



Közzététel: 2022. január 14.

A tanulmány címe:

Pálinkavásárlási preferenciák vizsgálata a magyar fogyasztók körében – egy diszkrét választási modell építése

Szerzők:

MARÓ ZALÁN MÁRK,

a Budapesti Corvinus Egyetem PhD-hallgatója

E-mail: zalan.maro@uni-corvinus.hu

TÖRÖK ÁRON,

a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi docense

E-mail: aron.torok@uni-corvinus.hu

BALOGH PÉTER,

a Debreceni Egyetem intézetigazgató egyetemi tanára

E-mail: balogh.peter@econ.unideb.hu

CZINE PÉTER,

a Debreceni Egyetem tanársegédje

E-mail: czine.peter@econ.unideb.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2022.1.hu0044>

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

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:
„*Forrás: Statisztikai Szemle* c. folyóirat 100. évfolyam 1. számában megjelent, **Maró Zalán Márk, Török Áron, Balogh Péter, Czine Péter** által írt, **'Pálinkavásárlási preferenciák vizsgálata a magyar fogyasztók körében – egy diszkrét választási modell építése'** című tanulmány (link csatolása)”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Maró Zalán Márk – Török Áron – Balogh Péter – Czine Péter

Pálinkavásárlási preferenciák vizsgálata a magyar fogyasztók körében – egy diszkrét választási modell építése*

Examining pálinka (palinka) purchasing preferences among Hungarian consumers – discrete choice modelling

MARÓ ZALÁN MÁRK,
a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója
E-mail: zalan.maro@uni-corvinus.hu

TÖRÖK ÁRON,
a Budapesti Corvinus Egyetem
tanszékvezető egyetemi docense
E-mail: aron.torok@uni-corvinus.hu

BALOGH PÉTER,
a Debreceni Egyetem intézetigazgató
egyetemi tanára
E-mail: balogh.peter@econ.unideb.hu

CZINE PÉTER,
a Debreceni Egyetem tanársegédje
E-mail: czine.peter@econ.unideb.hu

A szerzők egy olyan diszkrét választási kísérlet részleteit ismertetik, amely a pálinkafogyasztók preferenciáit vizsgálta. A pálinka Magyarország nemzeti, az Európai Unió által elismert itala, amelynek minősége és fogyasztása jelentős változáson ment keresztül az elmúlt évtizedekben. A tanulmány célja nemcsak a kísérlet eredményeinek bemutatása, de annak ismertetése is, hogy miként célszerű felépíteni egy több szempontból (statisztikailag és az adott szakterület vonatkozásában) is megalapozott diszkrét választási modellt. A górcső alá vont terméktribútumok között a földrajzi jelzés, a márka, a (kisüsti) főzési mód és az ár szerepel. A felmérés válaszadói mintája 760 főből, többségükben közép- vagy felsőfokú végzettséggel rendelkező férfiakból áll, mivel a szakirodalom és a gyakorlati tapasztalatok alapján e nem képviselői fogyasztanak jellemzően pálinkát Magyarországon. A szerzők multinomiális logit modellbecslések segítségével megállapítják, hogy a Gönci földrajzi jelzés, a Bestillo márkajelzés és a kisüsti főzési mód növelik a vásárlók hasznosságérzetét. A modellilleszkedési mutatók alapján, illetve a szakma szempontjából is megfelelő-

* A tanulmány a Budapesti Corvinus Egyetem Vállalkozásfejlesztési Intézetének, az EFOP 3.6.3-VEKOP-16-2017-00007 „»Tehetségből fiatal kutató« – A kutatói életpályát támogató tevékenységek a felsőoktatásban” című projekt, valamint az Innovációs és Technológiai Minisztérium ÚNKP-21-3-I. kódszámú Új Nemzeti Kiválóság Programjának támogatásával készült. A publikációhoz kapcsolódó kutatások elvégzését és a publikáció elkészítését az NKFIH FK124800 „Az élelmiszer minőségi rendszerek és rövid élelmiszer ellátási láncok gazdasági és társadalmi hatásai Magyarországon” című pályázat támogatta.

nek ítéhető modell becslései rávilágítanak arra, hogy a Bestillo márkajelzéssel rendelkező pálinkát inkább a nagyvárosban élők preferálják.

TÁRGYSZÓ: pálinka, diszkrét választási modellépítés, földrajzi jelzés

This study describes the details of a discrete choice experiment that examined pálinka (palinka) consumer preferences. Pálinka is the national drink in Hungary, recognized by the European Union, which has undergone significant changes in terms of quality and consumption in recent decades. In addition to presenting the results of the experiment, the authors aim to demonstrate how to construct a discrete choice model based on several (statistical and pálinka industrial) aspects. The geographical indication, brand, small-pot (in Hungarian ‘kisüst’)¹ production method, and the price are classified as attributes of the experiment. The sample consisted of 760 respondents, mostly men with secondary or higher education, as members of this sex can be considered as typical pálinka consumers in the country, based on the literature and experience. According to the estimation of the multinomial logit models, the Gönc² geographical indication, the Bestillo brand, and the kisüst production method increase the sense of utility of the customers. The results obtained from the best model (which can be considered excellent in terms of its goodness of fit and by the pálinka industry) indicate that metropolitan consumers prefer Bestillo-branded pálinka to non-metropolitan buyers.

KEYWORD: pálinka, discrete choice model building, geographical indication

A pálinka Magyarország nemzeti kincse és itala, amelynek minősége az elmúlt évtizedekben jelentős változáson ment keresztül. A rendszerváltozástól egészen az ezredforduló környékéig silány minőségű szeszes italnak tekintették (Török [2013]), hiszen háromféle italt is ezzel az elnevezéssel illettek: 1. a finomszeszből különböző aromák felhasználásával készült termékeket (például az ízesített vodkát); 2. a finomszesz, aroma és valódi gyümölcspálinka keverékeit (az ún. „vágott” tételeket); valamint 3. a ténylegesen csak gyümölcsből készült alkoholos italokat és párlatokat (Harcza [2018]). 2002-ben lépett hatályba a Magyar Élelmiszerkönyv (Codex Alimentarius Hungaricus) 1-3-1576 számú rendelkezése (Magyar Élelmiszerkönyv Bizottság [2002]), amely a pálinka egyediségéről szóló, több évtizedes vita végére tett pontot. Ennek értelmében csak a 100 százalékban gyümölcsből készült, legalább 37,5 százalék alkoholfokos italok tekinthetők és nevezhetők pálinkának. Szintén a pálinka rangjának helyreállítását szolgálja a 2008-ban elfogadott LXXIII. törvény (az ún. „pálinkatörvény”; Magyar Közlöny [2008]), amely a pálinka

¹ Double-distilled palinka made in a copper pot not exceeding a volume of 1,000 litres.

² Gönc is a district in north-eastern part of Borsod-Abaúj-Zemplén County in Hungary.

és a törkölypálinka előállítását, minősítését és ellenőrzését szabályozza, valamint rendelkezik a Pálinka Nemzeti Tanács megalapításáról is. Ez a jogszabály – összhangban a 110/2008/EK európai parlamenti és tanácsi rendelettel (*Európai Unió Hivatalos Lapja* [2008]) – azokat a gyümölcspárlatokat nevezi pálinkának, amelyek Magyarországon termesztett gyümölcsből készülnek, és cefrészésüket, lepárlásukat, érlelésüket, palackozásukat is hazánkban végzik. Továbbá megszabja a földrajzi jelzős oltalomra jogosult pálinkák tekintetében azokat a szigorúbb egyedi termékleírásokat, amelyeknek az általános törvényi leírás mellett még e gyümölcspárlatoknak meg kell felelniük. Jelenleg a következő tíz, Magyarország valamely régiójából vagy helységéből származó pálinka rendelkezik EU-s (európai uniós) földrajzi jelzés oltalommal: Békési szilvapálinka, Kecskeméti barackpálinka, Szabolcsi almapálinka, Szatmári szilvapálinka (valamennyi 2003 óta), Gönci barackpálinka (2008 óta), Újfehértói meggypálinka (2013 óta), Nagykunsági birspálinka, Nagykunsági szilvapálinka, Madarasi birspálinka, valamint Vasi vadkörte pálinka (valamennyi 2021 óta) (*Európai Bizottság* [2021]).

