

A diszkrét választás módszere*

Baji Petra,
a Budapesti Corvinus Egyetem
tanársegédje
E-mail: petra.baji@uni-corvinus.hu

A diszkrét választás módszere (discrete choice experiment) a feltárt preferenciaértékelési-módszerek típusába tartozik, gyakran alkalmazott eljárás a közlekedés-, a környezet- és az egészség-gazdaságtan területén. A szerző ismerteti a módszer elméleti hátterét, a véletlen hasznosság elméletét, kitér a vizsgálati elrendezéssel kapcsolatos tudnivalókra és fogalmakra, rövid áttekintést nyújt az elemzéshez használt ökonometriai (mint a probit és logit, a feltételes logit és a beágyazott logit) modellekről.

Tárgyszó:
Diszkrét választás.
Preferenciaértékelési-módszerek.

* A tanulmány a TÁMOP 4.2.1/B-09/1/KMR-2010-0005 számú támogatásával, „A tudás alapú gazdaság Magyarországon, az innovációs szemlélet erősödésének és a K+F teljesítmények növelésének feltételei” című kutatási alprojekt keretében készült.

A szerző köszönetét fejezi ki *prof. Mandy Ryannak* és *dr. Verity Watsonnak* (Health Economics Research Unit, University of Aberdeen – Aberdeeni Egyetem Egészség-gazdaságtani Kutatóintézet), hogy tanszékükön két hetet tölthetett a DCE-módszertan tanulmányozásával. Köszönet illeti *Farkas Miklóst* (Faculty of Economics, Central European University – Közép-európai Egyetem Közgazdaság-tudományi Kara) és a szerző kollégáit, *prof. Gulácsi Lászlót*, *dr. Péntek Mártát* és *dr. Brodszky Valentint* (Egészség-gazdaságtani és Egészségügyi Technológiaelemzési Kutatóközpont, Budapesti Corvinus Egyetem) a kéziratához fűzött értékes hozzászólásaikért és javaslataikért.

A diszkrét választás (discrete choice experiment – DCE) a feltárt preferenciaértékelési (stated preference) módszerek családjába tartozik. A DCE-t először a marketingkutatásban alkalmazták, majd elterjedt a költség-haszon elemzések keretében a közlekedés-, valamint a környezet-gazdaságtan területén, és egyre kedveltebb az egészség-gazdaságtanban is (Diener–O’Brien–Ganfi [1998], Hanley–Ryan–Wright [2003], Roson [2001], Schwab–Nathalie–Soguel [1995], Ando–Khanna [2004], Ryan–Gerard [2003], de Bekker–Grob–Ryan–Gerard [2012]). A feltárt preferenciaértékelési-módszerek segítséget nyújtanak a javak társadalmi értékének meghatározásában és a tervezett intézkedések jólétre gyakorolt hatásának meghatározásában, így jól alkalmazhatók az erőforrások és javak elosztásáról szóló döntéshozatal megalapozására. Mivel ezeken a területeken a piac szerepe korlátozott, a fogyasztók viselkedése és preferenciái sok esetben közvetlenül nem figyelhetők meg. Szemben a kinyilvánított preferenciaértékelési-módszerekkel (revealed preference), ahol van lehetőség adatokat gyűjteni a fogyasztókról. A feltárt preferencia módszere ezzel szemben felmérésen alapul, ahol a (potenciális) fogyasztók mintáját egy hipotetikus döntési helyzet elé állítják.

A feltárt preferenciaértékelések csoportjába tartozik a feltételes értékelés (contingent valuation – CV), a feltételes rangsorolás és pontozás (conjoint analysis – CA) módszere, amelyekben az a közös, hogy a válaszadónak bizonyos jellemzők alapján kell értékelnie a termékeket/szolgáltatásokat. A CV esetében a fogyasztót arról kérdezik, hogy egy adott szituációban mennyit lenne hajlandó fizetni a bemutatott termékért/szolgáltatásért (illetve amennyiben már birtokolja azt, elvesztése esetén mekkora összeggel lehetne kompenzálni). Feltételes rangsorolás esetén a válaszadó a bemutatott termékeket tetszés szerint sorba rendezni, míg a pontozásos módszernél egy meghatározott skálán pontozza azokat.¹ Ezen módszerek mellett egyre gyakrabban alkalmazott a DCE is, ahol a megkérdezettnek a bemutatott termékek közül kell kiválasztania a neki legjobban tetszőt.

1. Alapfogalmak, az eljárás lényege

A diszkrét választás módszerének bemutatását érdemes a fogalmak tisztázásával kezdeni. Mivel hazánkban a DCE alkalmazása kevésbé elterjedt, ezért a fogalomhasználatban célszerű a nemzetközi terminológiát követni.

¹ Olvasmányok a témában magyar nyelven és hazai alkalmazásokra: Marjainé [2001], [2005]; Hajdu [2011]; Akkaziéva et al. [2006].

A DCE-ben a vizsgálni kívánt termékeket, szolgáltatást (a CV és conjoint módszerekhez hasonlóan) különböző ún. attribútumok jellemzik (például ár, szín, kiszereelés, csomagolás, távolság, várakozási idő stb.). Az attribútumok tulajdonképpen változók, melyek különböző ismérvértékeket vehetnek fel. Ezeket az attribútum szintjeinek (level) nevezzük (például szín: piros, sárga, kék; várakozási idő: 15, 30, 45 perc).

Az attribútumok szintjeinek kombinálásával különböző termékkártyákat (profil) generálhatunk (például „A” termék: kék, műanyag csomagolású; „B” termék: piros és papírba csomagolt). Ezeket a kártyákat ún. döntési halmazokba (choice set) rendezzük, ahol a válaszadónak különböző termékkártyák közül kell kiválasztania a neki legjobban tetszőt. A legegyszerűbb esetben egy kártyáról kell eldöntenie, hogy választaná-e vagy sem (például megvinné-e az adott terméket), ez az ún. bináris választás esete. A megkérdezettnek legtöbbször két vagy több kártya közül kell kiválasztania a legszimpatikusabbat (például A, B vagy C termék). Ezen kívül megengedhetjük azt a lehetőséget is, hogy egyik kártyát se válassza, ez az ún. „opt-out” opció, kiugrási lehetőség (például A termék, B termék vagy egyik sem). Egy felmérés során a válaszadó általában több döntési halmazzal szembesül, vagyis egymás után többször meg kell ismételnie a választást. Az alkalmazott döntési halmazok száma az attribútumok, az attribútumszintek, valamint a válaszadók számának függvénye.

A DCE-modell feltételezése szerint a fogyasztó az egyes termékattribútumokhoz és szintekhez hasznosságot rendel, és ez határozza meg az adott termékből származó hasznosságát. A módszer lényege, hogy a válaszadó a döntési halmazban szereplő termékkártyák közül azt választja, amelynek a hasznossága legalább akkora, mint egy másik termékkártyáé. Az elemzés során azt vizsgáljuk, hogy az attribútumértékek megváltozása milyen hatással van a válaszadó választására, ebből következtetünk a fogyasztói preferenciákra. A válaszadó választását függő változónak, az attribútumok szintjeit és a válaszadó társadalmi-demográfiai jellemzőit pedig magyarázóváltozónak tekintve, ökonometriai modellekkel becsüljük a válaszadó hasznosságfüggvényének paramétereit. A becsült paraméterek információt hordoznak az egyes termékattribútumok relatív fontosságáról, illetve az attribútumszintek közötti helyettesítési határrátáról (azaz az egyik attribútum szintjének változása egy másik attribútum szintjének mekkora változásával kompenzálható), melyből megbecsülhető a fogyasztók aggregált fizetési hajlandósága és az egyes beavatkozások társadalmi jólétre gyakorolt hatása.

