

Nemek közötti különbségek a technológia elfogadásában – a PLS-MGA alkalmazása

T. Nagy Judit,

az Edutus Főiskola főiskolai adjunktusa

E-mail: tnagy.judit@edutus.hu

Bernschütz Mária

PhD, a Budapesti Műszaki Egyetem egyetemi adjunktusa

E-mail: bernschutz@mvt.bme.hu

A látens változós modellezés során nem ritka, hogy heterogén megfigyelésekkel van dolgunk, melynek figyelmen kívül hagyása problémát okozhat az elemzés folyamán. A tanulmány olyan technikát mutat be, ami a PLS-SEM (partial least squares structural equation modeling – parciális legkisebb négyzetek strukturális egyenletek modellje) alkalmazásakor kínál megoldást a megfigyelt heterogenitás figyelembevételére. Ezen az ún. MGA-n (multi group analysis – többcsoportos elemzési eljárás) több módszer is alapul, melyek közül a szerzők a paraméteres próbákat, a permutációtesztet, a Henseler-féle MGA-módszert, valamint a nemparaméteres konfidencia-intervallumok módszerét tekintik át. Ezt követően az utóbbi három eljárás alkalmazását egy oktatási adatsoron mutatják be. A vizsgálati modell alapját a technológia elfogadásának modellje szolgáltatja.

TÁRGYSZÓ:

Parciális legkisebb négyzetek módszere.

Strukturális egyenletek modellje.

Többcsoportos elemzés.

DOI: 10.20311/stat2017.01.hu0051

A közvetlenül nem mérhető fogalmak vagy más néven látens változók közötti bonyolult kapcsolatrendszer feltárásának egyik módszere a PLS-SEM (partial least squares structural equation modeling – parciális legkisebb négyzetek strukturális egyenletek modellje), vagy más néven a PLS-útelemzés. A módszer leginkább a társadalom- és viselkedéstudományokban elterjedt, leggyakoribb alkalmazási területei a stratégiai menedzsment, az információs rendszerek menedzsmentje, az üzemeltetés, az e-business, a marketing-kutatás, a szervezeti magatartás, valamint a fogyasztói magatartás vizsgálatának területe (Henseler–Ringle–Sinkovics [2009]). Az utóbbi időben azonban egyre nagyobb népszerűségnek örvend az oktatási kutatások területén is (Leguina [2015]). Alkalmazzák például a tanulói vagy oktatói attitűd, a megítélés, a képesség vagy a szándék vizsgálatára (Ahmad et al. [2010], Al-Gahtani [2016], Cheng [2013], De Smet et al. [2012], Del Barrio–Romero–Frías–Arquero [2013], Najmul Islam [2013], Lee–Hsiao–Purnomo [2014], Sanchez-Franco [2010], Sánchez–Hueros [2010], van Raaij–Schepers [2008], Yang et al. [2011]).

A látens változós modellezés során viszonylag gyakori az, hogy a válaszadók különböző csoportjai különbözőképpen érzékelik, értékelik a vizsgált látens jelenségeket, ami pedig heterogén megfigyeléseket eredményez. Ha heterogén adatokkal dolgozunk, figyelmen kívül hagyva a homogén válaszadói csoportokat, akkor előfordulhat, hogy a csoportspecifikus hatások kioltják egymást, vagy hamis hatást eredményeznek, ami félreértelmezéshez, hibás következtetéshez vezethet, fenyegetve ezzel a kutatás érvényességét (Hair et al. [2014], Henseler [2012], Henseler–Ringle–Sinkovics [2009], Sarstedt–Henseler–Ringle [2011]).

A PLS-MGA- (multi group analysis – többs csoportos elemzési eljárás) módszerek a megfigyelt heterogenitás figyelembevételére kínálnak megoldást a PLS-modellezés során. Alkalmazásukhoz a válaszadói csoportok előre történő definiálása szükséges.

1. A PLS-MGA-technika bemutatása

A PLS-MGA-módszerek bemutatásához először röviden áttekintjük az alaplómódszer, a PLS-útelemzés főbb lépéseit. A módszer részletes leírása, például Füstös et al. [2004], Kazár [2014], Kovács [2015], Kovács–Bodnár [2016], valamint Krenyácz [2015] cikkeiben olvasható.

1.1. PLS-útelemzés

A PLS-útelemzés variancia alapú módszer, melynek során a függő látens változók teljes magyarázott varianciájának maximalizálása történik (Kazár [2014]). A paraméterek becslését, partíciónként, a legkisebb négyzetek módszere szerint, iteratív eljárással végezzük el (Füstös *et al.* [2004]).

A módszer magában foglalja a látens változók létrehozását a közvetlenül mérhető, ún. manifeszt változókból (indikátorokból), valamint a látens változók kapcsolatrendszerének vizsgálatát is. A modellezés során két részt, a külső és a belső modellt szokás elkülöníteni. A külső modell a manifeszt változók és a látens változók közötti kapcsolatokat írja le, melyek a kapcsolatok iránya alapján reflektívek, vagy formatívak lehetnek.¹ A belső modell pedig a látens változók közötti, oksági kapcsolatokat azonosítja (Kazár [2014]).

A két modell becslései azonban nem elkülönítve, hanem egyidejűleg történnek. Az iterációs ciklus a következő négy lépésben foglalható össze (Kazár [2014]):

1. Az első lépésben a látens változó értékeknek a külső közelítése történik, a megfelelő manifeszt változók lineáris kombinációjaként.
2. A második lépésben a belső súlyok (útegyütthetők) becslése történik, minden látens változóra.
3. A harmadik lépésben a látens változó értékeknek a belső közelítése történik, a szomszédos látens változók külső értékeit, valamint az előző lépésben meghatározott belső súlyegyütthetők felhasználva.
4. A negyedik lépésben pedig a külső súlyok becslése történik.

A négy lépés vagy egy meghatározott iterációs számig ismétlődik, vagy addig, amíg a külső súlyok változása, két iteráció között egy előre rögzített korlát alá nem esik.

Alkalmazási feltételek

A módszer népszerűsége és széles körű alkalmazása a következő előnyöknek köszönhető:

- mind reflektív, mind formatív modellek esetén alkalmazható (Diamantopoulos–Winklhofer [2001] idézi: Henseler–Ringle–Sinkovics [2009]),
- segítségével az igen összetett útvonalelemzések is elvégezhetők (Wold [1985] idézi: Henseler–Ringle–Sinkovics [2009]); továbbá

¹ A reflektív modellek esetében azt tételezzük fel, hogy a látens változóban bekövetkezett változás, az indikátorokban is változást okoz, a formatív modellek esetén pedig ennek ellenkezőjét: azt, hogy az indikátorokban bekövetkezett változás vezet a látens változó értékeinek megváltozásához (Jarvis–Mackenzie–Podsakoff [2003]).

– eloszlásfüggetlen és kis minta esetén is alkalmazható (*Chin–Newsted* [1999] idézi: *Henseler–Ringle–Sinkovics* [2009]).

A modell illeszkedése

A PLS-útelemzés esetén, a teljes modell illeszkedésének vizsgálatára nincs globális mutató (*Kazár* [2014]). Emiatt *Chin* [1998] egy kétlépcsős eljárást javasolt, melynek során külön értékeljük a külső modellt és külön a belső modellt.

A reflektív külső modellek értékelése különböző kritériumok segítségével történhet, melyek a mérés megbízhatóságára és érvényességére vonatkoznak. A leggyakrabban alkalmazott kritériumok az 1. táblázatban láthatók.

1. táblázat

A reflektív külső modell illeszkedésének kritériumai

Vizsgálat tárgya	Mutató	Kritérium	Forrás
Indikátor-megbízhatóság	Cronbach α	$\alpha > 0,7$	<i>Cronbach</i> [1951]
Konstruktív megbízhatóság	Összetétel-megbízhatósági mutató: $CR = \frac{(\sum_i \lambda_i)^2}{(\sum_i \lambda_i)^2 + \sum_i Var(\varepsilon_i)}$	$CR > 0,7$	<i>Werts–Linn–Jöreskog</i> [1974]
Konvergencia-érvényesség	Átlagos kivonatolt varianciamutató: $AVE = \frac{\sum_i \lambda_i^2}{\sum_i \lambda_i^2 + \sum_i Var(\varepsilon_i)}$	$AVE > 0,5$	<i>Fornell–Larcker</i> [1981]
Diszkriminancia-érvényesség	Fornell–Larcker-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.		<i>Fornell–Larcker</i> [1981]
Diszkriminancia-érvényesség	A látens változópár-korrelációk heterotrait-monotrait (HTMT) aránya. A HTMT-arány a két látens változóhoz kapcsolódó a manifeszt változók közötti páronkénti korrelációs együtthatók átlagának és az azonos látens változókhoz kapcsolódó manifeszt változók közötti páronkénti korrelációs együtthatók átlagának hányadosa.	$HTMT < 0,9$	<i>Henseler–Ringle–Sarstedt</i> [2015]

Megjegyzés. Itt és a továbbiakban CR = composite reliability – összetétel-megbízhatósági mutató, AVE = average variance extracted – átlagos kivonatolt varianciamutató, HTMT = heterotrait-monotrait – több és egy tulajdonság. λ_i : a manifeszt változóhoz tartozó standardizált faktorsúlyok és $Var(\varepsilon_i) = 1 - \lambda_i^2$.

