

A lemorzsolódás és a fogyasztói magatartás vizsgálata szolgáltatáskivezetés esetén Heckman-féle korrekciós eljárással*

Somosi Ágnes,

a Budapesti Corvinus Egyetem
PhD-hallgatója, a Pallasz
Athéné Egyetem tanársegédje

E-mail: agnes.somosi@uni-
corvinus.hu

A szolgáltatásportfóliók gyors innovációja a versenyelőny alapvető feltétele. Ebben az értelemben a szolgáltatáskivezetés a portfóliómegújítás eszközeként tekinthető, amely során a vállalatok elsődleges stratégiai prioritása az ügyfél megtartása. Szolgáltatáskivezetés során a lemorzsolódás jóval magasabb a szolgáltatási szektor átlagos lemorzsolódási rátájánál, ezáltal az ügyfélmegtartás a szolgáltatáskivezetés sikerességének kulcsaként tekinthető. A tanulmány célja, hogy meghatározza azokat a tényezőket, amelyek az ügyfélmegtartás növelését befolyásolják szolgáltatáskivezetés esetén.

Egy telekommunikációs szolgáltató szolgáltatáskivezetést három hónappal megelőző és azt követő szolgáltatáshasználati adatai, valamint szerződéseinek információi segítségével különböztetjük meg a lemorzsolódást erősen, illetve gyengén befolyásoló tényezőket. A szerző a kutatás modelljét Heckman-féle korrekciós eljárással tesztelte. Eredményei azt mutatják, hogy szolgáltatáskivezetés esetén az árcsökkenés, az ügyfél szerződésének időtartama és az interakciós intenzitás az ügyfélmegtartás valószínűségét, valamint a magasabb új havidíj az ügyfél szolgáltatáshasználatát növeli.

A kutatás hozzájárul az ügyfélmegtartás és szolgáltatáskivezetés szakirodalmához, és gyakorlati ajánlásokat fogalmaz meg a döntéshozók számára.

TÁRGYSZÓ:

Szolgáltatáskivezetés.

Ügyfélmegtartás.

Heckman-féle korrekciós eljárás.

DOI: 10.20311/stat2017.07.hu0744

* A szerző köszönettel tartozik *Kolos Krisztinának* a tanulmány megírásában nyújtott segítségért és ösztönzésért, *Alfred Stiasny-nak* a Heckman-féle korrekciós eljárás alkalmazásában, *Keresztély Tibornak* a módszertanban, valamint a Vodafone Magyarország Zrt.-nek a szakmai munkában nyújtott támogatásért.

A szolgáltatási szektor alapkövetelménye a szolgáltatásportfólió folyamatos innovációja, de az 1980-as években induló szolgáltatásfejlesztési hullám sok vállalat számára az erőforrásaik lekötését eredményezte, amely növelte a fejlesztési és fenntartási költségeiket. Az így kialakuló túlsúlyolt szolgáltatásportfólió lassította a fejlesztéseket, amelyek azonban a XXI. században a versenyelőny megszerzéséhez és fenntartásához elengedhetetlenek.

A szolgáltatáskivezetés tehát a portfóliómegújítás alapfeltételének tekinthető. Fontos, hogy a folyamat során a vállalat ne veszítse el ügyfeleit, hiszen ezzel minden, a portfólió egyszerűsítéséből adódó előnyről és bevételmegetakarításról (mint például a folyamat vagy a fejlesztési és fenntartási költségek optimalizálása) le kellene mondania. Az ügyfél megtartása tehát kritikus tényező a vállalatok számára a szolgáltatáskivezetés során.

A szolgáltatáskivezetés szakirodalma alapján (*Argouslidis* [2007], *Argouslidis–McLean* [2003], *Argouslidis–Baltas* [2007], *Avlonitis–Argouslidis* [2012]) megalkotjuk saját definíciónkat, amelyet a cikkben használunk: a szolgáltatáskivezetés egy olyan folyamat, amelynek során a szolgáltatóvállalat kivezeti meglévő szolgáltatásait úgy, hogy a szerződött ügyfeleit új szolgáltatáscsomagokra migrálja át. A szolgáltatás lezárása lehetővé teszi a jelenlegi ügyfeleknek a szolgáltatás további igénybevételeit, hiszen csak az új ügyfelek számára nem lesz elérhető a továbbiakban a szolgáltatás. Szolgáltatáskivezetés esetén mind a meglévő, mind az új ügyfelek számára megszűnik a szolgáltatás. A szolgáltatáskivezetés típusát tekintve lehet önkéntes, illetve kényszerített, attól függően, hogy az ügyfél önként választ új előfizetést a megszűnő helyett vagy a szolgáltató kényszeríti a váltást. Ez erősen befolyásolja az ügyfélmegtartást.

Az *Avlonitis–Argouslidis* [2012] által készített metaanalízis szerint a szolgáltatás szakirodalmában kevés empirikus kutatás foglalkozik a szolgáltatáskivezetés sikerességével, amely cikkünk témája. Ez a szakirodalomban fellelhető hiány a vállalati gyakorlatban is megjelenik: a portfóliómenedzserek számára kihívást jelent ezekben a nem mindennapi szituációkban a magas, gyakran 20–30 százalékos lemorzsolódási ráta (a szolgáltatást elhagyó ügyfelek aránya) kezelése, amely a 2–3 százalékos telekommunikációs iparági átlaghoz képest is kiemelkedően magas (*ClintWorld GmbH* [2013]). Mindezek alapján a szolgáltatáskivezetés és az ügyfélmegtartás kombinációjának vizsgálata hozzájárul a szakirodalomhoz és segíti a mindennapi gyakorlatot.

Cikkünkben arra keressük a választ, hogy az áremelkedés, a szerződés időtartama, a váltási korlátok és az interakciós intenzitás hogyan befolyásolják az ügyfélmegtartást szolgáltatáskivezetés esetén.

Az ügyfélmegtartás azt fejezi ki, hogy „az ügyfél mekkora valószínűséggel marad a szolgáltatónál a jövőben” (*Ranaweera–Prabhu* [2003] 381. old.). Megkülönböztetjük a termékspecifikus és a tágabban értelmezett ügyfélmegtartási rátát (*Dawes* [2009]). Cikkünkben az ügyfélmegtartást tágabb értelemben használjuk, azaz a lemorzsolódás azt jelenti, hogy az ügyfél elhagyja a vállalatot.

Az ügyfél szerződésének státusa alapvetően befolyásolja az ügyfélmegtartást (*Lam et al.* [2004]): a hűségidő jelentősen növeli az ügyfél váltási költségeit, és így a szerződés státusa, amely váltási korlátként (az ügyfél lemorzsolódását gátló tényezőként) jelenik meg, meghatározza a szolgáltatáskivezetés sikerességét, annak időzítését, valamint a kivezetésben érintett szolgáltatásokat.

A „tenure” az ügyfél szerződésének teljes időtartamát foglalja magában (*Allison* [1995]), kifejezi, hogy az ügyfél milyen régóta áll kapcsolatban a vállalattal. A váltási korlátok mindazokat a költségeket jelentik, amelyek megnehezítik az ügyfél számára a szerződésbontást a szolgáltatóval, ezáltal a fogyasztó lojalitását erősen befolyásolják (*Colgate–Lang* [2001], *Jones–Mothersbaugh–Beatty* [2002], *Lee–Cunningham* [2001]). Az interakciós intenzitás esetünkben a szolgáltatóvállalat és az ügyfél közötti szerződés időtartama alatt (az ügyfél és a szolgáltató kezdeményezésére) megvalósuló kapcsolatba lépések számát jelenti (*Czepiel–Gilmore* [1987]).