A következő fejezetekben áttekintjük a diszkrét választás elméleti hátterét, majd bemutatjuk a hozzá kapcsolódó módszertani kérdéseket (a vizsgálati elrendezés kialakítása, a modellezés), végül alkalmazási lehetőségét egy példán keresztül is szemléltetjük.

2. Elméleti háttér – hasznosságelmélet²

A diszkrét választás módszere a fogyasztói viselkedés neoklasszikus közgazdasági elméletén alapul, vagyis feltételezi, hogy a fogyasztó a hasznosság maximalizálására törekszik, a hasznosság pedig a fogyasztói preferenciákból vezethető le, melyek teljeseek, monotonak és tranzitívek. A DCE elmélete három pontot tesz hozzá ezekhez a feltételezésekhez.

1. *A termékjellemzőkből származó hasznosság:* A neoklasszikus fogyasztási elméletben a termékek homogének és a hasznosság csak az elfogyasztott mennyiség függvénye. Ezzel szemben a diszkrét választás, *Lancaster* [1966] alapján, a fogyasztó hasznossága a választott termék egyes jellemzőiből származik. A DCE-ben a terméket különböző jellemzők, attribútumok írják le; és a fogyasztó hasznossága az attribútumok függvénye, vagyis az attribútum szintjeinek megváltozása a hasznosság megváltozásához vezet; továbbá a fogyasztó két vagy több termékkártya közül mindig azt választja, amelyik a legnagyobb hasznosságot eredményezi számára.

2. *Diszkrét választás:* A DCE-ben a fogyasztó egy döntési halmazon belül meghatározott számú (N) kártya (termék) közül (csakis) egyet választ.

3. *A véletlen hasznosság elmélete* (lásd *Thurstone* [1927], *Marschak* [1960], *McFadden* [1974]): A választási elméletek szerint a fogyasztó hasznosságfüggvénye két részből tevődik össze: 1. a szisztematikus (megfigyelhető) komponensből, mely az attribútumok függvényeként írható le és 2. a véletlen komponensből, ami a nem megfigyelhető faktorok összessége. Vagyis egy döntési halmazon belül a fogyasztó i kártyából/termékből származó hasznossága a következőképpen írható le:

$$U_i = V_i + e_i,$$

ahol

V_i – a megfigyelhető komponens (az attribútumok függvényeként írható le);

e_i – a véletlen faktor (a nem megfigyelhető faktorok összessége).

Az adott kártya (termék) választásából származó megfigyelhető hasznosság a termék attribútumainak függvénye. Legegyszerűbb és leggyakrabban alkalmazott esetben azt feltételezzük, hogy az attribútumok és a hasznosság közötti viszony lineáris. Valójában az X -ek bármilyen nemlineáris transzformációja is alkalmazható.

² *Amaya-Amaya–Gerard–Ryan* [2008], *Hensher–Rose–Greene* [2005] alapján.

$$V_i = \beta_{0i} + \beta_{1i}X_{1i} + \beta_{2i}X_{2i} + \dots + \beta_{ki}X_{ki},$$

ahol

- β_{1i} – az i kártya 1. attribútumának együtthatója;
- β_{0i} – konstans, felfogható, mint az összes nem megfigyelhető ténylező átlaga;
- k – a terméket jellemző attribútumok száma.

Minden egyes termékből (kártyából) származó hasznosság leírható ily módon. Ha egy döntési halmazon belül N darab kártya, azaz választási lehetőség van, a hasznosságok sorra felírhatók: $U_1, U_2, \dots, U_n, \dots, U_N$. Ezek közül választja ki a válaszadó a legmagasabb hasznosságút ($\max(U_n)$).

Annak a valószínűsége, hogy a válaszadó az adott döntési halmazon belül az i kártyát választja bármely n kártyával szemben, egyenlő azzal a valószínűséggel, hogy az i kártya hasznossága (U_i) nagyobb, mint bármely n kártya hasznossága (U_n).

$$\Pr_i = \Pr(U_i \geq U_n) \forall n \in n = 1, 2, \dots, N; n \neq i$$

$$\Pr_i = \Pr(V_i + \varepsilon_i \geq V_n + \varepsilon_n) \forall n \in n = 1, 2, \dots, N; n \neq i$$

$$\Pr_i = \Pr(\varepsilon_n - \varepsilon_i \leq V_i - V_n) \forall n \in n = 1, 2, \dots, N; n \neq i$$

Vagyis annak a valószínűsége, hogy a válaszadó az i kártyát választja, megegyezik annak a valószínűségével, hogy i és bármely n kártya esetén a véletlen faktorok közötti eltérés kisebb, mint a magyarázható komponensek közötti.

3. A vizsgálati elrendezés kialakítása

A DCE-módszer egyik kulcskérdése a vizsgálati elrendezés kialakítása. A következő fejezet az ezzel kapcsolatos tudnivalókat mutatja be. A könnyebb követhetőség érdekében egy valós példán keresztül is szemléltetjük a vizsgálati elrendezés kialakításának folyamatát (Ryan–Watson [2009], Watson–Ryan–Watson [2009]).

3.1. A termékattribútumok és azok szintjei

A felmérésben használt vizsgálati elrendezés (az angol nyelvű szakirodalomban design) kialakítása a termékeket jellemző attribútumok kiválasztásával és ezek szintjeinek megválasztásával kezdődik. Az attribútumoknak tartalmazniuk kell minden olyan termékparamétert, melyek a fogyasztók választását leginkább befolyásolják, hogy a valósághoz közeli választási helyzetet teremtsünk a válaszadó számára. Ugyanakkor figyelembe kell venni, hogy minél több attribútumot és szintet használunk, annál komplexebb lesz a feladat, amely nehezíti a megértést. Ezen kívül minél nagyobb az attribútumok és szintek száma, annál nagyobb mintára van szükség, mellyel növekszik a mintavétel idő- és költségvonzata (*Amaya-Amaya-Gerard-Ryan* [2008]).

Az attribútumok és azok szintjeinek megválasztása tehát nagy körültekintést és előzetes kutatást igényel. Az attribútumok és szintjeinek kiválasztását általában szisztematikus irodalomkeresés (szakirodalmi tájékozódás) előzi meg, de gyakori a kvalitatív módszerek alkalmazása is. A fogyasztókkal, szakértőkkel végzett fókusz-csoportos beszélgetések és interjúk segítenek azonosítani a választásban releváns szerepet játszó tényezőket. Fontos szerepet játszik a vizsgálati elrendezés előzetes tesztelése egy kisebb mintán, esetleg kvalitatív módszerekkel kiegészítve. Ez visszacsatolást jelent a kutatóknak, hogy érthető-e a feladat a válaszadók számára, helyesen lettek-e megválasztva az attribútumok és azok szintjei.

Ryan és Watson [2009], illetve *Watson, Ryan és Watson* [2009] a DCE-módszert az egészség-gazdaságtan területén alkalmazták. A kutatás célja – egy családtervező központ chlamydia szűrés³ bevezetése kapcsán – a nők chlamydia szűrésre vonatkozó preferenciáinak feltárása (a szűrés helyszínére, típusára, költségére és a szövődmények kialakulásának kockázatára vonatkozóan), és ez alapján fizetési hajlandóságuk becslése volt. A felmérést családtervező központokban végezték az Egyesült Királyságban. Összesen 174 nő töltötte ki a kérdőívet, ebből 130 feldolgozható válasz született. A szűrés jellemzésére kiválasztott attribútumokat és az attribútumokhoz tartozó szinteket az 1. táblázat mutatja be.

