

KÖZGAZDASÁGI SZEMLE, LXVII. ÉVF., 2020. MÁJUS (474–494. o.)

CZINE PÉTER–TÖRÖK ÁRON–HORVÁTH PÉTER–
BALOGH PÉTER

A fogyasztói magatartás elemzése feltételes választási modellekkel – a mangalicakolbász példáján

A tanulmány célja, hogy felmérje a mangalicakolbászra vonatkozó fogyasztói preferenciákat, azaz meghatározza a vásárlási döntések során leginkább fontosnak ítélt terméktulajdonságokat, azok irányát és a szintjeikre vonatkozó fizetési hajlandóságot. A vizsgálat diszkrét választási kísérleten keresztül zajlott, ahol négy terméktulajdonságot (ár, hústartalom, eredetjelzés, beszerzési hely) azonosítottunk. A felállított hipotézisek szerint az eredetjelzés használata befolyásolja leginkább a fizetési hajlandóságot; a fogyasztók szociodemográfiai jellemzői meghatározó szempontot képviselnek a választások során. A becslésekhez három modellspecifikációit (multinomiális logit, látenscsoport-, véletlen paraméterű logit modell) is felhasználtunk. Az eredmények alapján megállapítható, hogy a fogyasztók a törzskönyvezett állatból származó húsról vonatkozó eredetjelzést és a termelői piacon történő beszerzést egyértelműen preferálják a többi tulajdonságszinttel szemben. A hústartalom tekintetében már nem tudtuk ezt bizonyítani.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C25, C93, D12, D91, Q13.

Bevezetés

A fogyasztói preferenciák vizsgálata mindig központi témát szolgáltatott a közgazdaságtani, azon belül is elsősorban a mikroökonómiai kutatás számára, és az eredményeiket nagymértékben hasznosítja a vállalatok marketingtevékenysége is. Ez

* A kutatás a Nemzeti Kutatási, Fejlesztési és Innovációs (NKFI) Hivatal KH-18. 130443 sz. pályázatából valósult meg.

Czine Péter PhD-hallgató, DE Gazdaságtudományi Kar Statisztika és Módszertani Intézet (e-mail: czine.peter@econ.unideb.hu).

Török Áron egyetemi docens, BCE Vállalkozásfejlesztési Intézet, Agrárközgazdasági és Vidékfejlesztési Tanszék (e-mail: aron.torok@uni-corvinus.hu).

Horváth Péter egyetemi adjunktus, DE Gazdaságtudományi Kar Vidékfejlesztés, Regionális Gazdaságtan és Turizmusmenedzsment Intézet (e-mail: horvath.peter@econ.unideb.hu).

Balogh Péter egyetemi tanár, DE Gazdaságtudományi Kar Statisztika és Módszertani Intézet (e-mail: balogh.peter@econ.unideb.hu).

A kézirat első változata 2020. március 17-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2020.5.474>

a témakör főként akkor kerül középpontba, amikor olyan kérdésekre szeretnénk választ kapni, hogy a különböző szociodemográfiai jellemzőjű csoportok tagjainak milyenek a preferenciái, és ezen keresztül hogyan hozzák meg vásárlási döntéseiket (*Novemsky és szerzőtársai* [2007]).

Az egyének nap mint nap döntéseket hoznak, alternatívák között választanak, így sokakat foglalkoztat az a kérdés, hogy ezeket milyen szabályok alkalmazásán keresztül is teszik (*Hensher és szerzőtársai* [2005], *Kovács* [2009]). A teljes magyarázatot valószínűleg lehetetlen megtalálni, mivel a döntéshozatal magas szintű variabilitás/heterogenitás jellemzi a számtalan bizonytalan tényező következtében, amelyek többnyire nehezen vizsgálhatók, mérésük korlátozott vagy nem megvalósítható (*Simon* [1955], [1986]). A döntéshozatali folyamat vizsgálatának célja, hogy minél több olyan információt lehessen azonosítani, amely elősegíti a teljesebb, részletesebb megértést (*McFadden* [2001]). Ehhez nyújthat segítséget egy kiválasztott alternatíva (termék vagy szolgáltatás) alaposabb elemzése.

Döntéseinket preferenciáink alapján hozzuk meg. Egy olyan egyszerű kérdésnél is, mint amilyen a „mit is egyek?“, alternatívák között választunk prioritásaink felállításán keresztül. Ezek alapját többnyire a terméknek/szolgáltatásnak tulajdonított tulajdonságok (*attributes*) – például íz, ár – jelentik, amelyek lehetnek pozitívák és negatívák (valaminek az elkerülése) is. Amikor azt vizsgáljuk, hogy egy-egy termék esetében milyen tulajdonságok között választanak a döntéshozatal során, tudnunk kell azt, hogy mely tulajdonságok relevánsak, valamint ezek mekkora súllyal rendelkeznek a döntéshozók számára. Amennyiben egy szempontot tekintünk fontosnak, akkor mindössze eszerint vetjük össze a különböző alternatívákat (*Kroneberg–Kalter* [2012]). Ugyanakkor, ha több szempont is meghatározó, akkor azok kombinációit hasonlítjuk egymáshoz. Abban az esetben, ha számértéket is rendelünk hozzájuk, megtudhatjuk a fogyasztók elégedettségi vagy hasznossági szintjét. A preferenciák vizsgálatánál lényeges szempont, hogy megfelelően számba legyenek véve a különböző korlátozások is. Ezek közé lehet sorolni a jövedelemkorlátot (amely abból ered, hogy nem feltétlenül áll rendelkezésünkre az a pénz-mennyiség, amellyel az alternatíva megszerezhető) és a technológiai korlátozásokat (azaz az igényelt termék/szolgáltatás a jelenlegi piaci körülmények között már vagy még nem érhető el) (*Hess–Daly* [2014]).

A szakirodalom két nagyobb irányzatot különít el a preferenciaértékelő eljárások között. A kinyilvánított (*revealed*) módszerek során valós piaci helyzetekben figyelik meg az egyének viselkedését, míg a feltárt (*stated*) eljárások egy hipotetikus helyzetet tárnak a fogyasztók elé azzal a céllal, hogy olyan alternatívák is értékelhetők legyenek, amelyek a jelen piaci körülmények között még nem elérhetők (*Hensher és szerzőtársai* [1988], *Kroes–Sheldon* [1988]). Utóbbi különösen akkor lehet hasznos, amikor arról kell döntést hozni, hogy bizonyos termékeket/szolgáltatásokat bevezessenek-e a piacra, és ezek milyen tulajdonságokkal rendelkezzenek (*Hensher–Bradley* [1993]). Az eljárások közül az egyik legismertebb az a marketing területéről átvett vizsgálat *conjoint* elemzése, amellyel azt kutatják, hogy az egyes termékjellemzőket hogyan is értékelik a fogyasztók, mekkora fontosságot tulajdonítanak nekik (*Aizaki és szerzőtársai* [2014]). Egy másik, ugyancsak ismert

módszer a feltételes értékelés, amivel azt vizsgálják, hogy az egyének mennyit is lennének hajlandók fizetni bizonyos termékért/szolgáltatásért egy adott szituációban (Marjainé [2001], Mark-Swait [2004]). Fontos említést tenni arról, hogy gyakoriak a kinyilvánított és feltárt jellegű adatok kombinációival végzett vizsgálatok is, amelyek célja, hogy az eredményeken keresztül még több releváns információt lehessen szerezni (Costanigro-Onozaka [2020]). Ezt a megközelítést egyre többször alkalmazzák egy ugyancsak a fogyasztói preferenciákat értékelő eljárásban, amely diszkrét választási kísérlet néven vált ismertté (Adamowicz és szerzőtársai [1994], Louviere és szerzőtársai [2000], Georgescu [2007], Train-Wilson [2008], Huffman-McCluskey [2017]).

A diszkrét választási kísérlet az egyének hasznosságmaximalizáló viselkedésén alapul, így azt feltételezi, hogy egy döntési halmaz elemei közül mindig a nagyobb hasznossági értékkel rendelkező kerül kiválasztásra, s – Lancaster [1966] karakterisztikaelméletének megfelelően – a termékek/szolgáltatások hasznosságát azok tulajdonságaiból származtatja, emellett diszkrét választási szituációt feltételez (a rendelkezésre álló döntési halmaz elemei közül mindössze egy kerül kiválasztásra). Végül pedig a hasznosságfüggvényt egy szisztematikus és egy véletlen részre bontja fel az (1) egyenlet szerint.

$$U_i = V_i + \mathcal{E}_i, \quad (1)$$

ahol U a teljes hasznosságot, V a szisztematikus – a termékek/szolgáltatások tulajdonságaiból származó – részt, \mathcal{E} a véletlen részt (azaz a nem megfigyelhető tényezők összességét), i pedig az alternatívát jelöli.