A tanulmány első fejezetében a szakirodalmi áttekintést mutatjuk be a szolgáltatáskivezetés és áremelkedés, a szolgáltatáshasználat, a szerződés időtartama, a váltási korlátok, valamint az interakciós intenzitás közötti hatásokról, majd ezek alapján hat hipotézist alkotunk. A második fejezetben a Heckman-féle korrekciós eljárást, a harmadikban az adatbázist ismertetjük. Végül az adatbázis-modellzés eredményei következnek a negyedik fejezetben. A cikk a fő változók ügyfélmegtartásra gyakorolt hatásainak összegzésével zárul, a kutatás korlátaival és jövőbeli irányjaival kiegészítve.

1. Szakirodalmi áttekintés

A következőkben áttekintjük a szakirodalom kutatásunk szempontjából releváns részeit, valamint megfogalmazzuk hipotéziseinket.

1.1. Ügyfélmegtartás

Szolgáltatáskivezetés esetén a magas lemorzsolódás miatt a lojalitás a folyamat sikerének egyik kulcsmérőszáma. Cikkünkben is ezt a megközelítést alkalmazzuk.

A szolgáltatáslojalitás azt fejezi ki, hogy az ügyfél milyen mértékben szándékozik a jövőben ismét vásárolni a szolgáltatótól, attitűdje pozitív a szolgáltató iránt, vala-

mint csak és kizárólag ezt a szolgáltatót szándékozik választani, ha ilyen típusú szolgáltatási igénye lép fel a jövőben (*Gremler–Brown* [1996] 173. old.).

A lojalitás két fő megközelítése közül (attitűd lojalitás (*Fournier* [2003]) és viselkedési lojalitás (*Keiningham et al.* [2007]), cikkünkben a viselkedési lojalitást követjük, mert ez fejezi ki a szolgáltatások jövőbeli vásárlásának szándékát, amely egyúttal az ügyfélmegtartáshoz is kötődik.

A szolgáltatóvállalatok rendszerint az új ügyfeleknek kedvezményeket biztosítanak, amelyek sokszor a meglévő ügyfelek számára nem érhetőek el. A racionális fogyasztó percepciója rendszerint az, hogy az alacsony ár csak átmeneti, ezért az új ügyfelek mindig jobban járnak azáltal, hogy a legalacsonyabb árú szolgáltatást nyújtó vállalatot választják. Ez egyúttal azt is jelenti, hogy a hűségidő alatt levő ügyfelek mindig magasabb árakkal szembesülnek. Tehát a váltási magatartást alapvetően az árak jövőbeli alakulásának percepciója határozza meg (*McSorley–Padilla–Williams* [2003]).

1. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén az áremelkedés kisebb valószínűséggel jár ügyfélmegtartással, mint az árcsökkenés.

1.2. Szolgáltatáshasználat

Hipotézisünk szerint az áremelkedés hatással van az ügyfélmegtartásra, az ügyfelek nagyobb valószínűséggel hagyják el a vállalatot. *Bolton–Lemon* [1999] szerint a váltási magatartás kulcs tényezője a rezervációs ár. Az ügyfél valószínűleg növeli a szolgáltatás használatának mértékét, ha az új ár alacsonyabb a rezervációs árnál, míg a magasabb új ár a lemorzsolódás valószínűségét erősíti.

Azok esetében, akik a vállalatnál maradnak, a szolgáltatáshasználat mértéke magasabb azokénál, akik az előfizetés árának emelkedésével szembesültek, és alacsonyabb azokénál, akik számára a szolgáltatás ára csökkent. Ennek oka, hogy az áremelkedést rendszerint a meglévő előfizetés intenzívebb használatával kompenzálják az ügyfelek (*Bolton–Lemon* [1999]). Ez alapján azt feltételezzük, hogy hasonló hatások lépnek fel szolgáltatáskivezetés esetében is, ahol az új a kivezetés utáni ár, a régi ár pedig a kivezetett szolgáltatás díja.

2. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén az áremelkedés nagyobb valószínűséggel jár magasabb szolgáltatáshasználattal, mint az árcsökkenés.

1.3. Szerződés időtartama

A hosszabb kapcsolat az ügyfél és a szolgáltató között hozzájárul az ügyfélmegtartáshoz (*Dagger–Danaher–Gibbs* [2009]). *Dawes* [2009] eredményei szerint a

szerződés hosszabb időtartama esetén a lemorzsolódás valószínűsége kisebb. Mivel ezek az eredmények a termékspecifikus megtartásra vonatkoznak, a hatást szükséges tesztelni a szélesebb körben értelmezett ügyfélmegtartás, valamint a szolgáltatáskivezetés esetén is. Utóbbira vonatkozóan azonban a szakirodalomban nem találtunk hivatkozást.

3. *hipotézis*: Szolgáltatáskivezetés esetén nagyobb valószínűséggel jár ügyfélmegtartással a hosszabb időtartamú szerződés, mint a rövidebb.

1.4. Váltási korlátok

A váltási költségek és az ügyfélmegtartás közötti kapcsolatot támasztja alá a szakirodalom (*Bansal–Taylor* [1999], *Gremler–Brown* [1996], *Lee–Lee–Feick* [2001]); *Burnham–Frels–Mahajan* [2003] azt is bebizonyították, hogy a váltási költségek az ügyfél és a szolgáltató kapcsolatának fenntartási szándékát 30 százalékban magyarázzák. Emellett a szerződéses váltási költség és a lojalitás között is van kapcsolat (*Caruana* [2004]).

A váltási költségeket *Klemperer* [1987] megközelítését követve tipizáljuk, aki a tranzakciós, a tanulási és a mesterséges vagy más néven szerződéses költségeket különbözteti meg. Cikkünkben a szerződéses költségekre fókuszálunk, amelyek az előny elvesztésének költségéhez (*Burnham–Frels–Mahajan* [2003]) sorolhatók. A szerződéses költség azoknak az előnyöknek az összessége, amelyet a vállalat nyújt a vele szerződéses kapcsolatban álló fogyasztónak annak érdekében (*Guiltinan* [1989]), hogy az ügyfél idő előtti szerződésbontását megakadályozza (*Caruana* [2004]).

A szerződés idő előtti felbontása az ügyfélre nézve kötbérfizetési kötelezettséggel jár. Ez egyúttal azt is jelenti, hogy a hűségidő letelte fokozhatja a lemorzsolódás kockázatát.

A szolgáltatáskivezetés a gyakorlatban gyakran kényszerített migráció formájában történik, vagyis az ügyfél automatikusan új szolgáltatáscsomagba kerül át a meglévő előfizetésének megszűnését követően. Ez a vállalati gyakorlat szintén növeli a lemorzsolódás valószínűségét. A szakirodalomban azonban nem találtunk arra vonatkozóan ajánlást, hogy a szolgáltatáskivezetés esetén jelentkező magas lemorzsolódás hogyan csökkenthető váltási korlátok alkalmazásával, kizárólag az ügyfélmegtartás szakirodalma foglalkozik a váltási korlátok lemorzsolódást csökkentő hatásával (*Lam et al.* [2004]).

4. *hipotézis*: Szolgáltatáskivezetés esetén a váltási korlátok növelik az ügyfélmegtartás valószínűségét.

1.5. Interakciós intenzitás

A szolgáltatások egyik fő sajátossága az interakciós intenzitás. Számos kutató jutott arra a következtetésre, hogy a szolgáltatóvállalat és az ügyfél közötti interakció jelentős hatással van a minőséggel, elégedettséggel és újvásárlási szándékkal kapcsolatos percepciókra (Bateson [1985], Cermak–File–Prince [1991], Hill [1988], Kelley–Donnelly–Skinner [1990], Mills–Morris [1986]), vagyis befolyásolhatja az ügyfélmegtartást.