A földrajzi árujelzős oltalmon túl a pálinka a Hungarikum Bizottság döntése értelmében 2013 márciusa óta minősül hungarikum terméknek. A magyar nemzeti értékekről és hungarikumokról szóló 2012. évi XXX. törvény (*Magyar Közlöny* [2012]) alapján a hungarikumok nem feltétlenül kötődnek egy adott földrajzi területhez, viszont egyedi és megőrzendő értéknek tekintendők, amelyek a magyar egységet, öntudatot és összetartozást reprezentálják. Fontos kiemelni a jövedéki adóról szóló 2016. évi LXVIII. törvényt (*Magyar Közlöny* [2016]) is; ennek értelmében Magyarországon három módon készülhet gyümölcsből alkoholos ital (párlat vagy pálinka). Magánfőzés esetében valaki otthon, saját gyümölcsből, a saját tulajdonában álló desztilláló berendezéssel készíti el az alkoholos italt. Bérfőzetésről akkor beszélhetünk, ha valaki egy bérfőzést végző szeszfőzde szolgáltatásait veszi igénybe. Kereskedelmi célú előállítás során pedig egy vállalkozás jellemzően vásárolt gyümölcsből, kereskedelmi céllal készíti az alkoholos italt. A kereskedelmi főzdek általában bérfőző tevékenységet is folytatnak. A jogszabályok alapján az otthon, illetve bérfőzdekben előállított termékeket csak párlatnak lehet nevezni, pálinkának – néhány kivételtől eltekintve – csak a kereskedelmi főzdekben készült italok hívhatók.

A tanulmányban egy pálinkavásárlási preferenciákat vizsgáló, diszkrét választási kísérlet (discrete choice experiment, DCE) adatait modellezzük, egy szakmai és statisztikai szempontból is megalapozott modell felépítésére fektetve hangsúlyt. Tökéletes diszkrét választási modellt felépíteni sokkal inkább művészet, mint tudomány. Ennek oka, hogy a standard modellilleszkedési mutatók ugyan egyes esetekben javulásra utalnak, az azokból levont következtetések azonban nem tükrözik a valóságot. Továbbá az is előfordulhat, hogy a különböző indikátorok értékei egymásnak ellentmondanak. Következésképpen célszerű lépésről lépésre haladva, többféle szempont együttes figyelembevételével felépíteni a végső modellt

(*Apollo* [2021]). Elemzésünk során egy standard multinomiális logit (MNL) specifikációt fogunk bővíteni különböző magyarázó változók kölcsönhatásaival (interakcióival). Az egyes interakciókkal fokozatosan kiegészített modellt két szempont szerint is összehasonlítjuk a korábban becsülttel/becsültekkel. Elsőként a modellek illeszkedését vetjük össze többféle mutató alapján, majd a „beemelt” interakciókra számított együtthatók valóságtartalmát teszteljük úgy, hogy az az alapján tett megállapítás(oka)t a korábbi kutatások eredményeivel ütköztetjük.

Az interakciók beemelése a választási modellekbe és ezáltal a preferenciaheterogenitás kezelése számos szerző tanulmányában megjelenik. *Janssen* és *Hamm* [2012] például a biotermékek teljes fogyasztói kiadáson belüli részesedését, *Wägeli*, *Janssen* és *Hamm* [2016] a biotakarmány-importtal kapcsolatos információ-tartalmat, *Bronnmann* és *Asche* [2017] a vásárlók nemét, életkorát, jövedelemszintjét, legmagasabb iskolai végzettségét, illetve egyéb szociodemográfiai jellemzőit, *Wang*, *Ge* és *Ma* [2018] a nemüket, életkorukat és legmagasabb iskolai végzettségüket, míg *Macdiarmid et al.* [2021] a nemüket, jövedelmüket, ízzel kapcsolatos elvárásaikat, valamint környezetvédelmi egyesületi tagságukat vonták be interakciókon keresztül a modellezésükbe. A hivatkozott szerzők azonban nem több szempont alapján hasonlítják össze a bázis- (tehát az interakciókat nem tartalmazó) és a kibővített modelleket.

A pálinkaágazat vizsgálatára Magyarországon eddig még senki sem hajtott végre DCE-t, de számos szerző elemezte azokat a termékattribútumokat, amelyek közül néhányat kísérletünkben mi is vizsgálunk. Korábbi tanulmányok (például *OszKő Bt.–TNS* [2003], *GFK Hungária Piackutató Intézet* [2008], *NRC Kft.* [2010]) rámutatnak, a pálinkafogyasztás hazánkban a 2000-es évek elején alapvetően a tradícióhoz, nosztalgiához, magyarsághoz és a vidéki hangulathoz kötődött. *Totth*, *Hlédik* és *Fodor* [2011a] fogyasztói interjúk segítségével feltárták a pálinkavásárlást leginkább befolyásoló tényezőket, melyek a következők: íz, csomagolás (ezen belül főként a dizájn), ár, alkoholtartalom és márka. A szerzők megállapítása szerint a válaszadók az ajándékba szánt italokért magasabb árat hajlandók fizetni, mint a saját fogyasztás céljából vett termékekért. Az ár egyesek számára a minőség megtestesítője, vagyis a magasabb árat jobb minőséggel kötik össze (és fordítva). 2011-ben a Zwack, a Füttyölős (nem valódi pálinka), a Rézangyal, valamint a Zsindelyes termékei voltak a leginkább kedveltek. A külső termékjegyeket (például a csomagolást) illetően eltért a fiatalabb és az idősebb fogyasztók ízlése. Az előbbieket a feltűnőbb, színesebb csomagolásra és a „frappáns szlogenre” szavaztak, míg az idősebbek inkább a szolid színeket és a letisztult, hagyományos formákat részesítették előnyben. *Totth*, *Fodor* és *Hlédik* [2011b] egy kérdőíves felmérés segítségével az alkalmanként, illetve a rendszeresen pálinkát fogyasztók preferenciáit és az általuk vásárolt termékek jellemzőit (márka, fűzde, tájegység, íz, kiszereles) is feltérképezték. A megkérdezettek 17 százaléka számára a Füttyölős volt a legismertebb márka, melyet a

Szatmári Szilva és a Mézes Vilmos követett. Ez az eredmény rávilágít arra is, hogy a 2010-es évek elején sokan – csakúgy, mint napjainkban – nem tudták elkülöníteni a pálinkajellegű italokat a valódi pálinkától. DCE-nkben gönci termőtájról származó barackpálinkák szerepelnek. Ezt a termőtájat a megkérdezettek 4 százaléka részesíti előnyben, a fogyasztók 19 százalékánál pedig a „szóba jöhet még” kategóriába tartozik. A tájegységek közül egyébként csak néhányat (szatmári, kecskeméti, szabolcsi) ismernek kellően a válaszadók. Az ízt tekintve a szilva, a kajszibarack és a mézes körükben a legnépszerűbb (a mézzel készült szeszes ital ugyanakkor a jogszabályok értelmében nem minősül pálinkának).

Az előbbi szerzők néhány évvel később (*Totth et al.* [2017]; *Totth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi* [2018a], [2018b]) azt igyekeztek feltárni, hogy változtak-e a magyar pálinkafogyasztók szokásai és preferenciái. Korábbi kutatásukhoz hasonlóan azt találták, hogy még mindig a szatmári, szabolcsi és kecskeméti a legismertebb és legkedveltebb pálinkafőző tájegység. Nem tapasztaltak nagy eltérést a favorit ízekre (szilva, barack, körte) vonatkozóan sem, ám a kevésbé népszerű ízek között – ellentétben a 2010-es eredményekkel – megjelentek a pálinkajellegű szeszes italok (például a Fütyülős) is, jelezve a fogyasztók pálinkával kapcsolatos ismereteinek bővülését. Ezekkel az eredményekkel ellentétben jelentős változás ment végbe viszont a pálinkavásárlást befolyásoló döntési szempontokat illetően: a megkérdezettek 2018-ban a márkát tartották a legmeghatározóbbnak a termelői név és az általa garantált minőség előtt, amely 2011-ben még nem tartozott a fontosabb terméktulajdonságok közé.

Hasonlóan *Totth et al.*-hoz [2017], *Szegedyné Fricz et al.* [2017] is a pálinkavásárlók magatartását és szokásait tanulmányozták. Az általuk összeállított kérdőívet kitöltők (1 014 fő) főbb termékválasztási szempontoknak a gyümölcs típusát (4,31-os átlagérték az 5-fokozatú Likert-skálán), az ismerősök ajánlásait (3,65) és az árat (3,33) tekintik, melyeket az eredetvédelem (3,18) követ. Az alkoholfok (3,01), a pálinka előállítója (2,96), a palack színe és címkéje (2,82), valamint az internetes vélemények (1,80) csak alacsonyabb pontszámmal rendelkeznek. Korábbi kutatásokhoz hasonlóan e szerzők is megállapítják, hogy az ajándékba vásárolt pálinkáért a fogyasztók hajlandók magasabb árat fizetni.

Végezetül *Mucha, Oravecz és Totth* [2020] többtényezős attitűdmodelljét emeljük ki. Ez esetben a 626 válaszadó legfontosabb vásárlási szempontnak a minőséget tekintette, melyet az ár, a magyar eredet, a presztízs és a divat követ. A szerzők, bár fontos tényezőnek találják, a márkát nem vizsgálták, mivel az a házi párlat vonatkozásában nem értelmezhető.