³„A *Chlamydia trachomatis* a leggyakrabban előforduló szexuális úton terjedő fertőzés. A *Chlamydia trachomatis* egy speciálisan viselkedő baktérium, mely a nemi szervek hengerhám sejtjeihez kapcsolódik, így a nőknél főként a méhnyak, a méh, a petevezeték és a húgycső, férfiaknál pedig elsősorban a húgycső sejtjeit támadja. A felszálló fertőzés jellegéből és időben történő előrehaladásából adódnak a késői szövődmények. A kialakuló kismedencei gyulladás következtében károsodhat a petevezeték (teljes vagy részleges formában), ezzel csökken a teherbeesés esélye, és gyakran meddőséget is okozhat. A hosszú rejtőzködési idő miatt gyakran nincsenek tünetek, a fertőzött nők 65–80 százaléka, míg a férfiak 45–50 százaléka tünetmentes. Ez rendkívül megnehezíti mind a páciens, mind az orvos számára a betegség felismerését.” (Forrás: <http://www.chlamydia.hu>)

1. táblázat

DCE-példa – Attribútumok, szintek, kódolás

Attribútum	Szintek	Kódolás
A szűrés helye	1. Családtervező központ	<i>bázis</i>
	2. Urológiai /nőgyógyászati klinika	β_{szak}
	3. Házi orvos	β_{gp}
	4. Otthon	β_{otthon}
A szűrővizsgálat típusa	1. Teljes kismedence kivizsgálás	<i>bázis</i>
	2. Méhnyakról vett kenet	β_{kenet}
	3. Vizeletvizsgálat	$\beta_{vizelet}$
A teszt ára	1. 0 £	$\beta_{ár}$
	2. 5 £	
	3. 10 £	
	4. 25 £	
Kismedencei gyulladás kialakulásának kockázata, amennyiben chlamydia fertőzés áll fenn, és ezt nem kezelik	1. 0%	$\beta_{kockázat}$
	2. 5%	
	3. 10%	
	4. 25%	
Képzett egészségügyi tanácsadó segít az eredmények értelmezésénél, további teendők megbeszélésénél	1. Nem	<i>bázis</i>
	2. Igen	$\beta_{tanácsadó}$

Forrás: Ryan–Watson [2009].

Az attribútumszintekből összesen 16 különböző szűrést jellemző kártyát (profil) kombináltak ki (lásd a következő alfejezetet), és a válaszadónak mindegyik kártyáról el kellett döntenie, hogy részt venne-e a kártyán jellemzett szűrésen vagy sem. Az 1. ábra egy ilyen kártyát mutat be.

1. ábra. Példa egy szűrést jellemző kártyára

Ön elmenne az alábbi chlamydia szűrésre?	Igen/Nem
A szűrés helye:	Házi orvos
A szűrővizsgálat típusa:	Vizeletvizsgálat
A teszt ára:	5£
Kismedencei gyulladás kialakulásának kockázata, amennyiben chlamydia fertőzés áll fenn, és ezt nem kezelik:	10%
Képzett egészségügyi tanácsadó segít az eredmények értelmezésénél, további teendők megbeszélésénél:	Nem

Forrás: Ryan–Watson [2009].

A válaszadók hasznosságfüggvény szisztematikus része következő módon írható fel a i szűrésre (kártyára), lineáris hasznosságfüggvényt feltételezve.

$$V_i = \beta_{0i} + \beta_{szak} X_{szak} + \beta_{gp} X_{gp} + \beta_{otthon} X_{otthon} + \beta_{kenet} X_{kenet} + \beta_{vizelet} X_{vizelet} + \\ + \beta_{ár} X_{ár} + \beta_{kockázat} X_{kockázat} + \beta_{tanácsadó} X_{tanácsadó}$$

Ezen függvény β -paramétereit akarjuk az elemzés során megbecsülni.

Megjegyzés: az attribútumok kódolása a változók típusától függ. Az attribútumok lehetnek folytonos (például ár, kockázat) vagy kategóriás változók (szűrés helyszíne, a szűrővizsgálat típusa). A kategóriás változókat dummy változókkal kódoljuk. Ha egy attribútumnak l szintje van, akkor a kódolására $l-1$ dummy változót használunk. A példában három kategóriás attribútumunk van: egy négy szinttel, egy három szinttel és egy két szinttel, így kódolásához összesen $(4-1) + (3-1) + (2-1) = 6$ változóra van szükség. Ezen kívül egy-egy változót használunk a két folytonos attribútum kódolására (ár, kockázat). Így összesen kilenc paraméter becslése szükséges (nyolc az attribútumok miatt és egy a konstans.). Folytonos attribútumokat is kódolhatunk dummy változókkal, ha feltételezzük, hogy a hasznosság nemlineáris függvénye az adott változónak. Ezt a módszert hatáskódolásnak (effect-codingnak) nevezzük (Gerard-Shanahan-Louviere [2008]), s ezzel ellenőrizhetjük például azt, hogy a kockázat és a hasznosság lineáris kapcsolatban áll-e egymással (ugyanannyi csökkenést eredményez-e a hasznosságban az, ha a kismedence-gyulladás kockázata 0-ról 5-re változik, mintha 15-ről 20-ra változna).

3.2. A termékkártyák generálása és a döntési halmazok megalkotása⁴

A döntési halmazok összeállítása és az ezekben szereplő kártyák kiválasztása igen komplex feladat. Az összeállítható kártyák száma az attribútumok szintjeinek összes lehetséges kombinációja az egyes attribútumok szintjeinek szorzata $\prod_q l_q$. Példánkban öt attribútum szerepel: három négy szinttel, egy három szinttel és egy két szinttel, ez összesen $4^3 3^1 2^1 = 384$ lehetséges kombinációt jelent. Ez már önmagában túl sok ahhoz, hogy mindezt egyetlen válaszadótól lekérdezhessük. Ha még tovább növeljük az attribútumok, illetve a szintek számát, akkor exponenciálisan növekszik a lehetséges kombinációk száma. Ráadásul, ha azt akarjuk, hogy a válaszadó két kár-

⁴ Lásd bővebben: Louviere-Hensher-Swait [2000], Street-Burgess-Louviere [2005], Street-Burgess [2008].

tya közül válassza ki a neki jobban tetszőt, akkor a kártyákat $\frac{(384 \times 383)}{2} = 73\,536$ féleképpen kombinálhatjuk.

A kártyák összes lehetséges halmazát nevezzük teljes faktoriális vizsgálati elrendezésnek (full-factorial design). Alkalmazása esetén minden attribútum megváltozásának, valamint az összes attribútum együttmozgásának hasznosságra gyakorolt hatását megfigyelhetjük és elkülöníthetjük. Főhatásnak nevezzük az egyik attribútum változásának hasznosságra gyakorolt hatását, a többi tényező változatlansága mellett. Ezen kívül az attribútumok interakciója (együtt változása) is hatással lehet a hasznosságra, ezek az alsóbbrendű hatások.

Az összes lehetséges kombináció nagy száma miatt (példánk esetében 384) általában nincs lehetőségünk a felmérésben teljes faktoriális vizsgálati elrendezést alkalmazni, ezért csökkenteni szeretnénk a kártyák számát úgy, hogy a lehető legtöbb információnk megmaradjon. Az ún. „részleges faktoriális” vizsgálati elrendezés (fractional factorial design) az attribútumszintek lehetséges kombinációjának csak töredékét tartalmazza. A részleges faktoriális vizsgálati elrendezés esetén nem tudjuk elkülönítve megfigyelni az összes fő- és alsóbbrendű hatásokat, csak azok együttes eredőjét.