A (2) egyenlet annak valószínűségét írja le, hogy az n -edik döntéshozó az i -edik alternatívát választja bármely j -edik alternatívával szemben.

$$\begin{aligned} \text{Prob}_{n,i} &= \text{Prob}(U_{n,i} > U_{n,j}) = \text{Prob}(V_{n,i} + \mathcal{E}_{n,i} > V_{n,j} + \mathcal{E}_{n,j}) = \\ &= \text{Prob}(\mathcal{E}_{n,j} - \mathcal{E}_{n,i} > V_{n,i} - V_{n,j}), \quad \forall j \neq i, \end{aligned} \quad (2)$$

ahol \mathcal{E}_n eloszlását $f(\mathcal{E}_n)$ jelöli, valószínűsége pedig a (3) szerint írható fel.

$$\text{Prob}_{n,i} = \int \mathbb{I}(\mathcal{E}_{n,j} - \mathcal{E}_{n,i} < V_{n,i} - V_{n,j}) f(\mathcal{E}_n) d\mathcal{E}_n, \quad \forall j \neq i, \quad (3)$$

ahol \mathbb{I} egyenlő 1-gyel, ha a zárójelben szereplő kifejezés igaz (minden más esetben 0) (Train [2009], Baji [2012]).

Annak megfejtése, hogy mely termék/szolgáltatás tulajdonságok befolyásolják leginkább a fogyasztói döntéseket, számos empirikus tanulmány elkészítését ösztönözte már az eddigiek során is. Az előzőekben bemutatott diszkrét választási kísérlet alkalmazása az ismertetett probléma megoldására már több területen is eredményesnek bizonyult.

Megjelenése a közlekedésgazdaságtudományi elemzésekben olyan információk megszerzését tette lehetővé, hogy az egyének melyik utazási módot preferálják a leginkább (autó, busz, vonat, repülő), milyen tulajdonságok meglétét tartják lényegesnek (utazási idő, költség, várakozási idő), és mennyit hajlandók fizetni

azok egyes szintjeinek megszerzéséért, illetve elkerüléséért (például 5 perc várakozási idő elkerüléséért mekkora többletköltséget lennének hajlandók fizetni) (*Ben-Elia-Shifan* [2010], *Hensher és szerzőtársai* [2011], *Prato és szerzőtársai* [2012], *Ben-Elia és szerzőtársai* [2013], *Bekhor-Albert* [2014], *Dey és szerzőtársai* [2018], *Saxena és szerzőtársai* [2019]).

Az egészséggazdasági elemzésekben ugyancsak számos alkalommal használták már a módszert. A tanulmányok többsége azokra a kérdésekre kereste a választ, hogy az egyes betegségek kezelésére vonatkozóan milyen tulajdonságokat (például a kezelés időtartama, mellékhatások, a betegség kiújulásának kockázata) várnak el a páciensek, és ezek meglétéért, illetve elkerüléséért mennyit lennének hajlandók fizetni (például mellékhatások nélküli kezelésért mennyivel fizetnének többet) (*Poulos és szerzőtársai* [2018], *Vallejo-Torres és szerzőtársai* [2018], *Bhattarai és szerzőtársai* [2019], *Mandrik és szerzőtársai* [2019], *Radley és szerzőtársai* [2019]).

Emellett egyre gyakrabban jelenik meg a módszer az agrárközgazdaság területén is, ahol a különböző élelmiszerekre vonatkozóan elvárt tulajdonságok vizsgálata (például ár, zsírtartalom, hústartalom, tanúsítvány) és a terméktulajdonságokra vonatkozó fizetési hajlandóság felmérése történik (például mennyivel hajlandók többet fizetni egy 25 százalékkal magasabb hústartalmú termékért) (*Lockshin és szerzőtársai* [2006], *Van Loo és szerzőtársai* [2011], *Denver-Jensen* [2014], *Ceschi és szerzőtársai* [2018], *Wang és szerzőtársai* [2018], *Czine és szerzőtársai* [2019]).

Az élelmiszerek közötti választások során mindig lényeges szempontot képviseltek az országokhoz, tájakhoz igazodó szokások, tradíciók. Valószínűleg emiatt is sokak által vizsgált téma az agrár-közgazdaságtan területén belül. *Guerrero és szerzőtársai* [2010] hat európai régióban vizsgálta, hogy mit is jelent a fogyasztók számára az élelmiszerekre vonatkozó „tradicionális” kifejezés, míg *Kühne és szerzőtársai* [2010] azt kísérte meg felmérni, hogy az emberek miként vélekednek a tradicionális termékek innovációjáról. *Pieniak és szerzőtársai* [2009] és *Szakály és szerzőtársai* [2009] a hagyományos élelmiszerek fogyasztása és az élelmiszer-választási motívumok közötti kapcsolatot elemezte, míg *Chrysochou és szerzőtársai* [2012], *Szakály és szerzőtársai* [2014], [2016] a minőségbiztosítási címkék mint a vásárlói lojalitás mozgatórugójának szerepét vizsgálta a hagyományos élelmiszerek vonatkozásában, *Balogh és szerzőtársai* [2016] pedig egy hagyományos termékre becsült fizetési hajlandóságot diszkrét választási kísérlet alkalmazásával.

Az élelmiszerek között a tradicionális, egy adott földrajzi egységhez szorosan köthető húsok, illetve a húsból készült feldolgozott termékek mindig is kiemelt szerepet töltek be, különösen akkor, ha azok valamilyen tanúsítással (például földrajzi árujelző, származék-megjelölés) is rendelkeznek (lásd *Török-Maró* [2020]). Az előállításához (tenyésztéshez) kapcsolódó földrajzi területeken a tradicionális állatfajták, illetve az azokból készült termékek jellemzően fontosak, és kitüntetett szerepet töltenek be a helyi fogyasztók számára (például *Zyl és szerzőtársai* [2013]), ami a pozitív attitűdök mellett sokszor magasabb fizetési hajlandósággal is párosul. Az Európai Unióban a földrajzi árujelzős élelmiszerek között a húsok és húskészítmények rendelkeznek átlagosan a legnagyobb árprémiummal (*Chever és szerzőtársai* [2012]). A nyers húsok esetében a szakirodalom leginkább

a marhahús (például *Ardeshiri-Rose* [2018], *Gao és szerzőtársai* [2010], *Loureiro-Umberger* [2003], *Revoredo-Giha és szerzőtársai* [2011]), illetve a bárányhús (például *Arnoult és szerzőtársai* [2010], *Bernabéu és szerzőtársai* [2018], *Gracia* [2014], *Gracia és szerzőtársai* [2012], *Imami és szerzőtársai* [2011]) esetében mutatta ki, hogy a fogyasztók pozitívan értékelik, és hajlandók többet is fizetni értük, amennyiben azok helyi, tradicionális terméknek számítanak, vagy olyan helyről származnak, amelynek a hírneve nagy. A sertéshús esetében leginkább a magas feldolgozottsági szintű, fogyasztásra kész élelmiszerek (elsősorban sonka) esetében született már számos tanulmány, amelyek alátámasztják, hogy a fogyasztók kifejezetten szeretik ezeket a tradicionális termékeket, és hajlandók mélyebben is a pénztárcájukba nyúlni miattuk (például *Arfini-Mancini* [2015], *Mesias és szerzőtársai* [2010], *Resano és szerzőtársai* [2012]).

A tanúsítások, jelölések ugyanakkor csak egy bizonyos minőségi szintig meghatározók, a prémiumkategóriában a fogyasztók szemében más terméktulajdonságok (is) számítanak már (*Loureiro-McCluskey* [2000]). Fontos továbbá kiemelni, hogy a nagyfokú (akár nemzetközi) ismertségre is szert tett húskészítmények esetében az előállítási hely közelében élő fogyasztók jellemzően alacsonyabb felárat hajlandók csak fizetni, mint a távolabbi régiókban élők (*Garavaglia-Mariani* [2017]).

Az említettek tükrében kutatásunk elsődleges célja megtudni azt, hogy mely terméktulajdonságok és milyen irányban befolyásolják a fogyasztók magatartását egy tradicionális termékkel – a mangalicakolbásszal – kapcsolatosan. Emellett szeretnénk információt nyerni arról, hogy mekkora fizetési hajlandóság mutatkozik ezen tulajdonságok iránt. Kutatásunk során két hipotézist állítottunk fel:

1. HIPOTÉZIS: a vizsgálatba bevont terméktulajdonságok közül az eredetjelzés használata befolyásolja leginkább a fizetési hajlandóságot.