1. táblázat

A pálinkavásárlással és -fogyasztással foglalkozó főbb tanulmányok, valamint az általuk vizsgált vásárlási ismérvek és terméktulajdonságok

(Key studies on the purchase and consumption of pálinka [palinka], and the purchase criteria and product characteristics examined by them)

Szerző	Felmérés éve	Célesoport és adatgyűjtési technika	Vizsgált vásárlási ismérv/terméktulajdonság
<i>Tóth–Hlédik–Fodor</i> [2011a]	2010	Interjú olyan 23 év feletti személyekkel (80 fő), akik a felmérést megelőző 3 hónapban fogyasztottak pálinkát	Íz, csomagolás, ár, alkoholtartalom, márka
<i>Tóth–Fodor–Hlédik</i> [2011b]	2010	Kérdőíves felmérés 23 és 60 év közötti, gazdaságilag aktív, legalább alkalmanként pálinkát fogyasztók (1 487 fő) körében	Márka/főzde, íz, tájegység, kiserelés
<i>Tóth et al.</i> [2017]	2016	Kérdőíves felmérés 18 év feletti, legalább alkalmanként alkoholt vásárló személyek (1 550 fő) körében	Íz, tájegység
<i>Tóth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi</i> [2018a]	2016	Kérdőíves felmérés 23 és 60 év közötti, gazdaságilag aktív, legalább alkalmanként pálinkát fogyasztók (1 500 fő) körében	Ár, íz, tájegység
<i>Szegedyné Fricz et al.</i> [2017]	2017	Kérdőíves felmérés 18 év feletti válaszadók (1 014 fő) körében	Gyümölcs típusa (íz), ismerősök ajánlásai, ár, eredetvédelem (földrajzi jelzés), alkoholfok, pálinka előállítója, palack színe és címkéje, internetes vélemények
<i>Tóth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi</i> [2018b]	2018	Interjú olyan 23 év feletti személyekkel (67 fő), akik a felmérést megelőző 3 hónapban fogyasztottak pálinkát	Márka, termelői név, megjelenés (például csomagolás, címke), ár, íz, származási hely, alkoholtartalom, elérhetőség, kiserelés
<i>Mucha–Oravecz–Tóth</i> [2020]	2019–2020	Kérdőíves felmérés olyan 18 év feletti válaszadók körében (626 fő), akik a felmérést megelőző 3 hónapban fogyasztottak pálinkát.	Minőség, ár, magyar eredet, presztízs, divat

1. Módszertan

Jelen fejezetben a kutatásunk folyamatát és az általunk alkalmazott, fogyasztói preferenciákat értékelő eljárás módszertani kérdéseit fogjuk bemutatni.

1.1. A kutatás folyamata

Kutatásunkat 2021. április és június között hajtottuk végre pálinkát kedvelő magyar fogyasztók körében. Kérdőívünk négy részből állt, melyek közül a második a fogyasztói preferenciákat feltáró DCE céljára szolgált. A kérdőív kitölthető volt számítógépen és mobileszközökön is annak érdekében, hogy minél szélesebb körben érjük el a potenciális válaszadókat. Az általunk vizsgált öt termékjellemző (attribútum), melyeket szakirodalmi tájékozódás (lásd az 1. táblázatot), szakértőkkel tartott konzultációk és egy pilot felmérés alapján határoztunk meg, a következő: 1. márkajelzés, 2. földrajzi jelzés, 3. készítési mód, 4. alkoholtartalom és 5. ár. A döntési helyzeteket az ún. D-hatékony (D-efficient) kísérleti elrendezéssel alakítottuk ki az Ngene 1.2 szoftver segítségével pilot felmérésünkhöz (*Rose–Bliemer* [2009], *Choicemetrics* [2018]). Itt a megkérdezett személyeknek nyolc hipotetikus helyzetben kellett dönteniük, melyek mindegyike három termékalternatívát és egy „nem vásárol” opciót tartalmazott. Válaszaikat összegezve megállapítottuk, hogy az alkoholtartalom nem befolyásolja szignifikáns mértékben a fogyasztói döntéshozatalt, ezért e terméktulajdonságot a bayesi D-hatékony kísérleti elrendezés (*Bliemer–Rose–Hess* [2008]) összeállításakor már nem vettük figyelembe. A véglegesített kérdőívben 32 döntési helyzet szerepelt négy blokkba rendezve, így a pilot felméréshez hasonlóan egy-egy blokkban ekkor is mindössze nyolc választási szituációval szembesültek a válaszadók, és három pálinkaalternatíva, valamint a „nem vásárol” lehetőség közül választhattak. A termékopciókat a korábban felsorolt négy attribútum (tekintve, hogy az alkoholtartalmat kizártuk) jellemzi, melyek leírását a 2. táblázat tartalmazza.

2. táblázat

A kísérletben vizsgált termékattribútumok
(Product attributes included in the experiment)

Termékattribútum		
megnevezése	leírása	megléte/szintje
Márkajelzés	Terméket előállító kereskedelmi főzde megnevezése	Van (Bestillo)
		Nincs
Földrajzi jelzés	Gönci barackpálinka földrajzi jelzésének feltüntetése	Van (Gönci barackpálinka)
		Nincs
Készítés módja	Kisüsti lepárlási mód feltüntetése	Van (Kisüsti)
		Nincs
Ár	0,5 l űrtartalmú palack ára	4 990 Ft
		8 990 Ft
		12 990 Ft
		16 990 Ft

A kérdőívben szereplő hipotetikus döntési helyzetekre a következő példát mutatjuk be:

„Kérem, jelölje meg, hogy melyik pálinkát vásárolná meg (1–3. opciók), vagy hogy nem vásárolná meg egyiket sem (4. opció)!”³

Lehetséges válaszok:

1. Kisüsti Gönci barackpálinka, 16 990 Ft/0,5 l;
2. Bestillo barackpálinka, 4 990 Ft/0,5 l;
3. Gönci barackpálinka, 16 990 Ft/0,5 l;
4. Ezek közül egyiket sem választanám.

A kísérletben résztvevők átlagos életkora 54,73 év volt, további jellemzőiket, a minta részleteit a 3. táblázat ismerteti.

Az 1 000 fő bevonásával végzett felmérésben kitöltött kérdőívek közül az adat-tisztítás (a hiányos vagy a nem megfelelően kitöltött kérdőívek kizárása) után 760-at tudtunk értékelni. A minta nagyobb részét, csaknem kétharmadát férfiak (főként idősebbek) alkotják, amely összhangban van más szakirodalmi eredményekkel (például Szegedyné Fricz *et al.* [2017], Totth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi [2018a]).

³ A felmérésben a döntési opciókat vizuálisan jelenítettük meg. A „gönci barackpálinka” megnevezés esetén a választási lehetőséget jelképező pálinkás palackon az Európai Unió földrajzi árujelző logója is szerepelt.

3. táblázat

A minta bemutatása
(Description of the sample)

Mintajellemző	Szám/megoszlás
Válaszadók száma (fő)	
Adattisztítás előtt	1 000
Adattisztítás után	760
Egy háztartásban	2,77
Válaszadók megoszlása (%)	
Nem	
Nő	36,45
Férfi	63,55
Lakóhely	
Község	26,45
Város	40,92
Nagyváros	32,63
Végzettség	
Alapfokú végzettség	2,37
Középfokú végzettség	43,42
Felsőfokú végzettség	54,21

Forrás: Saját szerkesztés a felmérés alapján.

1.2. Az alkalmazott módszertan

A DCE a (válaszadó által) feltárt preferenciát (stated preference, SP) mérő módszerek családjába tartozik több olyan gyakorta alkalmazott preferenciaértékelő eljárás mellett, mint a conjoint elemzés vagy a legjobb-legrosszabb skálázás (best-worst scaling) (Louviere–Flynn–Carson [2010]). A véletlen hasznosság elméletén⁴ (random utility theory, RUT) alapul, amelynek egyik eleme a hasznosságfüggvény, ami az (1) egyenlet szerint egy szisztematikus (megfigyelhető) és egy véletlen komponensből tevődik össze (McFadden [1974], Ben-Akiva–Lerman [1985]):

$$U_{n,i,t} = V_{n,i,t} + \varepsilon_{n,i,t}, \quad (1)$$

⁴ A döntéshozók mindig azt a lehetőséget választják, amely az egyéni hasznosságukat maximalizálja.

ahol n a döntéshozót, i az alternatívát, t a választási helyzetet, U a teljes hasznosságot, V a hasznosság szisztematikus részét, ε pedig a hasznosság véletlen komponensét jelöli.