A felméréstől és a kiválasztott attribútumoktól függően sok esetben a kutatók azazal a feltételezéssel élnek, hogy az összes interakció hatását 0-nak tekintik, és csak a fő hatásokat vizsgálják. Példánkban is a hasznosságfüggvény csak a fő hatásokat tartalmazza, vagyis feltételezzük, hogy az összes interakció (az attribútumok együtt mozgásának) hatása 0. Ez azt jelenti, hogy különböző árak mellett a kockázat megváltozásának hasznosságra gyakorolt hatása nem változik. Azonban ez a feltételezés a gyakorlatban nem mindig áll fenn. Jó példa erre az ár és a minőség együttmozgása: ha jobb a minőség, akkor kevésbé vagyunk érzékenyek az árváltozásra, mint rossz minőség esetén. Vagyis különböző árak mellett a minőség változásának hasznosságra gyakorolt hatása eltérő. A példánkban előfordulhat, hogy minél nagyobb az esetlegesen meddőséget okozó kismedencei gyulladás kockázata, annál inkább hajlandók vagyunk többet fizetni a szűrésért, tehát nagyobb kockázat mellett kevésbé vagyunk érzékenyek az ár változására. Ebben az esetben célszerű az ár és a minőség/kockázat interakcióját is szerepeltetni a hasznosságfüggvényben.

Huber és Zwerina [1996] szerint a vizsgálati elrendezés akkor optimális, ha teljesülnek a következő feltételek:

1. A szintek egyensúlya: az attribútumok szintjei lehetőleg ugyanannyiszor szerepeljenek a vizsgálati elrendezésben (például, ha 16 darab kártyánk van, akkor a négy szintű attribútumok esetében összesen kétszer szerepel minden attribútumszint, illetve hatszor a kétszintű attribútum egy-egy szintje).

2. *Ortogonalitás*: az attribútumok szintjei egymástól függetlenül változnak a vizsgálati elrendezésben. Ez azt jelenti, hogy két attribútum szintjeinek bármilyen kombinációja ugyanannyiszor jelenik meg a vizsgálati elrendezésben.

3. *Minimális átfedés*: annak a valószínűsége, hogy egy attribútum egy szintje ismétlődik egy döntési halmazon belül, minimális kell legyen.

4. *Hasznosság-egyensúly*: a döntési halmazokban a kártyáknak (választási lehetőségeknek) egyenlően vonzóknak kell lenniük.

A következőkben a két leggyakrabban alkalmazott (az ortogonális és a statisztikailag hatásos) vizsgálati elrendezést mutatjuk be.

3.2.1. Ortogonális vizsgálati elrendezés (orthogonal array)

Az ortogonális vizsgálati elrendezés lényege, hogy az attribútumok nem korrelálnak egymással, vagyis az attribútum szintjei egymástól függetlenül mozognak, és fennáll a szintek egyensúlya. Példaként SPSS statisztikai programcsomag segítségével létrehoztunk egy ilyen vizsgálati elrendezést, melyben öt attribútum szerepel és minden attribútumnak két szintje van. Az attribútumokra fennáll az ortogonalitás, a köztük levő korreláció 0. Ha megfigyeljük, a vizsgálati elrendezésben teljesül a „szintek egyensúlya” követelmény is, hiszen minden attribútumszint összesen négyszer szerepel a kártyákon (a 8 kártya közül az 1. attribútum 4 kártya esetében 0 értéket vesz fel, 4 kártya esetében pedig 1 értéket).

Ezt a vizsgálati elrendezést egy az egyben használni tudjuk bináris választásnál (például, ha csak egy kártyát mutatunk a válaszadónak: elmenne-e az adott szűrésre vagy nem). Abban az esetben, ha egy döntési halmazon belül kettő vagy több kártyát is szeretnénk a válaszadónak mutatni, akkor a kártyákból párokat kell generálni. Ez többféleképpen elvégezhető: például a kártyák random párosításával, egy báziskártya kiválasztásával, amihez a többbit hasonlítják a válaszadók. Alkalmazhatjuk az ún. „foldover” módszert is. Ez gyakorlatilag a kártyák „tükrözését” jelenti. Ha minden attribútumnak két szintje van, ez azt jelenti, hogy a 0-kat 1-re az 1-eket 0-ra cseréljük.⁵ Ezután a kártyákat random párosíthatjuk is.

⁵ Ha a választási lehetőségek száma egy választási szettben 3 (A, B vagy C kártya), létrehozhatjuk B és C kártyákat például úgy, hogy a B esetében az A kártya első 3 attribútumában, C esetében az A kártya utolsó két attribútumában „tükrözzük” a szinteket. Ha egy attribútum több, mint kétszintű, szintén egy adott választott szabály alapján felcseréljük a szinteket. Például 3 szint esetén $0 = 1, 1 = 2, 2 = 3, 3 = 0$ (Street–Burgess [2008]).

2. táblázat

Példa ortogonális vizsgálati elrendezésre

Kártya	1.	2.	3.	4.	5.
	attribútum				
1	1	1	0	0	1
2	0	1	1	0	1
3	0	0	0	0	0
4	0	0	1	1	1
5	0	1	0	1	0
6	1	0	1	0	0
7	1	1	1	1	0
8	1	0	0	1	1

3.2.2. Statisztikailag hatásos vizsgálati elrendezés

Az ortogonális vizsgálati elrendezés helyett egyre inkább a statisztikailag hatásos vizsgálati elrendezés alkalmazása kerül előtérbe (*Street–Burgess* [2008], *de Bekker–Grob–Ryan–Gerard* [2011]). Ez a vizsgálati elrendezés nem zárja ki a változók közötti korrelációt, vagyis nem feltétele az ortogonalitás. Az attribútumok közötti korreláció a gyakorlatban sokszor szükséges: az egészség-gazdaságtanból vett példa esetében például elvárható, hogy a „teljes kismencedencei kivizsgálás” és az „otthoni szűrés” attribútumszintek ne szerepelhessenek együtt egy kártyán.

A statisztikai hatásosság egy vizsgálati elrendezés megfelelőségét méri, a vizsgálati elrendezés információtartalmának fokát mutatja meg. Minél több információt hordoz a vizsgálati elrendezés annál hatásosabb. Az ortogonális vizsgálati elrendezés, melyre fennáll a szintek egyensúlya 100 százalékos hatásosságú. Hasonlóan, ha az összes paraméter standard hibája minimális, a vizsgálati elrendezés szintén 100 százalékos hatásosságú. A hatásosság foka azt fejezi ki, hogy az alkalmazott vizsgálati elrendezés mennyiben tér el ettől a három feltételezéstől (ortogonális, szintek egyensúlya és minimális standard hiba). Ha egy vizsgálati elrendezés hatásossága csökken, akkor az attribútumok között növekszik a korreláció, nem teljesül a szintek egyensúlya és/vagy növekszik a paraméterek standard hibája. Nincs azonban iránymutatás, hogy mekkorának kell lennie a hatásosság fokának. Ez az adott felméréstől, a kiválasztott attribútumoktól és a kutatói feltevésektől függ.

A vizsgálati elrendezés statisztikai hatásosságának mérésére többféle módszer alkalmazható, ezek közül a legelterjedtebb az ún. *D*-hatásosság⁶ (lásd például *Zwerina–Huber–Kuhfeld* [2010]).