2. HIPOTÉZIS: a fogyasztók különböző szociodemográfiai jellemzői lényeges szempontot képviselnek a választások során.

Adatok és módszer

A kérdőíves adatfelvételt megelőzően két fókuszcsoportos interjút (csoportonként hat, a terméket fogyasztó fő részvételével) és részletes szakirodalmi áttekintést végeztünk annak érdekében, hogy meghatározzuk a vizsgálatba bevonni kívánt terméktulajdonságokat. A termékekre/szolgáltatásokra vonatkozó négy tulajdonságot sikerült azonosítanunk, amelyek között az ár (a régióban megvásárolható hasonló termékek négy jellemző árszintjét jelöli), mangalicahús-tartalom (az összes húson belül mennyi volt a mangalicából származó részarány a termékben), eredetjelzés (a tenyésztő szervezet hivatalos igazolása arról, hogy a termék törzskönyvezett mangalicából készült) és a vásárlási hely (a fogyasztó által megvásárolt termék beszerzési helye) szerepeltek. Ezt követően ezek szintjeit állapítottuk meg. A folyamat során nagy hangsúlyt fektettünk arra, hogy a szintek minél inkább igazodjanak a jelenlegi piaci viszonyokhoz. A tulajdonságokat, azok szintjeit és kódolásukat az 1. táblázat mutatja be.

1. táblázat

Tulajdonságok, azok szintjei és kódolásuk

Tulajdonság	A tulajdonság szintje	Kódolás
Ár (forint/kilogramm)	1500	folytonos változó
	2000	
	2500	
	3000	
Hústartalom (százalék)	50	1
	75	2
	100	3
Eredetjelzés	nincs	0
	van	1
Vásárlási hely	termelői piac	1
	hentes	2
	hiper-/szupermarket	3

Forrás: saját szerkesztés az adatgyűjtés eredményei alapján.

Jól látható, hogy a kategorikus változók esetében úgynevezett „dizájn” kódolási formát alkalmaztunk. A modellek becslése során ezek közül minden esetben ugyanazt a szintet rögzítettük (azaz a bázisszint: 50 százalék hústartalom – nincs eredetjelzés – termelői piac). A kísérleti elrendezés megválasztásához először felmértük azt, hogy a teljes faktoriális (az összes lehetséges termékkombinációt tartalmazó, *full factorial*) vizsgálati elrendezés esetében hány döntési szituáció szerepelne a kísérletben. A választott tulajdonságok és szintjeik alapján ez a szám $4^1 \times 3^2 \times 2^1 = 72$ lett, amit túl nagyra ítéltünk, így a végső kérdőívben részlegesen hatékony elrendezést alkalmaztunk,¹ amely nyolc döntési helyzetet (szituációnként három alternatívával, melyek között minden esetben szerepelt a „nem választ” lehetőség is) eredményezett (*ChoiceMetrics* [2018]). Erre a 2. táblázatban látható példa.

2. táblázat

Példa a döntési helyzetre

	1. alternatíva	2. alternatíva	Nem választ
Ár (forint/kilogramm)	3000	2000	–
Hústartalom (százalék)	75	75	–
Eredetjelzés	van	nincs	–
Vásárlási hely	termelői piac	hentes	–

Forrás: a kísérleti elrendezés eredményei alapján saját szerkesztés.

¹ A hatékony elrendezés (*D-efficient*) az elrendezési hibák (*D-error*) számának minimalizálása mellett csökkenti a termékkombinációk halmazát.

A végső kérdőívben a döntési helyzeteken túl további kérdések is szerepeltek, amelyek a vásárlási és fogyasztási szokásokra, valamint a válaszadók szociodemográfiai jellemzőire vonatkoztak. Az adatfelvételt megelőzően próbakitölttetést végeztünk, amelynek célja az volt, hogy visszajelzést kapjunk a nehezen értelmezhető részekkel kapcsolatosan.

Kutatásunkat az Észak-Alföld régió három városában (Nyíregyháza, Debrecen, Szolnok) hajtottuk végre. A válaszadók megkérdezése a települések Tesco áruházláncai előtt történt 2019 decembere és 2020 februárja között. A minta 477 személyt (155/165/157 fő megoszlásban az említett városok szerint) tartalmaz, amelynek részletei a 3. táblázatban láthatók. Az adatfelvétel során nagy hangsúlyt fektettünk arra, hogy több szociodemográfiai változó tekintetében is biztosítsuk a reprezentativitást (kvótás mintavételi eljáráson keresztül). Nemek, életkor és lakhely szerint ezt sikeresen meg is valósítottuk a KSH népszámlálási adatai alapján.²

3. táblázat

A válaszadók szociodemográfiai jellemzői

Szociodemográfiai tényezők	Minta (N = 477)	Regionális megoszlás
NEMEK (százalék)		
Nő	56,0	52,1
Férfi	44,0	47,9
ÉLETKOR (átlag)		
	41,54	40,2
LEGMAGASABB ISKOLAI VÉGZETTSÉG (százalék)		
Alapfokú	8,2	–
Középfokú	44,6	–
Felsőfokú	47,2	–
HAVI BRUTTÓ JÖVEDELEM (százalék)		
Lényegesen átlag alatti	33,3	–
Átlag alatti	17,6	–
Átlagos	25,8	–
Átlag feletti	23,3	–
LAKHELY (százalék)		
Város	72,3	68,1
Vidék	27,7	31,9

Forrás: saját szerkesztés az adatgyűjtés eredményei alapján

Az adatok feldolgozása az R: Apollo 0.0.6 szoftverbővítményen keresztül zajlott (Hess–Palma [2019a], [2019b]). A következőkben a becslésekhez választott modell-specifikációk jellemzőit ismertetjük.

² http://www.ksh.hu/nepszamlalas/tablak_teruleti_00?lang=hu.

Multinomiális logit modell

A széles körben alkalmazott multinomiális logit modell (*MNL*) Daniel McFadden nevéhez köthető (*McFadden* [1973]). Előnyös tulajdonsága, hogy becslései könnyedén magyarázhatók. A véletlen hasznosság elméletén alapul, azaz feltételezi az egyének hasznosságmaximalizáló viselkedését. Hátrányai közé tartozik az, hogy nem képes megragadni az egyéni ízlések heterogenitását, emellett az irreleváns alternatívák függetlenségét feltételezi. Ezek következtében a diszkrét választási kísérletek elemzéséhez gyakran használnak további komplexebb modelleket is (*Fiebig és szerzőtársai* [2010]).

Látenscsoport-modell

A látenscsoport-modell (*latent class model, LCM*) előnyös tulajdonsága, hogy képes az egyének között jelen lévő heterogenitás megragadására. Mindezt úgy teszi lehetővé, hogy a személyeket egymástól elkülönülő, Q számú csoportba sorolja, amely csoportok egymástól elkülönülnek, és saját β paraméterrel rendelkeznek (*Boxall-Adamowicz* [2002]). A látenscsoport-modell tulajdonságai közé tartozik az is, hogy osztályvalószínűségi értékeket számol, amelyek lehetővé teszik megbecsülni azt, hogy a személyek mekkora eséllyel kerülnek a különböző osztályokba (*Greene-Hensher* [2003]). A modell korlátai között legtöbbször az osztályok számának ideális meghatározását szokták említeni. Erről többnyire információs kritériumok³ alapján hoznak döntést (*Morey és szerzőtársai* [2006], *Cavanaugh-Neath* [2018]).

Véletlen paraméterű logit modell

A véletlen paraméterű logit modell (*random parameter logit, RPL*) nagy előnye, hogy képes a preferenciák heterogenitásának megragadására. Ezt úgy valósítja meg, hogy lehetővé teszi a β együtthatók randomitását a válaszadók között bizonyos, a kutató által előre megválasztott eloszlás szerint. Az elemzések során pedig ezek paramétereit (átlag, szórás) becsüli (*Train* [2003]). A másik nagy előnye, hogy rugalmas variancia-kovariancia struktúrát engedélyez a véletlen tagra vonatkozóan, így oldva fel az irreleváns alternatívák függetlensége néven ismert korlátozó feltevést (*Hensher és szerzőtársai* [2008]). A modell esetében a hasznosság szisztematikus része egy átlagtagra és egy személytől függő eltérésre bontható fel (*Fosgerau-Bierlaire* [2007]).