A MNL-modell az egyik legnépszerűbb diszkrét választási modell (*McFadden* [1974]), amelynek alkalmazását számos előnyös tulajdonsága mellett több korlát is befolyásolja. Az utóbbiak közül az egyik az az eset, amikor homogén preferenciákkal, azonos érzékenységi szinttel jellemzi a minta válaszadóit az elemzett termék- vagy szolgáltatástulajdonságokat illetően. Ennek kiküszöbölésére számos egyéb modelltípus áll a kutatók rendelkezésére, de az említett korlát enyhíthető a különféle termék-/vásárlójellemzők interakcióinak MNL-modellbe való szisztematikus integrálásával is (*Hess* [2014]).

Kísérletünk esetében a következő hasznosságfüggvényt definiáltuk a MNL-specifikációra alapozva:

$$U_{Pálinka_i} = ASC_{Pálinka_i} + \beta_{\text{Ár}} \text{Ár}_{Pálinka_i} + \beta_{\text{Bestillo}} \text{Bestillo}_{Pálinka_i} + \beta_{\text{Gönci}} \text{Gönci}_{Pálinka_i} + \beta_{\text{Kisüsti}} \text{Kisüsti}_{Pálinka_i} + \varepsilon_{Pálinka_i}, \quad (2)$$

ahol ASC a hasznosságfüggvény alternatíváspecifikus konstans tagját jelöli, amely a véletlen komponensre vonatkozó átlagértéket reprezentálja; β a vizsgált termékattribútumok hasznosságra gyakorolt hatását képviselő paramétervektort, Ár , Bestillo , Gönci és Kisüsti a megfigyelt változókat, ε pedig a teljes hasznosság véletlen komponensét fejezi ki; ez utóbbiról feltételezzük, hogy Gumbel-eloszlást követ.

A legjobb modell kiválasztása érdekében az elemzők többféle információs kritériumot és tesztet is számításba vehetnek. Ezek egy része megengedőbb, míg más része szigorúbb a becült paraméterek számát illetően. Az egyik legegyszerűbb mutató, amely a modellek összehasonlításának alapjául szolgálhat, a log-likelihood függvény (LL) konvergált értéke, illetve az abból számított pszeudo R^2 (*Hensher–Rose–Greene* [2015]):

$$\text{Pszeudo } R^2 = 1 - \frac{LL(\text{konvergált})}{LL(0)}, \quad (3)$$

ahol $LL(\text{konvergált})$ a log-likelihood függvény konvergált értékét, $LL(0)$ pedig a log-likelihood függvény értékét jelöli abban az esetben, amikor modellünk mindössze konstans tartalmaz.

A konvergált log-likelihood kisebb abszolút értéke jobb modellilleszkedésre utal, azonban nem szolgáltat információt arról, hogy az illeszkedést érintő javulás szignifikáns mértékű-e. Ennek vizsgálatára nyújt alternatívát az ún. likelihood-arány- (likelihood-ratio, LR) teszt, amely a következő tesztstatisztikán alapul:

$$Tesztérték = -2 * (LL_{\text{Bázismodell}} - LL_{\text{Bővített modell}}); df = p_{\text{Bázismodell}} - p_{\text{Bővített modell}}, \quad (4)$$

ahol a *tesztérték* a hipotézisvizsgálat tesztstatisztikájának értékét (χ^2), *df* a szabadságfokot, *p* pedig a modellek becsült paramétereinek számát jelöli (Train [2009]). Ha a próba szignifikáns, a bázismodellhez képest szignifikáns illeszkedésbeli javulást tapasztalunk.

A modellek összehasonlíthatóságát szolgálják még az Akaike-féle (Akaike information criterion, *AIC*; lásd az (5) egyenletet) és a bayesi információs kritériumok (Bayesian information criterion, *BIC*; lásd a (6) egyenletet) is (Mariel et al. [2021]).

$$AIC = -2LL + 2p, \quad (5)$$

$$BIC = -2LL + \text{pln}(N), \quad (6)$$

ahol *N* a megfigyelések számát, $\text{pln}(N)$ a büntetőtagot jelöli.

A diszkrét választási modellépítés eredményeképpen kapott hasznossági együttthatókkal további kalkulációk végezhetőek, melyek közül az egyik leggyakoribb a fizetési hajlandóság (willingness to pay, *WTP*) kiszámítása. Ehhez a (7) egyenlet összefüggését szükséges használnunk, míg a standard hibák meghatározásához a delta-módszer (Bliemer–Rose [2013]) nyújt alternatívát (lásd a (8) egyenletet).

$$WTP_{\text{Márka}} = \frac{\beta_{\text{Márka}}}{\beta_{\text{Ár}}}, \quad (7)$$

ahol $WTP_{\text{Márka}}$ a márkára vonatkozó fizetési hajlandóságot, $\beta_{\text{Márka}}$ és $\beta_{\text{Ár}}$ pedig a márka és az ár becsült hasznossági együttthatóit jelölik.

$$\text{Standard hiba}(WTP_{\text{Márka}}) = \frac{1}{\beta_{\text{Ár}}} \sqrt{\text{var}(\beta_{\text{Márka}}) - 2WTP_{\text{Márka}} \text{cov}(\beta_{\text{Márka}}, \beta_{\text{Ár}}) + WTP_{\text{Márka}}^2 \text{var}(\beta_{\text{Ár}})} \quad (8)$$

A modellek becslését, illetve a különböző információs kritériumok és *WTP*-értékek számítását az R Apollo csomagjával végeztük (Hess–Palma [2019], [2021]; R Core Team [2020]).

2. Eredmények

Ebben a fejezetben a modellépítésünk folyamatát, a becült együtthatók értelmezését, a megfelelő MNL-modellspecifikáció kiválasztását, valamint az arra kalkulált *WTP*-értékeket ismertetjük.

2.1. A modellépítés folyamata, a becült együtthatók értelmezése

Adatelemzésünk első lépéseként egy (interakciókat nem tartalmazó) MNL-bázismodellt becültünk. Az eredményeket a 4. táblázatban foglaljuk össze.

4. táblázat

<i>A MNL-bázismodell becslésének eredményei</i> (Estimation results of the MNL base model)			
Termékattribútum/modellt leíró mutató	MNL-modell		
	Együttható	<i>t</i> -érték	Standard hiba
<i>ASC (báziskategória: 1. alternatíva)</i>			
2. alternatíva	0,03	0,73	0,03
3. alternatíva	0,03	0,90	0,03
4. alternatíva (Nem választ)	-0,97**	-15,19	0,06
<i>Márkajelzés (báziskategória: nincs márkajelzés)</i>			
<i>Bestillo</i>	0,74**	22,48	0,03
<i>Földrajzi árjelző (báziskategória: nincs földrajzi árjelző)</i>			
<i>Gönci</i>	0,88**	25,81	0,03
<i>Főzési mód (báziskategória: nincs főzés)</i>			
<i>Kisüsti</i>	0,55**	18,20	0,03
<i>Ár (1 000-rel osztva)</i>	-0,07**	-19,60	< 0,01
Kérdőívet kitöltők száma	760		
Megfigyelések száma	6 080		
Paraméterek száma	7		
<i>LL(0)</i>	-8 428,67		
<i>LL(konvergált)</i>	-7 270,33		
Pszeudo R^2	0,14		
<i>AIC</i>	14 554,66		
<i>BIC</i>	14 601,65		

** $p < 0,01$.

Megjegyzés. Itt és a további táblázatokban, *ASC* (alternative specific constant): alternatíváspecifikus konstans; *LL* (log likelihood): log-likelihood függvény; *AIC* (Akaike information criterion): Akaike-féle információs kritérium; *BIC* (Bayesian information criterion): bayesi információs kritérium.

A 4. táblázatban közölt adatok szerint a „nem választ” opciót szignifikánsan kevesebbszer jelölték be a kérdőívet kitöltők a bázisként rögzített 1. alternatívához képest. A terméktulajdonságokra vonatkozó együtthatók alapján következtetésként levonható, hogy a válaszadók hasznosságérzetét a Gönci árjelző növeli a legnagyobb mértékben, melyet a Bestillo márkajelzés és a kisüsti főzési mód követnek. Az ár megítélése negatív, azaz annak emelkedése csökkenti a hasznosságérzetet.

Következő lépésként több lépcsőben kibővítettük a már bemutatott bázismodellünket. Különbféle termék-/fogyasztóattribútum-interakciókat teszteltünk, míg nem találtunk 5 százalékos szinten szignifikáns hatásokat. A továbbiakban az ezekre vonatkozó eredményeket ismertetjük.