Az interakciós intenzitással kapcsolatos fogyasztói elvárások szituációnként különbözők lehetnek (Berthon–John [2014]), a kivezetés előtti interakció stratégiai fontosságúnak tekinthető. A szolgáltatóval való intenzívebb kapcsolat az ügyfelet egyaránt érintheti pozitívan vagy negatívan. A fogyasztói magatartás és elvárások változásával a túl gyakori kapcsolatfelvétel a szolgáltató szándékával ellentétes hatást is kiválthat. Ezért fontos az interakció optimális szintjét meghatározni, amely ideális esetben segíti a bizalmi viszony kialakítását és növeli a lojalitást.

5. *hipotézis*: Szolgáltatáskivezetés esetén az interakciós intenzitás növeli az ügyfélmegtartás valószínűségét.

A szolgáltatáskivezetés tehát közvetlen interakciót igényel az ügyfél és a szolgáltató között annak érdekében, hogy a lemorzsolódást csökkenthessük. Pfisterer–Roth [2015] szerint az ügyfelek különbséget tesznek közvetett és közvetlen interakciót igénylő felhasználási folyamatok között. A szolgáltatáskivezetés ilyen szempontból közvetlen interakciót igényel, amely egyrészt a fogyasztási életciklus vége miatt (a szolgáltatás életgörbéje szerint a hanyatlási szakaszba kerül, vagyis megszűnik), másrészt a szolgáltatáskivezetés sajátosságából eredően indokolt. A közvetlen és a fogyasztási ciklus többi részéhez viszonyítva az intenzívebb interakciónak egyúttal figyelemfelkeltő szerepe is van, amely azt eredményezheti, hogy az ügyfél szolgáltatáskivezetés utáni fogyasztói magatartása, amennyiben a szolgáltatónál marad, megváltozhat. A szolgáltatáscsomagról való részletes tájékozódás hatására az ügyfél tudatosabb viselkedést alakíthat ki, amely akár a szolgáltatáshasználat csökkentéséhez is vezethet.

6. *hipotézis*: Szolgáltatáskivezetést követően az interakciós intenzitás növeli a szolgáltatáshasználat csökkenésének valószínűségét.

2. Módszertan

Mivel a függő változó (lemorzsolódás) dummy változó, ezért probit vagy logit regresszió lehet megfelelő a modell becslésére. Esetünkben viszont nem alkalmazha-

tunk sima probit vagy logit regressziót, a szelekciós torzítás miatt. Ennek oka a következő: cikkünkben a lemorzsolódás modellezése mellett a fogyasztói magatartás különbségeit vizsgáljuk a szolgáltatáskivezetés előtt és után. Miután a modell első részében megbecsüljük a lemorzsolódás valószínűségét, a másodikban kizárólag azon ügyfelek szolgáltatáshasználati szokásainak változását vizsgáljuk, akik nem hagyták el a szolgáltatót a kivezetést követően. Ez a kiválasztás viszont értelemszerűen nem véletlenszerű, ezért fellép a szelekciós torzítás lehetősége.

A szelekciós probléma kezelésére a szakirodalom számos módszertant használ. Az egyik legismertebb a kontrollált kísérlet, amelyet többnyire az egészségügyben szoktak alkalmazni. Esetünkben ez a módszer nem használható, hiszen adatbázis-elemzésről, nem kísérleti módszertanról van szó. További eljárások közé tartozik a DID-módszer (difference in differences – különbség a különbségekben) (Krueger–Card [1994]), amely azonban feltételezi, hogy ismerjük azokat az ügyfeleket, akiket szolgáltatáskivezetés nem érintett, és ebben az esetben a kontroll- és a szolgáltatáskivezetés szempontjából érintett csoport azonosan viselkedik (Abadie [2005]). Ezt a módszert szintén nem használhatjuk, hiszen nem ismerjük azokat, akik a kivezetésben nem érintettek.

A harmadik gyakori metódus az instrumentális változók használata (Arellano–Bover [1995]). Az elemzésünkben nem volt megfelelő instrumentális változó, amely megfelelően előrejelzi a lemorzsolódást, így ezt az eljárást nem tudtuk használni. Ezért a Heckman-féle korrekciós módszert választottuk a probléma kezelésére (Heckman [1979], Gronau [1974], Lewis [1974]).¹

A telekommunikációs adatbázison tesztelt modell változói a következők:

Függő változók:

- Kivezetés előtti és utáni beszélgetések hosszának percekben mért különbsége (MINDIFF).
- Lemorzsolódás (CHURN): értéke 0, ha az ügyfél szolgáltatót váltott a szolgáltatáskivezetést követően, egyébként 1.

Független változók:

- Régi és új havidíj különbségének logaritmus (logMFDIFF).
- Szerződés időtartama (TENURE): a szerződés kezdete és vége között eltelt idő, napban mérve.
- Váltási korlátok (CONTRACT): értéke 1, ha az ügyfél a szolgáltatáskivezetés idején hűségidővel rendelkezik, egyébként 0 (váltási korlát).
- Interakciós intenzitás (CC_CALLS): az ügyfélszolgálatra beérkező/indított hívások száma az ügyfél szerződésének kezdetétől (interakciós intenzitás).

¹ Lásd az internetes melléklet M1. pontját: www.ksh.hu/statszemle

– Interakciós változóhoz tartozó dummy változó (D_CC_CALLS): értéke 1, ha a CC_CALLS változó értéke ismert, egyébként 0.

Kovariánsok:

– Kivezetés előtti beszélgetés percben ($BEFORE_USAGE_MINUTES$).

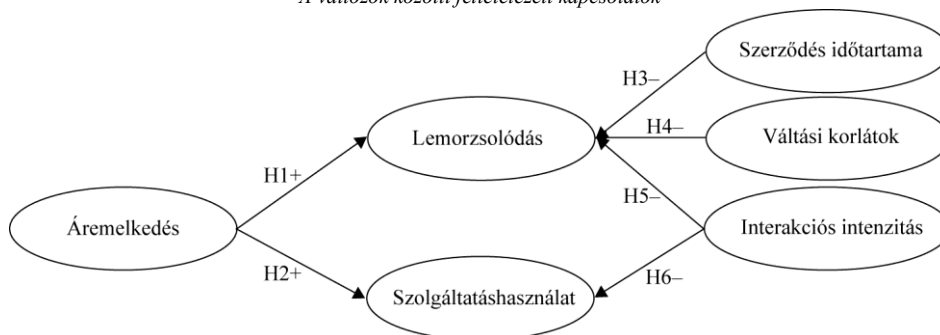
– Elégedettség (NPS_CC): az ügyfélszolgálattal történt beszélgetést követően az ügyfél által adott elégedettségi érték, amelynek értéke 1 és 10 között van (ügyfél elégedettség);

– Elégedettséghez tartozó dummy változó (D_NPS_CC): amelynek értéke 1, ha az NPS_CC változó értéke ismert, egyébként 0.

Az elméleti konstrukciók alapján operacionalizáljuk a változók közötti hatásokat. A kétlépcsős Heckman-féle korrekciós modellben a lemorzsolódást ($CHURN$) használjuk függő változóként az első lépésben, a másodikban a fogyasztói viselkedés változását, a régi és új havidíj különbségének logaritmusát ($\log MFDIFF$). A regressziós egyenlet együtthatói megmutatják, hogy mely változók befolyásolják szignifikánsan a lemorzsolódást, majd a szelekciós egyenlet segítségével a szolgáltatáshasználat kivezetést követő alakulását vizsgáljuk.

