

OTDK-DOLGOZAT

2015

BIZTOSÍTÁSI CSALÁSOK KÖZGAZDASÁGI MODELLJE
– AVAGY MEGÉRI-E CSALNI A MAGYAR CASCO
BIZTOSÍTÁSSAL?

AN ECONOMIC MODEL OF INSURANCE FRAUD
– IS IT WORTH IT TO CHEAT ON THE HUNGARIAN
CASCO INSURANCE?

Kézirat lezárva: 2013. március 25.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	1
2. A biztosítási csalások modellezése	2
2.1. A modell kerete és a játék felírása	3
2.2. A játék megoldása	6
2.3. Az eredmények alapján tehető megállapítások	8
3. A gépjármű biztosítási csalásokról röviden	10
4. A CASCO biztosítási csalások közgazdasági szempontból	12
4.1. A „klasszikus” magyarországi CASCO csalás modellje	13
4.2. Játékelméleti kitekintés és a játék felírása	15
4.3. A felülvizsgálati játék extenzív formája és a megoldás	18
4.4. A modell következtetései és további megfontolások	22
5. Összefoglalás	24

Ábrák jegyzéke

1.	A felülvizsgálati játék	17
2.	A felülvizsgálati játék kifizetésekkel	18

1. Bevezetés

„Vélhetően az első biztosítási szerződés megkötése után el is követték az első biztosítási csalást.” – így fogalmazott régebben Trunkó Barnabás, a MABISZ egykori főtitkára. Az elsőre talán komolytalannak tűnő mondatnak az az elsődleges célja, hogy felhívja a figyelmet a biztosítási csalások jelenlétére és fontosságára, amely kellő motivációt ad a dolgozatnak afelől, hogy ez egy releváns, létező, de máig nem megoldott probléma a világ talán egyetlen biztosítási piacán sem. S ha ez a probléma megoldás nem is lehet a dolgozat feladata, de mindenképpen érdemes foglalkozni ezzel a témával, hiszen a biztosítási csalás mértéke figyelemreméltó világszerte. Országunként elért mértékben ugyan, de a szerződések jelentős hányadában történik valamilyen értelemben vett csalás. Világszinten a statisztikák szerint az összes bejelentett káresemény 14%-a esetében valamilyen biztosítási csalás történik, és Magyarország esetében is több tízmilliárd forintot tesznek ki a jogtalan kárfizetések (Generali, [2010]). Éppen ezért a dolgozatban a biztosítási csalások modellezésével foglalkozok, és egy alapmodellből kiindulva megpróbálok egy – a magyar gépjármű piaci csalásokat megfogó – specifikusabb modellt építeni, majd pedig levonni a megfelelő következtetéseket.

Ehhez azonban a második részben egy olyan elméleti modellt mutatok be, amely biztosító–biztosított kapcsolatát vizsgálja csalási szituációban. A keret bemutatását követően a modell lényege egy háromszintű játék, ahol a biztosító két stratégia közül választhat, elköteleződik a szerződések felülvizsgálata mellett, vagy sem. A dolgozatban csupán az egyik stratégia esetében mutatom be a játék egyensúlyi megoldását, hiszen a másik eset kevésbé lényeges a dolgozat szempontjából.

A harmadik fejezetben rátérek a gépjármű biztosítási csalásokra. Először kiemelem a biztosítási piacok különbözőségét, fókuszálva a gépjármű biztosításokra, majd leírom ezen eltérések okait. S éppen ezek a jelentős eltérések azok, amik miatt a dolgozat hasznos lehet elméleti szempontból, hiszen Magyarországon szinte alig foglalkoznak gépjármű biztosítások vizsgálatával, a más országokra kielezett modellek pedig nem használhatóak a magyarországi piacra. Ezek után röviden bemutatom a magyar gépjármű biztosítási piacot, azon belül is a CASCO biztosítást. Itt kiemelem a csalások jelentőségét, és egy példán keresztül térek rá a „tipikus” csalási tevékenységre amit a későbbiekben modellezek.