Elsőként a következő interakciót emeltük be a MNL-bázismodellbe:

$$\beta_{Bestillo_új} = \beta_{Bestillo} + \beta_{Bestillo_Nagyváros} * Nagyváros, \quad (9)$$

ahol $\beta_{Bestillo_új}$ az interakciós hatást is magában foglaló együtthatót, $\beta_{Bestillo_Nagyváros}$ a modellbe bevont interakciós hatást, *Nagyváros* pedig annak – nem termékjellemzőhöz kapcsolódó – magyarázó változóját jelöli. Az így kapott modellre vonatkozó becslési eredményeket az 5. táblázat ismerteti.

Az 5. táblázat alapján megállapítható, hogy a *Bestillo_Nagyváros* interakcióval kiegészített modell minden információs kritérium szerint jobb illeszkedést – alacsonyabb *LL*-, *AIC*- és *BIC*-értéket – mutat a bázismodellhez képest. Ezt az LR-teszt eredménye is megerősíti ($\chi^2 = 45,04$; $df = 1$; $p < 0,01$), amely szignifikáns mértékű javulást jelez. A *Bestillo_Nagyváros* interakció modellegyütthatója rávilágít arra, hogy a nagyvárosiak jobban preferálják a Bestillo márkajelzéssel rendelkező termékeket, mint a nem nagyvárosban élők. A *GFK Hungária Piackutató Intézet* [2008] felmérése is azt erősíti meg, hogy a jogszabályok értelmében pálinkának számító italok fogyasztói jellemzően Budapesten és a nagyobb városokban élnek. *Szegedyné Fricz et al.* [2017] klaszteranalízis felhasználásával négy fogyasztói csoportot (érdeklődők, passzív elfogadók, pálinkakerülők, mindenivók) különítenek el, melyek más-más vásárlási és életmódbeli jellemzőkkel írhatók le. Az érdeklődők tipikusan Budapesten és más nagyvárosokban laknak, pálinkát a kereskedelemben (például a hipermarketekben vagy közvetlenül a főzdektől) szereznek be. Jellemző rájuk továbbá, hogy az átlagnál tájékozottabbak az alkoholtartalmú termékek viszonylatában (pálinka és párlat elkülönítése, márkajelzések ismerete), és a pálinkához kulturális értéket is társítanak. A másik három csoport tagjai (passzív elfogadók, pálinkakerülők, mindenivók) rendszerint kisebb városokban, valamint községekben élnek, nem rendelkeznek mélyebb szintű ismeretekkel e téren, kereskedelmi egységekben nem igazán vásárolnak pálinkát (inkább ajándékba kapják vagy ismerőstől szerzik azt be), illetve nem értékelik olyan mértékben a minőségi termékeket és így a márkajelzéseket sem, mint az érdeklődők. *Totth et al.* [2017] a fiatal pálinkafogyasztók személyiségjellemzői alapján négy szegmenst határolnak le (független kreatívok, tradicionális

értékrendet követők, együttérző boldogságkeresők, biztonságkeresők), amelyek fogyasztási szokásaikat és attitűdjeiket tekintve eltérnek egymástól. Az előbb bemutatott érdeklődők csoporthoz hasonlóan a független kreatívok jellemzően nagyobb városokban élnek, és szívesen kipróbálnak pálinkakülönlegességeket. *Totth, Mezőné Oravecz és Zarádné Vámosi* [2018a] tanulmányukban kiemelik, hogy a házi pálinka (párlat) népszerűsége a bolti forgalomban kapható márkás pálinkákhoz képest töretlen a vidéki lakosok körében – melyet rendszerint ismerősöktől vagy rokonoktól szereznek be/kapnak. Mindezek alapján nem meglepő, hogy a Bestillo márkajelzéssel ellátott termékeket inkább a nagyvárosi fogyasztók keresik szemben a nem nagyvárosi vásárlókkal, hiszen ők azok, akik nagy valószínűséggel ismerik e jelzéseket, és jobb minőséget is rendelnek azokhoz.

5. táblázat

Az 1. interakciós MNL-modellbecslés eredményei
(Estimation results of the MNL model with the first interaction)

Termékattribútum/modellt leíró mutató	MNL-modell		
	Együttható	<i>t</i> -érték	Standard hiba
<i>ASC (báziskategória: 1. alternatíva)</i>			
2. alternatíva	0,03	0,72	0,04
3. alternatíva	0,03	0,89	0,03
4. alternatíva (Nem választ)	-0,97**	-15,17	0,06
<i>Márkajelzés (báziskategória: nincs márkajelzés)</i>			
<i>Bestillo</i>	0,61**	16,17	0,04
<i>Bestillo Nagyváros</i>	0,39**	6,70	0,06
<i>Földrajzi árujelző (báziskategória: nincs földrajzi árujelző)</i>			
<i>Gönci</i>	0,88**	25,78	0,03
<i>Főzési mód (báziskategória: nincs főzési mód)</i>			
<i>Kisüsti</i>	0,56**	18,21	0,03
<i>Ár (1 000-rel osztva)</i>	-0,07**	-19,59	< 0,01
Kitöltők száma	760		
Megfigyelések száma	6 080		
Paraméterek száma	8		
<i>LL(0)</i>	-8 428,67		
<i>LL(konvergált)</i>	-7 247,81		
Pseudo <i>R</i> ²	0,14		
<i>AIC</i>	14 511,62		
<i>BIC</i>	14 565,32		

** $p < 0,01$.

Ezt követően modellünkbe egy újabb interakciós hatást is beépítettünk:

$$\beta_{Gönci_új} = \beta_{Gönci} + \beta_{Gönci_60\ év\ felett} * 60\ év\ felett, \quad (10)$$

ahol $\beta_{Gönci_új}$ az újabb interakciós hatás β -ját ($\beta_{Gönci_60\ év\ felett}$) is magában foglaló együtthatót, *60 év felett* pedig az interakció – nem termékjellemzőhöz kapcsolódó – magyarázó változóját jelöli. Az eredményekről a 6. táblázat ad áttekintést.

6. táblázat

A 2. interakciós MNL-modellbecslés eredményei
(Estimation results of the MNL model with the second interaction)

Termékattribútum/modellt leíró mutató	MNL-modell		
	Együttható	<i>t</i> -érték	Standard hiba
<i>ASC (báziskategória: 1. alternatíva)</i>			
2. alternatíva	0,03	0,73	0,04
3. alternatíva	0,03	0,90	0,03
4. alternatíva (Nem választ)	-0,97**	-15,18	0,06
<i>Márkajelzés (báziskategória: nincs márkajelzés)</i>			
<i>Bestillo</i>	0,61**	16,16	0,04
<i>Bestillo_Nagyváros</i>	0,39**	6,69	0,06
<i>Földrajzi árjelző (báziskategória: nincs földrajzi árjelző)</i>			
<i>Gönci</i>	0,83**	19,83	0,04
<i>Gönci_60 év felett</i>	0,12*	2,17	0,06
<i>Főzési mód (báziskategória: nincs főzési mód)</i>			
<i>Kisüsti</i>	0,55**	18,20	0,03
<i>Ár (1 000-rel osztva)</i>	-0,07**	-19,59	< 0,01
Kitöltők száma	760		
Megfigyelések száma	6 080		
Paraméterek száma	9		
<i>LL(0)</i>	-8 428,67		
<i>LL(konvergált)</i>	-7 245,46		
Pszéudo R^2	0,14		
<i>AIC</i>	14 508,92		
<i>BIC</i>	14 569,33		

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

Az újabb interakció (*Gönci_60 év felett*) bevonása alapján nem lehet olyan egyértelmű következtetést levonni, mint az előző esetben. Itt a *LL* és az *AIC* értéke alacsonyabb, a *BIC*-é viszont magasabb, mint az 5. táblázatban látható értékek. Az LR-teszt eredménye ($\chi^2 = 4,70$; $df = 1$; $p = 0,03$) pedig 5 százalékos szinten szignifikáns javulást mutat a korábbi modellhez képest. A *Gönci_60 év felett* interakciós hatás β -jának pozitív előjele arra utal, hogy a 60 év feletti válaszadók inkább részesítik előnyben a Gönci földrajzi jelzést, mint az ennél fiatalabb korosztály. Ezt *Totth et al.* [2017] kutatása is alátámasztja, amely szerint a fiatalabb pálinkafogyasztók körében legismertebb pálinkafőző tájegységek a szatmári, szabolcsi és kecskeméti térség, mivel az ezekből származó pálinkákat csupán a válaszadók negyede nem ismeri. A gönci tájegységet ugyanakkor a megkérdezettek mindössze 3,6 százaléka részesíti előnyben italvásárlásai során. Az elmúlt évtizedekben megjelent tanulmányok szerzői (lásd például *NRC Kft.* [2010], *Totth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi* [2018a]) megállapítják, hogy a fiatalok a pálinkát barátokhoz köthető „kedvfokozónak” tekintik, ahhoz jó hangulatot, kellemes társaságot asszociálnak, míg az idősebbek családdhoz fűződő, egyfajta „szakrális” italnak tartják. A fiatalabb korosztály körében sokkal népszerűbb a whisky és a vodka fogyasztása (*Totth–Mezőné Oravecz–Zarándné Vámosi* [2018a]). A pálinka mellett a boroknál (*Botonaki–Tsakiridou* [2004]) és az élelmiszereknél (*Van Ittersum–Candel–Torelli* [1999]) is megfigyelhető, hogy a földrajzi árujelzővel ellátott termékeket inkább az idősebb fogyasztók preferálják, akik akár magasabb árat is hajlandók ezekért fizetni. Összességében tehát nem meglepő, hogy a fiatalabb (főként a 18–39 év közötti) korosztály italválasztásakor nem a földrajzi jelzés, hanem az ár az elsődleges szempont, melynek következtében inkább az (akár olcsóbban beszerezhető) whiskyt, vodkát vagy házi „pálinkát” (párlatot) részesítik előnyben.