A Cronbach α -mutató többnyire alulbecsüli a megbízhatóságot, mivel azonos súlyokat feltételez. Emiatt célszerűbb a CR értékét figyelembe venni, mely ezt a problémát kiküszöböli (*Kovács–Bodnár* [2015]).

Mivel a Fornell–Larcker-kritérium bizonyos esetekben nem érzékeli megbízható módon a diszkriminancia-érvényesség hiányát, ezért annak vizsgálatára *Henseler–Ringle–Sarstedt* [2015] inkább a HTMT-arány vizsgálatát javasolja.

Megbízható és érvényes külső modell esetén térhetünk át a belső modell értékelésére, mely tartalmazza egyrészt a függő (endogén) látens változók megmagyarázott varianciájának értékelését, melyet az R^2 -tel jelölt determinációs együttható mér, másrészt a becsült standardizált útegyütthetők (β együtthetők) szignifikanciájának vizsgálatát. Ez utóbbi, a bootstrap újramintavételezési eljárás eredményeit felhasználva hajtható végre (*Davison–Hinkley* [2003], *Tenenhaus et al.* [2005]), az adat sorok normalitására vonatkozó korlátozás nélkül.

A bootstrap eljárás során a teljes mintát alapsokaságnak tekintjük, és abból visszatevéses véletlen mintavétellel, B számú, az eredeti mintával azonos nagyságú mintát veszünk. Minden egyes bootstrap minta esetén létrehozunk a PLS-útmodellt, azaz kiszámítjuk a b_i^* -gal jelölt, ún. becsült bootstrap útegyütthetők ($i = 1, 2, \dots, B$). Ha a bootstrap minták száma elég nagy, *Hair et al.* [2014] javaslata alapján 5000, akkor az egyes útegyütthetők tapasztalati, bootstrap eloszlását kapjuk, amelyből az útegyütthetők tapasztalati, bootstrap átlagai (\bar{b}^*), bootstrap standard hibái ($se(b^*)$) és bootstrap konfidencia-intervallumai ($b_{alsó}^*, b_{felső}^*$) meghatározhatók.

Az útegyütthetők szignifikanciájának tesztelése, azaz a $H_0 : \beta = 0$, $H_1 : \beta \neq 0$ hipotézisek vizsgálata t -próbával történhet, felhasználva a bootstrap standard hibát a próbafüggvény kiszámításához:² $t = \frac{b}{se(b^*)}$ (*Chin* [1998]). A próbafüggvény a

nullhipotézis fennállása esetén $m + B - 2$ szabadságfokú t -eloszlást követ. β az elméleti útegyütthetőt, b az útegyütthető PLS-SEM becslését jelöli, m az eredeti mintában a PLS-becslések száma, azaz 1, B pedig a bootstrap minták száma.

Előfordulhat, hogy a bootstrap mintából becsült valamely b_i^* útegyütthető ellentétes előjelű, mint az eredeti mintából becsült b útegyütthető, ami az útegyütthető bootstrap átlagát a 0 felé, így a bootstrap standard hibákat pedig fölfelé húzza. Emiatt *Henseler* [2012] az ellentétes előjelű bootstrap együtthetők előjelének megváltoztatását javasolja a számítás során.

² Hasonló módon nemcsak az útegyütthetők hipotézisvizsgálata, hanem a PLS-SEM által becsült bármely paraméter hipotézisvizsgálata is elvégezhető.

1.2. A többszoportos elemzés

A PLS többszoportos elemzés, vagy PLS-MGA olyan módszerek összefoglaló neve, melyekkel a PLS-útelemzés során két előre meghatározott csoport útegyütthetői hasonlíthatók össze.³ Ezen módszerekkel tulajdonképpen a csoportképző változó mint moderátorváltozó hatása egyszerre megvizsgálható a strukturális modell minden kapcsolatára (*Henseler–Ringle–Sinkovics* [2009]).

Az útegyütthetőkra vonatkozó többszoportos elemzési módszerek jellemzően két lépésből állnak. Az első lépésben a populáció (1), illetve (2) indexszel jelölt csoportjaiból vett, $n^{(1)}$, illetve $n^{(2)}$ elemű minták alapján elvégezzük a csoportspecifikus útegyütthetők pontbecslését, azaz kiszámítjuk a $b^{(1)}$ -et, illetve $b^{(2)}$ -t. Ezt követően két önálló bootstrap mintavételt végzünk, melynek segítségével, a második lépésben, az egyes csoportokra jellemző útegyütthetők eltérését értékeljük.

A következőkben a legismertebb PLS-MGA-módszereket mutatjuk be.⁴

Paraméteres próbák

Az első publikált többszoportos elemzési eljárás, mely *Chin* [2000] és *Keil (Keil et al. [2000])* nevéhez köthető, az útegyütthetők összehasonlítására a független minta t -próba módosított változatát alkalmazza. A próba hipotézisei a két csoport elméleti útegyütthetőire, $\beta^{(1)}$ -re és $\beta^{(2)}$ -re vonatkoznak:

$$H_0 : \beta^{(1)} = \beta^{(2)},$$

$$H_1 : \beta^{(1)} \neq \beta^{(2)}.$$

A próbastatisztika közel azonos csoportvarianciák esetén (*Keil et al. [2000]*):

$$t = \frac{b^{(1)} - b^{(2)}}{\sqrt{\frac{(n^{(1)} - 1)^2}{n^{(1)} + n^{(2)} - 2} \cdot se^2(b^{*(1)}) + \frac{(n^{(2)} - 1)^2}{n^{(1)} + n^{(2)} - 2} \cdot se^2(b^{*(2)})}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n^{(1)}} + \frac{1}{n^{(2)}}}}, /1/$$

mely a nullhipotézis fennállása mellett $t_{n^{(1)}+n^{(2)}-2}$ -eloszlást követ.

³ A módszerek nemcsak útegyütthetőkra, hanem a becslések egyéb paramétereire is vonatkozhatnak, és segítségével nemcsak kettő, hanem több csoport összehasonlítása is lehetséges.

⁴ A bemutatás során csak a módszerek főbb lépéseit ismertetjük, mellőzve azok levezetését.

Eltérő csoportvarianciák esetén a próbastatisztika /1/ alakja a következőre módosul (Chin [2000]):

$$t = \frac{b^{(1)} - b^{(2)}}{\sqrt{\frac{n^{(1)} - 1}{n^{(1)}} \cdot se^2(b^{*(1)}) + \frac{n^{(2)} - 1}{n^{(2)}} \cdot se^2(b^{*(2)})}}, \quad /2/$$

melynek aszimptotikus eloszlása t_{df} , ahol df a Smith-Satterthwaite-egyenlet alapján határozható meg, az alábbiak szerint (Nitzi [2010]):

$$df = \frac{\left(\frac{n^{(1)} - 1}{n^{(1)}} \cdot se^2(b^{*(1)}) + \frac{n^{(2)} - 1}{n^{(2)}} \cdot se^2(b^{*(2)}) \right)^2}{\frac{n^{(1)} - 1}{(n^{(1)})^2} \cdot se^4(b^{*(1)}) + \frac{n^{(2)} - 1}{(n^{(2)})^2} \cdot se^4(b^{*(2)})} - 2. \quad /3/$$

A képletekben $n^{(1)}$, $n^{(2)}$ a részminták elemszámait; $b^{(1)}$, illetve $b^{(2)}$ a becült útegyütthatókat és $se(b^{*(1)})$, illetve $se(b^{*(2)})$ bootstrap eljárással számított standard hibákat jelöli.

E paraméteres eljárás megköveteli az adatsorok normalitását, ellentétben a PLS-SEM-alapmódszerrel, ami miatt többen is problémásnak titulálják használatát (Chin–Dibbern [2010], Henseler [2012], Sarstedt–Henseler–Ringle [2011]). Ez a probléma vezetett el a nemparaméteres MGA módszerek megalkotásához, melyek nem támaszkodnak eloszlási feltételezésekre.

Permutációteszt

A Chin és Dibbern (Chin [2003], Chin–Dibbern, [2010], Dibbern–Chin [2005]) által megalkotott permutációteszt a megfigyelések véletlen csoportba sorolására épít, melynek segítségével eloszlási feltételezés nélkül hajtható végre az elméleti útegyütthatók különbségének szignifikanciatesztelése. A véletlen csoportba sorolás a csoportképző változó értékeinek véletlen permutálásával, a többi adat változatlanul hagyása mellett történik, ami biztosítja, hogy a csoportok elemszáma a permutáció után változatlan marad. A randomizációs eljárást, a Hair *et al.* [2012] által alkotott ökölszabály szerint legalább ötezerszer szükséges ismételni. Ezt követően a csoportspecifikus elméleti útegyütthatókra vonatkozó

$$H_0 : \beta^{(1)} = \beta^{(2)}, \quad H_1 : \beta^{(1)} > \beta^{(2)}$$

hipotézisek vizsgálatához az eredeti adatsorból, valamint a permutált adatsorokból kiszámított $b^{(1)}$, $b^{(2)}$, illetve $b_u^{(1)}$, $b_u^{(2)}$ ($u = 1, 2, \dots, U$) útegyüttható-becsléseket használjuk fel, képezve ezek csoportok közötti eltéréseit. Az eltéréseket az útegyüttható-becslések különbségeivel mérjük, melyeket az eredeti adatsorra: $d = b^{(1)} - b^{(2)}$ -vel, a permutált adatsorokra $d_u = b_u^{(1)} - b_u^{(2)}$ -vel ($u = 1, 2, \dots, U$) jelölünk.