A negyedik fejezetben a korábban bemutatott modellre építve próbálok meg egy modellt alkotni, amely nem általánosan, hanem a Magyarországon gyakori CASCO biztosítási csalás esetén írja le a szereplők közötti kapcsolatot. Nevezetesen egy olyan szituációban, amikor a csaló „ellopatja” az autóját, majd ezt a feketepiacon értékesíti. Az alapmodellhez képest több változtatást is eszközölök, bizonyos változókat rögzíték, azaz egyszerűsíték a modellen, de bizo-

nyos esetekben pedig széleskörűbben, és bonyolultabban modellezem a valós szituációt. Mindig a szerint változtatok, hogy a modell a valós magyar példa minél jobb leírása legyen. A modell felépítése után tesztek egy játékelméleti kitekintést, pontosabban a játékelmélet eszközeit használom fel, és annak segítségével formalizálom a problémát, majd oldom meg a szituációt. Ehhez szót ejtek a nem teljes információs játékokról, amiről áttérek a nem tökéletes információs játékokra, végül pedig a bevezetem a jelzéses játékokat. Úgy gondolom ez szükséges ahhoz, hogy megfelelő keretekben kezelhessem a problémát, és áttekinthető maradjon a modellem.

Ezek után pedig levonom a modellből származó következtetések, és tesztek néhány fontos észrevételt, amelyek a gyakorlatra is érvényesek lehetnek.

2. A biztosítási csalások modellezése

Ebben a részben a biztosítási csalások alapvető elméleti modelljét tekintjük át, amely leírja a biztosító és a biztosított közötti kapcsolatot abban az esetben, amikor a biztosítottak egy része tisztességtelen, azaz bizonyos valószínűséggel be nem következett kárt jelent be az egyén. Mindezek előtt azonban az egyik legfontosabb feladat tisztázni azt, hogy a dolgozatomban mit értünk pontosan biztosítási csalás alatt. Nem triviális ugyanis, hogy mi a biztosítási csalás, és ami a legfontosabb, több fajtája létezik, éppen ezért csoportosítanunk kell ezeket, és megjelölni azt a fajtát, amellyel a továbbiakban foglalkozunk.

Biztosítási csalás alatt olyan tevékenységet értünk, amely során a szerződő erőfeszítést tesz a (nagyobb) kártérítés megszerzése végett, és amely kiderülése esetén a biztosító mentesül a kárfizetés alól. Talán az előző mondat is sugallja, de kiemelten fontos megkülönböztetni az erkölcsi kockázat efféle megjelenési formáját és a biztosítási csalást (Ágoston, [2004]). Erkölcsi kockázat alatt azt értjük ebben az esetben, hogy a szerződő viselkedése megváltozik a biztosítás megkötése után. Jó példa erre, hogy a CASCO megkötését követően az egyén könnyebben otthagyja az autóját egy kevésbé biztonságos helyen, azonban ez még nem tekinthető csalásnak.

A biztosítási csalás esetében az egyén szándékosan segíti elő a (nagyobb) kár bekövetkezését, ideértve például a fiktív vagy magasabb összegű számlával igazolt káreseményt is. Crocker és Morgan (1993) a következőképpen választotta szét e tevékenységet: A „*build-up*” csalás az enyhébb szint, amely csupán abban nyilvánul meg, hogy a biztosított „felnagyítja” úgymond a káreseményt, hogy több kártérítést kapjon. A második szint tulajdonképpen a valódi csalás (*outright fraud*), mely esetében a biztosított egy nem létező, vagy éppen egy szándékosan megrendezett káresemény révén szeretne hozzájutni a biztosítási összeghez. Egyes irodalmak

(Weisberg és Derrig [1993]) megkülönböztetnek ezen belül opportunistá és tervezett csalást. Az előző eset, ahol csak „megragadják” az alkalmat a profitszerzésre, míg második esetben kitervelt módon történik a károkozás.

Ezek közül a továbbiakban a valódi, *outright fraud*-dal foglalkozik a dolgozat, amely esetben a biztosított bizonyos valószínűséggel csal, azaz nem létező kárt jelent a biztosítónál. A biztosítók pedig – természetesen módon – próbálják felmérni és kideríteni a jogtalan követeléseket, hiszen mind a szerződésben, mind pedig a káresetnél számos kritériumot előírnak, ellenőriznek annak érdekében, hogy minél hatékonyabban kiszűrjék ezen eseteket. Az első esettel azért nem foglalkozik részletesen a dolgozat, mivel a *build-up* típusú csalásnál Dionne és Gagné (2001) megmutatták, hogy amennyiben a biztosító önrészes szerződést kínál, abban az esetben nincs *build-up* csalás. Más a helyzet azonban a magyar piacon, ahol fix és százalékos önrész keveredik úgy mond bizonyos szabályok mellett, ami megváltoztatja ezt az elméletben tett kijelentést. Így ha csak érintőlegesen is, a későbbiekben erre még kitérünk a dolgozat keretei között.