⁶ A *D*-hatásosság esetén a hatásosság az $(\mathbf{X}\mathbf{X})^{-1}$ mátrix determinánsának függvénye, ahol \mathbf{X} a vizsgálati elrendezésből felírt mátrix, például az $y = \mathbf{X}\beta + e$ alapján (*Zwerina–Huber–Kuhfeld* [2010]).

4. Modellválasztás⁷ és az eredmények közlése

Feltételeztük, hogy egy válaszadó akkor választja az adott kártyát/terméket, ha legalább akkora hasznossága származik belőle, mint a döntési halmazokban szereplő többi termékből. A DCE esetében csak a válaszadók választását tudjuk megfigyelni (konkrétan azt, hogy adott döntési halmazból választja-e az adott kártyát vagy sem), magát a kártyából származó hasznosságot nem. Így a hasznosságfüggvény paramétereinek becsléséhez olyan modellt kell választanunk az elemzéshez, ahol a függő változó bináris értékeket vehet fel:

$$y_{in} = F(U_{in}) = \begin{cases} 1, & \text{ha } U_i = \max_j \{U_{jn}\} \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}.$$

4.1. Választás egy vagy két kártya között

Bináris választás esetén egy döntési halmazból egy megfigyelésünk származik: ha a válaszadó az adott kártyát választja értéke 1, ha nem 0. A bináris típusú választások esetén logit, illetve probit modellek alkalmazhatók. Általában egy felmérés során a válaszadó több döntési halmazzal szembesül, ezért érdemes a hibát tagot felbontani az egyénspecifikus komponensre (egy egyén több válasza közötti hibára) és a maradék véletlen hibára (ami az egyének közötti nem megfigyelhető eltéréseket tartalmazza). A modellek panelspecifikációjának alkalmazása lehetőséget ad a hibát tag felbontására (véletlen hatású probit és logit modellek).

Szintén a bináris típusúak közé sorolható a kényszerített választás esete, ahol a válaszadónak két lehetőség közül kell döntenie (A vagy B kártya). Ebben az esetben a két választási lehetőségéből származó hasznosságkülönbségre alkalmazhatjuk a modellt:

$$U_i^A(X_i^A) - U_i^B(X_i^B) = \Delta U_i^{A-B} = \alpha_1 \Delta X_1^{A-B} + \alpha_2 \Delta X_2^{A-B} + \dots + \alpha_k \Delta X_k^{A-B} + e_i,$$

$$y_i^{A-B} = F(\Delta U_i^{A-B}) = \begin{cases} 1, & \text{ha } \Delta U_i^{A-B} \geq 0 \\ 0, & \text{ha } \Delta U_i^{A-B} < 0 \end{cases}.$$

⁷ A modellek áttekintése Amaya-Amaya-Gerard-Ryan [2008] és Hensher-Rose-Greene [2005] Chapter 7–16. pp. 197–695. alapján történt.

4.2. Választás három vagy több kártya közül

A következőkben az adatelemzéshez használt ökonometriai modellek kerülnek áttekintésre.

4.2.1. Multinomiális logit modell

Ha a válaszadónak több mint két lehetőség közül kell választania egy döntési halmazon belül, halmazonként annyi megfigyelésünk lesz egy válaszadótól, ahány választási lehetőséget tartalmaz a döntési halmaz (minden kártyáról tudjuk, hogy választotta-e a válaszadó vagy sem). Az ilyen típusú választás modellezésére a leggyakrabban alkalmazott módszer *McFadden* [1974] feltételes logit modellje (conditional logit, más néven multinomiális logit modell – MNL). Ez a modell a kényelmes alkalmazhatóság miatt igen elterjedt, azonban erős feltételezésekkel él: a hibatagokra teljesülnie kell az FAE-feltételeknek (lásd például *Butler–Moffit* [1982]). A hibatagok függetlenségének feltételezése az irreleváns alternatíváktól való függetlenséghez vezet, vagyis bármely két lehetőség választási valószínűségének hányadosa nem függ más választási lehetőségektől (*Amaya-Amaya–Gerard–Ryan* [2011], *Hajdu* [2011]). Éppen ezért kényelmes az alkalmazása, de számolni kell azzal, hogy a modell feltételezései gyakran nem teljesülnek. A hibatagokra vonatkozó feltételezéseken túl az MNL nem számol az egy válaszadó válaszai közötti hibákkal (panel-specifikáció), és feltételezi, hogy a válaszadók ízlése homogén.

4.2.2. Alternatív ökonometriai modellek

A DCE elemzésére egyre gyakrabban választanak olyan modelleket, melyek lehetőséget adnak az erős feltételezések feloldására.

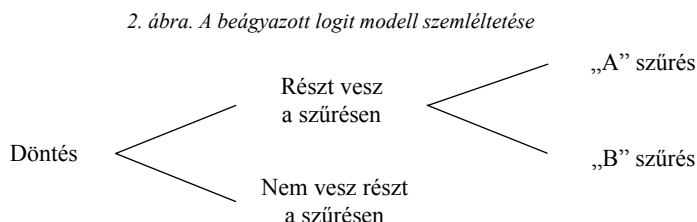
A két legfontosabb irány, a hibatagok függetlenségére vonatkozó feltételezés feloldása, vagyis a hibatagok közötti korreláció megengedése; valamint a válaszadók közötti heterogenitás (ízlésbeli különbségek) figyelembe vétele. Ezen kívül a heteroszkedasztikus modellek a hibatag homoszkedaszticitására vonatkozó feltételezéseket oldják fel (egyének között, vagy választási lehetőségek között, vagy mindkettő). A következőkben a leggyakrabban alkalmazott modelleket mutatjuk be röviden.⁸

Beágyazott modell (nested logit – NL) (*Ben-Akiva* [1973]): Az MNL-modellben a hibatagok függetlensége azt jelenti, hogy feltételezzük egy döntési halmazban a vá-

⁸ Ezekon a modelleken kívül a multinomiális probit modell (amelyben a hibatagok együttes eloszlása normális eloszlást követ) elméletileg az MNL összes feltételezését feloldaná (IID, homogén ízlés, paneladatok), de limitált az alkalmazása, hiszen nem lehet analitikus módon megoldani, csak numerikusan közelíteni (*Amaya-Amaya–Gerard–Ryan* [2008]).

lasztási lehetőségek között nincs helyettesíthetőség, „egyenlően versenyeznek” egymással.

Az NL-modell ezt a feltételezést oldja fel azzal, hogy az egymáshoz jobban hasonlító kártyákat csoportosítja. Egy ágon belül a választási lehetőségek már egyenlően versenyeznek egymással. A példánkban tegyük fel, hogy a válaszadónak egy döntési halmazon belül két szűrés (A és B) és egy „opt-out” opció (nem megy el a szűrésre) közül kell választania. (Lásd a 2. ábrát.) Ebben az esetben feltételezhetjük, hogy a válaszadó döntése kétlépcsős, vagyis először arról dönt, hogy szeretne-e részt venni a szűrésen, vagy sem. Amennyiben szeretne, a második lépésben eldönti, hogy A vagy B szűrést preferálja. Ez tulajdonképpen azt jelenti, hogy a válaszadó számára a két szűrés (A és B) jobban verseng egymással, mint bármely szűrés (A vagy B) és az „opt-out” opció. Tehát, az A kártya választása növeli a B választásának valószínűségét az „opt-out” lehetőséggel szemben. Ez úgy jelenik meg a modellben, hogy az A és B szűrésre felírt hasznosságfüggvények hibatajái korrelálnak egymással. Az MNL ebben az esetben torzított becslést adna a paraméterekre, hiszen a független hibatajok feltételezése ahhoz vezet, hogy a kártyák választásának valószínűsége minden esetben független egymástól. Az NL-modell ezzel szemben minden ágra becsül egy plusz paramétert, ami az egyes választási lehetőségek hasznosságfüggvényében szereplő hibatajok korrelációját jelzi.