A független változók közötti és a hat hipotézis kapcsolatát az ábrán mutatjuk be.

A változók közötti feltételezett kapcsolatok



Forrás: Saját szerkesztés.

Tehát a Heckman-féle korrekciós modell a következő:

$$\begin{aligned}
 MINDIFF = & \beta_0 + \beta_1 \log MFDIFF + \beta_2 CC_CALLS + \\
 & + \beta_3 D_CC_CALLS + \beta_4 BEFORE_USAGE_MINUTES + \quad /1/ \\
 & + \beta_5 NPS_CC + \beta_6 D_NPS_CC + u_1
 \end{aligned}$$

és a MINDIFF csak akkor értelmezett a regressziós egyenletben, ha a szelekciós egyenletben:

$$\begin{aligned} CHURN = 1 = & \gamma_0 + \gamma_2 \log MFDIFF + \gamma_2 TENURE + \gamma_3 CONTRACT + \\ & + \gamma_4 CC_CALLS + \gamma_5 D_CC_CALLS + \\ & + \gamma_6 BEFORE_USAGE_MINUTES + \gamma_7 NPS_CC + \\ & + \gamma_8 D_NPS_CC + u_2, \end{aligned} \quad /2/$$

ahol

$$u_1 \sim N(0, \sigma), u_2 \sim N(0, 1) \text{ és } corr(u_1, u_2) = \rho.$$

A szakirodalom alapján azt várjuk, hogy a régi és új havidíj különbségének logaritmus (logMFDIFF), a szerződés időtartama (TENURE), a váltási korlátok (CONTRACT) és az interakciós intenzitás (CC_CALLS) változók csökkentik a lemorzsolódást (CHURN), és emellett kovariánsokat használunk, hogy finomítsuk a függő és független változók közötti hatást, de ezekkel kapcsolatban nem fogalmazunk meg hipotéziseket. A modell második lépésében a kivezetés előtti és utáni beszélgetések percekben mért különbségét (MINDIFF) használjuk, hogy elemezzük a fogyasztói szokásokban bekövetkező változásokat azok esetében, akik a szolgáltatónál maradtak a kivezetést követően.

3. Adatok és adatminőség

Az adatok egy telekommunikációs szolgáltató egyik legnagyobb, 2012-2013-as tarifakivezetési projektjéből érhetők el. A minta 25 kivezetett lakossági, továbbá 62 mobil szolgáltatáscsomagot tartalmaz (vezetékes és egyéb szolgáltatásokat nem), összesen 10 065 ügyfél 3 hónappal a szolgáltatáskivezetést megelőző és azt követő szolgáltatáshasználati adatait, valamint szerződéssel kapcsolatos információkat. A 10 065 ügyfél közül 1585-en hagyták el a vállalatot, amely 15,76 százalékos lemorzsolódásnak felel meg, vagyis jóval magasabb a 2 százalékos nemzetközi iparági átlagnál (*ClintWorld GmbH* [2013]).

Az adatok minőségi problémája miatt az adatbázis egy részét módosítanunk kellett, hogy a kivezetésből adódó árszintek változására vonatkozóan is eredményeket kaphassunk.

Az adatbázis a nem lemorzsolódott ügyfelek esetében hiányos. Ha azt feltételezzük, hogy az ügyfél nem hagyta el a szolgáltatót a szolgáltatáskivezetést követően,

akkor új havidíjjal kell rendelkeznie, amelynek összege ismert. Ennek ellenére bizonyos esetekben hiányoznak ezek az adatok. A vállalat sajnos nem tudta reprodukálni a helyes adatokat, mivel az adatbázis 2012-2013-as, és ilyen struktúrában ezek az információk már nem érhetők el.

A probléma kezelése érdekében úgy döntöttünk, hogy a nem lemorzsolódott ügyfelek esetében az új, kivezetés utáni havidíjat a következőképpen kalkuláljuk: elemezzük a kivezetés utáni havidíjak tipikus értékeit a régi típusai szerint, és a hiányzó új havidíjat felülírjuk az új adott havidíjsoporthoz tartozó móduszával. Ezt követően ezeket az új értékeket használjuk a havidíjkülönbség logaritmusának számításához. Az adatbázis többi részében nem találtunk hibát.

A változtatások ellenére a havidíjon felüli költségek nem érhetők el az adatbázisban, ezért vizsgálatunk során kizárólag a havidíjban bekövetkezett változásokkal számolunk.

4. Eredmények

A választott módszertan, a Heckman-féle korrekciós eljárás az R statisztikai program `sampleSelection` csomagjával érhető el, Stata-ban pedig a `heckman` paranccsal. Elemzésünkhöz a Stata 13-at használtuk.

A modell futtatása előtt a multikollinearitást, vagyis a magyarázóváltozók együttmozgását (Kovács [2008]) teszteljük. A modell első lépésében használt változókkal lineáris regressziót futtattunk, hogy a VIF (variance inflation factor – varianciainflációs tényező) paramétert meg tudjuk határozni, amely a multikollinearitás súlyosságát mutatja meg (Craney–Surles [2002]). Mivel a Heckman-eljárás nem lineáris, ezért volt szükség erre a kiegészítő lineáris regresszióra. (Lásd az internetes melléklet M5. táblázatát.) A VIF-bebecslés szerint az összes érték 10 alatti (lásd az M6. táblázatot), amely arra utal, hogy nincs súlyos multikollinearitás a változók között (O'Brien [2007]). Emellett a korrelációs mátrixot is vizsgáltuk (lásd az M7. táblázatot), ami szintén nem mutatott jelentős korrelációt a magyarázóváltozók között.

A Heckman-féle korrekciós modell eredményei az 1. táblázatban láthatók. A Heckman-féle szelekciós modell 1. lépése² azt mutatja, hogy a régi és új havidíj különbségének logaritmus, ($\log\text{MFDIFF}$), a szerződés időtartama (`TENURE`) és az interakciós intenzitás (`CC_CALLS`) – hipotéziseinknek megfelelően – növelik az ügyfélmegtartás valószínűségét kivezetést követően, azonban a váltási korlátoknak (`CONTRACT`) nincs szignifikáns hatásuk. A kovariánsok közül a kivezetés előtti beszélgetés (`BEFORE_USAGE_MINUTES`) növeli az ügyfélmegtartásának valószínűségét, míg az elégedettség (`NPS_CC`) nem szignifikáns.

² Az elemzés során 1 százalékos szignifikanciaszintet alkalmazunk.

1. táblázat

Az 1. Heckman-féle korrekciós modell eredményei

Függő változó	Együttható	Standard hiba	$P > z$
2. lépés: A nem lemorzsolódott (logMINDIFF) ügyfelek fogyasztói szokásainak elemzése szolgáltatáskivezetés esetén			
logMFDIFF	0,2515019	0,0413102	0,000
CC_CALLS	-0,0145473	0,0075202	0,053
D_CC_CALLS	0,0825613	0,0601285	0,170
BEFORE_USAGE_MINUTES	0,0000180	1,28e-06	0,000
NPS_CC	0,0271769	0,0258020	0,292
D_NPS_CC	0,3731505	0,1677520	0,026
Konstans	-1,4339580	0,1736240	0,000
1. lépés: A lemorzsolódás (CHURN) becslése szolgáltatáskivezetés esetén			
logMFDIFF	-0,1063136	0,0374286	0,005
TENURE	0,0003147	0,0000484	0,000
CONTRACT	-0,0282765	0,0543901	0,603
CC_CALLS	0,1234887	0,0240577	0,000
D_CC_CALLS	-0,3390464	0,0736854	0,000
BEFORE_USAGE_MINUTES	6,00e-06	1,23e-06	0,000
NPS_CC	-0,0332769	0,0410659	0,418
D_NPS_CC	-0,5202374	0,3178663	0,102
Konstans	1,3267610	0,3391423	0,000
$\text{ath}\rho$	0,5020116	0,0552090	0,000
$\ln\sigma$	0,5172867	0,0124170	0,000
ρ	0,4636977	0,0433382	
σ	1,6774700	0,0208291	
λ	0,7778390	0,0797093	
LR-teszt független egyenletekre ($\rho = 0$)	$\chi^2(1) = 32,00$		0,0000
Megfigyelések száma (darab)	7 766		
Cenzorált megfigyelések száma (darab)	1 502		
Nem cenzorált megfigyelések száma (darab)	6 264		
Wald $\chi^2(10)$	269,64		
Log-likelihood	-15 425,09		
p -érték	0,0000		

Megjegyzés. Itt és a továbbiakban a vastagított számok a szignifikáns változókat jelölik.

