. [1971]: Mutually adaptive effects of interpersonal communication. *Journal of Marketing Research*. Vol. 8. No. 4. pp. 449–454. <http://dx.doi.org/10.2307/3150235>
- RICHINS, M. – ROOT-SHAFFER, T. [1988]: The role of involvement and opinion leadership in consumer word-of-mouth: an implicit model made explicit. *Advances in Consumer Research*. Vol. 15. pp. 32–36.
- RIGDON, E. E. [2012]: Rethinking partial least squares path modeling: in praise of simple methods. *Long Range Planning*. Vol. 45. Issues 5–6. pp. 341–358. <http://dx.doi.org/10.1016/j.lrp.2012.09.010>
- RINGLE, C. M. – WENDE, S. – WILL, A. [2005]: *SmartPLS 2.0*. www.smartpls.de
- RINGLE, C. M. – SARSTEDT, M. – STRAUB, D. W. [2012]: Editor's comments: a critical look at the use of PLS-SEM in MIS Quarterly. *MIS Quarterly*. Vol. 36. No. 1. pp. III–XIV. <http://dx.doi.org/10.2307/41410402>
- ROGERS, E. – CARTANO, D. G. [1962]: Methods of measuring opinion leadership. *Public Opinion Quarterly*. Vol. 26. Issue 3. pp. 435–441. <http://dx.doi.org/10.1086/267118>
- SLAMA, M. E. – WILLIAMS, G. T. [1990]: Generalization of the market maven's information provision tendency across product categories. *Advances in Consumer Research*. Vol. 17. No. 1. pp. 48–52.
- SRINIVASAN, N. – RATCHFORD, B. T. [1991]: An empirical test of a model of external search for automobiles. *Journal of Consumer Research*. Vol. 18. Issue 2. pp. 233–242. <http://dx.doi.org/10.1086/209255>
- STREUKENS, S. – LEROI-WERELDS, S. [2016]: Bootstrapping and PLS-SEM: a step-by-step guide to get more out of your bootstrap results. *European Management Journal*. Vol. 34. Issue 6. pp. 618–632. <http://dx.doi.org/10.1016/j.emj.2016.06.003>
- SUN, T. – YOUNG, S. – WU, G. H. – KUNTARAPORN, M. [2006]: Online word-of-mouth [or mouse]: an exploration of its antecedents and consequence. *Journal of Computer-Mediated Communication*. Vol. 11. Issue 4. pp. 1104–1127. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1083-6101.2006.00310.x>
- T. NAGY J. – BERNSCHÜTZ M. [2017]: Nemek közötti különbségek a technológia elfogadásában – a PLS-MGA alkalmazása. *Statisztikai Szemle*. 95. évf. 1. sz. 51–77. old. <http://dx.doi.org/10.20311/stat2017.01.hu0051>
- TÁRKÁNYI E. [2008]: *A referenciacsoportok szerepe a fogyasztói magatartásban*. PhD-értekezés. Széchenyi István Egyetem. Győr.
- ULAGA, W. – EGGERT, A. [2006]: Value-based differentiation in business relationships: gaining and sustaining key supplier status. *Journal of Marketing*. Vol. 70. No. 1. pp. 119–136. <http://dx.doi.org/10.1509/jmkg.70.1.119.qxd>
- VAN RIEL, A. C. R. – HENSELER, J. – KEMÉNY, I. – SASOVOVA, Z. [2017]: Estimating hierarchical constructs using consistent partial least squares: the case of second-order composites of common factors. *Industrial Management & Data Systems*. Vol. 117. Issue 3. pp. 459–477. <http://dx.doi.org/10.1108/IMDS-07-2016-0286>

- VERHOEF, P. C. – FRANCES, P. H. – HOEKSTRA, J. C. [2002]: The effect of relational constructs on customer referrals and number of services purchased from a multiservice provider: Does age of relationship matter? *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 30. June. pp. 202–216. <http://dx.doi.org/10.1177/0092070302303002>
- WESTBROOK, R. A. [1987]: Product/consumption-based affective responses and postpurchase processes. *Journal of Marketing Research*. Vol. 24. No. 3. pp. 258–270. <http://dx.doi.org/10.2307/3151636>
- WILSON, B. – HENSELER, J. [2007]: Modeling reflective higher-order constructs using three approaches with PLS path modeling: a Monte Carlo comparison. In: *Thyne, M. – Deans, K. R.* (eds.): *ANZMAC 2007*. ANZMAC. Dunedin. pp. 791–800.
- WOLD, H. O. [1974]. Causal flows with latent variables: partings of the ways in the light of NIPALS Modeling. *European Economic Review*. Vol. 5. No. 1. pp. 67–86. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(74\)90008-7](https://doi.org/10.1016/0014-2921(74)90008-7)
- WOLD, H. O. [1982]: Soft modeling. The basic design and some extensions. In: *Jöreskog, K. G. – Wold, H. O.* (eds.): *Systems Under Indirect Observation: Causality, Structure, Prediction*. North Holland Publishing Company. Amsterdam. pp. 1–54.
- ZEITHAML, V. A. – BERRY, L. L. – PARASURAMAN, A. [1996]: The behavioral consequences of service quality. *Journal of Marketing*. Vol. 60. No. 2. pp. 31–46. <http://dx.doi.org/10.2307/1251929>