Az MNL-modellben a fogyasztói ízlések homogének. Feltételezhetjük azonban, hogy a válaszadók eltérő preferenciákkal rendelkeznek, például az ár attribútum fontossága különbözik a magasabb és az alacsonyabb jövedelmű válaszadók között (az alacsonyabb jövedelműeknél általában fontosabb szerepet játszik az ár a kártyák közötti választásban). Amennyiben meg tudjuk figyelni azokat a paramétereket, amelyek alapján a preferenciák különböznek (például kor, nem, jövedelem stb.), akkor az MNL-modellben interakciók használatával kontrollálni tudjuk a preferenciák különbözőségét. Viszont többnyire nem lehetséges minden ilyen paramétert megfigyelni. Ebben az esetben olyan modelleket alkalmazhatunk, melyek feloldják a preferenciák homogenitásának feltételezését, ilyen például a „mixed logit” vagy a „latent class” modell (ezeket a terjedelmi korlátok miatt csak érintőlegesen említjük).

A „mixed logit” vagy *random paraméter modell* megengedi, hogy a β -k egy meghatározott eloszlást követve változzanak a válaszadók között. A modellben tehát minden válaszadóra egyéni β -t becslünk, így azok az egyéni ízlést fejezik ki. A β -k eloszlásának megválasztása a kutató döntése, és a becslés során ennek az eloszlásnak a paramétereit, illetve momentumait becsüljük (átlag, szórás). Több információ a modellről: *Revelt–Train* [1998], *Hensher–Greene* [2003a], *Greene* [2007].

A *látens osztályú (latent class) modell* feltételezi, hogy a válaszadók 2-3 homogén osztályba sorolhatók, akik egy osztályon belül homogén preferenciákkal rendelkeznek. Azt, hogy a válaszadó melyik csoportba tartozik, nem ismerjük, de feltételezzük, hogy egy nem megfigyelhető (látens) változó szerint rendeződnek csoportokba, ami a társadalmi-demográfiai tényezők és attitűdök függvénye. Az adott osztályon belül pedig MNL-modell írja le a választást. Több információ a modellről: *Hensher–Greene* [2003b].

4.3. Az eredmények közlése

A DCE elemzése általában nem áll meg a paraméterek megbecslésénél, többnyire a döntéshozók informálása a cél, ezért fontos, hogy számukra könnyen értelmezhető eredményeket közöljünk. A következőkben áttekintjük, mik a leggyakrabban alkalmazott módszerek az eredmények közlésére.

Az attribútumok relatív fontossága: A hasznossági függvény paramétereinek becslésével azonosíthatók azok az attribútumok, melyek megváltozása szignifikánsan befolyásolja a válaszadó döntését. Az egyes attribútumok relatív fontosságát is jelzik a paraméterek.

Valószínűségek: Megbecsülhetjük annak a valószínűségét, hogy a válaszadó egy adott kártyát választ. Logit modell használata esetén i kártya választásának valószínűsége egyszerűen számítható:

$$Pr_i = \frac{e^{V_i}}{\sum_{n=1}^N e^{V_n}}.$$

A példánkban megbecsülhetjük, hogy a szűrésen milyen részvételi arány várható adott paraméterek mellett. Szintén jól becsülhetők, hogy egyes attribútumok vonzóbbá tétele hogyan változtatja meg a részvételi arányt (például, ha a betegszűrés ára 25 £-ról 10 £-ra csökken, akkor mennyivel fog változni a terápia választásának lehetősége).

Helyettesítési határráta – fizetési hajlandóság: A modell paramétereinek becslése után már könnyen kiszámítható a helyettesítési határráta (marginal rate of

substitution – MRS) az egyes attribútumok között. A helyettesítési határráta azt fejezi ki, hogy egy egység változás az egyik attribútumban egy másik attribútum mekkora változásával kompenzálható. Vagyis:

$$MRS = \frac{\partial U / \partial X_i}{\partial U / \partial X_j}.$$

Az MRS lineáris hasznosságfüggvényt feltételezve a két vizsgált attribútum együtthatójának hányadosa (β_{xi}/β_{xj}), és különösen jól alkalmazható abban az esetben, ha az „ár” is szerepel az attribútumok között, így a szükséges kompenzációt monetáris értékekben tudjuk kifejezni. Tehát meg tudjuk becsülni, hogy egy adott attribútumban bekövetkező egységnyi változásért (javulásért) mennyit lenne hajlandó fizetni a válaszadó. Ez jó közelítése a fizetési hajlandóságnak (willingness to pay – WTP) (Hensher–Johnson [1981], Ryan [1996]). De ugyanígy kiszámítható az átváltás bármely két attribútum – például a kockázat növekedése és a szűrés típusa – között.

Aggregált fizetési hajlandóság: A módszer a társadalmi jólét változásának számszerűsítésére is használható. Megbecsülhető, hogy a társadalmi jólét hogyan változik egy adott intézkedés során. Ez az ún. kompenzációs érték, azaz a populáció aggregált fizetési hajlandósága az adott változásért⁹ (Williams [1977], Small–Rosen [1981]).

A bemutatott módszerek mellett előfordul a becsült hasznosságértékek (utility score) közvetlen használata is. Ennek a megoldásnak a használata azonban korlátozott, mert ez a koncepció ordinális hasznosságot feltételez, ami ugyan alkalmas az adott döntési halmazon belül a választási lehetőségek (kártyák) rangsorolására és a legjobb kiválasztására, de kardinális hasznosság mérésére nem.

A bemutatott példában Watson–Ryan–Watson [2009] és Ryan–Watson [2009] a válaszadók marginális fizetési hajlandóságát az ár és az egyéb attribútumok között számított MRS-sel becsülték. Számításaik szerint a szűrést a válaszadók átlagosan 15,96 £-ra értékelik. A válaszadók a vizeletvizsgálatot preferálják a többi szűréstípussal szemben, a szűrés helyszínéül leginkább a családtervező központot választanák, legkevésbé szeretnék a tesztet otthon elvégezni. A szerzők azt találták, hogy a válaszadók például 4,14 £-tal többet hajlandók fizetni a szűrésért, ha az eredmények értelmezésében segít egy tanácsadó, mint akkor, ha nincs ilyen lehetőség. Továbbá 4,58 £-tal kevesebbet hajlandók fizetni akkor, ha a szűrést otthon, maguknak kell elvégezni. Összességében egy nő átlagosan 34,18 £-ot lenne hajlandó fizetni egy olyan

⁹ Ez logit esetén: $CV = -\frac{1}{\beta_{\text{ár}}} [\ln \sum e^{V_i} - \ln \sum e^{V_n}]$, ahol V_i a hasznosság a beavatkozás esetén (adott szűrés elérhetősége) és V_n a hasznosság a beavatkozás nélkül (nincs lehetőség szűrésre).

szűrésért, amely a családtervező központban zajlik, vizeletvizsgálat formájában, amennyiben a kismedence-gyulladás kockázata 25 százalék, és egy tanácsadó segít a teszt eredményének értelmezésében.