A próbához tartozó p -értéket annak valószínűsége adja, hogy a nullhipotézis fennállása mellett, a permutált útegyütthatók különbsége d , vagy annál nagyobb. Ezt azon permutációk arányával becsüljük, melyekre $d_u \geq d$. A p -érték becslését javítja, ha a permutációkhoz az eredeti adatsorra számított d különbséget is hozzávesszük, így⁵:

$$p = \frac{(\text{permutációk száma, melyekre } d_u \geq d) + 1}{U + 1}. \quad /4/$$

A permutációs teszt fontos korlátozása, hogy megköveteli a csoportspecifikus min-ták közel azonos méretét (*Chin–Dibbern* [2010]).

Nemparaméteres próba: Henseler-féle MGA-módszer

A *Henseler* [2007] által alkotott nemparaméteres eljárás szintén nem támaszkodik eloszlási feltételezésekre, ehelyett a bootstrap eloszlást használja fel a csoportspecifikus elméleti útegyütthatók összehasonlítására. Az eljárás 2009-ben publikált (*Henseler–Ringle–Sinkovics* [2009]) kiterjesztett változata a $P(b^{(1)} > b^{(2)} | \beta^{(1)} \leq \beta^{(2)})$ feltételes valószínűség meghatározásán alapul, ahol $b^{(1)}$ és $b^{(2)}$ a becslt együtthatókat, $\beta^{(1)}$ és $\beta^{(2)}$ az elméleti útegyütthatókat jelöli rendre, az (1)-gyel illetve (2)-vel indexelt csoportban. Ez a feltételes valószínűség pontosan a

$$H_0 : \beta^{(1)} = \beta^{(2)}, \quad H_1 : \beta^{(1)} > \beta^{(2)}$$

hipotézisekhez tartozó p -értéket adja, mely az ún. korrigált bootstrap útegyüttható-becslések ismeretében a következőképp határozható meg (*Henseler–Ringle–Sinkovics* [2009]):

$$\begin{aligned} P(b^{(1)} > b^{(2)} | \beta^{(1)} \leq \beta^{(2)}) &= \\ &= 1 - \frac{\sum_{j=1}^B \sum_{i=1}^B \Theta\left(\left(b_i^{*(2)} + b^{(2)} - \bar{b}^{*(2)}\right) - \left(b_j^{*(1)} + b^{(1)} - \bar{b}^{*(1)}\right)\right)}{B^2}, \quad /5/ \end{aligned}$$

⁵ Kétoldali próba esetén az így meghatározott p -érték kétszerese használható.

ahol

– $b_j^{*(1)}$, illetve $b_i^{*(2)}$ az útegyütthatók j -edik, illetve i -edik bootstrap becslése ($i, j = 1, 2, \dots, B$), a $\bar{b}^{*(1)}$, illetve $\bar{b}^{*(2)}$ a bootstrap útegyüttható-becslések átlagai, melyekből $(b_j^{*(1)} + b^{(1)} - \bar{b}^{*(1)})$, illetve $(b_i^{*(2)} + b^{(2)} - \bar{b}^{*(2)})$ a korrigált bootstrap útegyüttható-becslések, rendre az (1)-gyel illetve (2)-vel indexelt csoportban. A bootstrap minták száma B , amiből a két csoport korrigált bootstrap becsléseinek összes lehetséges párosítása B^2 . Θ az egységugrás függvényt jelöli, melyre

$$\Theta(x) = \begin{cases} 1, & \text{ha } x > 0 \\ 0, & \text{ha } x \leq 0 \end{cases}.$$

Az eljárás tulajdonképpen egy egyoldali Mann–Whitney–Wilcoxon-próba, a korrigált bootstrap útegyüttható-becslésekre alkalmazva.

Nemparaméteres konfidencia-intervallum módszer

A két csoport útegyütthatóinak összehasonlítása nemparaméteres bootstrap konfidencia-intervallumok felhasználásával is lehetséges, a következő elv alapján: Ha az (1)-gyel indexelt csoport $b^{(1)}$ útegyüttható-becslése beleesik a (2)-vel indexelt csoport megfelelő útegyütthatójának $1 - \alpha$ megbízhatósági szint mellett készített $(b_{\text{alsó}}^{*(2)}, b_{\text{felső}}^{*(2)})$ bootstrap konfidencia-intervallumába, vagy ha a (2)-vel indexelt csoport $b^{(2)}$ útegyüttható-becslése beleesik az (1)-gyel indexelt csoport, szintén $1 - \alpha$ megbízhatósági szint mellett készített $(b_{\text{alsó}}^{*(1)}, b_{\text{felső}}^{*(1)})$ bootstrap konfidencia-intervallumába, akkor nincs szignifikáns különbség a két csoport útegyütthatói között, α szignifikanciaszint mellett.

A β elméleti útegyüttható bootstrap konfidencia-intervallumának megalkotására számos módszer létezik (Arasan–Adam [2014], Carpenter–Bithell [2000], Sarstedt–Henseler–Ringle [2011]), melyek közül az egyik legegyszerűbb az Efron-féle egyszerű bootstrap percentilis módszer (Efron–Tibshirani [1993]).

Az egyszerű bootstrap percentilis módszerrel, vagy B - p -módszerrel, a b_i^* ($i = 1, 2, \dots, B$) bootstrap becslésekhez egy olyan intervallumot készítünk, mely tartalmazza azok 95 százalékát. A megkonstruált intervallum 95 százalékos

konfidencia-intervalluma lesz β -nak (Sarstedt–Henseler–Ringle [2011]). Az $1 - \alpha$ megbízhatósági-intervallum a növekvő sorba rendezett b_i^* ($i = 1, 2, \dots, B$) bootstrap becslésekből határozható meg (Arasan–Mohd [2014]): a $\left[B \cdot \frac{\alpha}{2} \right]$ -edik elem adja az intervallum alsó határát, míg a $\left[B \cdot \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right]$ -edik elem a felső határt (ahol $[.]$ az egészre történő kerekítést jelöli). Így a konfidencia-intervallum:

$$(b_{alsó}^*, b_{felső}^*) = \left(b_{\left[B \cdot \frac{\alpha}{2} \right]}^*, b_{\left[B \cdot \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right]}^* \right).$$

Ez a módszer azonban kis minta esetén nem jól alkalmazható (Chernick [2008] idézi Sarstedt–Henseler–Ringle [2011]).

A konfidencia-intervallum pontossága növelhető, ha azt kettős bootstrap minta alapján konstruáljuk meg. A kettős bootstrap mintavétel lényege, hogy minden (első-szintű) bootstrap mintából C darab második szintű bootstrap mintát veszünk. Az első- és második szintű bootstrap mintákból is elkészíthetők a β útegyüttható becslései, melyeket rendre b_i^* ($i = 1, 2, \dots, B$), illetve b_{ij}^{**} ($i = 1, 2, \dots, B$; $j = 1, 2, \dots, C$)-vel jelölünk ($b_{ij}^{**} = b_{11}^{**}, \dots, b_{1C}^{**}, \dots, b_{B1}^{**}, \dots, b_{BC}^{**}$).

Shi [1992] kettős bootstrap percentilis módszere, vagy kettős B - p -módszere szerint a kettős bootstrap mintából, a következőképp készíthetjük el a β útegyüttható $1 - \alpha$ megbízhatóságú konfidencia-intervallumát. Megbecsüljük minden első szintű bootstrap becsléshez az úgynevezett Q_i^* ($i = 1, 2, \dots, B$) belső valószínűséget, azaz annak valószínűségét, hogy a második szintű bootstrap becslés kisebb, vagy egyenlő a becült útegyütthatónál: az adott első szintű bootstrap mintához tartozó, a becült útegyütthatónál (b -nél) kisebb, vagy egyenlő, második szintű bootstrap becslések (b_{ij}^{**} -k) számát elosztjuk az adott első szintű bootstrap mintához tartozó második szintű bootstrap becslések számával, C -vel. A Q_i^* -okat növekvő sorrendbe állítva meghatározzuk a konfidencia-intervallum alsó és felső határaihoz tartozó indexeket:

$$a = B \cdot Q^* \left[\frac{\alpha}{2} \right], \quad f = B \cdot Q^* \left[\left(1 - \frac{\alpha}{2} \right) \right],$$

melyek alapján, a növekvő sorba rendezett b_i^* ($i = 1, 2, \dots, B$) első szintű bootstrap becsléseket felhasználva a

$$(b_{alsó}^*, b_{felső}^*) = (b_{[a]}^*, b_{[f]}^*) \quad /6/$$

konfidencia-intervallumot kapjuk ([.] az egészre történő kerekítést jelöli).