Utolsó lépésben a kisüsti főzési mód és a legalább havi egyszeri fogyasztás interakcióját vizsgáljuk a következők szerint:

$$\beta_{Kisüsti_új} = \beta_{Kisüsti} + \beta_{Kisüsti_Legalább\ havonta\ egyszer\ fogyaszt} * Legalább\ havonta\ egyszer\ fogyaszt, \quad (11)$$

ahol $\beta_{Kisüsti_új}$ az újabb interakciós hatás β -ját ($\beta_{Kisüsti_Legalább\ havonta\ egyszer\ fogyaszt}$) is magában foglaló együtthatót, a *Legalább havonta egyszer fogyaszt* pedig az interakció – nem termékjellemzőhöz kapcsolódó – magyarázó változóját jelöli. E modellbecslésünk eredményeit a 7. táblázat ismerteti.

7. táblázat

A 3. interakciós MNL-modellbecslés eredményei
(Estimation results of the MNL model with the third interaction)

Termékattribútum/modellt leíró mutató	MNL-modell		
	Együttható	<i>t</i> -érték	Standard hiba
<i>ASC</i> (báziskategória: 1. alternatíva)			
2. alternatíva	0,03	0,72	0,04
3. alternatíva	0,03	0,89	0,03
4. alternatíva (Nem választ)	-0,97**	-15,18	0,06
<i>Márkajelzés</i> (báziskategória: Nincs márkajelzés)			
<i>Bestillo</i>	0,61**	16,17	0,04
<i>Bestillo_Nagyváros</i>	0,39**	6,70	0,06
<i>Földrajzi árjelző</i> (báziskategória: Nincs földrajzi árjelző)			
<i>Gönci</i>	0,83**	19,82	0,04
<i>Gönci_60 év felett</i>	0,12*	2,18	0,06
<i>Főzési mód</i> (báziskategória: Nincs főzési mód)			
<i>Kisüsti</i>	0,48**	10,35	0,05
<i>Kisüsti_Legalább havonta egyszer fogyaszt</i>	0,12*	2,05	0,06
<i>Ár</i> (1 000-rel osztva)	-0,07**	-19,59	< 0,01
Kitöltők száma	760		
Megfigyelések száma	6 080		
Paraméterek száma	10		
<i>LL</i> (0)	-8 428,67		
<i>LL</i> (konvergált)	-7 243,36		
Pseudo <i>R</i> ²	0,14		
<i>AIC</i>	14 506,71		
<i>BIC</i>	14 573,84		

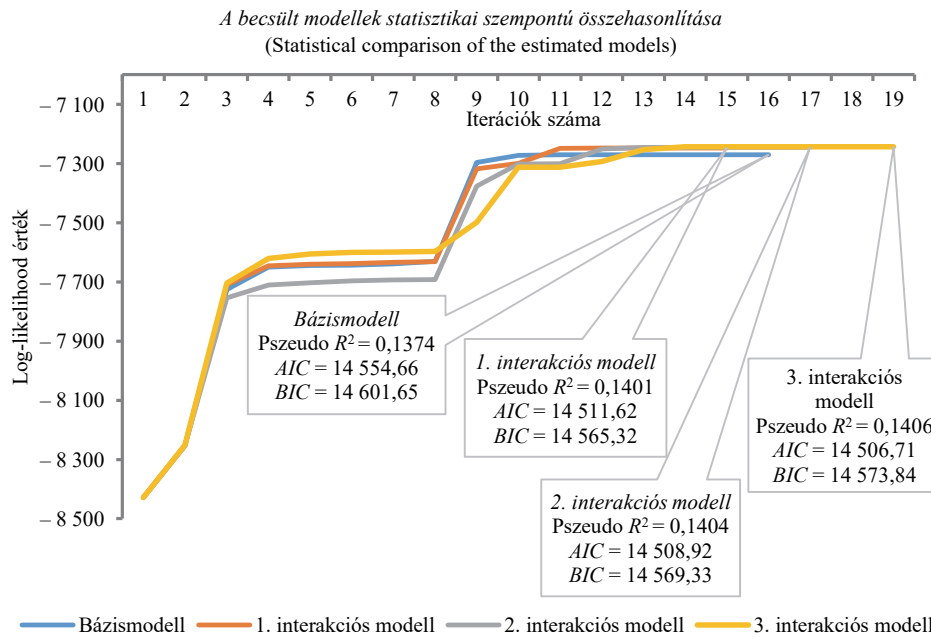
* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$.

A 7. táblázat eredményei alapján az előző esetben levont következtetésünket erősíthetjük meg, miszerint az újabb interakció bevonásával nincs egyértelmű illeszkedésbeli javulás. Habár a *LL*(konvergált) és az *AIC* értéke alacsonyabb (jobb illeszkedés), a *BIC*-é magasabb (rosszabb illeszkedés). Az LR-teszt eredménye a 2. interakciós (*Gönci_60 év felett*) MNL-modellbecslés LR-tesztjének eredményéhez hasonló ($\chi^2 = 4,20$; $df = 1$; $p = 0,04$), tehát a komplexebb modell 5 százalékos szignifikanciaszint mellett jelentős javulást mutat. A becslt interakciós β együttható alapján megállapítható, hogy a havi egy vagy annál több alkalommal pálinkát fogyasztók inkább a kisüsti főzési módot preferálják. Magyarországon a kereskedelmi főzdek

legtöbbje a magasabb bekerülési értékű, modernebb tornyos lepárlást alkalmazza, az olcsóbb kisüsti főzési mód inkább a bérfőzdekre jellemző (Harcsa [2017a], Kassai et al. [2016], Káposzta–Ritter–Kassai [2015]), ami főként a két főzdetípus közötti különbségből ered (Kassai et al. [2016], Török–Maró [2020]). Más kutatások a két lepárlási módot csupán a fogyasztói ízlést tekintve hasonlítják össze. Géczy et al. [2018] „vakíztesztjei” alapján a pálinka elkészítését követő 1,5-2 évben a tornyos lefőzéssel készült pálinkákat találják ízletesebbnek a vásárlók, 2 év után pedig a kisüsti technológiával készületeket. A tornyos technológiával előállított, illatosabb pálinkákat a fiatalabbak, azon belül is főként a nők választották a szerzők által végzett tesztekben, a kisüsti technológiával készült termékeket pedig elsősorban az idősebb férfiak. Harcsa [2017b] megállapítja, hogy a pálinkaversenyeken a tornyos lepárlással készült pálinkák az eredményesebbek és kedveltebbek.

2.2. A megfelelő specifikáció kiválasztása

A modellek összehasonlítására szolgáló, korábban bemutatott mutatókat az ábrán foglaljuk össze.



Megjegyzés. LR-teszt (bázismodell – 1. interakciós modell): $p < 0,01$; LR-teszt (1. interakciós modell – 2. interakciós modell): $p = 0,03$; LR-teszt (2. interakciós modell – 3. interakciós modell): $p = 0,04$. A magasabb pszeudo R^2 , a LL alacsonyabb abszolút értéke, illetve az AIC és a BIC alacsonyabb értéke a modellek jobb illeszkedésére utal.