³ Akaike-féle információs kritérium (*AIC*), konzisztens Akaike-féle információs kritérium (*CAIC*), Schwarz-féle bayesi információs kritérium (*BIC*).

Eredmények

A továbbiakban három modell (multinomiális logit, látenscsoport-, véletlen paraméterű logit) becsléseit kívánjuk bemutatni. A paraméterek ismertetését követően minden modell esetében fizetési hajlandóságra (*willingness-to-pay, WTP*) vonatkozó eredményeket is közölni fogunk.

A multinomiális logit modell becslései

A multinomiális logit modell esetében a hasznosság szisztematikus része az i -edik alternatívára vonatkozóan a (4) egyenlet szerint írható fel. Ez alapján tett becsléseink eredményeit a 4. táblázat mutatja be.

$$V_i = ASC_{alt.i} + \beta_{\text{Ár}} \text{Ár}_{alt.i} + \beta_{75} 75_{alt.i} + \beta_{100} 100_{alt.i} + \beta_{\text{Jelzés}} \text{Jelzés}_{alt.i} + \beta_{\text{Hentes}} \text{Hentes}_{alt.i} + \beta_{\text{Hiper-/szupermarket}} \text{Hiper}_{alt.i} \quad (4)$$

4. táblázat

A multinomiális logit modell becsléseinek eredménye

Terméktulajdonság	Együttható	Standard hiba	t-érték
ASC (2. alternatíva)	0,652	0,071	9,19
ASC (nem választ)	-1,583	0,138	-11,45
Ár	-0,885	0,058	-15,20
75 százalékos hústartalom	0,697	0,078	8,91
100 százalékos hústartalom	0,844	0,065	13,09
Eredetjelzés	1,843	0,089	20,64
Hentes	-0,759	0,090	-8,42
Hiper-/szupermarket	-1,009	0,101	-9,95
Megfigyelések száma		3816	
Pszeudo R^2		0,1608	
Kiigazított R^2		0,1589	
Log-likelihood		-3518,227	
AIC		7052,45	

Megjegyzés: ASC az alternatíváspecifikus konstans értéket jelöli. Az ASC (1. alternatíva), 50 százalékos hústartalom, *Nem tartalmaz jelzést* és a *Termelői piac* változók jelentették a báziszintet a becslések során.

Forrás: saját szerkesztés a becslések eredményei alapján.

A paraméterbecslések eredményei alapján azokat a következtetéseket tehetjük, hogy a hústartalom növekedésével egyidejűleg nő a fogyasztók hasznosságérzete; az eredetjelzés megléte pozitív irányban befolyásolja a hasznosságot; a termelői piacot jobban

preferálják a hentes és sokkal inkább a hiper-/szupermarketekkel szemben. A t -értékek szerint a modellben minden paraméter szignifikánsnak tekinthető.

A modell esetében a fizetési hajlandóságra vonatkozó számítások pontbecslés alapján történtek az (5) egyenlet szerint.

$$WTP_{tulajdonság, k} = -\frac{\beta_{tulajdonság, k}}{\beta_{tulajdonság, Ár}}, \tag{5}$$

ahol β a tulajdonságokhoz tartozó együtthatók értékét fejezi ki (Hensher és szerzőtársai [2005]).

Az eredményeiket az 5. táblázat szemlélteti.

5. táblázat

A fizetési hajlandóságra (WTP) vonatkozó becslések a multinomiális logit modell esetében

Terméktulajdonság	Fizetési hajlandóság*
75 százalékos hústartalom	0,787
100 százalékos hústartalom	0,954
Eredetjelzés	2,082
Hentes	-0,858
Hiper-/szupermarket	-1,139

* Minden paraméter szignifikánsnak bizonyult.

Forrás: saját szerkesztés a becslések eredményei alapján.

A fizetési hajlandóságra vonatkozó becslések eredményei alapján a fogyasztók megközelítőleg 787 forinttal fizetnének többet a 75 százalékos és 954 forinttal a 100 százalékos hústartalmú termékért, *szemben* a bázisszintet jelentő 50 százalékos hústartalmúval. Emellett körülbelül 2082 forinttal adnának nagyobb összeget az eredetjelzéssel rendelkező termékért, *szemben* az azt nem tartalmazóval. Végül pedig hozzávetőlegesen 858 forinttal fizetnének kevesebbet a hentesnél és 1139 forinttal a hiper-/szupermarketben vásárolt termékért, *szemben* a termelői piacon beszerezettel.

A látenscsoport-modell becslései

A látenscsoport-modell esetében az i -edik alternatívára és a q -edik osztályra vonatkozó hasznosság szisztematikus része a (6) egyenlet szerint írható fel, amely alapján készült becsléseinket a 6. táblázat tartalmazza.

$$V_i = ASC_{alt.i} + \beta_{Ár}(q)Ár_{alt.i} + \beta_{75}(q)75_{alt.i} + \beta_{100}(q)100_{alt.i} + \beta_{jelzés}(q)Jelzés_{alt.i} + \beta_{Hentes}(q)Hentes_{alt.i} + \beta_{Hiper-/szupermarket}(q)Hiper_{alt.i} \tag{6}$$

6. táblázat

A látenscsoport-modell becsléseinek eredménye

Terméktulajdonság	Együttható			Standard hiba		
	A osztály	B osztály	C osztály	A osztály	B osztály	C osztály
ASC (2. alternatíva)		0,62 (7,08)			0,088	
ASC (nem választ)		-2,845 (-15,49)			0,184	
Ár	-3,663 (-14,84)	-0,55 (-5,58)	-1,915 (-14,81)	0,247	0,099	0,129
75 százalékos hústartalom	3,457 (10,99)	0,584 (4,12)	1,53 (5,99)	0,315	0,142	0,256
100 százalékos hústartalom	3,07 (9,02)	0,73 (6,5)	2,223 (8,41)	0,341	0,112	0,265
Eredetjelzés	6,98 (17,99)	1,26 (7,23)	0,722 (2,84)	0,388	0,174	0,255
Hentes	-2,214 (-8,84)	-0,524 (-3,14)	-0,714 (-3,13)	0,25	0,167	0,228
Hiper-/szupermarket	-2,478 (-9,65)	-0,711 (-4,9)	-2,783 (0,00)	0,257	0,145	0,00
Nő	-0,859 (-3,58)	-	-0,029 (-0,08)	0,24	-	0,35
Kor2	0,00 (0,00)	-	0,153 (0,31)	0,357	-	0,494
Kor3	1,141 (3,22)	-	1,073 (2,33)	0,355	-	0,46
Kor4	0,771 (2,36)	-	0,668 (1,42)	0,327	-	0,47
Jövedelem2	0,203 (0,58)	-	1,573 (3,49)	0,35	-	0,45
Jövedelem3	-0,035 (-0,12)	-	-0,025 (-0,05)	0,285	-	0,481
Jövedelem4	-0,986 (-3,00)	-	-0,279 (-0,61)	0,329	-	0,457
Delta	-0,558 (-1,78)	-	-2,112 (-3,92)	0,313	-	0,539
Osztályok valószínűségi értékei	0,28	0,57	0,15		-	
Megfigyelések száma			3816			
Pszeudo R^2			0,286			
Kiigazított R^2			0,2774			
Log-likelihood			-2993,281			
AIC			6058,56			

Megjegyzéseket lásd a következő oldalon.

Megjegyzés: ASC az alternatíváspecifikus konstans értéket jelöli.

Az ASC (1. alternatíva), 50 százalékos hústartalom, Nem tartalmaz jelzést, a Termelői piac, a Férfiak, a legalacsonyabb Korosztály (30 év alatt) és Jövedelemszint (lényegesen átlag alatti), valamint a B osztályra vonatkozó Delta változók jelentették a bázisszintet a becslések során. A Delta a látenscsoport-modell osztályaira vonatkozó konstans érték.

Nem: Nő, a Kor2 (30–40 év között), Kor3 (40–50 év között), Kor4 (50 év felett) az életkora, a Jövedelem2 (átlag alatti), Jövedelem3 (átlagos), Jövedelem4 (átlag feletti) pedig a havi bruttó jövedelme szerinti besorolását jelentik.

A t -értékek a paraméterbecslések alatt zárójelben szerepelnek.

Forrás: saját szerkesztés a becslések eredményei alapján.