A becslés során felmerülő szisztematikus hiba kiküszöbölésére *Davison–Hinkley* [2003] korrekciót javasolt, mellyel a /6/ konfidencia-intervallum az alábbiak szerint módosítandó (*Sarstedt–Henseler–Ringle* [2011]):

$$(b_{alsó}^*, b_{felső}^*) = (b_{[a]}^* - bias, b_{[f]}^* - bias), \text{ ahol}$$

$$bias = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B b_i^* - b - \left(\frac{1}{BC} \sum_{i=1}^B \sum_{j=1}^C b_{ij}^{**} - \frac{2}{B} \sum_{i=1}^B b_i^* + b \right).$$

2. A PLS-MGA alkalmazása

Ebben a részben a PLS-MGA-módszereknek egy oktatási alkalmazását mutatjuk be.

2.1. A vizsgálati modell

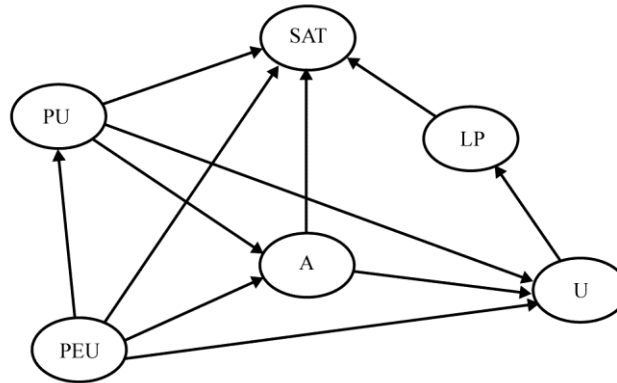
Az általunk használt modell (lásd az 1. ábrát) a TAM-nek (technology acceptance model – technológia elfogadásának modellje) egy kiterjesztett változata.

A vizsgálati modell hat látens változójának mindegyike reflektív módon mért⁶, ezek közül két változó – az U (video usage – videóhasználat) és az LP (learning performance – tanulási teljesítmény) – közvetlenül egy-egy megfigyelt manifeszt változó révén, a PU (perceived usefulness – tapasztalt hasznosság), a PEU (perceived ease of use – tapasztalt egyszerű használat) és az A (attitude – attitűd) változók három, míg a SAT (learning satisfaction – tanulói elégedettség) változó pedig négy manifeszt változó által. (Lásd a Függelék F1. táblázatát.)

A konstrukciók (látens változók) definícióit a 2. táblázatban foglaltuk össze.

⁶ Az attitűdökhöz, magatartási komponensekhez köthető látens változók méréséhez reflektív indikátorokat szükséges alkalmazni (*Haenlein–Kaplan* [2004]).

1. ábra. A vizsgálati modell



Megjegyzés. Itt és továbbiakban: PU = perceived usefulness – tapasztalt hasznosság; PEU = perceived ease of use – tapasztalt egyszerű használat; A = attitude – attitűd; SAT = learning satisfaction – tanulói elégedettség; U = video usage – videóhasználat; LP = learning performance – tanulási teljesítmény.

A technológia elfogadásának modellje

A Davis [1986] nevéhez köthető TAM az e-learning technológiák elfogadásának és használatának magyarázatára irányuló oktatási kutatásokban leginkább használt modell Sumak–Hericko–Pusnik [2011]. Eredeti célja egy új információs rendszer felhasználói elfogadásának előrejelezése volt.

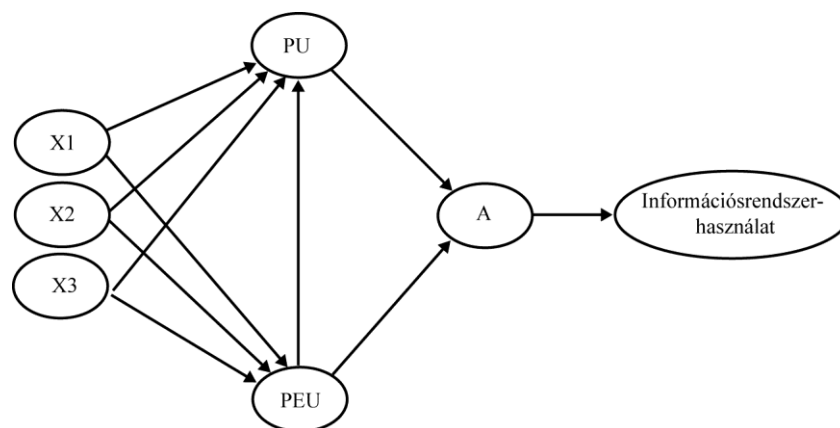
Korábbi kutatások igazolták – a TAM-ra támaszkodva –, hogy a technológia-használatot meghatározó legfontosabb tényezők a PU, a PEU és az A. A modell szerint egy új információs rendszer használatára – ami a rendszernek a felhasználó által történő elfogadását hivatott mérni – az A van közvetlen befolyással, amit pedig további két változó a PU és a PEU határoz meg. A PEU, az A-ra gyakorolt hatásán kívül, közvetlen hatással van a PU-ra is. A konstrukciók összefüggése a 2. ábrán látható, definícióik pedig a következők.

Az A nem más, mint az egyén pozitív vagy negatív érzései a vizsgált rendszer használatával kapcsolatban (Fishbein–Ajzen [1975], idézi Davis [1986] 25. old.).

A PU annak mértéke, hogy a felhasználó szerint a rendszer használata mennyire javítja az ő teljesítményét (Fishbein–Ajzen [1975], idézi Davis [1986] 26. old.).

A PEU pedig annak mértéke, hogy a felhasználó szerint mennyire erőfeszítésmentes az adott rendszer használata (Fishbein–Ajzen [1975], idézi Davis [1986] 26. old.).

2. ábra. Az eredeti TAM-modell (Davis [1986] 24. old.)



Megjegyzés. X1, X2, X3 az információs rendszer kialakításának jellemzői.

Későbbi kutatások igazolták, hogy a rendszer használatára a PU és a PEU nemcsak közvetett, hanem közvetlen hatást is gyakorol (Davis–Bagozzi–Warshaw [1989], Sumak–Hericko–Pusnik [2011], Venkatesh–Davis [2000]). A konstrukciók összefüggését, valamint a rendszerhasználat magyarázatában betöltött szerepét számos további, különböző mintákon és különböző szintereken alkalmazott kutatás is megerősítette. Például Sumak–Hericko–Pusnik [2011] csak az oktatási alkalmazásokat vette sorra metaanalízisében és kimutatta, hogy az eredmények konzisztensek.

A tanulói A-val szorosan összekapcsolódó fogalom a SAT, mely nem más, mint a tanuló általános pozitív érzelmei, a saját tanulási tapasztalatával kapcsolatban (Keller [1983]). A SAT akkor jelentkezik, ha a tanulók biztosak benne, hogy a tanulás során elérhető a megértés, és a tanulási eredmények meghaladják az elvárt eredményeket, vagy azoknak megfelelnek (Hui et al. [2008]), tehát, ha hatékony tanulást tapasztalnak. A SAT mérése ezért a tanulási tevékenységet követően végezhető.

E-learning technológia vagy eszköz segítségével történő tanulás esetén az egyik legfontosabb tényező, mely pozitívan befolyásolja a SAT-ot az LP (Hui et al. [2008], Liao–Palvia–Chen [2009]), amelyre pedig maga a technológia- vagy eszközhasználat van közvetlen pozitív hatással (DeLone–McLean [2003], Islam [2013]).

További tényezők, melyek pozitívan befolyásolják a SAT-ot: az adott e-learning technológiával vagy eszközzel kapcsolatos – szintén a tanulási tevékenységet követően mérhető – PU, PEU és A (Del Barrio–Romero-Frías–Arquero [2013], Hui et al. [2008], Lee–Lehto [2013], Sun et al. [2008]).

2. táblázat

Konstrukciók és definícióik

Konstrukció	Definíció	Forrás
PU	A tapasztalt hasznosság annak mértéke, hogy a hallgató szerint a videók használata mennyire javítja az ő teljesítményét.	<i>Davis</i> [1989]
PEU	A tapasztalt egyszerű használat annak mértéke, hogy a hallgató szerint mennyire erőfeszítés-mentes a videók használata.	<i>Davis</i> [1989]
A	A videóhasználattal kapcsolatos attitűd a hallgató pozitív vagy negatív érzései a videókkal való tanulással kapcsolatban.	<i>Fishbein–Ajzen</i> [1975] idézi <i>Davis</i> [1989]
SAT	A tanulói elégedettség a hallgató általános pozitív érzelmei videókkal való tanulási tapasztalatával kapcsolatban.	<i>Keller</i> [1983]
U	A videóhasználat a hallgató megítélése saját videóhasználatának összes mennyiségét illetően.	<i>Sun et al.</i> [2008]
LP	A tanulási teljesítmény a hallgató által elért féléves eredmény a vizsgált kurzuson.	

A nemek közötti különbségek

A technológiaelfogadás témájú oktatási kutatásokban az egyik leggyakrabban alkalmazott moderátor változó a nem (*Ahmad et al.* [2010], *Arenas-Gaitan-Rondan-Cataluna-Ramirez-Correa*, [2010], *Kim* [2010], *Okazaki-dos Santos* [2012], *Ong-Lai* [2006], *Padilla-Meléndez-Aguila-Obra-Garrido-Moreno* [2013], *Terzis-Economides* [2011], *Umrani-Ghadially* [2008], *Zogheib et al.* [2015]), az eredmények azonban ellentmondásosak.