Az ábrán látható, hogy a bázismodellhez képest minden interakciós MNL-modell jobban teljesít. Az utóbbi specifikációk összevetéséből ugyanakkor nem vonható le az a következtetés, hogy újabb és újabb paraméterek bevonása jobb illeszkedéshez vezet. A 2. interakciós modell kedvezőbb pszeudo R^2 - és AIC -értékkel rendelkezik, mint az 1., azonban BIC -ja magasabb, ami gyengébb illeszkedésre utal. Ehhez hasonlóan a 3. MNL-specifikáció pszeudo R^2 - és AIC -értéke is jobb illeszkedést mutat a 2. és az 1. modellekhez képest, de BIC -ja magasabb mindkettőénél. Az LR-tesztek eredményei szerint viszont 5 százalékos szignifikanciaszint mellett minden esetben jelentős mértékű javulás mutatható ki az egyre komplexebb modellek javára. (Lásd az ábra megjegyzésrovatát.) Mindezen statisztikai szempontok alapján két modell közül célszerű választanunk. Az egyik az 1. *interakciós modell*, amely esetén a legalacsonyabb BIC -értéket tapasztaljuk, míg a másik a 3. *interakciós modell*, amelynek pszeudo R^2 -e a legmagasabb, AIC -ja pedig a legalacsonyabb. Mivel a BIC -mutató kritikái közé tartozik, hogy az egyszerűbb (kevesebb paramétert becsülő) modellt „preferálja” (lásd például *Burnham–Anderson* [2002]), a végső modell kiválasztása előtt érdemes megvizsgálni, hogy a 3. kibővített specifikáció becsült interakciós együtthatói mennyire felelnek meg a valóságnak. Az előző alfejezetben már kiemeltük, hogy a fogyasztás és a főzési mód speciális kapcsolatáról nem áll rendelkezésre elegendő bizonyíték, ezért mind módszertani, mind pálinkaszakmai szempontokat figyelembe véve az 1. *interakciós modell* kiválasztása és további elemzése mellett kell, hogy döntsünk.

2.3. Fizetési hajlandóságra vonatkozó kalkulációk az 1. interakciós modell esetén

A legjobb specifikációnak tekintett 1. interakciós modell WTP-kalkulációinak eredményeit a 8. táblázat tartalmazza.

8. táblázat

A fizetési hajlandóság-kalkulációk eredményei az 1. interakciós MNL-modell esetében
(Results of WTP-calculations for the MNL model with the first interaction)

Termékattribútum	Fizetési hajlandóság (Ft/0,5 l)	t-érték	Standard hiba
<i>Bestillo</i>	8 626**	11,07	779,4
<i>Bestillo Nagyváros</i>	5 489**	4,03	1364,0
<i>Gönci</i>	12 410**	13,13	945,1
<i>Kisüsti</i>	7 813**	11,27	693,0

Megjegyzés. ** $p < 0,01$.

A 8. táblázat alapján a kérdőívet kitöltők hozzávetőlegesen 12 410 Ft-tal többet hajlandók fizetni a Gönci jelzésű pálinkáért a földrajzi jelzővel nem rendelkező termékhez képest. Mindemellett a válaszadók megközelítőleg 7 813 Ft-tal magasabb összeget adnának a kisüsti pálinkáért, a nagyvárosban élők (a nem nagyvárosi kitöltőkhöz képest) pedig körülbelül 5 489 Ft-tal fizetnének többet, ha az ital Bestillo márkajelzéssel rendelkezne.

3. Következtetések

Tanulmányunkban egy DCE-t mutattunk be, amely a pálinka iránt érdeklődő fogyasztók preferenciáit vizsgálta. A kísérlet eredményeinek ismertetésén túl azt is célul tűztük ki, hogy iránymutatást adjunk az olvasók számára a diszkrét választási modellek felépítését és a közülük való választást illetően.

Először a kísérlet részleteibe (a kísérleti elrendezésbe, az adatfelvétel folyamatába és a mintánk összetételébe) adtunk betekintést, említést téve a vizsgálandó termékattribútumok meghatározását megalapozó pilot kutatásról is. Ezt követően a modellezési megközelítésünket, a modellspecifikációkkal kapcsolatos döntések során figyelembe vett információs kritériumokat, valamint a fizetési hajlandóságra vonatkozó kalkuláció leírását ismertettük. Eredményeink bemutatása során egy bázismodellből indultunk ki, majd abból egyre komplexebb modelleket építettünk különféle termék- és fogyasztói jellemzőkből képzett interakciók integrálásával. A modellek mindegyikét ezután összehasonlítottuk, és a becslési eredmények valóságtartalmát a szakirodalommal ütköztetve ellenőriztük. Az információs kritériumok alapján két interakcióval bővített modellt ítéltünk kiválónak, az elsőt (a bázismodell lakóhelymárkajelzés interakcióval bővített változatát) és a harmadikat (a pálinkafogyasztás gyakorisága-főzés módja interakcióval kiegészített második modellt), melyek közül az előbbit tudtuk szakmailag leginkább alátámasztani. Így a továbbiakban a fizetési hajlandóságra vonatkozó kalkulációkat erre végeztük el.

Vizsgálatunk során arra a következtetésre jutottunk, hogy a pálinkafogyasztók a Gönci földrajzi jelzéssel és a Bestillo márkajelzéssel rendelkező, valamint a kisüsti főzési móddal készült termékeket részesítik előnyben. A Bestillo márkajelzés iránti preferencia a nagyvárosi fogyasztók körében hangsúlyosabb, amit korábban megjelent tanulmányok (többek között *GFK Hungária Piackutató Intézet* [2008], *Szegedyné Fricz et al.* [2017], *Toth et al.* [2017]) is megerősítenek. E fogyasztói csoport rendszerint kereskedelmi egységekben vásárol pálinkát, és az átlagosnál tájékozottabb az alkoholos italokkal kapcsolatban (például ismeri a tipikus márkajel-

zések, pálinkafőzési módokat), a márkajelzésekkel ellátott termékekhez magasabb minőséget társít, továbbá szívesen fogyaszt pálinkakülönlegességeket, és fizet magasabb árat is ezekért. A házi pálinka (párlat) népszerűsége azonban vidéken, illetve a kisebb városokban továbbra is töretlen (például *Toth–Mezőné Oravec–Zarándné Vámosi* [2018b]), így az ezeken a helyeken élők kisebb valószínűséggel fogyasztanak márkajelzéssel ellátott pálinkát.

Tanulmányunk további fontos konklúziója, hogy nem elég csupán statisztikai szempontokat figyelembe venni a modellépítés során, minden esetben szükség van az eredmények valóságtartalmának vizsgálatára is.

Irodalom

- APOLLO [2021]: *Apollo Choice Modelling Forum*. <http://www.apollochoicemodelling.com/forum/viewtopic.php?f=23&t=290>
- BEN-AKIVA, M. – LERMAN, S. R. [1985]: *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand (Transportation Studies)*. MIT Press. Cambridge.
- BLIEMER, M. C. J. – ROSE, J. M. – HESS, S. [2008]: Approximation of Bayesian efficiency in experimental choice designs. *Journal of Choice Modelling*. Vol. 1. No. 1. pp. 98–126. [https://doi.org/10.1016/S1755-5345\(13\)70024-1](https://doi.org/10.1016/S1755-5345(13)70024-1)
- BLIEMER, M. C. J. – ROSE, J. M. [2013]: Confidence intervals of willingness-to-pay for random coefficient logit models. *Transportation Research Part B: Methodological*. Vol. 58. December. pp. 199–214. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2013.09.010>
- BOTONAKI, A. – TSAKIRIDOU, E. [2004]: Consumer response evaluation of a Greek quality wine. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section C – Food Economics*. Vol. 1. No. 2. pp. 91–98. <https://doi.org/10.1080/16507540410024515>
- BRONNMANN, J. – ASCHE, F. [2017]: Sustainable seafood from aquaculture and wild fisheries: Insights from a discrete choice experiment in Germany. *Ecological Economics*. Vol. 142. December. pp. 113–119. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.06.005>
- BURNHAM, K. P. – ANDERSON, D. R. [2002]: *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. Second Edition. Springer. New York.
- CHOICEMETRICS [2018]: *Ngene 1.2 User Manual & Reference Guide*. <http://www.choice-metrics.com/NgeneManual120.pdf>.
- EURÓPAI BIZOTTSÁG [2021]: *eAmbrosia, the EU Geographical Indications Register* (eAmbrosia, az EU földrajzi jelzéseinek regisztere). <https://ec.europa.eu/info/food-farming-fisheries/food-safety-and-quality/certification/quality-labels/geographical-indications-register/>
- EURÓPAI UNIÓ HIVATALOS LAPJA [2008]: *Az Európai Parlament és a Tanács 110/2008/EK rendelete (2008. január 15.) a szeszes italok meghatározásáról, megnevezéséről, kizsereléséről, címkézéséről és földrajzi árujelzőinek oltalmáról, valamint az 1576/89/EK tanácsi rendelet hatályon kívül helyezéséről*. L 39. Február 13. 16–54. old. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/HU/TXT/PDF/?uri=CELEX:32008R0110&from=HU>