5. A módszertan érvényessége

Végül érdemes röviden kitérni az DCE-módszer és az eredmények érvényességének (validitásának) értékelésére. Az érvényesség azt fejezi ki, hogy a módszer/vizsgálati elrendezés mennyire alkalmas annak mérésére, amit mérni szeretnénk, az alkalmazott modell a várakozásoknak megfelelően működik-e, a kapott eredmények mennyire megbízhatók és általánosíthatók. Az érvényességnek több dimenziója van. Az elméleti érvényesség értelmében (theoretical validity) akkor tekintjük érvényesnek az eredményeket, ha teljesülnek a modell elméleti feltevései, esetünkben a fogyasztói hasznosságelmélet axiómái (tranzitivitás, monotonitás, teljesség) és a DCE-re vonatkozó egyéb elméleti feltevések. Az arculati érvényesség (face validity) értelmében egy felmérés akkor érvényes, ha a vizsgálati elrendezés azt méri, amit mérni szeretnénk. A belső érvényesség (internal validity) azt jelenti, hogy a választott modell a várakozásoknak megfelelően működik. A külső érvényesség (external validity) értelmében az eredmények felhasználhatók a fogyasztó viselkedésének előrejelzéséhez. Ez a gyakorlatban annyit tesz, ha a válaszadó azt mondja a felmérés során, hogy részt venne az adott szűrésben, akkor a valóságban is részt fog venni.

Az elméleti érvényesség tesztelésére külön döntési halmazokat építhetünk a felmérésbe (Ryan–Watson–Entwistle [2009]). A „teljesség” axiómát tesztelhetjük például úgy, hogy ugyanazt a döntési halmazt többször szerepeltetjük a kérdőívben. Ekkor ellenőrizhetjük, hogy a válaszadó minden esetben ugyanazt a lehetőséget (kártyát) választja-e. A preferenciák monotonitásának tesztelésére a döntési halmazok közé olyan halmazokat keverhetünk, ahol az egyik kártya minden attribútumot tekintve legalább olyan jó, mint a halmazban szereplő többi kártya. Ebben az esetben azt várjuk, hogy a válaszadó minden esetben a domináns kártyát választja. Szintén ellentmond a modellfeltevéseknek, ha a válaszadó nem hajlandó „kereskedni” az adott attribútumokkal, vagyis egy attribútum dominálja a többi attribútumot. Példánk esetében a válaszadó nem „kereskedik” az attribútumokkal, ha csak akkor vesz részt a szűrésben, amennyiben az otthon elvégezhető. (Vagyis hiába csökken az ár, nő a kismedence gyulladásának kockázata, a válaszadó nem vesz részt a szűrésben, ha az nem végezhető el otthon). Ilyenkor a többi attribútum nem játszik szerepet a választásban.

Kérdés, hogy mi történjen azokkal a válaszadókkal, akik „megbuktak” a racionalitási teszteken. Több szerző szerint sem ajánlatos válaszaikat kihagyni az elemzésből (Lancsar–Louviere [2006], Ryan–Watson–Entwistle [2009]), hiszen kvalitatív

módszerek eredményei igazolják, hogy azok viselkedése, akik megbuktak a racionalitási teszteken, sokszor racionálisan magyarázható. Ezen válaszadók kihagyása az elemzésből azt jelentené, hogy érvényes preferenciákat hagyunk ki az elemzésből, ez mintavételi hibához vezetne, ami rontja a becslés hatásosságát.

Az arcuati érvényesség feltételezi, hogy azokat az attribútumokat és szinteket szerepeltettük a vizsgálati elrendezésben, melyek valóban befolyásolják a választást és jól leírják a valós döntési helyzetet. Amennyiben rosszul választjuk meg az attribútumokat és azok szintjeit, az eredmények érvényessége megkérdőjelezhető. Ha az ár szinteket jóval alacsonyabban határozzuk meg, mint a valós fizetési hajlandóság (például 1 000 és 2 000 forint között vizsgáljuk az ártartományt, közben a válaszadók akár 10 000 forintot is hajlandók lennének fizetni), akkor csökken a jelentősége az ár attribútumnak, és így az ebből számított MRS félrevezető. A választási szituációnak tükröznie kell a valóságos helyzetet (például a döntési halmazban a válaszadót ne kényszerítsük arra, hogy két szűrés közül válasszon, amikor a valóságban visszautasíthatja a szűrésen való részvételt). A vizsgálat arcuati érvényességét nagyban növelik az előzetes kvalitatív kutatások és a pilot vizsgálatok.

A belső érvényesség tesztelhető például az előjelekre vonatkozó feltételezésekkel. Esetünkben például feltételezhetjük, hogy az ár növekedése csökkenti, a kismencedegyulladás kockázatának növekedése pedig növeli a szűrésből származó hasznosságot, és így a részvételi arányt is. Tehát azt várjuk, hogy a modellben az ár koefficiens negatív, a kockázat koefficiens pedig pozitív előjelet kap. Az eredmények külső érvényességét sokszor nehéz ellenőrizni, hiszen a feltárt preferenciamódszereket akkor alkalmazzuk, amikor nincs lehetőségünk a fogyasztók viselkedését a valóságban megfigyelni.

*

A tanulmányban összefoglaltuk a DCE-vel kapcsolatos legfontosabb tudnivalókat, az elméleti háttérre, a vizsgálati elrendezés kialakítására, az elemzés módszertanára vonatkozóan. Ezen kívül bemutattuk a módszertan alkalmazását az egészség-gazdaságtan területéről vett példán. Láthatjuk, hogy az eljárás jól alkalmazható a preferenciák feltárására abban az esetben, ha a fogyasztók választásait, fizetési hajlandóságát nem tudjuk megfigyelni a valós piacon, például közjóságok vagy az állam által garantált javak esetében. A módszertan használata egyre népszerűbb, ugyanakkor hazai viszonylatokban még kevésbé elterjedt.

Irodalom

AKKAZIEVA, B. – GULACSI, L. – BRANDTMÜLLER, A. – PÉNTEK, M. – BRIDGES, JF. [2006]: Patients' Preferences for Healthcare System Reforms in Hungary: A Conjoint Analysis. *Applied Health Economics and Health Policy*. Vol. 5. No. 3. pp. 189–198.