Egyesek szerint nincsenek nemi különbségek a TAM-változók közötti összefüggések tekintetében (*Ahmad et al.* [2010], *Arenas-Gaitan-Rondan-Cataluna-Ramirez-Correa*, [2010]), míg mások szerint a PU és a PEU másként határozzák meg a technológia elfogadását, másként hatnak az A-ra, a viselkedésre a nők és a férfiak körében. Mivel a technológiahasználat általában könnyebb a férfiak számára, a férfiak biztonságosabbak a technológia használatában (*Teo-Lim-Lai* [1999]), így a PEU nem játszik olyan fontos szerepet a férfiaknál sem az A (*Padilla et al.* [2013]), sem a technológiahasználat (*Kim* [2010], *Terzis-Economides* [2011]) befolyásolásában, mint a nőknél.

A PU viszont a férfiakat motiválja jobban a használatra, mint a nőket (*Kim* [2010], *Okazaki-dos Santos* [2012], *Ong-Lai* [2006], *Padilla et al.* [2013], *Terzis-Economides* [2011]), ami arra utal, hogy a férfiak általában az új technológia hasznosságára koncentrálnak annak használatakor (*Ong-Lai* [2006]).

A PEU-nak a PU-ra gyakorolt hatásában sem konzisztensek az eredmények. Egyesek szerint a nők körében erősebb ez a hatás (*Ong-Lai* [2006]), míg mások szerint a férfiak körében (*Okazaki-dos Santos* [2012] *Padilla et al.* [2013]).

2.2. Felhasznált adatok

A vizsgálati populációt a magyarországi Edutus Főiskola üzleti alapképzésének 2013/14 2. féléve és 2014/15 2. féléve között beiratkozott hallgatói alkották, akik ezen félévek során a hagyományos tantermi óráik mellett előadásvideókhoz kaptak hozzáférést.

Adatgyűjtési módszer, az adatfelvétel körülményei

Az adatgyűjtés írásbeli kikérdezéssel történt. A kérdőív a 2014/15-ös tanév végén (2015. május 7-én) e-mailen került kiküldésre az érintett hallgatóknak. Egy hónap után, a válaszadási arány növelése céljából, egy emlékeztető e-mail kiküldése következett. A kérdőív 2015 szeptemberéig volt elérhető, melyet összesen 240 hallgató töltött ki.

A kérdőív

A 19 kérdésből álló önkitöltős, online kérdőívet Google survey segítségével készítettük el. A demográfiai és tanulmányi személyes adatok begyűjtésére feleletválasztós kérdéseket használtunk (4 item), melyekből egy numerikus, illetve három nominális szintű változóhoz jutottunk: életkor (év), illetve nem (nő vagy férfi), tagozat (nappali vagy levelező), szak (Gazdálkodási és menedzsment, Kereskedelem és marketing, Nemzetközi gazdálkodás, Turizmus-vendéglátás).

A vizsgálati modellben szereplő látens változók mérése más oktatási szituációban alkalmazott kutatások skáláinak redukált változataival történt (összesen 15 item). Éltünk kisebb megfogalmazásbeli változtatásokkal annak érdekében, hogy az itemek illeszkedjenek vizsgálatunk összefüggésébe. (Lásd az F1. táblázatot.)

Az adatsor

240 kérdőívet küldtek vissza megválaszolva, ami 50 százalék alatti válaszadási arányt jelentett. Figyelembe véve, hogy a nem válaszolók véleménye sok esetben igen eltérő is lehet a válaszadókétól, az adatsor nem bizonyult alkalmasnak a sokaságra vonatkozó általános állítások megfogalmazására. Alkalmas volt azonban a PLS-MGA-módszer alkalmazásának bemutatására.

A 240 válasz között nem volt érvénytelen, így 240 elemű adatsorhoz jutottunk, melynek jellemzői a 3. táblázatban láthatók.

3. táblázat

Az adatsor jellemzői

Megnevezés		Nő (N = 166)		Férfi (N = 74)	
		Gyakoriság	Relatív gyakoriság	Gyakoriság	Relatív gyakoriság
Tagozat	Nappali	97	58,40	44	59,50
	Levelező	69	41,60	30	40,50
Szak	Gazdálkodási és menedzsment	49	29,50	30	40,50
	Kereskedelem és marketing	68	41,00	23	31,50
	Nemzetközi gazdálkodás	15	9,00	8	10,80
	Turizmus-vendéglátás	34	20,50	13	17,60
Életkor (év)		Átlag = 25,98	Szórás = 5,05	Átlag = 27,39	Szórás = 6,40

2.3. Adatelemzés

Az adatelemzés első lépéseként az adatsort a nem változó értékei alapján két részre bontottuk, melyek mindegyikén végrehajtottuk a PLS-útelemzést. Az útegyütthetők tesztelését t -próbákkal végeztük, a bootstrap eloszlást felhasználva. Ezt követően a megfelelő PLS-útegyütthetőköt a különböző többscsoportos elemzési módszerekkel hasonlítottuk össze. Az elemzésekhez szükséges bootstrap mintavétel során 5000 generált almintát és egyedi előjelváltozásokat alkalmaztunk.

Adatelemzési technika

A számításokat a SmartPLS 3 program (Ringle–Wende–Will [2005]) segítségével végeztük, ami lehetővé teszi a PLS-útelemzések és a PLS-MGA egyidejű végrehajtását.⁷

A külső modell vizsgálata: megbízhatóság és érvényesség

Az összes konstrukció esetén megbízhatónak bizonyultak a skálák (lásd az F2. táblázatot), amit a CR-rel ellenőriztünk, 0,7-es korlát alkalmazása mellett (Werts–Linn–Jöreskog [1974]).

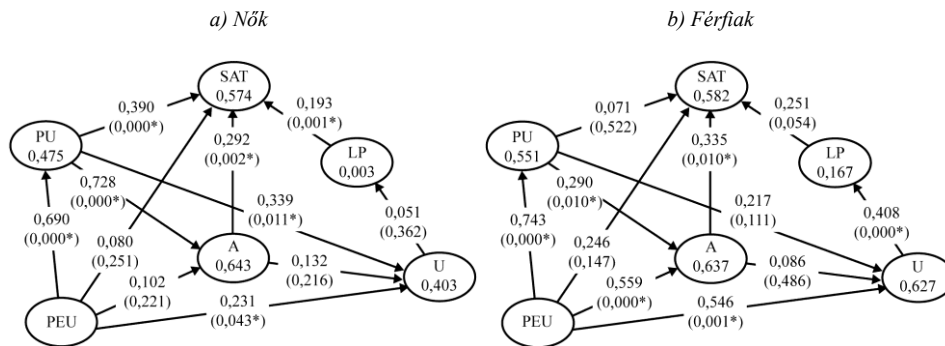
⁷ A modellezés során az útegyütthetők becslése útegyütthető-súlyozással történt. Az algoritmus leállási feltétele volt a 300 iteráció elérése vagy az iterációs lépések közötti 10^{-7} -nél kisebb külső súlyváltozás.

Henseler–Ringle–Sinkovics [2009] rendszerezését alapul véve konvergencia- (hasonlósági) érvényességet és diszkriminancia- (különbözőségi) érvényességet vizsgáltunk. A konvergenciaérvényesség minősítését az AVE segítségével végeztük, a *Fornell–Larcker* [1981] által javasolt 0,5-ös kritériumérték alapján. (Lásd az F2. táblázatot.) A diszkriminanciaérvényesség vizsgálata egyfelől a Fornell–Larcker-kritérium alapján történt, mely szerint egy látens változó átlagos kivonatolt varianciájának négyzetgyöke meg kell, hogy haladja az adott látens változó és az összes többi látens változó közötti korrelációs együttható értékét. Másfelől ellenőriztük a HTMT-arányokat (*Henseler–Ringle–Sarstedt* [2015]), 0,9-es felső kritériumértéket alkalmazva. Mindkét kritérium alapján kielégítő diszkriminanciaérvényességet tapasztaltunk a változók között. (Lásd az F3. és F4. táblázatot.)

Eredmények

A 3. a) és b) ábra mutatják a strukturális modell eredményeit. A nonspecifikus útegyütthatók összehasonlítását – a normalitási feltétel sérülése miatt⁸ – a permutációtesztrel, a Henseler-féle MGA-módszerrel, valamint a nemparaméteres konfidencia-intervallum módszerekkel végeztük el. (Lásd a 4. táblázatot.)

3. ábra. PLS-eredmények



* Szignifikáns útegyüttható, $\alpha = 0,05$ mellett.

Megjegyzés. A megmagyarázott variancia (R^2) a változónevek alatt szerepel; a standardizált útegyütthatók a nyilakon, szignifikanciájuk a zárójelekben vannak feltüntetve.

A 4. táblázatból látható, hogy mindkét nem esetén adódtak szignifikáns és nem szignifikáns útegyütthatók is. A szignifikáns útegyütthatók összehasonlítása során egy esetben tapasztaltunk eltérést: a PU A-ra gyakorolt hatásának szignifikáns kü-

⁸ A normalitást Kolmogorov–Smirnov- és Shapiro–Wilk-próbákkal vizsgáltuk, 5 százalékos szignifikancia-szint mellett.

lönbségét a permutációteszt ($p = 0,024$), a Henseler-féle MGA-módszer ($p = 0,995$) és a nemparaméteres korrigált konfidencia-intervallum módszer ($0,290 \notin [0,543; 0,881]$ és $0,728 \notin [0,100; 0,541]$) is igazolta.