Forrás: Itt és a további táblázatok saját szerkesztés.

A modell 2. lépésében azt vizsgáljuk, hogy azok esetében, akik a szolgáltatónál maradtak, a kivezetés megváltoztatta-e a szolgáltatáshasználati szokásaikat. Az eredmé-

nyek azt mutatják, hogy a régi és új havidíj különbségének logaritmus (logMFDIFF) és a kivezetés előtti beszélgetés (BEFORE_USAGE_MINUTES) növelik a kivezetés utáni beszélgetések számát percben mérve, míg az elégedettség (NPS_CC) nem szignifikáns.

Mivel a Heckman-féle korrekciós eljárás nem jelenít meg a kétlépcsős eljárás végén a modell magyarázó erejével kapcsolatban információt, ezért az R^2 mutatót manuálisan számítottuk ki. Erre több eljárás is létezik, például a Nagelkerke vagy a McFadden R^2 (Smith–McKenna [2013]). A Nagelkerke R^2 rendszerint túlbecsül, ezért a McFadden R^2 -et választottuk a magyarázó erő kiszámítására. Ehhez szükséges a csak konstanst tartalmazó modell. (Lásd az M8. táblázatot.)

A McFadden R^2 az 1. modell esetén tehát a következő:

$$\frac{(-2 \cdot -20\,529,41) - (2 \cdot -15\,425,09)}{-2 \cdot -20\,529,41} = \frac{41\,058,82 - 30\,850,18}{41\,058,82} = 0,2486.$$

Ez azt jelenti, hogy a modell 24,86 százalékát magyarázza a teljes varianciának.

A modell magyarázó erejének javítására backward modelleket futtattunk, vagyis lépésenként kivettük azt a változót, amelynek az inszignifikanciája a legmagasabb volt, utána a következő legmagasabb inszignifikanciával rendelkező változót és így tovább. Mivel a Heckman-féle korrekciós eljárás nem futtat forward vagy backward modellt, ezért manuálisan végeztük el a modellek tesztelését. Azért választottuk a backward modellt, mert összességében megbízhatóbb eredményt ad a forward modellnél (Sabzevari–Soleymani–Noorbakhsh [2007]). Az eredmény (lásd az M9. táblázatot) azért nem a végleges 1. modell, mert fontosnak érezzük a szakirodalomban megfogalmazott hipotézisek tesztelését. A végső modellben tehát, számos iterációt követően az első lépésben a váltási korlátok (CONTRACT) és az elégedettség (NPS_CC), valamint a második lépésben az interakciós intenzitás (CC_CALLS) és elégedettség (NPS_CC) annak ellenére maradtak a modellben, hogy nem szignifikánsak, hiszen ezáltal vagyunk képesek a hipotéziseinket tesztelni.

A λ erős szignifikanciája azt fejezi ki, hogy fennáll a szelekciós torzítás az adatbázisban, vagyis a Heckman-féle korrekciós modell választása helyes volt. Mivel a Wald-teszt is erősen szignifikáns, ez szintén alátámasztja a választott módszer helyességét.

A pozitív ρ érték azt jelenti, hogy a reziduumok korreláltak, vagyis az exogén és függő változók között kapcsolat van. Ebben az esetben ez azt jelenti, hogy a modell által nem megfigyelt, vagyis az exogén változó pozitívan korrelál a lemorzsolódással (CHURN) és a fogyasztói szokások változásával (MINDIFF) egyaránt. Ilyen nem megfigyelt változó lehet például a márka image vagy a szolgáltatáshasználatot befolyásoló pszichológiai tényezők. Ezekre vizsgálatunk nem terjed ki.

A csonkolási (truncation) hatás kiszámításával megállapíthatjuk, hogy a szelekciós eljárás pontosan mennyire torzítja a kivezetés előtti és utáni beszélgetések percekben mért különbségét (MINDIFF). Az átlagos Mills-arány 0,3, amely azt jelenti, hogy a

csonkolási hatás: $\lambda \cdot 0,3 = 0,778 \cdot 0,3 = 0,2334$. A csonkolási hatás értelmezése a következő: egy átlagos tulajdonságokkal rendelkező, a szolgáltatáskivezetés során lemorzsolódott ügyfél szolgáltatáshasználata $\left[\exp(0,2334) - 1 \right] \cdot 100 = 26,29$ százalékkal magasabb, mint egy hasonló tulajdonságokkal rendelkező, véletlenszerűen kiválasztott ügyfélé. Ez tehát azt is jelenti, hogy a lemorzsolódott ügyfelek magasabb szolgáltatáshasználattal rendelkeznek azokhoz képest, akik a szolgáltatónál maradtak a szolgáltatáskivezetést követően, őket azonban nem vesszük figyelembe a modell második részében. Vagyis a folyamatban szelekciós torzítás áll fenn: a modell azt feltételezi, hogy a többet telefonálók nagyobb valószínűséggel hagyják el a szolgáltatást szolgáltatáskivezetés esetén, mint a kevesebbet telefonálók. Ezt a problémát kezeli a Heckman-féle korrekciós eljárás, amely a fő érünk volt a módszertan választása mellett.

5. Érzékenységi vizsgálat

Az eredmények megbízhatóságának tesztelésére a kettős robusztusság szerint járunk el (*Carpenter–Kenward–Vansteelandt* [2006]), amelynek vizsgálatához három modellre van szükség: az 1. modell tartalmazza a részben és teljes egészében megfigyelt adatot; a 2. csak teljes egészében megfigyelt adatot tartalmaz; és végül a 3. az adatok megfigyelésének valószínűségét becsli. Cikkünkben adatbázis-modellezést végzünk, nem megfigyelést, így a 3. modell esetünkben irreleváns. Az 1. modellben az adatminőségi hibák miatt egy változót ($\log\text{MFDIFF}$) imputálnunk kellett.

Ezek alapján az érzékenységvizsgálat elvégzéséhez előállítottunk egy olyan modellt, amelyben ez az imputált változó ($\log\text{MFDIFF}$) nem szerepel, vagyis kizárólag teljes adatokat tartalmaz. (Lásd a 2. táblázatot.) A 2. modellben, amely tehát nem tartalmazza a régi és új havidíj különbségének logaritmusát ($\log\text{MFDIFF}$), a független változók együtthatói nem térnek el jelentősen az 1. modellhez képest. Vagyis ez alapján kizárhatjuk a kihagyott változó okozta torzítás (omitted variable bias) lehetőségét, hiszen fontos kihagyott változó esetén jelentős eltérést tapasztalnánk az együtthatók között a két modellben. Az érzékenységvizsgálatot a másik prediktor ($\text{BEFORE_USAGE_MINUTES}$) esetében nem szükséges elvégezni, mivel az imputálás ezt a változót nem érintette.