- AMAYA-AMAYA, M. – GERARD, K. – RYAN, M. [2008]: Discrete Choice Experiments in a Nutshell. In: Ryan, M.– Gerard, K. – Amaya-Amaya, M. (eds.): *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Springer. Dordrecht. pp. 13–46.
- ANDO, A.W. – KHANNA, M. [2004]: Natural Resource Damage Assessment Methods: Lessons in Simplicity from State Trustees. *Contemporary Economic Policy*. Vol. 22. No. 4. pp. 504–519.
- DE BEKKER-GROB, E. W. – RYAN, M. – GERARD, K. [2012]: Discrete Choice Experiments in Health Economics: A Review of the Literature. *Health Economics*. Vol. 21. No. 2. pp. 145–172.
- BEN-AKIVA, M. E. [1973]: *Structure of Passenger Travel Demand Models*. Ph.D. thesis. Massachusetts Institute of Technology. MIT Press. Cambridge.
- BEN-AKIVA, M. E. – LERMAN, S. [1985]: *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*. Massachusetts Institute of Technology. MIT Press. Cambridge.
- BLAMEY, R. J. – BENNETT, J. – LOUVIERE, M. – MORRISON, M. D. – ROLFE, J. [2000]: A Test of Policy Labels in Environmental Choice Modeling Studies. *Ecological Economics*. Vol. 32. No. 2. pp. 269–286.
- BUTLER, J. – MOFFIT, R. [1982]: A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model. *Econometrica*. Vol. 50. No. 3. pp. 761–764.
- DIENER, A. – O'BRIEN, B. – GANFI, A. [1998]: Health Care Contingent Valuation Studies: A Review and Classification of the Literature. *Health Economics*. Vol. 7. No. 4. pp. 313–326.
- GERARD, K. – SHANAHAN, M. – LOUVIERE, J. [2008]: Using Discrete Choice Modelling to Investigate Breast Screening Participation. In: Amaya-Amaya, M. – Gerard, K. – Ryan, M. (eds.): *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Springer. Dordrecht. pp. 117–138.
- GREENE, W. H. [2007]: *Econometric Analysis, 6th edition*. Prentice Hall. Upper Saddle River.
- HAJDU O. [2011]: Diszkrét választás és conjoint preferenciák. In: Gulácsi L. (szerk.): *Egészség-gazdaságtan és technológiaelemzés*. Medicina Könyvkiadó. Budapest. 295–315. old.
- HANLEY, N. – RYAN, M. – WRIGHT, R. [2003]: Estimating the Monetary Value of Health Care: Lessons from Environmental Economics. *Health Economics*. Vol. 12. No. 1. pp. 3–16.
- HANEMANN, W. [1984]: Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses: Reply. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 66. No. 3. pp. 332–341.
- HENSHER, D. A. – GREENE, W. H. [2003a]: The Mixed Logit Model: The State of Practice. *Transportation*. Vol. 30. No. 2. pp. 133–176.
- HENSHER, D. A. – GREENE, W. [2003b]: A Latent Class Model for Discrete Choice Analysis: Contrasts with Mixed Logit. *Transportation Research Part B*. Vol. 37. No. 8. pp. 681–698.
- HENSHER, D. A. – JOHNSON, L. W. [1981]: Behavioural Response and Form of the Representative Component of the Indirect Utility Function in Travel Choice Models. *Regional Science and Urban Economics*. Vol. 11. No. 4. pp. 559–572.
- HENSHER, D. A. – ROSE, J. M. – GREENE, W. H. [2005]: *Applied Choice Analysis: A Primer*. Cambridge University Press. Cambridge.
- HUBER, J. – ZWERINA, K. [1996]: The Importance of Utility Balance in Efficient Choice Designs. *Journal of Marketing Research*. Vol. 33. No. 3. pp. 307–317.
- KRAJNYIK ZS. [2008]: *Környezeti javak pénzbeli értékelése Magyarországon és Szlovákiában a fel-tételes választás módszerének alkalmazásával*. PhD-értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest. http://phd.lib.uni-corvinus.hu/417/1/krajnyik_zsolt.pdf

- LANCASTER, K. J. [1966]: A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*. Vol. 74. No. 2. pp. 132–157.
- LANCSAR, E. – LOUVIERE, J. J. [2006]: Deleting “Irrational” Responses from Discrete Choice Experiments: A Case of Investigating or Imposing Preferences? *Health Economics*. Vol. 15. No. 8. pp. 797–811.
- LOUVIERE, J. J. – HENSHER, D. A. – SWAIT, J. D. [2000]: *Stated Choice Methods – Analysis and Application*. Cambridge University Press. Cambridge.
- MANSKI, C. [1977]: The Structure of Random Utility Models. *Theory and Decision*. Vol. 8. No. 3. pp. 229–254.
- MARJAINÉ SZERÉNYI ZS. [2001]: A természeti erőforrások pénzbeli értékelése. *Közgazdasági Szemle*. XLVIII. évf. 2. sz. 114–129. old.
- MARJAINÉ SZERÉNYI ZS. [2005]: *A feltételes értékelés alkalmazhatósága Magyarországon*. Akadémiai Kiadó. Budapest.
- MARSHAK, J. [1960]: Binary Choice Constraints on Random Utility Indicators. In: *Arrow, K. S. – Karlin, P. S. (eds.): Mathematical Methods in the Social Sciences*. Stanford University Press. Stanford.
- MCFADDEN, D. [1974]: Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. In: *Zarembka, P. (ed.): Frontiers in Econometrics*. Academic Press. New York. pp. 105–142.
- MCFADDEN, D. – TRAIN, K. [2000]: Mixed MNL Models for Discrete Response. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 15. pp. 447–470.
- REVELT, D. – TRAIN, T. [1998]: Mixed Logit with Repeated Choices: Households’ Choice of Appliance Efficiency Level. *Review of Economics and Statistics*. Vol. LXXX. No. 4. pp. 647–657.
- ROSON, R. [2001]: Assessing the Option Value of a Publicly Provided Service: The Case of Local Transport. *Urban Studies*. Vol. 38. No. 8. pp. 1319–1327.
- RYAN, M. [1996]: Using Willingness to Pay to Assess the Benefits of Assisted Reproductive Techniques. *Health Economics*. Vol. 5. No. 6. pp. 543–558.
- RYAN, M. – GERARD, K. [2003]: Using Discrete Choice Experiments to Value Health Care Programmes: Current Practice and Future Research Reflections. *Applied Health Economics and Health Policy*. Vol. 2. No. 1. pp. 55–64.
- RYAN, M. – WATSON, V. [2009] Comparing Welfare Estimates from Payment Card Contingent Valuation and Discrete Choice Experiments. *Health Economics*. Vol. 18. No. 4. pp. 389–401.
- RYAN, M. – WATSON, V. – ENTWISTLE, V. [2009]: Rationalising the ‘Irrational’: A Think Aloud Study of Discrete Choice Experiment Responses. *Health Economics*. Vol. 18. No. 3. pp. 321–336.
- SCHWAB, C. – NATHALIE, G. – SOGUEL, N. C. (eds.) [1995]: Contingent Valuation, Transport Safety and the Value of Life. *Studies in Risk and Uncertainty*. Vol. 7. pp. 193.
- SMALL, K. A. – ROSEN, H. S. [1981]: Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models. *Econometrica*. Vol. 49. No. 3. pp. 105–130.
- STREET, D. J. – BURGESS, L. – LOUVIERE, J. J. [2005]: Quick and Easy Choice Sets: Constructing Optimal and Nearly Optimal Stated Choice Experiments. *International Journal of Research in Marketing*. Vol. 22. No. 4. pp. 459–470.
- STREET, D. J. – BURGESS, L. [2008]: Designing Discrete Choice Experiment for Health Care. In: *Amaya-Amaya, M. – Gerard, K. – Ryan, M. (eds.): Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Springer. Dordrecht. pp. 47–72.

- THURSTONE, L. L. [1927]: A Law of Comparative Judgment. *Psychological Review*. Vol. 34. No. 4. pp. 273–286.
- WATSON, V. – RYAN, M. – WATSON, E. [2009]: Valuing Experience Factors in the Provision of Chlamydia Screening: An Application to Women Attending the Family Planning Clinic. *Value Health*. Vol. 12. No. 4. pp. 621–623.
- WILLIAMS, H. W. C. L. [1977]: On the Formation of Travel Demand Models and Economic Evaluation Measures of User Benefit. *Environment and Planning A*. Vol. 9. No. 3. pp. 285–344.
- ZWERINA, K. – HUBER, J. – KUHFIELD, W. [2010]: *A General Method for Constructing Efficient Choice Designs*. SAS working paper. <http://support.sas.com/techsup/technote/mr2010e.pdf>

Summary

The article presents the methodology and application of discrete choice experiment (DCE). DCE belongs to the family of stated preference methods and is frequently applied in the field of transportation, environmental, and health economics. The study presents the theoretical background of the method – the random utility theory, the issues regarding the experimental design, and overviews the econometric models applied for the analysis of choice data (such as probit and logit models, conditional logit model, and nested logit model).