- GFK HUNGÁRIA PIACKUTATÓ INTÉZET [2008]: *Piackutatás a pálinka népszerűsítő kampány megalapozására*. Budapest.
- HARCSA I. M. [2018]: *A pálinkafőzés gazdasági hatásai*. Doktori disszertáció. Debreceni Egyetem. Debrecen.
- HARCSA, I. M. [2017a]: Study on the potential of subcontract palinka distillation. *Economics of Agriculture*. Vol. 64. No. 4. pp. 1379–1391. <https://doi.org/10.5937/ekoPolj1704379H>
- HARCSA, I. M. [2017b]: Energy demand for pálinka production and some practical issues of waste treatment. *Economic and Regional Studies/Studia Ekonomiczne i Regionalne*. Vol. 10. No. 3. pp. 82–95. <https://doi.org/10.2478/ers-2017-0027>
- HENSHER, D. A. – ROSE, J. M. – GREENE, W. H. [2015]: *Applied Choice Analysis*. Cambridge University Press. Cambridge.
- HESS, S. – PALMA, D. [2019]: Apollo: A flexible, powerful and customisable freeware package for choice model estimation and application. *Journal of Choice Modelling*. Vol. 32. September. Article No. 100170. <https://doi.org/10.1016/j.joem.2019.100170>
- HESS, S. – PALMA, D. [2021]: *Apollo version 0.2.4 – User Manual*. www.ApolloChoiceModelling.com.
- HESS, S. [2014]: Latent class structures: Taste heterogeneity and beyond. In: *Hess, S. – Daly, A. (eds.): Handbook of Choice Modelling*. Edward-Elgar Publishing. London. pp. 311–332.
- JANSSEN, M. – HAMM, U. [2012]: Product labelling in the market for organic food: Consumer preferences and willingness-to-pay for different organic certification logos. *Food Quality and Preferences*. Vol. 25. No. 1. pp. 9–22. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2011.12.004>
- KÁPOSZTA J. – RITTER K. – KASSAI Z. [2015]: Hungarikumok területi jelentőségének vizsgálata, különös tekintettel a pálinkára. *Tér és Társadalom*. 29. évf. 4. sz. 139–153. old. <https://doi.org/10.17649/TET.29.4.2707>
- KASSAI, Z. – KÁPOSZTA, J. – RITTER, K. – DÁVID, L. – NAGY, H. – FARKAS, T. [2016]: The territorial significance of food Hungaricums: The case of pálinka. *Romanian Journal of Regional Science*. Vol. 10. No. 2. pp. 64–84.
- LOUVIERE, J. J. – FLYNN, T. N. – CARSON, R. T. [2010]: Discrete choice experiments are not conjoint analysis. *Journal of Choice Modelling*. Vol. 3. No. 3. pp. 57–72. [https://doi.org/10.1016/S1755-5345\(13\)70014-9](https://doi.org/10.1016/S1755-5345(13)70014-9)
- MACDIARMID, J. I. – CERRONI, S. – KALENTAKIS, D. – REYNOLDS, C. [2021]: How important is healthiness, carbon footprint and meat content when purchasing a ready meal? Evidence from a non-hypothetical discrete choice experiment. *Journal of Cleaner Production*. Vol. 282. Article No. 124510. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.124510>
- MAGYAR ÉLELMISZERKÖNYV BIZOTTSÁG [2002]: *Magyar Élelmiszerkönyv (Codex Alimentarius Hungaricus)*. <http://elelmiszerlanc.kormany.hu/magyar-elelmiszerkonyv>
- MAGYAR KÖZLÖNY [2008]: *2008. évi LXXIII. törvény a pálinkáról, a törkölypálinkáról és a Pálinka Nemzeti Tanácsról*. 164 sz. November 20. 20002–20005. old. <http://www.kozlonyok.hu/nkonline/MKPDF/hiteles/Mk08164.pdf>
- MAGYAR KÖZLÖNY [2012]: *2012. évi XXX. törvény a magyar nemzeti értékekről és a hungarikumokról*. 42. sz. Április 11. 8116–8122. old. <http://www.kozlonyok.hu/nkonline/mkpdf/hiteles/mk12042.pdf>

- MAGYAR KÖZLÖNY [2016]: 2016. évi LXVIII. törvény a jövedéki adóról. 88. sz. Június 17. 6726–6792. old. <http://www.kozlonyok.hu/nkonline/MKPDF/hiteles/mk16088.pdf>
- MARIEL, P. – HOYOS, D. – MEYERHOFF, J. – CZAJKOWSKI, M. – DEKKER, T. – GLENK, K. – JACOBSEN, J. B. – LIEBE, U. – OLSEN, S. B. – SAGEBIEL, J. – THIENE, M. [2021]: *Environmental Valuation with Discrete Choice Experiments*. Springer Nature. Cham.
- MCFADDEN, D. [1974]: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: *Zarembka, P. (ed.): Frontiers in Econometrics*. Academic Press. New York. pp. 105–142.
- MUCHA L. – ORAVECZ T. – TOTTH G. [2020]: A fogyasztói attitűd kognitív komponensének a pálinka imázsában betöltött szerepe. *Táplálkozásmarketing*. 7. évf. 2. sz. 21–32. old. <https://doi.org/10.20494/TM/7/2/2>
- NRC KFT. [2010]: *Pálinkafogyasztás 2009-ben. Pálinkafogyasztási szokások, jellemzők és folyamatok a 18–49 éves magyar lakosság körében*. Budapest.
- OSZKÓ BT. – TNS [2003]: *Pálinka-marketingstratégia*. Budapest.
- R CORE TEAM [2020]: *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna. <https://www.R-project.org/>.
- ROSE, J. M. – BLIEMER, M. C. J. [2009]: Constructing efficient stated choice experimental designs. *Transport Reviews*. Vol. 29. No. 5. pp. 587–617. <https://doi.org/10.1080/01441640902827623>
- SZEGEDYNÉ FRICZ Á. – SZAKOS D. – BÓDI B. – KASZA GY. [2017]: Pálinka: fogyasztói ismeretek, preferenciák, fogyasztási szokások, marketinglehetőségek. *Gazdálkodás*. 61. évf. 2. sz. 158–170. old. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.264586>
- TÖRÖK Á. [2013]: *Hungarikumok – Magyarország földrajzi árujelzői*. Doktori disszertáció. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- TÖRÖK, Á. – MARÓ, Z. M. [2020]: Profitability patterns in the Hungarian pálinka industry: The performance of the commercial distilleries. *Georgikon for Agriculture*. Vol. 24. No. 3. pp. 86–97.
- TOTTH G. – FODOR M. – HLÉDIK E. [2011b]: Fogyasztói vélemények és preferenciák a pálinka piacon. *Élelmiszer, Táplálkozás és Marketing*. 8. évf. 1–2. sz. 41–47. old.
- TOTTH G. – HLÉDIK E. – FODOR M. [2011a]: Pálinkával kapcsolatos fogyasztói percepciók és preferenciák elemzése kvalitatív kutatás eredményeinek tükrében. *Marketing & Menedzsment*. 45. évf. 2. sz. 11–15. old.
- TOTTH G. – KOVÁCS I. – MEZŐNÉ ORAVECZ T. É. – ZARÁNDNÉ VÁMOSI K. [2017]: A fiatalok pálinkafogyasztási szokásai. In: *Bányai E. – Lányi B. – Töröcsik M. (szerk.): Tükröződés, társudományok, trendek, fogyasztás: Egyesület a Marketing Oktatásért és kutatásért (EMOK) XXIII. országos konferencia, Pécs, 2017. augusztus 28–30: Tanulmánykötet*. Pécsi Tudományegyetem. Pécs.
- TOTTH G. – MEZŐNÉ ORAVECZ T. É. – ZARÁNDNÉ VÁMOSI K. [2018a]: A pálinkafogyasztás és a fogyasztói szokások változása. *Prosperitas*. 5. évf. 2. sz. 87–98. old. https://doi.org/10.31570/Prosp_2018_02_5
- TOTTH G. – MEZŐNÉ ORAVECZ T. É. – ZARÁNDNÉ VÁMOSI K. [2018b]: A pálinka fogyasztási és vásárlási szokásainak kvalitatív vizsgálata. *Prosperitas*. 5. évf. 2. sz. 99–115. old. https://doi.org/10.31570/Prosp_2018_02_6

- TRAIN, K. E. [2009]: *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press. Cambridge.
- VAN ITTERSUM, K. – CANDEL, M. – TORELLI, F. [1999]: The market for PDO/PGI protected regional products: Consumers' attitudes and behaviour. In: *Sylvander, B. – Barjolle, D. – Arfini, F. (eds.): The Socio-Economics of Origin Labelled Products: Spatial, Institutional and Coordination Aspects. Proceedings of the 67th EAAE Seminar*. Institut national de la recherche agronomique. Paris. pp. 210–221.
- WÄGEL, S. – JANSSEN, M. – HAMM, U. [2016]: Organic consumers' preferences and willingness-to-pay for locally produced animal products. *International Journal of Consumer Studies*. Vol. 40. No. 3. pp. 357–367. <https://doi.org/10.1111/ijcs.12262>
- 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. p. 603. <https://doi.org/10.3390/su10030603>