A McFadden R^2 a 2. modellben a következő:

$$\frac{(-2 \cdot -20\,529,41) - (2 \cdot -17\,225,01)}{-2 \cdot -20\,529,41} = \frac{41\,058,82 - 34\,450,02}{41\,058,82} = 0,1609.$$

Az 1. modell 24,86 százalékos magyarázóerejével szemben a 2. modell csak a variancia 16,09 százalékát magyarázza, vagyis ez alapján az 1. modell jobb, amely szintén igazolja a régi és új havidíjkülönbőség logaritmusának (logMFDIFF) használatát az elemzésben.

2. táblázat

A 2. Heckman-féle korrekciós modell eredményei

Függő változó	Együttható	Standard hiba	$P > z$
2. lépés: A nem lemorzsolódott (logMINDIFF) ügyfelek fogyasztói szokásainak elemzése szolgáltatáskivezetés esetén			
CC_CALLS	-0,0149312	0,0072252	0,039
D_CC_CALLS	0,1045050	0,0565815	0,065
BEFORE_USAGE_MINUTES	0,0000174	1,22e-06	0,000
NPS_CC	0,0213189	0,0236883	0,368
D_NPS_CC	0,3211523	0,1555119	0,039
Konstans	-1,3587820	0,1613297	0,000
1. lépés: A lemorzsolódás (CHURN) becslése szolgáltatáskivezetés esetén			
TENURE	0,0003277	0,0000415	0,000
CONTRACT	0,0131845	0,0506456	0,795
CC_CALLS	0,1167991	0,0230705	0,000
D_CC_CALLS	-0,3164048	0,0705425	0,000
BEFORE_USAGE_MINUTES	5,55e-06	1,20e-06	0,000
NPS_CC	-0,0380210	0,0395436	0,336
D_NPS_CC	-0,6001544	0,3101814	0,053
Konstans	1,3759690	0,3303945	0,000
ath ρ	0,4200895	0,0566100	0,000
ln σ	0,5043151	0,0113615	0,000
ρ	0,3970058	0,0476875	
σ	1,6558510	0,0188130	
λ	0,6573826	0,0841658	
LR-teszt független egyenletekre ($\rho = 0$)	$\chi^2(1) = 26,09$		0,0000
Megfigyelések száma (darab)	8 647		
Cenzorált megfigyelések száma (darab)	1 585		
Nem cenzorált megfigyelések száma (darab)	7 062		
Wald $\chi^2(10)$	241,26		
Log-likelihood	-17 225,01		
p -érték	0,0000		

Az eredmények megbízhatóságának tesztelésére a 2. modellen kívül mindkét modellre kiszámítjuk a robusztus standard hibákat, ahol azt látjuk, hogy nem történt szignifikáns változás az első két modellhez képest. (Lásd a 3. és a 4. táblázatot.)

3. táblázat

Az 1. Heckman-féle korrekciós modell eredményei robusztus standard hibával

Függő változó	Együttható	Robusztus standard hiba	$P > z$
---------------	------------	-------------------------	---------

2. lépés: A nem lemorzsolódott (logMINDIFF) ügyfelek fogyasztói szokásainak elemzése szolgáltatáskivezetés esetén

logMFDIFF	0,2515019	0,0425980	0,000
CC_CALLS	-0,0145473	0,0085981	0,091
D_CC_CALLS	0,0825613	0,0653777	0,207
BEFORE_USAGE_MINUTES	0,0000180	1,12e-06	0,000
NPS_CC	0,0271769	0,0230514	0,238
D_NPS_CC	0,3731505	0,1587034	0,019
Konstans	-1,4339580	0,1665296	0,000

1. lépés: A lemorzsolódás (CHURN) becslése szolgáltatáskivezetés esetén

logMFDIFF	-0,1063136	0,0307152	0,001
TENURE	0,0003147	0,0000552	0,000
CONTRACT	-0,0282765	0,0570230	0,620
CC_CALLS	0,1234887	0,0243091	0,000
D_CC_CALLS	-0,3390464	0,0767526	0,000
BEFORE_USAGE_MINUTES	6,00e-06	1,17e-06	0,000
NPS_CC	-0,0332769	0,0448099	0,458
D_NPS_CC	-0,5202374	0,3422641	0,129
Konstans	1,3267610	0,3430156	0,000
$\text{ath}\rho$	0,5020116	0,0778257	0,000
$\ln\sigma$	0,5172867	0,0249509	0,000
ρ	0,4636977	0,0610920	
σ	1,6774700	0,0418544	
λ	0,7778390	0,1167677	
LR-teszt független egyenletekre ($\rho = 0$)	$\chi^2(1) = 41,61$		0,0000
Megfigyelések száma (darab)	7 766		
Cenzorált megfigyelések száma (darab)	1 502		
Nem cenzorált megfigyelések száma (darab)	6 264		
Wald $\chi^2(10)$	321,10		
Log-likelihood	-15 425,09		
p -érték	0,0000		

4. táblázat

A 2. Heckman-féle korrekciós modell eredményei robusztus standard hibával

Függő változó	Együttható	Robusztus standard hiba	$P > z$
2. lépés: A nem lemorzsolódott (logMINDIFF) ügyfelek fogyasztói szokásainak elemzése szolgáltatáskivezetés esetén			
CC_CALLS	-0,0149312	0,0082643	0,071
D_CC_CALLS	0,1045050	0,0597535	0,080
BEFORE_USAGE_MINUTES	0,0000174	1,04e-06	0,000
NPS_CC	0,0213189	0,0213007	0,317
D_NPS_CC	0,3211523	0,1470128	0,029
Konstans	-1,3587820	0,1550985	0,000

1. lépés: A lemorzsolódás (CHURN) becslése szolgáltatáskivezetés esetén

TENURE	0,0003277	0,0000463	0,000
CONTRACT	0,0131845	0,0532785	0,805
CC_CALLS	0,1167991	0,0222748	0,000
D_CC_CALLS	-0,3164048	0,0717977	0,000
BEFORE_USAGE_MINUTES	5,55e-06	1,14e-06	0,000
NPS_CC	-0,0380210	0,0424532	0,370
D_NPS_CC	-0,6001544	0,3288377	0,068
Konstans	1,3759690	0,3291671	0,000
$\text{ath}\rho$	0,4200895	0,0728868	0,000
$\ln\sigma$	0,5043151	0,0224602	0,000
ρ	0,3970058	0,0613988	
σ	1,6558510	0,0371907	
λ	0,6573826	0,1114652	
LR-teszt független egyenletekre ($\rho = 0$)	$\chi^2(1) = 33,22$		0,0000
Megfigyelések száma (darab)	80 647		
Cenzorált megfigyelések száma (darab)	10 585		
Nem cenzorált megfigyelések száma (darab)	70 062		
Wald $\chi^2(10)$	325,82		
Log-likelihood	-17 225,01		
p -érték	0,0000		

6. Összegzés

Cikkünkben arra a kérdésre kerestük a választ, hogy a szolgáltatáskivezetés esetén jelentkező magas lemorzsolódás hogyan csökkenthető, és milyen fogyasztói ma-

gatartásra gyakorolt hatásai vannak. Ahogyan a vállalati gyakorlat mutatja, a döntéshozók számára magas kockázatot jelent a szolgáltatáskivezetés, a folyamat során fellépő magas lemorzsolódás miatt.