4. táblázat

A PLS többcsoporthoz tartozó elemzési eljárások eredményei

Kapcsolat	PLS-útelemzés				Permutáció- teszt	Henseler-féle MGA	95 százalékos konfidencia- intervallum	
	Nő		Férfi				Nő	Férfi
	$b^{(nő)}$	p	$b^{(férfi)}$	p	p	p		
PEU–PU	0,690	0,000*	0,743	0,000*	0,633	0,271	[0,555; 0,779]	[0,544; 0,855]
PEU–A	0,102	0,221	0,559	0,000*	0,028*	0,004*	[0,004; 0,296]	[0,264; 0,754]
PU–A	0,728	0,000*	0,290	0,010*	0,024*	0,997*	[0,543; 0,881]	[0,100; 0,541]
A–U	0,132	0,216	0,086	0,486	0,827	0,642	[0,004; 0,358]	[0,001; 0,333]
PU–U	0,339	0,011*	0,217	0,111	0,609	0,749	[0,103; 0,635]	[0,019; 0,560]
PEU–U	0,231	0,043*	0,546	0,001*	0,137	0,060	[0,016; 0,438]	[0,230; 0,854]
U–LP	0,051	0,362	0,408	0,000*	0,008*	0,003*	[0,001; 0,165]	[0,182; 0,615]
LP–SAT	0,193	0,001*	0,251	0,054	0,640	0,359	[0,081; 0,308]	[0,024; 0,504]
PU–SAT	0,390	0,000*	0,071	0,522	0,131	0,976*	[0,212; 0,587]	[0,000; 0,245]
PEU–SAT	0,080	0,251	0,246	0,147	0,398	0,199	[0,003; 0,241]	[0,008; 0,606]
A–SAT	0,292	0,002*	0,335	0,010*	0,795	0,396	[0,101; 0,480]	[0,065; 0,588]

* Szignifikáns eredmény, $\alpha = 0,05$ mellett.

Az adatsor jellege miatt következtetések nem fogalmazhatók meg a sokaságra vonatkozóan, azonban a vizsgálat megerősítette, hogy a kiterjesztett TAM hasznos elméleti modellt szolgáltat a tanulók U-ja, valamint a SAT-ja összefüggéseinek megértéséhez.

3. Összegzés

A PLS-MGA-módszerek alkalmasak két előre meghatározott csoport útegyütthetők összehasonlítására a PLS-útelemzés során. A paraméteres próbák az útegyütthetőkra vonatkozó független mintás t -próba módosított változatai, melyek – ellentét-

ben a PLS-SEM-alapmódszerrel – megkívánják az adatsorok normalitását, ami miatt használatuk további vizsgálatokat igényel.

A nemparaméteres MGA-módszerek viszont nem támaszkodnak eloszlási feltételezésekre: a permutációteszt egy randomizációs eljárás, mely csupán a csoportspecifikus minták közel azonos méretét követeli meg. A Henseler-féle MGA-módszer a bootstrap eloszlást, míg a nemparaméteres bootstrap konfidencia-intervallum módszer az útegyütthetők bootstrap konfidencia-intervallumait használja fel a csoportspecifikus elméleti útegyütthetők összehasonlítására. A bootstrap konfidencia-intervallumok megalkotására számos módszer létezik, melyek közül az egyszerű bootstrap percentilis módszert ($B-p$ -módszer), mely kis minta esetén nem jól alkalmazható, valamint a pontosabb konfidencia-intervallumok készítésére alkalmas, kettős bootstrap mintavételre alapuló kettős bootstrap percentilis módszert (kettős $B-p$ -módszer) mutattuk be.

A bemutatott módszereknek az alkalmazott randomizációs eljárás, valamint a bootstrap-mintavételek során használatos magas ismétlésszám miatt igen nagy a számításiigényük. Ez azonban a rendelkezésre álló számítógépeknek köszönhetően nem okoz problémát.

Függelék

F1. táblázat

Konstrukciók és indikátorok

Konstrukció	Indikátor	Forrás
PU	PU1: A videók használata megkönnyíti a tanulást. PU2: A videók segítettek jobban megérteni a kritikus részeket a tananyagban. PU3: A videók használata fokozza a tanulás hatékonyságát.	Davis [1989]
PEU	PEU1: A videókkal való interakció nem igényel nagy szellemi erőfeszítést. PEU2: Összességében könnyen használhatónak találom a videókat. PEU3: A videókkal való tanulás/interakció rugalmas.	Davis [1989]
A	Mindent egybevetve, a videóhasználat a tanuláson során A1: jó A2: kellemes A3: kedvező	Fishbein–Ajzen [1975] idézi Davis [1989]
SAT	SAT1: Összességében elégedett voltam a videókkal való tanulással. SAT2: A videók hatékonyan megfeleltek tanulási céljaimnak. SAT3: A videók nagyban hozzájárultak a megfelelő tudás megszerzéséhez. SAT4: A videók arra ösztönöztek, hogy több időt töltsék a tanulással.	Donkor [2011]

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

Konstrukció	Indikátor	Forrás
U	U: Milyen gyakran használtad a videókat? A gyakoriságot „Egyáltalán nem (1)”–„Naponta többször (5)” skálán értékeld!	Venkatesh– Thong–Xu [2012]
LP	LP: Milyen volt a félévi eredményed? A félévi eredményedet az osztályzatnak megfelelően az 1–5 skálán értékeld!	Zhao et al. [2010]

Megjegyzés. A PU-, PEU-, A- és SAT-konstrukciók indikátorainak értékelése ötpontos Likert-skálán történt az „Egyáltalán nem értek egyet (1)”–„Teljesen egyetértek (5)” válaszlehetőségekkel.

F2. táblázat

Konstrukciók és indikátoraik jellemzői

Konstrukció	Indikátor	α		Standardizált faktorsúlyok		CR		AVE	
		Nő	Férfi	Nő	Férfi	Nő	Férfi	Nő	Férfi
PU	PU1	0,811	0,829	0,822	0,814	0,888	0,897	0,725	0,744
	PU2			0,867	0,863				
	PU3			0,866	0,907				
PEU	PEU1	0,742	0,778	0,792	0,868	0,853	0,868	0,660	0,689
	PEU2			0,757	0,715				
	PEU3			0,883	0,895				
A	A1	0,879	0,737	0,890	0,872	0,926	0,851	0,806	0,661
	A2			0,867	0,616				
	A3			0,936	0,918				
SAT	SAT1	0,801	0,846	0,789	0,913	0,871	0,898	0,631	0,692
	SAT2			0,856	0,893				
	SAT3			0,861	0,880				
	SAT4			0,655	0,603				
U	U	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
LP	LP	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

F3. táblázat

Látens változók korrelációs együtthatói és az AVE-mutatók négyzetgyökei

Konstrukció	Nő						Férfi					
	PU	PEU	A	SAT	U	LP	PU	PEU	A	SAT	U	LP
PU	0,852						0,862					
PEU	0,690	0,812					0,743	0,830				
A	0,799	0,604	0,898				0,705	0,774	0,813			
SAT	0,704	0,565	0,675	0,795			0,615	0,673	0,694	0,832		
U	0,604	0,545	0,543	0,396	1,000		0,683	0,773	0,661	0,529	1,000	
LP	0,128	0,203	0,115	0,293	0,051	1,000	0,497	0,458	0,473	0,558	0,408	1,000

Megjegyzés. A korrelációs mátrixok átlójában az AVE négyzetgyökei szerepelnek.

F4. táblázat

Látens változók HTMT-arányai

Konstrukció	Nő						Férfi					
	PU	PEU	A	SAT	U	LP	PU	PEU	A	SAT	U	LP
PU												
PEU	0,879						0,891					
A	0,889	0,836					0,852	0,897				
SAT	0,869	0,705	0,791				0,730	0,756	0,820			
U	0,671	0,629	0,579	0,448			0,735	0,851	0,759	0,558		
LP	0,145	0,233	0,121	0,323	0,051		0,538	0,504	0,521	0,595	0,408	

Irodalom

- AHMAD, T. B. T. – MADARSHA, K. M. – ZAINUDDINA, M. H. – ISMAIL, N. A. H. – NORDIN, M. S. [2010]: Faculty's acceptance of computer based technology: Cross-validation of an extended model. *Australasian Journal of Educational Technology*. Vol. 26. No. 2. pp. 268–279. <http://dx.doi.org/10.14742/ajet.1095>
- AL-GAHTANI, S. S. [2016]: Empirical investigation of e-learning acceptance and assimilation: A structural equation model. *Applied Computing and Informatics*. Vol. 12. No. 1. pp. 27–50. <http://dx.doi.org/10.1016/j.aci.2014.09.001>
- ARASAN, J. – ADAM, M. B. [2014]: Double bootstrap confidence interval estimates with censored and truncated data. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*. Vol. 13. No. 2. pp. 399–419.