Az eredmények ismertetése előtt fontos kitérni arra, hogy több látenscsoport-modellt is teszteltünk. A legjobb értékeket a 6. táblázatban látható háromosztályú specifikáció hozta (osztályokra vonatkozó valószínűségi értékek, pszeudo R^2 , log-likelihood, AIC-szemponatok alapján). Emellett arról is említést kell tennünk, hogy a csoportok közötti heterogenitás forrásának megtalálása érdekében több szociodemográfiai jellegű változót is teszteltünk, amelyek közül a nem, a korosztály és a jövedelemszint tekintetében találtunk szignifikáns hatásokat.

A paraméterbecslésekből jól látható, hogy a terméktulajdonságok együtthatóinak nagysága eltér a multinomiális logit modellétől, ugyanakkor hasonló következtetéseket vonhatunk le belőlük. Az egyetlen lényegi különbség az A osztálynál figyelhető meg, amelynek tagjai a 75 százalékos hústartalmú terméket jobban preferálják mind az 50, mind a 100 százalékos termékkel szemben. A t -értékek alapján a terméktulajdonságok mindegyike szignifikánsnak tekinthető, kivéve a C osztály hiper-/szupermarket tulajdonságszintjét.

Fontos kiemelni, hogy az A osztályra vonatkozóan több szignifikáns szociodemográfiai változót is találtunk, amelyek között a Nem, Kor3, Kor4 és Jövedelem4 elnevezésűek szerepeltek. Ezek alapján azt a következtetést tehetjük, hogy az A csoportba idősebb korosztályú (40 évnél idősebb), alacsonyabb (átlagos vagy átlag alatti) jövedelemszintű férfiak kerülnek a legnagyobb valószínűséggel. A vizsgált termékkel kapcsolatban lényegesen árérzékenyebbek a másik két osztályhoz képest, a 75 százalékos hústartalmú terméket preferálják a leginkább, nagyon fontos számukra az eredetjelzés megléte és a termék termelői piacról történő beszerzése.

A modell esetében a fizetési hajlandóságra vonatkozó becsléseket a 7. táblázat tartalmazza, ahol megtalálhatók – az egyes osztályokra vonatkozó pontbecslések mellett – a teljes modellre vonatkozóan az egyes osztályokhoz tartozó valószínűségi értékek által korrigált paraméterek is.

A fizetési hajlandóságra vonatkozó becslések eredményei alapján (a teljes modellre vonatkozóan) megállapítható, hogy a fogyasztók megközelítőleg 993 forinttal adnának többet a 75 százalékos és 1165 forinttal a 100 százalékos hústartalmú termékért, *szemben* az 50 százalékos hústartalmúval; körülbelül 1897 forinttal fizetnének nagyobb árat az eredetjelzéssel rendelkező termékért, *szemben* az azt nem tartalmazóval; hozzávetőlegesen 768 forinttal adnának kevesebbet a hentesnél és 1143 forinttal a hiper-/szupermarketekben vásárolt termékért, *szemben* a termelői piacon beszerezettel.

7. táblázat

A fizetési hajlandóságra (WTP) vonatkozó becslések a látenscsoport-modell esetében

Terméktulajdonság	Fizetési hajlandóság*			
	A osztály	B osztály	C osztály	Teljes modell
75 százalékos hústartalom	0,944	1,061	0,799	0,993
100 százalékos hústartalom	0,838	1,326	1,161	1,165
Eredetjelzés	1,906	2,289	0,377	1,897
Hentes	-0,604	-0,952	-0,373	-0,768
Hiper-/szupermarket	-0,677	-1,291	-1,453	-1,143

* Minden paraméter szignifikánsnak bizonyult.

Forrás: saját szerkesztés a becslések eredményei alapján.

A véletlen paraméterű logit modell becslései

A véletlen paraméterű logit modellre vonatkozóan egy speciális formájú hasznosságfüggvényt alkalmaztunk annak érdekében, hogy direkt becsléseket tudjunk tenni a fizetési hajlandóságra vonatkozóan (*Train-Weeks* [2005]). Ezek alapján a hasznosság szisztematikus része a (7) összefüggés szerint írható fel, a paraméterbecsléseket pedig a 8. táblázat mutatja be.

$$V_i = ASC_{alt.i} + \beta_{Ar} (\dot{A}r_{alt.i} + V_{75} 75_{alt.i} + V_{100} 100_{alt.i} + V_{Jelzés} Jelzés_{alt.i} + V_{Hentes} Hentes_{alt.i} + V_{Hiper-/szupermarket} Hiper_{alt.i}), \quad (7)$$

ahol a V paraméterek az adott tulajdonságszintre vonatkozó fizetési hajlandóságot jelentik.

A modell esetében először minden változót véletlenként szerepeltettünk, viszont mindössze az ár, az eredetjelzés és a hiper-/szupermarket változóknál kaptunk szignifikáns szórásértékeket. Ennek eredményeként a végső specifikációban (amely a 8. táblázatban is látható) kizárólag ezek szerepeltek véletlen paraméterrel (*Hensher és szerzőtársai* [2005]). Az árra vonatkozóan logegyenletes,⁴ míg az eredetjelzésnél és a hiper-/szupermarketnél normál eloszlást választottunk (*Hess és szerzőtársai* [2017]). A szimulációs becsléseket 500 úgynevezett Halton-húzás alkalmazása mellett hajtottuk végre.

⁴ A logegyenletes (*LogUniform*) eloszlást legtöbbször olyan változók leírására használják, melyek nagyon széles tartományba eshetnek.

8. táblázat

A véletlen paraméterű logit modell becsléseinek eredménye

Terméktulajdonság	Együttható	Standard hiba	Szórás
ASC (2. alternatíva)	0,673 (10,96)	0,061	–
ASC (nem választ)	–3,191 (–20,48)	0,156	–
Ár	–1,215 (–8,8)	0,138	2,909 (17,09)
75 százalékos hústartalom	0,895 (23,2)	0,039	–
100 százalékos hústartalom	0,862 (19,56)	0,044	–
Eredetjelzés	1,682 (22,97)	0,073	0,677 (8,09)
Hentes	–0,657 (–10,29)	0,064	–
Hiper-/szupermarket	–1,058 (–10,49)	0,101	0,585 (5,8)
Megfigyelések száma		3816	
Pszedo R^2		0,2634	
Kiigazított R^2		0,2607	
Log-likelihood		–3088,236	
AIC		6198,47	

Megjegyzés: ASC az alternatíváspecifikus konstans értéket jelöli. Az ASC (1. alternatíva), 50 százalékos hústartalom, Nem tartalmaz jelzést és a Termelői piac változók jelentették a báziszintet a becslések során. A t -értékek a paraméterbecslések alatt zárójelben szerepelnek. *Forrás:* saját szerkesztés a becslések eredményei alapján.

A becslések alapján arra következtethetünk, hogy a fogyasztók megközelítőleg 895 forinttal adnának többet a 75 százalékos és 862 forinttal a 100 százalékos hústartalmú termékért, *szemben* az 50 százalékos hústartalmúval (ez meglehetősen hasonló eredmény, mint a látenscsoport-modell A osztályára becsült); hozzávetőlegesen 1682 forinttal fizetnének magasabb összeget az eredetjelzést tartalmazó termékért, *szemben* a jelzéssel nem rendelkezővel; körülbelül 657 forinttal adnának kevesebbet a hentesnél és 1058 forinttal a hiper-/szupermarketben vásárolt termékért, *szemben* a termelői piacon beszerzettel.