Heckman-féle korrekciós eljárást használtunk annak eldöntésére, hogy különbséget tegyünk a változók lemorzsolódást előrejelző képessége között, és azt találtuk, hogy az árcsökkenés, a szerződés időtartama és az interakciós intenzitás szignifikánsan növelik az ügyfélmegtartást szolgáltatáskivezetés esetén. A váltási korlátok nem mutatnak szignifikáns hatást, amely valószínűleg a dummy változó teljes váltási költségek mérésének hiányosságára vezethető vissza. Ami a nem lemorzsolódott ügyfelek fogyasztói magatartását illeti, a kivezetést követő magasabb havidíj a várakozásainkkal összhangban növeli az ügyfél szolgáltatáshasználatát.

A vállalati döntéshozók számára fontos eredmény, hogy a lemorzsolódás csökkenthető a kivezetés során az új ajánlat megfelelő árazásával, hiszen az alacsony váltási költségek miatt a korábbihoz képest magasabb havidíj a kedvezőbb versenytársi ajánlatok elfogadására ösztönözhetik az ügyfelet. Emellett az új és a szolgáltatóval ritkábban kapcsolatba lépő, vagy a szolgáltató által ritkán felkeresett ügyfelek veszélyeztetett csoportnak tekinthetők a szolgáltatáskivezetés szempontjából.

A hipotéziseket tekintve tehát a következőkre jutottunk.

1. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén az áremelkedés kisebb valószínűséggel jár ügyfélmegtartással, mint az árcsökkenés – elfogadjuk.

2. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén az áremelkedés nagyobb valószínűséggel jár magasabb szolgáltatáshasználattal, mint az árcsökkenés – elfogadjuk.

3. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén nagyobb valószínűséggel jár ügyfélmegtartással a hosszabb időtartamú szerződés, mint a rövidebb – elfogadjuk.

4. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén a váltási korlátok növelik az ügyfélmegtartás valószínűségét – elutasítjuk.

5. hipotézis: Szolgáltatáskivezetés esetén az interakciós intenzitás növeli az ügyfélmegtartás valószínűségét – elfogadjuk.

6. hipotézis: A Szolgáltatáskivezetést követően az interakciós intenzitás növeli a szolgáltatáshasználat csökkenésének valószínűségét – elutasítjuk.

Kutatásunknak számos korlátja van: először is, az áremelkedés változót a havidíjak különbsége helyett a teljes költségből számítva eltérő eredményt kaphatunk. Másodszor, a váltási korlátok hatása szignifikáns lehet, ha a váltáshoz köthető összes költség ismert az elemzés során. Harmadszor, a magyar telekommunikációs piac

kivezetéskori állapotának tanulmányozása befolyásolhatta volna az eredményeket, az új havidíjak versenytársi ajánlatainak összevetésével. A további kutatási területek tehát olyan lehetséges empirikus vizsgálatokat vetnek fel, amelyek a szolgáltatáskivezetés és ügyfélmegtartás közötti kapcsolatot modellezzik a jelen tanulmány korlátaiban figyelembe vételével.

Irodalom

- ABADIE, A. [2005]: Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*. Vol. 72. Issue 1. pp. 1–19. <http://dx.doi.org/10.1111/0034-6527.00321>
- ALLISON, P. D. [1995]: *Survival Analysis Using SAS®: A Practical Guide*. SAS Institute. Cary.
- ARELLANO, M. – BOVER, O. [1995]: Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*. Vol. 68. Issue 1. pp. 29–51. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- ARGOULIDIS, P. [2007]: The evaluation stage in the service elimination decision-making process: Evidence from the UK financial services sector. *Journal of Services Marketing*. Vol. 21. Issue 2. pp. 122–136. <http://dx.doi.org/10.1108/08876040710737886>
- ARGOULIDIS, P. – BALTAS, G. [2007]: Structure in product line management: The role of formalization in service elimination decisions. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 35. Issue 4. pp. 475–491. <http://dx.doi.org/10.1007/s11747-006-0004-2>
- ARGOULIDIS, P. – MCLEAN, F. [2003]: Service elimination decision-making: Analysis of candidates for elimination and remedial actions. *Journal of Marketing Management*. Vol. 19. Issue 3–4. pp. 307–344. <http://dx.doi.org/10.1080/0267257X.2003.9728213>
- AVLONITIS, G. – ARGOULIDIS, P. [2012]: Tracking the evolution of theory on product elimination: Past, present, and future. *The Marketing Review*. Vol. 12. Issue 4. pp. 345–379. <http://dx.doi.org/10.1362/146934712X13469451716592>
- BANSAL, H. S. – TAYLOR, S. F. [1999]: The service provider switching model (spsm) a model of consumer switching behavior in the services industry. *Journal of Service Research*. Vol. 2. Issue 2. pp. 200–218.
- BATESON, J. E. [1985]: The self-service customer-empirical findings. In: *Berry, L. – Shostack, G. L. – Upham, G. D. (eds): Emerging Perspectives on Services Marketing*. American Marketing Association. Chicago. pp. 50–53.
- BERTHON, P. – JOHN, J. [2014]: From entities to interfaces. In: *Lusch, R. F. – Vargo, S. L. (eds): The Service-Dominant Logic of Marketing: Dialog, Debate, and Directions*. Routledge. New York. pp. 196–207.
- BOLTON, R. N. – LEMON, K. N. [1999]: A dynamic model of customers' usage of services: Usage as an antecedent and consequence of satisfaction. *Journal of Marketing Research*. Vol. 36. No. 2. pp. 171–186. <http://dx.doi.org/10.2307/3152091>
- BURNHAM, T. A. – FRELS, J. K. – MAHAJAN, V. [2003]: Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 31. Issue 2. pp. 109–126. <http://dx.doi.org/10.1177/0092070302250897>

- CARPENTER, J. R. – KENWARD, M. G. – VANSTEELENDT, S. [2006]: A comparison of multiple imputation and doubly robust estimation for analyses with missing data. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*. Vol. 169. Issue 3. pp. 571–584, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-985X.2006.00407.x>
- CARUANA, A. [2004]: The impact of switching costs on customer loyalty: A study among corporate customers of mobile telephony. *Journal of Targeting, Measurement and Analysis for Marketing*. Vol. 12. Issue 3. pp. 256–268. <http://dx.doi.org/10.1057/palgrave.jt.5740113>
- CERMAK, D. S. – FILE, K. M. – PRINCE, R. A. [1991]: Complaining and praising in non-profit exchanges: When satisfaction matters less. *Journal of Consumer Satisfaction, Dissatisfaction and Complaining Behavior*. Vol. 4. pp. 180–187,
- CLINTWORLD GMBH [2013]: *White paper: With Competitive Pricing Analytics, CSPs (an Reduce Service Plan Revenue Leakage by 40%*. http://www.clintworldsolutions.com/cw/wp-content/uploads/2013/07/Clintworld_Whitepaper_Clint-KPI.pdf
- COLGATE, M. – LANG, B. [2001]: Switching barriers in consumer markets: An investigation of the financial services industry. *Journal of consumer marketing*. Vol. 18. Issue 4. pp. 332–347. <http://dx.doi.org/10.1108/07363760110393001>
- CRANEY, T. A. – SURLS, J. G. [2002]: Model-dependent variance inflation factor cutoff values. *Quality Engineering*. Vol. 14. Issue 3. pp. 391–403. <http://dx.doi.org/10.1081/QEN-120001878>
- CZEPIEL, J. A. – GILMORE, R. [1987]: Exploring the concept of loyalty in services. In: Congram, C. – Czepiel, J. A. – Shanahan, J. (eds): *The Services Marketing Challenge: Integrating for Competitive Advantage*. American Marketing Association. Chicago. pp. 91–94.
- DAGGER, T. S. – DANAHER, P. J. – GIBBS, B. J. [2009]: How often versus how long: The interplay of contact frequency and relationship duration in customer-reported service relationship strength. *Journal of Service Research*. Vol. 11. No. 4. pp. 371–388.
- DAWES, J. [2009]: The effect of service price increases on customer retention – The moderating role of customer tenure and relationship breadth. *Journal of Service Research*. Vol. 11. No. 3. pp. 232–245.
- FOURNIER, S. [2003]: *A Consumer-Brand Relationship Framework for Strategic Brand Management*. UMI Dissertation Services. Ann Arbor.
- GOLDBERGER, A. [1983]: Abnormal selection bias. In: Karlin, S. – Amemiya, T. – Goodman, L. (eds.): *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*. Academic Press. New York. pp. 67–84.
- GREMLER, D. D. – BROWN, S. W. [1996]: Service loyalty: Its nature, importance, and implications. In: Edwardsson, B. – Brown, S. W. – Johnston, R. – Scheuing, E. E. (eds.): *Advancing Service Quality: A Global Perspective*. International Service Quality Association. New York. pp. 171–180. http://ww.gremler.net/personal/research/1996_Service_Loyalty_QUIS5.pdf
- GRONAU, R. [1974]: Wage comparisons: A selectivity bias. *Journal of Political Economy*. Vol. 82. No. 6. pp. 1119–1143, <http://dx.doi.org/10.1086/260267>
- GULTINAN, J. P. [1989]: A classification of switching costs with implications for relationship marketing. In: Childers, T. L. – Bagozzi R. P. – Peter J. P. (eds.): *AMA Winter Educators' Conference: Marketing Theory and Practice*. American Marketing Association. Chicago. pp. 216–220.
- HECKMAN, J. [1979]: Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*. Vol. 47. No. 6. pp. 153–161. <http://dx.doi.org/10.2307/1912352>