2.1. A modell kerete és a játék felírása

Ezek után Picard (1996) tanulmányára támaszkodva egy olyan antiszelekciós jelenséggel terhelt modellt ismertetünk, amelyben a biztosítottak egy része csal, a másik pedig nem, és természetesen a biztosító nem tudja, hogy az adott egyén melyik csoportot képviseli. A biztosító egyetlen dolgot tehet ez ellen, a káresetet a szokásos ellenőrzésen túl felülvizsgálhatja. Az egyének Neumann–Morgenstern féle hasznossági függvényekkel rendelkeznek (U), amely kétszer folytonosan differenciálható, $U' > 0$ és $U'' < 0$, és céljuk a várható hasznosság ($EU(R)$) maximalizálása, ahol R jelöli a vagyont. Az indulóvagyonuk W , a várható veszteség mértéke, amire a biztosítást kötik L , a káresemény bekövetkezésének valószínűsége pedig δ , $0 < \delta < 1$. A díj nagysága P , q pedig a biztosítási összeg.

Mint ahogy az említésre került, kétféle egyén létezik, őszinte és csaló, utóbbi valószínűsége θ , így előbbié természetesen $1 - \theta$. A csaló egyének α valószínűséggel csálnak, azaz α valószínűséggel jelentenek olyan kárt, amely nem történt meg. A biztosító felülvizsgálhatja a szerződéseket k költséggel, de természetesen ez jelentős kiadást képvisel egy szerződés esetében, illetve a másik oldalról számos kellemetlenséget vet fel az ügyfélnek. Nevezetesen az őszinte ügyfelek sok esetben azt is hihetik (és a gyakorlatban hiszik is), hogy a biztosító nem akar fizetni, és valójában csak azért „kutakodik”, hogy kibúvót találjon.

Tehát ez minden szempontból egy megfontolandó dolog, hogy a biztosító felülvizsgál-e egy adott szerződést, vagy sem, éppen ezért minden szerződést p valószínűséggel fog felülvizsgálni

a biztosító. Azonban feltétel az is, hogy amennyiben a biztosító felülvizsgál, akkor mindenképpen rájön a csalásra, és a biztosítottnak M összeget kell fizetnie büntetés gyanánt (ennek meghatározása exogén módon adott a jogszabályok által), amelynek egy meghatározott része (m) a biztosítót illeti, amelyet egyfajta jutalomként foghatunk fel, és ami fedezi a felülvizsgálat költségeinek egy részét. A büntetés nagysága természetesen nem állandó, tehát függ a szerződéstől (q, P) , és természetesen $m(q, P) \leq M(q, P)$.

Tekintsük $\tilde{p}$ -nek azt a felülvizsgálati valószínűséget, amelynél a csaló biztosított éppen semleges annak tekintetében, hogy csaljon, vagy sem. Mivel a modellben feltétel, hogy felülvizsgálat esetén a csalásra rájönnek, ezért csaló vagyona következőképpen alakul, ha bejelent egy nem létező kárt: $R = W - P - M(q, P)$, ha felülvizsgálják a kárbejelentést, és $R = W - P + q$, ha nem. Ha a csaló tisztességes ügyfélként jár el, vagyis nem jelent nem létező kárt, akkor a vagyona persze $R = W - P$. Ebből következően a $\tilde{p}$ a következő formában írható fel:

$$U(W - P) = \tilde{p}U(W - P - M(q, P)) + (1 - \tilde{p})U(W - P + q).$$

Ennek átrendezéséből adódik a $\tilde{p}$:

$$\tilde{p} = \frac{U(W - P + q) - U(W - P)}{U(W - P + q) - U(W - P - M(q, P))}.$$

Mivel $\tilde{p} \in (0, 1)$ csak q és P -től függ, hiszen a többi exogén változó, ezért $\tilde{p} = \tilde{p}(q, P)$.

Ezek után a biztosító-biztosított kapcsolatát egy háromszintű játékként írhatjuk fel, melynek része a természet („véletlen”) is, amely meghatározza, hogy csaló vagy őszinte lesz az ügyfél. Fontos kiemelni, hogy a csalók részaránya (s így valószínűsége) a biztosító ügyfelei között σ , ami nem egyezik meg a θ -val, ami a annak valószínűsége, hogy egy tetszőleges egyén csaló. A $\sigma = \theta$ csak akkor áll fenn, ha a biztosítók által kínált szerződések homogének, a piac egyensúlyban van, és feltételezzük az egyenletes eloszlást. Szintén feltétel még, hogy a csalók és tisztességes ügyfelek eloszlása a szerződések között köztudott, azaz a játék elején a σ mindenki számára ismert. Így adva van a (q, P, σ) , s a felülvizsgálati a játék a következőképpen néz ki:

1. Először is adott lesz a véletlen által, hogy az ügyfél milyen típusú lesz (σ valószínűség szerint), és bekövetkezik-e a kár δ valószínűséggel.
2. Az ügyfél megfigyeli saját típusát, majd eldönti, hogy tesz-e kárbejelentést. A csalók α valószínűséggel jelentenek be kárt, ha az nem következett be, és 1 valószínűséggel, amikor az valóban bekövetkezett (δ). A tisztességes ügyfelek persze sohasem csálnak, csak valós kár esetén (δ valószínűség) tesznek bejelentést.
3. Legvégül pedig a biztosító megfigyeli az ügyfél üzenetét majd dönt, hogy amennyiben bejelentett egy kárt az ügyfél, akkor azt felülvizsgálja, vagy nem, p és $(1 - p)$ valószínűséggel.

A szerződő így α szerint maximalizálja a várható hasznosságát:

$$\mathbb{E}U = \alpha \left(pU(W - P - M(q, P)) + (1 - p)U(W - P + q) \right) + (1 - \alpha)U(W - P).$$

Ebből következően az α a következő értékeket veszi fel:

$$\alpha = \begin{cases} 0, & \text{ha } p > \tilde{p}(q, P) \\ 1, & \text{ha } p < \tilde{p}(q, P) \\ [0, 1], & \text{ha } p = \tilde{p}(q, P) \end{cases} \quad (1)$$

Vagyis ha a felülvizsgálat (azaz a lebukás) valószínűsége nagyobb, mint az indifferens valószínűség, akkor nem csal az ügyfél (1.eset), ha kisebb, akkor mindenképpen (2.eset), ha pedig éppen egyenlő, akkor pedig az α értéke $[0, 1]$ zárt intervallumba esik. Ennél a pontnál mindenképpen meg kell jegyezni, hogy az az eset, amikor valódi kár következik be, és azt bejelenti a csaló, nem jelenik meg a hasznossági függvény felírásában. Ezt Picard (1996) azzal indokolta, hogy az optimumot nem befolyásolja, így nem szükséges szerepeltetni a modellben, mivel bonyodalmat okoz a számítások során. S mivel e fejezet célja a csalást leíró modell ismertetése, így nekünk sem szükséges ezen változtatni.

Lássuk ezt követően a biztosító helyzetét, aki a p valószínűségen keresztül érintett a játékban. A biztosító természetesen mint mindig, jelen esetben is profitot maximalizál, ami egyenlő a költség minimalizálással. Jelölje a várható költségét C , ami három tényezőből áll össze: várható kárkifizetés, felülvizsgálat várható költsége, és a várható „jutalom” a csaló büntetéséből. Nézzük az egyes tényezők összetételét! A várható kárkifizetések egyrészt a csalóknak kifizetett pénz, aminél nem történt kár, és a tisztességes ügyfeleknek kifizetett valódi kár utáni kifizetés. Jelölésekkel:

$$\mathbb{E}(\text{Kárkifizetés}) = q(\delta + \alpha\sigma(1 - \delta)(1 - p))$$

Az első tag ($q\delta$) a valós kár esetén kifizetett pénz, amit mindkét típus bejelent, ami a kár valószínűség és a biztosítási összeg szorzata, a második pedig a biztosítási összeg, a csalás valószínűsége ha csaló az egyén, a csaló valószínűsége, a fiktív kár (tehát hogy nem valódi kárt jelentett be), és a felülvizsgálat elmaradás valószínűségének szorzata (ha van felülvizsgálat, akkor kiderül). A félreértés elkerülése végett az α egy feltételes valószínűség, hogy az egyén csal, ha tudom hogy csaló, a σ pedig a csaló valószínűsége az vállalat ügyfelei között. S így a teljes valószínűség tétele alapján ($P(A) = P(A|B)P(B)$) a csalás valószínűsége a két valószínűség szorzata. De persze a biztosító az α értékét nem ismeri.

A felülvizsgálat várható költsége a következő formát ölti:

$$\mathbb{E}(\text{Felülvizsgálat költsége}) = pk(\delta + \alpha\sigma(1 - \delta))$$

Ez esetben a zárójeles szorzó a kárbejelentés valószínűségét fogja meg, nevezetesen hogy egy tisztességes bejelent egy valódi kár, valamint hogy egy csaló bejelent egy fiktív kárt.