- ARENAS-GAITAN, J. – RONDAN-CATALUNA, F. J. – RAMIREZ-CORREA, P. [2010]: Gender influence in perception and adoption of e-learning platforms. In: *Mastorakis, N. E. – Mladenov, V. (eds.): Proceedings of the 9th WSEAS International Conference on Data Networks, Communications, Computers*. World Scientific and Engineering Academy and Society. Stevens Point. pp. 30–35.
- ARQUERO, J. L. – ROMERO-FRÍAS, E. – DEL BARRIO, S. [2013]: *The role of e-learning satisfaction in the acceptance of technology for educational purposes: A competing models analysis*. Proceedings of the Open and Flexible Higher Education Conference. European Association of Distance Teaching Universities. Paris. pp. 36–49.
- CARPENTER, J. – BITHELL, J. [2000]: Bootstrap confidence intervals: When, which, what? A practical guide for medical statisticians. *Statistics in Medicine*. Vol. 19. No. 9. pp. 1141–1164. [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0258\(20000515\)19:9%3C1141::AID-SIM479%3E3.0.CO;2-F](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1097-0258(20000515)19:9%3C1141::AID-SIM479%3E3.0.CO;2-F)
- CHENG, Y.-M. [2013]: Exploring the roles of interaction and flow in explaining nurses' e-learning acceptance. *Nurse Education Today*. Vol. 33. No. 1. pp. 73–80. <http://dx.doi.org/0.1016/j.nedt.2012.02.005>
- CHERNICK, M. R. [2008]: *Bootstrap Methods. A Guide for Practitioners and Researchers*. Wiley. Hoboken.
- CHIN, W. W. [1998]: The partial least squares approach to structural equation modeling. In: *Marcoulides, G. A. (ed.): Modern methods for business research*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers. Mahwah. pp. 295–336.
- CHIN, W. W. – NEWSTED, P. R. [1999]: Structural equation modeling analysis with small samples using partial least squares. In: *Hoyle, R. (ed.): Statistical Strategies for Small Sample Research*. Thousand Oaks. Sage Publications. pp. 307–342.
- CHIN, W. W. [2000]: *Frequently Asked Questions – Partial Least Squares & PLS-Graph*. <http://disc-nt.cba.uh.edu/chin/plsfac/plsfac.htm>
- CHIN, W. W. [2003]: A permutation procedure for multi-group comparison of PLS models. In: *Vilares, M. – Tenenhaus, M. – Coelho, P. – Esposito Vinzi, V. – Morineau, A. (eds.): PLS and Related Methods: Proceedings of the International Symposium*. Decisia. Lisbon.
- CHIN, W. W. – DIBBERN, J. [2010]: An introduction to a permutation based procedure for multi-group PLS analysis: Results of tests of differences on simulated data and a cross cultural analysis of the sourcing of information system services between Germany and the USA. In: *Vinzi, V. E. – Chin, W. W. – Henseler, J. – Wang, H. (eds.): Handbook of Partial Least Squares*. Springer-Verlag. Berlin, Heidelberg. pp. 171–193.
- CRONBACH, L. J. [1951]: Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. Vol. 16. No. 3. pp. 297–334. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>
- DAVIS, F. D. [1986]: *A Technology Acceptance Model for Empirically Testing New End-user Information Systems: Theory and Results*. Sloan School of Management. Massachusetts Institute of Technology. Boston, Cambridge.
- DAVIS, F. D. [1989]: Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*. Vol. 13. No. 3. pp. 319–340. <http://dx.doi.org/10.2307/249008>
- DAVIS, F. D. – BAGOZZI, R. P. – WARSHAW, P. R. [1989]: User acceptance of computer technology: A comparison of two theoretical models. *Management Science*. Vol. 35. No. 8. pp. 982–1003. <http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.35.8.982>

- DAVISON, A. C. – HINKLEY, D. V. [2003]: *Bootstrap Methods and Their Application*. Cambridge University Press. New York, Cambridge.
- DE SMET, C. – BOURGONJON, J. – DE WEVER, B. – SCHELLENS, T. – VALCKE, M. [2012]: Researching instructional use and the technology acceptance of learning management systems by secondary school teachers. *Computers & Education*. Vol. 58. No. 2. pp. 688–696. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2011.09.013>
- DELONE, W. H. – MCLEAN, E. R. [2003]: The DeLone and McLean model of information systems success: A ten-year update. *Journal of Management Information Systems*. Vol. 19. No. 4. pp. 9–30.
- DIAMANTOPOULOS, A. – WINKLHOFER, H. [2001]: Index construction with formative indicators: An alternative to scale development. *Journal of Marketing Research*. Vol. 38. No. 2. pp. 269–277. <http://dx.doi.org/10.1509/jmkr.38.2.269.18845>
- DIBBERN, J. – CHIN, W. W. [2005]: Multi-group comparison: Testing a PLS model on the sourcing of application software services across Germany and the USA using a Permutation Based Algorithm. In: *Bliemel, F. – Eggert, A. – Fassott, G. – Henseler, J. (eds.): Handbuch PLS-Pfadmodellierung. Methode, Anwendung, Praxisbeispiele*. Schaffer-Poeschel. Stuttgart.
- DONKOR, F. [2011]: Assessment of learner acceptance and satisfaction with video-based instructional materials for teaching practical skills at a distance. *The International Journal Review of Research in Open and Distance Learning*. Vol. 12. No. 5. pp. 74–92. <http://dx.doi.org/10.19173/irrodl.v12i5.953>
- EFRON, B. – TIBSHIRANI, R. J. [1993]: *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall. New York. <http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4899-4541-9>
- FISHBEIN, M. – AJZEN, I. [1975]: *Belief Attitude, Intention and Behavior: An Introduction to Theory and Research*. Addison-Wesley. Reading.
- FORNELL, C. – LARCKER, F. F. [1981]: Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*. Vol. 18. No. 1. pp. 39–50. <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>
- FÜSTÖS L. – KOVÁCS E. – MESZÉNA GY. – SIMONNÉ M. N. [2004]: *Alakfelismerés: Sokváltozós statisztikai módszerek*. Új Mandátum Könyvkiadó. Budapest.
- HAENLEIN, M. – KAPLAN, A. M. [2004]: A beginner's guide to partial least squares analysis. *Understanding Statistics*. Vol. 3. No. 4. pp. 283–297. http://dx.doi.org/10.1207/s15328031us0304_4
- HAIR, J. F. – SARSTEDT, M. – RINGLE, C. M. – MENA, J. A. [2012]: An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling in marketing research. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 40. No. 3. pp. 414–433. <http://dx.doi.org/10.1007/s11747-011-0261-6>
- HAIR, J. F., JR. – HULT, G. T. M. – RINGLE, C. M. – SARSTEDT, M. [2014]: *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*. Sage. Thousand Oaks.
- HENSELER, J. [2007]: A new and simple approach to multi-group analysis in partial least squares path modeling. In: *Martens, H. – Næs, T. (eds.): Causalities explored by indirect observation: Proceedings of the 5th International Symposium on PLS and Related Methods*. Association for Computing Machinery. Oslo. pp. 104–107.
- HENSELER, J. [2012]: PLS-MGA: A non-parametric approach to partial least squares-based multi-group analysis. In: *Gaul, W. – Geyer-Schulz, A. – Schmidt-Thieme, L. – Kunze, J. (eds.):*

- Challenges at the Interface of Data Analysis, Computer Science, and Optimization. Proceedings of the 34th Annual Conference of the Gesellschaft für Klassifikation e. V.* Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg. pp. 495–501. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-24466-7_50
- HENSELER, J. – RINGLE, C. M. – SARSTEDT, M. [2015]: A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 43. No. 1. pp. 115–135. <http://dx.doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- HENSELER, J. – RINGLE, C. M. – SINKOVICS, R. R. [2009]: The use of partial least squares path modeling in international marketing. In: *Sinkovics, R. R. – Ghauri, P. N.* (eds.): *New Challenges to International Marketing*. Emerald Group Publishing Limited, Bingley. pp. 277–319.
- HUI, W. – HU, P. – CLARK, T. – TAM, K. – MILTON, J. [2008]: Technology-assisted learning: A longitudinal field study of knowledge category, learning effectiveness, and satisfaction in language learning. *Journal of Computer Assisted Learning*. Vol. 24. No. 3. pp. 245–259. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2729.2007.00257.x>
- JARVIS, CH. B. – MACKENZIE, S. B. – PODSAKOFF, PH. M. [2003]: A critical review of construct indicators and measurement model. *Misspecification in Marketing and Consumer Research*. Vol. 30. No. 2. pp. 199–218. <http://dx.doi.org/10.1086/376806>
- KAZÁR K. [2014]: A PLS-útelemzés és alkalmazása egy márkaközösség pszichológiai érzetének vizsgálatára. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 1. sz. 33–52. old.
- KELLER, J. [1983]: Motivational design of instruction. In: *Reigeluth, C. M.* (ed.): *Instructional-Design Theories and Models: An Overview of Their Current Status*. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale. pp. 386–434.
- KEIL, M. – TAN, B. C. Y. – WEI, K.-K. – SAARINEN, T. – TUUNAINEN, V. – WASSENAAR, A. [2000]: A cross-cultural study on escalation of commitment behavior in software projects. *Management Information Systems Quarterly*. Vol. 24. No. 2. pp. 299–325. <http://dx.doi.org/10.2307/3250940>
- KIM, Y. L. [2010]: Gender role and the use of university library website resources: A social cognitive theory perspective. *Journal of Information Science*. Vol. 36. No. 5. pp. 603–617. <http://dx.doi.org/10.1177/0165551510377709>
- KOVÁCS A. [2015]: Strukturális egyenletek modelljének alkalmazása a Közös Agrárpolitika 2013-as reformjának elemzésére. *Statisztikai Szemle*. 93. évf. 8–9. sz. 801–822. old.
- KOVÁCS P. – BODNÁR G. [2016]: Az endogén fejlődés értelmezése vidéki térségekben PLS-útelemzés segítségével. *Statisztikai Szemle*. 94. évf. 2. sz. 143–161. old. DOI: <http://dx.doi.org/10.20311/stat2016.02.hu0143>
- KRENYÁ CZ É. [2015]: A hazai egészségügyi intézmények kontrolling-rendszere. *Statisztikai Szemle*. 93. évf. 8–9. sz. 823–857. old.
- LEE, D. Y. – LEHTO, M. R. [2013]: User acceptance of YouTube for procedural learning: An extension of the technology acceptance model. *Computers & Education*. Vol. 61. February. pp. 193–208. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2012.10.001>
- LEE, Y.-H. – HSIAO, C. – PURNOMO, S. H. [2014]: An empirical examination of individual and system characteristics on enhancing e-learning acceptance. *Australasian Journal of Educational Technology*. Vol. 30. No. 5. pp. 562–579. <http://dx.doi.org/10.14742/ajet.381>
- LEGUINA, A. [2015]: A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM). *International Journal of Research & Method in Education*. Vol. 38. No. 2. pp. 220–221. <http://dx.doi.org/10.1080/1743727X.2015.1005806>