Összegzés

Tanulmányunkban diszkrét választási kísérlet alkalmazásával egy tradicionális termékkel, a mangalicakolbásszal szembeni fogyasztói preferenciákat elemeztük. Vizsgálatunkat 477 főből álló mintán végeztük. A kísérletbe bevont

termékjellemzők között a termék ára, hústartalma, eredetjelzése és beszerzési helye szerepelt. Becsléseinket multinomiális logit, látenscsoport- és véletlen paraméterű logit modellek használatával végeztük. Eredményeink alapján mindhárom modell esetében arra következtethetünk, hogy az eredetjelzés megléte pozitívan hat a fogyasztói hasznosság érzetére; a termelői piacot jobban preferálják a hentesnél és sokkal inkább a hiper-/szupermarketből történő beszerzéssel szemben. Az egyetlen olyan tulajdonság, amelynél nem szignifikáns eredmények születtek, a hústartalom volt. A multinomiális logit és a látenscsoport-modell két osztályára vonatkozóan megállapíthatjuk, hogy a hústartalom növekedésével egyidejűleg nő a hasznosság, viszont a véletlen paraméterű logit és a látenscsoport-modell egyik csoportja esetében a 75 százalékos mangalicahús-tartalmú terméket jobban preferálták a 100 százalékos termékkel szemben. A háromosztályú látenscsoport-modellbe beemelt szociodemográfiai változók szignifikáns paraméterei alapján az A osztály tagjai (akik lényegesen érzékenyebbek a másik két osztályhoz képest, továbbá a 75 százalékos mangalicaterméket jobban preferálják a 100 százalékos hústartalmú termékkel szemben) legnagyobb valószínűséggel idősebb (40 évnél idősebb) korosztályú, alacsonyabb (átlagos vagy átlag alatti) jövedelemszintű férfiak. A modellek esetében mindössze egyetlen terméktulajdonság-szint (a látenscsoport-modell C osztályára vonatkozó hiper-/szupermarket szint) nem volt szignifikáns, minden más esetben statisztikailag jelentősen eltérő értékeket kaptunk. A fizetési hajlandóságra vonatkozó becslések alapján (a látenscsoport-modell esetében a teljes WTP-értékeket véve alapul) a 75 százalékos termékért 787–993, a 100 százalékos termékért 862–1165 forint közötti összeggel fizetnének többet az 50 százalékos hústartalmú termékkel szemben; az eredetjelzéssel rendelkező termékért 1682–2082 forint közötti összeggel adnának többet az eredetjelzéssel nem rendelkezővel szemben; a hentesnél beszerzettért 657–858 forinttal, míg a hiper-/szupermarketben vásárolt termékért 1058–1143 forinttal fizetnének kevesebbet a termelői piacon beszerzettel szemben.

Kutatásunk elején két hipotézist állítottunk fel. Az első, hogy a vizsgálatba bevont termékjellemzők közül az eredetjelzés használata befolyásolja leginkább a fizetési hajlandóságot. Mivel a fizetési hajlandóságra vonatkozó becsléseink során az eredetjelzés terméktulajdonságra kaptuk a legmagasabb értékeket, kijelenthetjük, hogy ezen feltevésünket nem tudjuk elvetni. Második hipotézisünket, amely szerint a fogyasztók szociodemográfiai jellemzői szintén befolyást gyakorolnak a választásokra, ugyancsak megtarthatjuk. Ezt a látenscsoport-modell eredményei (az idősebb korosztályú és alacsonyabb jövedelmű férfiak elkülönülő osztályt alkotnak) támasztják alá. Korábbi kutatások közül *Van Loo* [2011], *Lusk és szerzőtársai* [2014], *Verbeke és szerzőtársai* [2016], *Lusk* [2018], *Wang és szerzőtársai* [2018], *Kallas és szerzőtársai* [2019] is hasonló megállapításra jutottak. Következtetéseik alapján a termék jelzése meghatározó szempontot jelent a választások során, ezenkívül rávilágítanak a szociodemográfiai jellemzők eltérő hatására a döntéshozatalban.

Hivatkozások

- ADAMOWICZ, W.–LOUVIERE, J.–WILLIAMS, M. [1994]: Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities. *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 26. No. 3. 271–292. o. <https://doi.org/10.1006/jeem.1994.1017>.
- AIZAKI, H.–NAKATANI, T.–SATO, K. [2014]: *Stated Preference Methods Using R*. CRC Press, Boca Raton, <https://doi.org/10.1201/b17292>.
- ARDESHIRI, A.–ROSE, J. M. [2018]: How Australian consumers value intrinsic and extrinsic attributes of beef products. *Food Quality and Preference*, Vol. 65. 146–163. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2017.10.018>.
- ARFINI, F.–MANCINI, M. C. [2015]: The effect of information and co-branding strategies on consumers willingness to pay (WTP) for Protected Designation of Origin (PDO) products: The case of pre-sliced Parma Ham. *Progress in Nutrition*, Vol. 17. No. 1. 15–22. o.
- ARNOULT, M.–LOBB, A.–TIFFIN, R. [2010]: Willingness to pay for imported and seasonal foods: A UK survey. *Journal of International Food and Agribusiness Marketing*, Vol. 22. No. 3–4. 234–251. o. <https://doi.org/10.1080/08974431003641331>.
- BAJI PETRA [2012]: A diszkrét választás módszere. *Statisztikai Szemle*, 90. évf. 10. sz. 944–963. o.
- BALOGH PÉTER–BÉKÉSI DÁNIEL–GORTON, M.–POPP JÓZSEF–LENGYEL PÉTER [2016]: Consumer willingness to pay for traditional food products. *Food Policy*, Vol. 61. 176–184. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.03.005>.
- BEKHOR, S.–ALBERT, G. [2014]: Accounting for sensation seeking in route choice behavior with travel time information. *Transportation Research Part F, Traffic Psychology and Behaviour*, Vol. 22. 39–49. o. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2013.10.009>.
- BEN-ELIA, E.–SHIFTAN, Y. [2010]: Which road do I take? A learning-based model of route-choice behavior with real-time information. *Transportation Research Part A, Policy and Practice*, Vol. 44. No. 4. 249–264. o. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2010.01.007>.
- BEN-ELIA, E.–DI PACE, R.–BIFULCO, G. N.–SHIFTAN, Y. [2013]: The impact of travel information's accuracy on route-choice. *Transportation Research Part C*, Vol. 26. 146–159. o. <https://doi.org/10.1016/j.trc.2012.07.001>.
- BERNABÉU, R.–RABADÁN, A.–EL ORCHE, N. E.–DÍAZ, M. [2018]: Influence of quality labels on the formation of preferences of lamb meat consumers. A Spanish case study. *Meat Science*, Vol. 135. 129–133. o. <https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2017.09.008>.
- BHATTARAI, N.–MCMEEKIN, P.–PRICE, C. I.–VALE, L. [2019]: Preferences for centralised emergency medical services: discrete choice experiment. *BMJ Open*, Vol. 9. No. 11. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-030966>.
- BOXALL, P. C.–ADAMOWICZ, W. L. [2002]: Understanding Heterogeneous Preferences in Random Utility Models: A Latent Class Approach. *Environmental and Resource Economics*, Vol. 23. No. 4. 421–446. o. <https://doi.org/10.1023/a:1021351721619>.
- CAVANAUGH, J. E.–NEATH, A. A. [2019]: The Akaike information criterion: Background, derivation, properties, application, interpretation, and refinements. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, Vol. 11. No. 3. <https://doi.org/10.1002/wics.1460>.
- CESCHI, S.–CANAVARI, M.–CASTELLINI, A. [2018]: Consumer's Preference and Willingness to Pay for Apple Attributes: A Choice Experiment in Large Retail Outlets in Bologna (Italy). *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, Vol. 30. No. 4. 305–322. o. <https://doi.org/10.1080/08974438.2017.1413614>.
- CHEVER, T.–RENAULT, C.–RENAULT, S.–ROMIEU, V. [2012]: Value of production of agricultural products and foodstuffs, wines, aromatised wines and spirits protected by a geographical