- HILL, J. C. [1988]: Differences in the consumer decision process for professional vs, generic services. *Journal of Services Marketing*. Vol. 2. Issue 1. pp. 17–23. <http://dx.doi.org/10.1108/eb024712>
- JONES, M. A. – MOTHERSBAUGH, D. L. – BEATTY, S. E. [2002]: Why customers stay: Measuring the underlying dimensions of services switching costs and managing their differential strategic outcomes. *Journal of Business Research*. Vol. 55. Issue 6. pp. 441–450. [http://dx.doi.org/10.1016/S0148-2963\(00\)00168-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0148-2963(00)00168-5)
- KEININGHAM, T. L. – COOIL, B. – AKSOY, L. – ANDREASSEN, T. W. – WEINER, J. [2007]: The value of different customer satisfaction and loyalty metrics in predicting customer retention, recommendation, and share-of-wallet. *Managing Service Quality: An International Journal*, Vol. 17. Issue 4. pp. 361–384. <http://dx.doi.org/10.1108/09604520710760526>
- KELLEY, S. W. – DONNELLY, J. H. – SKINNER, S. J. [1990]: Customer participation in service production and delivery. *Journal of Retailing*. Vol. 66. No. 3. pp. 315–335.
- KLEMPERER, P. [1987]: Markets with consumer switching costs. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 102. Issue 2. pp. 376–394. <http://dx.doi.org/10.2307/1885068>
- KOVÁCS P. [2008]: A multikollinearitás vizsgálata lineáris regressziós modellekben. *Statisztikai Szemle*. 86. évf. 1. sz. 38–67. old.
- KRUEGER, A. B. – CARD, D. [1994]: Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*. Vol. 84. No. 4. pp. 772–793.
- LAM, S. Y. – SHANKAR, V. – ERRAMILLI, M. K. – MURTHY, B. [2004]: Customer value, satisfaction, loyalty, and switching costs: An illustration from a business-to-business service context. *Journal of the Academy of Marketing Science*. Vol. 32. Issue 3. pp. 293–311. <http://dx.doi.org/10.1177/0092070304263330>
- LEE, J. – LEE, J. – FEICK, L. [2001]: The impact of switching costs on the customer satisfaction-loyalty link: Mobile phone service in France. *Journal of Services Marketing*. Vol. 15. Issue 1. pp. 35–48. <http://dx.doi.org/10.1108/08876040110381463>
- LEE, M. – CUNNINGHAM, L. F. [2001]: A cost/benefit approach to understanding service loyalty. *Journal of Services Marketing*. Vol. 15. Issue 2. pp. 113–130. <http://dx.doi.org/10.1108/08876040110387917>
- LEWIS, H. G. [1974]: Comments on selectivity biases in wage comparisons. *Journal of Political Economy*. Vol. 82. No. 6. pp. 1145–1155. <http://dx.doi.org/10.1086/260268>
- MCSORLEY, C. – PADILLA, A. J. – WILLIAMS, M. [2003]: *Switching Costs*. Economic Discussion Paper. No. 5. Department of Trade and Industry. London.
- MILLS, P. K. – MORRIS, J. H. [1986]: Clients as “partial” employees of service organizations: Role development in client participation. *Academy of Management Review*. Vol. 11. Issue 4. pp. 726–735. <http://dx.doi.org/10.5465/AMR.1986.4283916>
- NOBELPRIZE.ORG. [2017]: *James J Heckmann – Facts*. The Official Web Site of the Nobel Prize. http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/2000/heckman-facts.html
- O’BIEN, R. M. [2007]: A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*. Vol. 41. Issue 5. pp. 673–690. <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-006-9018-6>
- PFISTERER, L. – ROTH, S. [2015]: Customer usage processes: A conceptualization and differentiation. *Marketing Theory*. Vol. 15. Issue 3. pp. 401–422. <http://dx.doi.org/10.1177/1470593115569103>

- PUHANI, P. [2000]: The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 14. Issue 1. pp. 53–68. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-6419.00104>
- RANAWEERA, C. – PRABHU, J. [2003]: The influence of satisfaction, trust and switching barriers on customer retention in a continuous purchasing setting. *International Journal of Service Industry Management*. Vol. 14. Issue 4. pp. 374–395. <http://dx.doi.org/10.1108/09564230310489231>
- SABZEVARI, H. – SOLEYMANI, M. – NOORBAKHS, E. [2007]: A Comparison Between Statistical and Data Mining Methods for Credit Scoring in Case of Limited Available Data. Proceedings of the 3rd CRC Credit Scoring Conference. Edinburgh. https://www.business-school.ed.ac.uk/waf/crc_archive/2007/papers/sabzevari-et-al.pdf
- SMITH, T. J. – MCKENNA, C. M. [2013]: A comparison of logistic regression pseudo R^2 indices. *Multiple Linear Regression Viewpoints*. Vol. 39. No. 2. pp. 17–26.

Summary

The rapid innovation of service portfolios is vital for competitive advantage. In this context, service elimination is a way of portfolio renewal, where customer retention is a strategic priority for companies. Service elimination usually has higher churn rates than average churn in service industries, thus customer retention is seen as a tool for enhancing service elimination success. The purpose of this paper is to identify those factors that increase customer churn in case of service elimination.

A telecommunication operator's database containing usage data three months before and after service elimination, contract-related information and demographics with 10 065 customers are used to differentiate between high and low churn indicators. The research model was tested using Heckman sample selection.

The results show that price decrease, tenure and interaction intensity are associated with heightened propensity to retain customers during service elimination. Further, a higher monthly fee after elimination increases the customers' usage.

This research contributes to theory and practice in terms of both customer retention and service elimination literature with a combined understanding of the service elimination process. In addition, it explains how customer behaviour changes after service elimination.