- LIAO, C. – PALVIA, P. – CHEN, J.-L. [2009]: Information technology adoption behavior life cycle: Toward a technology continuance theory (TCT). *International Journal of Information Management*. Vol. 29. No. 4. pp. 309–320. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijinfomgt.2009.03.004>
- NAJMUL ISLAM, A. K. M. [2013]: Investigating e-learning system usage outcomes in the university context. *Computers & Education*. Vol. 69. November. pp. 387–399. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2013.07.037>
- NITZL, C. [2010]: *Eine anwenderorientierte Einführung in die Partial Least Square (PLS)-Methode*. Arbeitspapier. Nr. 21. Universität Hamburg. Institut für Industrielles Management. Hamburg. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2097324>
- OKAZAKI, S. – DOS SANTOS, L. M. R. [2012]: Understanding e-learning adoption in Brazil: Major determinants and gender effects. *International Review of Research in Open and Distance Learning*. Vol. 13. No. 4. pp. 91–106. <http://dx.doi.org/10.19173/irrodl.v13i4.1266>
- ONG, C.-S. – LAI, J.-Y. [2006]: Gender differences in perceptions and relationships among dominants of e-learning acceptance. *Computers in Human Behavior*. Vol. 22. No. 5. pp. 816–829. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2004.03.006>
- PADILLA-MELÉNDEZ, A. – AGUILA-OBRA, A. R. D. – GARRIDO-MORENO, A. [2013]: Perceived playfulness, gender differences and technology acceptance model in a blended learning scenario. *Computers & Education*. Vol. 63. April. pp. 306–317. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2012.12.014>
- RINGLE, C. M. – WENDE, S. – WILL, A. [2005]: *SmartPLS*. University of Hamburg. Hamburg.
- SÁNCHEZ, R. A. – HUEROS, A. D. [2010]: Motivational factors that influence the acceptance of Moodle using TAM. *Computers in Human Behavior*. Vol. 26. No. 6 pp. 1632–1640. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2010.06.011>
- SANCHEZ-FRANCO, M. J. [2010]: WebCT – The quasimoderating effect of perceived affective quality on an extending Technology Acceptance Model. *Computers & Education*. Vol. 54. January. pp. 37–46. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2009.07.005>
- SARSTEDT, M. – HENSELER, J. – RINGLE, C. M. [2011]: Multigroup analysis in partial least squares (PLS) path modeling: Alternative methods and empirical results. In: *Sarstedt, M. – Schwaiger, M. – Taylor, Ch. R.* (eds.): *Measurement and Research Methods in International Marketing*. Emerald Group Publishing Limited. Bingley. pp. 195–218. [http://dx.doi.org/10.1108/S1474-7979\(2011\)0000022012](http://dx.doi.org/10.1108/S1474-7979(2011)0000022012)
- SHI, S. G. [1992]: Accurate and efficient double-bootstrap confidence limit method. *Computational Statistics & Data Analysis*. Vol. 13. No. 1. pp. 21–32. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-9473\(92\)90151-5](http://dx.doi.org/10.1016/0167-9473(92)90151-5)
- SUMAK, B. – HERICKO, M. – PUSNIK, M. [2011]: A meta-analysis of e-learning technology acceptance: The role of user types and e-learning technology types. *Computers in Human Behavior*. Vol. 27. No. 6. pp. 2067–2077.
- SUN, P.-C. – TSAI, R. J. – FINGER, G. – CHEN, Y.-Y. – YEH, D. [2008]: What drives a successful e-learning? An empirical investigation of the critical factors influencing learner satisfaction. *Computers & Education*. Vol. 50. April. pp. 1183–1202. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2006.11.007>
- TENENHAUS, M. – VINZI, V. E. – CHATELIN, Y.-M. [2005]: PLS path modeling. *Computational Statistics & Data Analysis*. Vol. 48. No. 1. pp. 159–205. <http://dx.doi.org/10.1016/j.csda.2004.03.005>

- TEO, T. S. H. – LIM, V. K. G. – LAI, R. Y. C. [1999]: Intrinsic and extrinsic motivation in internet usage. *Omega. The International Journal of Management Science*. Vol. 27. No. 1. pp. 25–37. [http://dx.doi.org/10.1016/S0305-0483\(98\)00028-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0305-0483(98)00028-0)
- TERZIS, V. – ECONOMIDES, A. A. [2011]: Computer based assessment: Gender differences in perceptions and acceptance. *Computers in Human Behavior*. Vol. 27. No. 6. pp. 2108–2122. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2011.06.005>
- UMRANI, F. – GHADIALLY, R. [2008]: Study of computer learners in India gender and decision-making in technology adoption among youth: A study of computer learners in India. *Psychology and Developing Societies*. Vol. 20. No. 2. pp. 209–227. <http://dx.doi.org/10.1177/097133360802000204>
- VAN RAAIJ, E. M. – SCHEPERS, J. J. L. [2008]: The acceptance and use of a virtual learning environment in China. *Computers & Education*. Vol. 50. March. pp. 838–852. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2006.09.001>
- VENKATESH, V. – DAVIS, F. D. [2000]: A theoretical extension of the technology acceptance model: Four longitudinal field studies. *Management Science*. Vol. 46. No. 2. pp. 186–204. <http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.46.2.186.11926>
- VENKATESH, V. – THONG, J. Y. L. – XU, X. [2012]. Consumer acceptance and use of information technology: Extending the unified theory of acceptance and use of technology. *MIS Quarterly*. Vol. 36. No. 1 pp. 157–178.
- WERTS, C. E. – LINN, R. L. – JÖRESKOG, K. G. [1974]: Intraclass reliability estimates: Testing structural assumptions. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 34. No. 1. pp. 25–33. <http://dx.doi.org/10.1177/001316447403400104>
- WOLD, H. O. [1985]: Partial least squares. In: *Kotz, S. – Johnson, N. L. (eds.): Encyclopedia of statistical sciences*. Vol. 6. Wiley. New York. pp. 581–591.
- YANG, S.-Y. – FANG, H.-C. – CHUANG, C. – LI, H.-A. [2011]: Applying the Technology Acceptance Model to Investigate Consumers' Acceptance of Digital Learning System. In: *Thatcher, S. (ed.): Proceedings of the 3rd International Conference on Machine Learning and Computing*. Institute of Electrical and Electronics Engineers. Piscataway. pp. 411–415.
- ZHAO, L. – LU, Y. – HUANG, W. – WANG, Q. [2010]: Internet inequality: The relationship between high school students' Internet use in different locations and their Internet self-efficacy. *Computers & Education*. Vol. 55. April. pp. 1405–1423. <http://dx.doi.org/10.1016/j.compedu.2010.05.010>
- ZOGHEIB, B. – RABAA'I, A. – ZOGHEIB, S. – EL SAHELI, A. [2015]: University students' acceptance of technology in math classes: Does gender matter? *Journal of Emerging Trends in Engineering and Applied Sciences*. Vol. 6. No. 4. pp. 273–287.

Summary

The PLS-MGA methods are suitable for comparing the path-coefficients of two predetermined groups in the course of PLS path analysis. The parametric tests are the modified versions of the independent sample *t*-test referring to the path-coefficients, which – in contrast to the PLS-SEM basic method – require normality, and therefore their usage needs further investigation.

The non-parametric NGA methods, however, do not require any distributional assumptions. The permutation test is a randomization method, which only requires the nearly identical size of group-specific samples. For the comparison of the group-specific path coefficients, Henseler's MGA method uses the bootstrap distribution, while the non-parametric bootstrap confidence interval method uses the bootstrap confidence intervals of path coefficients. There are several methods applied for setting up the bootstrap confidence intervals. From these, the authors demonstrated the simple bootstrap percentile method ($B-p$ method), which in the case of a small sample cannot be applied properly, as well as the double-bootstrap percentile method (double- $B-p$ method) based on double bootstrap sampling that is suitable for making more precise confidence intervals.