- indication (GI). AND International, European Commission, https://ec.europa.eu/agriculture/sites/agriculture/files/external-studies/2012/value-gi/final-report_en.pdf.
- CHOICEMETRICS [2018]: Ngene 1.2 User Manual & Reference Guide. ChoiceMetrics Pty Ltd., Sydney, <http://www.choice-metrics.com/NgeneManual120.pdf>.
- CHRYSOCHOU, P.–KRYSTALLIS, A.–GIRAUD, G. [2012]: Quality assurance labels as drivers of customer loyalty in the case of traditional food products. *Food Quality and Preference*, Vol. 25. No. 2. 56–162. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2012.02.013>.
- COSTANIGRO, M.–ONOZAKA, Y. [2020]: A Belief-Preference Model of Choice for Experience and Credence Goods. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71. No. 1. 70–95. o. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12334>.
- CZINE PÉTER–SZAKÁLY ZOLTÁN–BALOGH PÉTER [2019]: Margarinnal kapcsolatos preferenciák vizsgálata egyetemista fogyasztók körében. *Táplálkozásmarketing*, 6. évf. 2. sz. 3–12. o. <https://doi.org/10.20494/tm/6/2/1>.
- DENVER, S.–JENSEN, J. D. [2014]: Consumer preferences for organically and locally produced apples. *Food Quality and Preference*, Vol. 31. 129–134. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2013.08.014>.
- DEY, B. K.–ANOWAR, S.–ELURU, N.–HATZOPOULOU, M. [2018]: Accommodating exogenous variable and decision rule heterogeneity in discrete choice models: Application to bicyclist route choice. *PLoS One*, Vol. 13. No. 11. 10.1371/journal.pone.0208309.
- FIEBIG, D. G.–KEANE, M. P.–LOUVIERE, J.–WASI, N. [2010]: The Generalized Multinomial Logit Model: Accounting for Scale and Coefficient Heterogeneity. *Marketing Science*, Vol. 29. No. 3. 393–421. o. <https://doi.org/10.1287/mksc.1090.0508>.
- FOSGERAU, M.–BIERLAIRE, M. [2007]: A practical test for the choice of mixing distribution in discrete choice models. *Transportation Research Part B, Methodological*, Vol. 41. No. 7. 784–794. o. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2007.01.002>.
- GAO, Z.–SCHROEDER, T. C.–YU, X. [2010]: Consumer Willingness to Pay for Cue Attribute: The Value Beyond Its Own. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, Vol. 22. No. 1–2. 108–124. o. <https://doi.org/10.1080/08974430903372898>.
- GARAVAGLIA, C.–MARIANI, P. [2017]: How Much Do Consumers Value Protected Designation of Origin Certifications? Estimates of Willingness to Pay for PDO Dry-Cured Ham in Italy. *Agribusiness*, Vol. 33. No. 3. 403–423. o. <https://doi.org/10.1002/agr.21494>.
- GEORGESCU, I. [2007]: *Fuzzy choice functions*. Springer, Berlin–Heidelberg–New York, https://doi.org/10.1007/978-3-540-68998-0_5.
- GRACIA, A. [2014]: Consumers’ Preferences for a Local Food Products: A Real Choice Experiment. *Empirical Economics*, Vol. 47. No. 1. 111–128. o. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0738-x>.
- GRACIA, A.–DE MAGISTRIS, T.–NAYGA, R. M. [2012]: Importance of social influence in consumers’ willingness to pay for local food: Are there gender difference? *Agribusiness*, Vol. 28. No. 3. 361–371. o. <https://doi.org/10.1002/agr.21297>.
- GREENE, W. H.–HENSHER, D. A. [2003]: A latent class model for discrete choice analysis: contrast with mixed logit. *Transportation Research Part B*, Vol. 37. No. 8. 681–698. o. [https://doi.org/10.1016/s0191-2615\(02\)00046-2](https://doi.org/10.1016/s0191-2615(02)00046-2).
- GUERRERO, L.–CLARET, A.–VERBEKE, W.–ENDERLI, G.–ZAKOWSKA-BIEMANS, S.–VANHONACKER, F.–ISSANCHOU, S.–SAJDAKOWSKA, M.–GRANLI, B. S.–SCALVEDI, L.–CONTEL, M.–HERSLETH, M. [2010]: Perception of traditional food products in six European regions using free word association. *Food Quality and Preference*, Vol. 21. No. 2. 225–233. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2009.06.003>.

- HENSHER, D. A.–BRADLEY, M. [1993]: Using Stated Response Choice Data to Enrich Revealed Preference Discrete Choice Models. *Marketing Letters*, Vol. 4. No. 2. 139–151. o. <https://doi.org/10.1007/bf00994072>.
- HENSHER, D. A.–BERNARD, P. O.–TRUONG, T. P. [1988]: The role of stated preference methods in studies of travel choice. *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 22. No. 1. 45–58. o.
- HENSHER, D. A.–ROSE, J. M.–GREENE, W. H. [2005]: *Applied Choice Analysis*. Cambridge University Press, New York, <https://doi.org/10.1017/cbo9780511610356>.
- HENSHER, D. A.–ROSE, J. M.–GREENE, W. H. [2008]: Combining RP and SP data: biases in using the nested logit „trick” – contrasts with flexible mixed logit incorporating panel and scale effects. *Journal of Transport Geography*, Vol. 16. No. 2. 126–133. o. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2007.07.001>.
- HENSHER, D. A.–ROSE, J. M.–GREENE, W. H. [2011]: Inferring attribute non-attendance from stated choice data: implications for willingness to pay estimates and a warning for stated choice experiment design. *Transportation*, Vol. 39. No. 2. 235–245. o. <https://doi.org/10.1007/s11116-011-9347-8>.
- HESS, S.–DALY, A. [2014]: *Handbook of Choice Modelling*. Edward Elgar Publishing, Cheltenham, <https://doi.org/10.4337/9781781003152>.
- HESS, S.–PALMA, D. [2019a]: Apollo: a flexible, powerful and customisable freeware package for choice model estimation and application. *Journal of Choice Modelling*, Vol. 32. <https://doi.org/10.1016/j.jocm.2019.100170>.
- HESS, S.–PALMA, D. [2019b]: Apollo version 0.0.6, user manual. www.ApolloChoiceModelling.com.
- HESS, S.–DALY, A.–DEKKER, T.–CABRAL, M. O.–BATLEY, R. [2017]: A framework for capturing heterogeneity, heteroskedasticity, non-linearity, reference dependence and design artefacts in value of time research. *Transportation Research Part B, Methodological*, Vol. 96. 126–149. o. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2016.11.002>.
- HUFFMAN, W. E.–MCCLUSKEY, J. J. [2017]: Using Stated Preference Techniques and Experimental Auction Methods: A Review of Advantages and Disadvantages for Each Method in Examining Consumer Preferences for New Technology. *International Review of Environmental and Resource Economics*, Vol. 10. No. 3–4. 269–297. o. <https://doi.org/10.1561/101.00000088>.
- IMAMI, D.–CHAN-HALBRENDT, C.–ZHANG, Q.–ZHLIMA, E. [2011]: Conjoint analysis of consumer preferences for lamb meat in central and southwest urban Albania. *International Food and Agribusiness Management Review*, Vol. 14. No. 3. 111–126. o.
- KALLAS, Z.–VARELA, E.–ČANDEK-POTOKAR, M.–PUGLIESE, C.–CERJAK, M.–TOMAŽIN, U.–KAROLYI, D.–AQUILANI, C.–VITALE, M.–GIL, J. M. [2019]: Can innovations in traditional pork products help thriving EU untapped pig breeds? A non-hypothetical discrete choice experiment with hedonic evaluation. *Meat Science*, Vol. 154. 75–85. o. <https://doi.org/10.1016/j.meatsci.2019.04.011>.
- KOVÁCS MÁTÉ [2009]: Kinyilvánított preferencia és racionalitás. *Közgazdasági Szemle*, 56. évf. 6. sz. 546–562. o.
- KROES, E. P.–SHELDON, R. J. [1988]: Stated preference methods. *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 22. No. 1. 11–25. o.
- KRONEBERG, C.–KALTER, F. [2012]: *Rational Choice Theory and Empirical Research: Methodological and Theoretical Contributions in Europe*. *Annual Review of Sociology*, Vol. 38. No. 1. 73–92. o. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071811-145441>.