Végül a várható visszafizetés a következő formulával írható le:

$$\mathbb{E}(\text{Visszafizetés}) = \alpha \sigma p(1 - \delta)m(q, P).$$

2.2. A játék megoldása

A játék ismertetése után a továbblépés két irányba történhet. A kérdés az, hogy a biztosító milyen stratégiát választ? Vagy elkötelezetten, azaz hitelesen felülvizsgál vagy pedig nem. Nyilván a két eset két különböző játékot és ezáltal megoldást jelent. Az első esetben amikor a biztosító elkötelezett a felülvizsgálat tekintetében, akkor a biztosító figyelembe véve a csalók válaszfüggvényét úgy választja meg a felülvizsgálati valószínűséget (p), hogy az minimalizálja a költségeit. A másik esetben, amikor is nem elkötelezett a felülvizsgálat iránt, akkor az egyensúlyi cselekvés az ő maga legjobbválasz-függvénye lesz a csaló viselkedésére.

Mindkét megoldás érdekes eredményre és hasznos következtetésre vezet, azonban a dolgozat keretein belül csak az utóbbi esettel foglalkozunk. Ennek alapvetően két oka van. Egyrészt Picard (1996) tanulmányában részletesen kifejtette a két eset közötti különbséget mind technikailag, mind pedig a gyakorlati megvalósítás során, így azt kár lenne újra megtenni. Másrészt ahogy a korábbiakban említettem, a dolgozatnak a célja az, hogy mindinkább a magyar gyakorlatban érvényesülő szituációt fogja meg minél hatékonyabban, s ebből a szempontból kizárólag a nem hihető elköteleződés esetével érdemes foglalkozni. Erről még lesz szó a későbbiekben, de a legfőbb oka ennek az, hogy a magyar gyakorlatban semmilyen körülmények között nem teljesül a hihető elköteleződés, s mivel a dolgozat célja a magyar piac modellezése, így ez kevésbé releváns.

A második esetben tehát, amikor a biztosító nem elkötelezett, mint említésre került, az egyensúlyi viselkedés csupán a legjobbválasz-függvényt jelenti a csaló viselkedésére. Így a felülvizsgálati játék megoldásaként olyan egyensúlyt kapunk, amelyben a csaló magatartás optimális adott felülvizsgálati döntés mellett, a felülvizsgálati döntés optimális adott biztosítói feltételezés mellett, ami a jogtalan követelés valószínűségét illeti (α -ra irányuló feltételezés), és ahol a csaló bayes-i módon alakítja a stratégiáját (α), és a biztosító információját a kárbejelentés valószínűsége befolyásolja. Jelölje π annak a valószínűségét, hogy egy bejelentett kár

hamis, ekkor

$$\pi = \frac{\alpha\sigma(1-\delta)}{\alpha\sigma(1-\delta) + \delta}. \quad (2)$$

A tört számlálójában a hamis bejelentés valószínűsége áll, a nevezőben pedig az összes bejelentés valószínűsége, azaz a hamis és a valódi. Ebben az esetben kimondatlanul a Bayes-szabály alapján jártunk el. Természetesen valódi kárt mindkét típus jelenthet be. Ha ez megtörténik, akkor a biztosító a következő, feltételes kiadással néz szembe:

$$\tilde{C} = \begin{cases} k + (1-\pi)q - \pi m(q, p), & \text{ha van felülvizsgálat} \\ q & \text{különben} \end{cases}$$

A biztosító ennek tudatában minimalizálja a költségét:

$$\tilde{C} = p(k + (1-\pi)q - \pi m(q, p)) + (1-p)q = q + p(k - \pi(q + m(q, P))).$$

Így a várható költség a $\tilde{C}$ és a bejelentés valószínűségének szorzataként adódik. Látható, hogy a felülvizsgálat valószínűsége (p) attól függ, hogy a k és a $\pi(q + m(q, P))$ között milyen reláció érvényesül. Formalizálva, a felülvizsgálat valószínűsége tehát a következőképpen alakul:

$$p = \begin{cases} 0, & \text{ha } k > \pi(q + m(q, P)) \\ 1, & \text{ha } k < \pi(q + m(q, P)) \\ \mathbb{I}[0, 1], & \text{ha } k = \pi(q + m(q, P)) \end{cases} \quad (3)$$

A csaló játékos stratégiája az (1), már tárgyalt egyenlet szerint alakul, a játék megoldása (α, p, π) pedig az (1), a (2), és a (3) egyenletek megoldásából adódik:

1. Állítás. *Elköteleződés nélküli felülvizsgálat esetén a felülvizsgálati játék (q, P, σ) megoldása a következőképpen alakul:*

- $p(q, P, \sigma) = 0$ és $\alpha(q, P, \sigma) = 1$, ha $k > \frac{\sigma(1-\delta)(q + m(q, P))}{\sigma(1-\delta) + \delta}$,
- $p(q, P, \sigma) = \tilde{p}(q, P)$ és $\alpha(q, P, \sigma) = 1$, ha $k = \frac{\sigma(1-\delta)(q + m(q, P))}{\sigma(1-\delta) + \delta}$,
- $p(q, P, \sigma) = \tilde{p}(q, P)$ és $\alpha(q, P, \sigma) = \frac{\delta k}{\sigma(1-\delta)(q + m(q, P) - k)}$, ha $k < \frac{\sigma(1-\delta)(q + m(q, P))}{\sigma(1-\delta) + \delta}$,

és

$$C(q, P, \sigma) = \begin{cases} \min \left\{ \left(\delta + (1-\delta)\sigma \right) q; \frac{\delta q(q + m(q, P))}{q + m(q, P) - k} \right\}, & \text{ha } k < q + m(q, P) \\ (\delta + (1-\delta)\sigma)q & \text{különben.} \end{cases}$$

Az (1) állítás, különösen annak feltétele elsőre bonyolultnak tűnik. A k -val szembeni, $\frac{\sigma(1-\delta)(q+m(q,P))}{\sigma(1-\delta)+q}$ kifejezés nem más, mint a korábban tárgyalt $\pi(q+m(q,P))$, azonban az első két esetben az $\alpha = 1$ miatt erre a formulára egyszerűsödik a π kifejezés: $\pi = \frac{\alpha\sigma(1-\delta)}{\alpha\sigma(1-\delta)+\delta} = \frac{\sigma(1-\delta)}{\sigma(1-\delta)+\delta}$. A harmadik esetben pedig úgy van megválasztva az α , hogy a k -val szembeni kifejezés ne változzék. Intuitíven ez nem más, mint a csalással igényelt, tehát nem létező károk várható kifizetése, hiszen π ugye annak valószínűsége, hogy az adott kár hamis kár, a $q+m(q,P)$ pedig a hamis kár „nettó” kifizetése, amely figyelembe veszi a kapott jutalmat $m(q,P)$ is. Ezt viszonyítja tehát a biztosító a felderítés költségéhez, de ezt a biztosító döntésénél, a (3) egyenletben is láthattuk. Ennek értelmében az első feltétel esetén a biztosító $p = 0$ valószínűséggel fog felülvizsgálni, a csaló pedig $\alpha = 1$ valószínűséggel hamis kárt jelent be, azaz csal. A második esetben, amikor a költség éppen egyenlő a nettó várható kifizetéssel, akkor a biztosító $\tilde{p}(q,P)$ valószínűséggel vizsgál felül, a csaló pedig 1 valószínűséggel csal, a harmadik pontnál pedig a biztosító szintén $\tilde{p}(q,P)$ valószínűséggel vizsgál felül, azonban a csaló $\alpha \leq 1$ valószínűséggel csal.

A biztosító költsége esetében a három eset kettőre redukálódik. Az első eset a harmadik (p, α) értékpárt írja le, amikor a biztosító felülvizsgálati költsége alacsonyabb, mint a nettó kifizetés összeg. Ekkor a költség nem lehet nagyobb, mint ha nem vizsgálna felül, de lehet, hogy kisebb, ezért a két érték minimumaként adódik. A másik eset egyben fogja meg az első kettő (p, α) párt, hiszen ha nincs felülvizsgálat, akkor kárbejelentés után fizeti a q biztosítási összeget, a kárbejelentés pedig a már tárgyalt valószínűséggel következik be (valódi kárt jelentenek vagy csaló egy nem létezőt). Ha van, de a költség éppen egyenlő a biztosítási összeg és jutalom eredőjével, akkor az ugyanaz a költség szempontjából, mintha nem vizsgálna felül.

2.3. Az eredmények alapján tehető megállapítások

Miután értelmeztük az alapmodell megoldását, érdemes megnézni, hogy mit is mond ez az eredmény. A legfontosabb eredmény, hogy ebben az esetben, amikor a biztosító nem köteleződik el a felülvizsgálat iránt (nem hihetően), az $\alpha = 0$ stratégia nem egyensúlyi stratégia a csaló számára. Más szavakkal, a biztosító nem tudja elérni, hogy a csaló egyének ne csaljanak. Emellett a csalás megelőzése érdekében a biztosítónak legalább $\tilde{p}(q,P)$ felülvizsgálati valószínűséggel kell ellenőrizni, azonban ha nincs jogtalan kárkövetelés, azaz a csaló nem csal, akkor a pozitív valószínűsége felülvizsgálati valószínűség nem optimális stratégia. Ez viszont nem jelent mást, minthogy mindenképpen kell hogy legyen csalás valamilyen mértékben, ez pedig

egyértelműen növeli a költségeket. Mindemellett a modell megoldása, azaz az 1. állítás számos következményt implicál:

1. Következmény. *A felülvizsgálati játék megoldása (q, P, σ) olyan, hogy:*

1. *A $C(q, P, \sigma)$ nem csökkenő a σ függvényében.*
2. *Ha a (q, P, σ) egyensúlyi megoldás mellett az $\alpha = 1$ és persze $q > 0$, akkor a $C(q, P, \sigma)$ lokálisan növekvő a σ -ban, és $C(q, P, \sigma) = q$, ha $\sigma = 1$.*
3. *$C(0, 0, \sigma) = 0, \forall \sigma \in [0, 1]$ esetén.*
4. *$\alpha(q, P, \sigma)$ nem növekvő a σ függvényében.*
5. *$EU_t(q, P) \leq EU_{cs}(q, P, \sigma), \quad \forall q, P, \sigma$ esetén, ahol „cs” a csaló, „t” a tisztességes ügyfelet jelöli.*
6. *Ha $EU_t(q, P) < EU_{cs}(q, P, \sigma)$, akkor $\alpha(q, P, \sigma) = 1$ és $p(q, P, \sigma) = 0$.*
7. *Ha $EU_{cs}(q, P, \sigma) > \tilde{U}$, akkor $q > 0$.*

Az első három következmény az egyensúlyi várható költséget fogja meg. Egyrészt nagyobb arányú csalók esetén nem csökkenhet a biztosító várható költsége. Másrészt, ha a csaló 1 valószínűséggel csal, a várható költség a csalók súlyával emelkedik, és ha csak csaló ügyfelek vannak, akkor ez a költség a biztosítási összeg (q). A 3. következmény pedig triviális. A 4. szerint egyensúlyban a nagyobb csaló arány σ több felülvizsgálatot von maga után, ami miatt a csalási valószínűség kisebb lesz az egyensúlyban. Az utolsó három következmény az ügyfelek hasznosságára tesz megállapításokat. Nevezetesen az 5. szerint a csaló várható hasznossága ($EU_{cs}(q, P, \sigma)$) legalább akkora, mint a tisztességes ügyfélé, hiszen ő is tud tisztességes ügyfélként eljárni. A 6. következmény szerint, amennyiben nagyobb a csaló viselkedés várható haszna, azaz a csalás dominálja a tisztességes viselkedést, úgy a csaló biztosan csalni fog, és ebben az esetben a biztosító nem ellenőriz. Végül a 7. következmény szerint, ha a csaló várható haszna nagyobb, mint az eredeti (játék előtti) hasznossága, akkor van pozitív összegű biztosítás.

Összességében, a felírt modell egy olyan megoldást kínál abban az esetben, amikor a biztosító nem köteleződik el a felülvizsgálat mellett, amelyben mindenképpen csálnak az egyének (ez az (1). egyenletben egyértelműen látszik), ami pedig növeli a biztosító költségeit, s ezáltal a díjakat. Ez a tény pedig azt jelenti, hogy ezáltal a tisztességes ügyfelek is büntetve vannak, és kérdéses, hogy meddig tűrik el a díjak növekedését, ami éppen a csaló egyének létéből fakad. Tekintve például az $\alpha = 1$ és $p = 0$ esetet kialakulhat olyan magas ár, kellően magas csalási aránnyal, hogy az ügyfelek nem kötnek biztosítást, s így megszűnik a biztosítási piac. Picard

(1996) egy versenyző piacon modellezte az elkötelezett és az általunk tárgyalt nem elkötelezett viselkedést, és megmutatta, hogy az elköteleződés hiánya jelentős jóléti veszteséget okoz a biztosítási piacon, amely akár meg is szűnhet. Emellett javaslatot tett, és bebizonyította, hogy a gyakorlatban egy, a biztosítók által közösen működtetett ellenőrzési intézmény egy jó megoldás lenne az elköteleződési problémára.