- KÜHNE, B.–VANHONACKER, F.–GELLYNCK, X.–VERBEKE, W. [2010]: Innovation in traditional food products in Europe: Do sector innovation activities match consumers acceptance? *Food Quality and Preference*, Vol. 21. No. 6. 629–638. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2010.03.013>.
- LANCASTER, K. J. [1966]: A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, Vol. 74. No. 2. 132–157. o. <https://doi.org/10.1086/259131>.
- LOCKSHIN, L.–JARVIS, W.–D’HAUTEVILLE, F.–PERROUTY, J.-P. [2006]: Using simulations from discrete choice experiments to measure consumer sensitivity to brand, region, price, and awards in wine choice. *Food Quality and Preference*, Vol. 17. No. 3. 166–178. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2005.03.009>.
- LOUREIRO, M. L.–MCCLUSKEY, J. J. [2000]: Assessing consumer response to protected geographical identification labeling. *Agribusiness*, Vol. 16. No. 3. 309–320. o. [https://doi.org/10.1002/1520-6297\(200022\)16:3<309::aid-agr4>3.0.co;2-g](https://doi.org/10.1002/1520-6297(200022)16:3<309::aid-agr4>3.0.co;2-g).
- LOUREIRO, M. L.–UMBERGER, W. J. [2003]: Estimating consumer willingness to pay for country-of-origin labeling. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 28. No. 2. 287–301. o. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.31091>.
- LOUVIERE, J. J.–HENSHER, D. A.–SWAIT, J. D. [2000]: *Stated choice methods: analysis and application*. Cambridge University Press, Cambridge.
- LUSK, J. L. [2018]: Consumer preferences for and beliefs about slow growth chicken. *Poultry Science*, Vol. 97. No. 12. 4159–4166. o. <https://doi.org/10.3382/ps/pey301>.
- LUSK, J. L.–SCHROEDER, T. C.–TONSOR, G. T. [2014]: Distinguishing beliefs from preferences in food choice. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 41. No. 4. 627–655. o. <https://doi.org/10.1093/erae/jbt035>.
- MANDRIK, O.–YAUMENENKA, A.–HERRERO, R.–JONKER, M. F. [2019]: Population preferences for breast cancer screening policies: Discrete choice experiment in Belarus. *PLoS One*, Vol. 14. No. 11. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0224667>.
- MARJAINÉ SZERÉNYI ZSUZSANNA [2001]: A természeti erőforrások pénzbeli értékelése. *Közgazdasági Szemle*, 48. évf. 2. sz. 114–129. o.
- MARK, T. L.–SWAIT, J. [2004]: Using stated preference and revealed preference modeling to evaluate prescribing decisions. *Health Economics*, Vol. 13. No. 6. 563–573. o. <https://doi.org/10.1002/hec.845>.
- McFADDEN, D. [1973]: Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. Megjelent: *Zarembka, P.* (szerk.): *Frontiers in Econometrics*. Academic Press, New York, 105–142. o.
- McFADDEN, D. [2001]: Economic Choices. *The American Economic Review*, Vol. 91. No. 3. 351–378. o. <https://doi.org/10.1257/aer.91.3.351>.
- MESÍAS, F. J.–GASPAR, P.–ESCRIBANO, M.–PULIDO, F. [2010]: The role of protected designation of origin in consumer preference for iberian dry-cured ham in Spain. *Italian Journal of Food Science*, Vol. 22. No. 4. 367–376. o.
- MOREY, E.–THACHER, J.–BREFFLE, W. [2006]: Using Angler Characteristics and Attitudinal Data to Identify Environmental Preference Classes: A Latent-Class Model. *Environmental and Resource Economics*, Vol. 34. No. 1. 91–115. o. <https://doi.org/10.1007/s10640-005-3794-7>.
- NOVEMSKY, N.–DHAR, R.–SCHWARZ, N.–SIMONSON, I. [2007]: Preference Fluency in Choice. *Journal of Marketing Research*, Vol. 44. No. 3. 347–356. o. <https://doi.org/10.1509/jmkr.44.3.347>.
- PIENIAK, Z.–VERBEKE, W.–VANHONACKER, F.–GUERRERO, L.–HERSLETH, M. [2009]: Association between traditional food consumption and motives for food choice in six European countries. *Appetite*, Vol. 53. No. 1. 101–108. o. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2009.05.019>.

- POULOS, C.–CURRAN, D.–ANASTASSOPOULOU, A.–DE MOERLOOZE, L. [2018]: German travelers preferences for travel vaccines assessed by a discrete choice experiment. *Vaccine*, Vol. 36. No. 7. 969–978. o. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2018.01.004>.
- PRATO, C. G.–BEKHOR, S.–PRONELLO, C. [2012]: Latent variables and route choice behavior. *Transportation*, Vol. 39. 299–319. o. <https://doi.org/10.1007/s11116-011-9344-y>.
- RADLEY, A.–VAN DER POL, M.–DILLON, J. F. [2019]: Application of a discrete choice experiment approach to support the design of a hepatitis C testing service in primary care. *International Journal of Drug Policy*, Vol. 65. No. 1. 1–7. o. <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2018.12.008>.
- RESANO, H.–SANJUÁN, A. I.–ALBISU, L. M. [2012]: Consumers' response to the EU Quality policy allowing for heterogeneous preferences. *Food Policy*, Vol. 37. No. 4. 355–365. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2012.03.006>.
- REVOREDO-GIHA, C.–LAMPRINOPOULOU, C.–LEAT, P.–KUPIEC-TEAHAN, B.–TOMA, L.–CACCIOLATTI, L. [2011]: How differentiated is Scottish beef? An analysis of supermarket data. *Journal of Food Products Marketing*, Vol. 17. No. 2–3. 183–210. o. <https://doi.org/10.1080/10454446.2011.548742>.
- SAXENA, N.–RASHIDI, T. H.–DIXIT, V. V.–WALLER, S. T. [2019]: Modelling the route choice behaviour under stop-&-go traffic for different car driver segments. *Transportation Research Part A*, Vol. 119. 62–72. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tra.2018.11.004>.
- SIMON, H. [1955]: A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 69. No. 1. 99–118. o. <https://doi.org/10.2307/1884852>.
- SIMON, H. [1986]: Rationality in Psychology and Economics. *Journal of Business*, Vol. 59. No. 4. 209–224. o. <https://doi.org/10.1086/296363>.
- SZAKÁLY ZOLTÁN–SZENTE VIKTÓRIA–SZIGETI ORSOLYA–POLERECZKI ZSOLT [2009]: A hagyományos magyar élelmiszerek fogyasztói megítélése, különös tekintettel a magyar szürkemarha és mangalicatermékekre. *Élelmiszervizsgálati Közlemények*, 55. évf. 1. sz. 9–27. o.
- SZAKÁLY ZOLTÁN–HORVÁT ADELINA–SOÓS MIHÁLY–PETŐ KÁROLY–SZENTE VIKTÓRIA [2014]: A minőségre és származásra utaló jelölések szerepe a fogyasztói döntéshozatalban. *Élelmiszer, Táplálkozás és Marketing*, 10. évf. 1. sz. 3–10. o.
- SZAKÁLY ZOLTÁN–SOÓS MIHÁLY–SZABÓ SÁRA–SZENTE VIKTÓRIA [2016]: Role of labels referring to quality and country of origin in food consumers' decisions. *Acta Alimentaria: An International Journal of Food Science*, Vol. 45. No. 3. 323–330. o.
- TÖRÖK ÁRON–MARÓ ZALÁN MÁRK [2020]: A földrajzi árjelzők gazdaságtana – az empirikus bizonyítékok. *Közgazdasági Szemle*, 67. évf. 3. sz. 263–288. o. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2020.3.263>.
- TRAIN, K. E. [2003]: *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge, <https://doi.org/10.1017/cbo9780511753930>.
- TRAIN, K. E. [2009]: *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge.
- TRAIN, K.–WEEKS, M. [2005]: Discrete choice models in preference space and willingness-to-pay space. Megjelent: *Scarpa, R.–Alberini, A.* (szerk.): *Application of simulation methods in environmental and resource economics*. Springer, Dordrecht, 1–16. o. https://doi.org/10.1007/1-4020-3684-1_1.
- TRAIN, K. E.–WILSON, W. W. [2008]: Estimation on stated-preference experiments constructed from revealed-preference choices. *Transport Research Part B, Methodological*, Vol. 42. No. 3. 191–203. o. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2007.04.012>.

- VALLEJO-TORRES, L.–MELNYCHUK, M.–VINDROLA-PADROS, C.–AITCHISON, M.–CLARKE, C. S.–FULOP, N. J.–HINES, J.–LEVERMORE, C.–MADDINENI, S. B.–PERRY, C.–PRITCHARD-JONES, K.–RAMSAY, A. I. G.–SHACKLEY, D. C.–MORRIS, S. [2018]: Discrete-choice experiment to analyse preferences for centralizing specialist cancer surgery services. *British Journal of Surgery*, Vol. 105. No. 5. 587–596. o. <https://doi.org/10.1002/bjs.10761>.
- VAN LOO, E. J.–CAPUTO, V.–NAYGA, R. M.–MEULLENET, J.-F.–RICKE, S. C. [2011]: Consumers willingness to pay for organic chicken breast: Evidence from choice experiment. *Food Quality and Preference*, Vol. 22. No. 7. 603–613. o. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2011.02.003>.
- VERBEKE, W.–GUERRERO, L.–ALMLI, V. L.–VANHONACKER, F.–HERSLETH, M. [2016]: European Consumers' Definition and Perception of Traditional Foods. *Traditional Foods*, Vol. 3–16. o. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-7648-2_1.
- WANG, J.–GE, J.–MA, Y. [2018]: Urban Chinese Consumers Willingness to Pay for Pork with Certified Labels: A Discrete Choice Experiment. *Sustainability*, Vol. 10. No. 3. <https://doi.org/10.3390/su10030603>.
- ZYL, VAN K.–VERMEULEN, H.–KIRSTEN, J. F. [2013]: Determining South African Consumers' Willingness to Pay for Certified Karoo Lamb: An Application of an Experimental Auction. *Agrekon, Agricultural Economics Research, Policy and Practice in Southern Africa*, Vol. 52. No. 4. 1–20. o. <https://doi.org/10.1080/03031853.2013.847030>.