Ebben a fejezetben tehát bemutatásra került egy elméleti modell, amely bár nem teljes egészében lett ismertetve, de éppen elegendően ahhoz, hogy a következő fejezetben erre alapozni lehessen. Miután ugyanis végigvezettünk egy olyan antiszelekcións modellt, amely a biztosítási csalást írja le általánosan, a következő részben ezt a modellt specifikálva, és részben egyszerűsítve a magyar gépjármű piacon jelen lévő biztosítási típust, a CASCO biztosítást fogom vizsgálni, méghozzá a biztosítási csalások modellezésével.

3. A gépjármű biztosítási csalásokról röviden

A gépjármű biztosítások piacával több tanulmány foglalkozik mind elméleti, mind pedig empirikus szinten. Köszönhető ez annak, hogy ezek a piacok jellemzően antiszelekcións jelenséggel terhelt piacok és a moral hazard viselkedés is jól azonosítható. Ugyanez elmondható a biztosítási csalásokról is, számos tanulmány jelent meg a régmúltban és a közelmúltban arról, hogy miként lehet eliminálni a biztosítási csalásokat az elméleti modellek szerint (lásd például: (Andersson – Skogh, [2003]), (Picard, [1995])), valamint hogy a gyakorlatban milyen konkrét eszközökkel lehet hatékonyan feltárni a csalásokat (lásd például: (Tennyson – Forn, [2002]), (Porrini, [1998])). Azonban kijelenthető, hogy a gépjármű biztosítások esetében az egyes piacok igen eltérőek, országról–országra különbözőek (Artís et al., [1998]). Nevezetesen különböznek a piacon lévő termékek, a szabályozó jogrendszer, és még az emberek csalási viselkedései is (ezek persze összefüggenek bizonyos mértékben). Artís et al. (1998) szerint az USA-ban például kiemeltan magas az egészségügyi kiadásokon elkövetett csalás, míg Európában ez kevésbé jellemző.

Mindezek értelmében azt mondhatjuk, hogy amennyiben elméleti keretek között akarjuk vizsgálni a gépjárművek biztosítási piacát, egyáltalán nem mindegy, hogy milyen feltételekkel tesszük azt meg. Az eltérő szabályok és eltérő termékek eltérő típusú csalást eredményeznek, amelyeket különböző modellekkel lehet megfogni. S éppen ezek azok az okok, amelyek létjogosultságot adnak a dolgozatnak, hogy magyar keretek közötti modellt építsen, amely a magyar piacon elkövetett csalásokat modellezi. Ugyanis kijelenthető, hogy ebben a tekintetben elmé-

leti szinten nem született kimondottan ezzel a témával foglalkozó tanulmány, legfeljebb érintőlegesen találkozhatunk a magyar biztosítási piacon elkövetett csalások említésével az egyes tanulmányokban.

Ami a gyakorlati oldalt illeti, a legtöbb biztosítótársaság az elmúlt időszakban tett lépéseket bizonyos csalásfelderítő programok terén, azonban ezek többnyire belső próbálkozások voltak, amelyek így kevésbé összehasonlíthatóak, elemezhetőek, és ami a legfontosabb, kevésbé értékelhetőek. Mindezek mellett született a közelmúltban kimondottan csalások felderítésére, előrejelzésére specifikált program a Clementine Consulting és a Deloitte Magyarország részéről is, amelyek valamelyest sztenderd keretet kínálnak a csalásfelderítésre (www.spss.hu, www.deloitte.com). Ezek az algoritmusok jellemzően mély adatelemzésre épülnek, bizonyos ismérvek alapján képesek felismerni a problémás eseteket. Ilyen alapvető ismérvek, amelyek kimondottan a csalás gyanúját vetik fel a következők:

- Rövid biztosítási időszak a kárérték keletkezését megelőzően
- Szokatlanul hosszú időtartam a kárérték keletkezése és a bejelentés között
- A biztosítási fedezet közelmúltbeli jelentős bővítése
- A biztosítás közelmúltbeli csökkentése kikövetkeztethetően egy fajta káreseményre
- Szokatlan számú kis sérülés egy járművön

Forrás: www.spss.hu

Látható tehát, hogy a gyakorlati megvalósítás kimondottan a felismerésre és előrejelzésre fókuszál, így azt mondhatjuk, hogy az elméleti modellezése a magyar biztosítási piacon fellelhető csalásoknak minden szempontból új területnek számít. Kérdés azonban, hogy mindez mennyire járulhat hozzá a gyakorlati probléma minél tökéletesebb megoldásához? Ha valóban sikerül feltárni a folyamatokat, modellezni a szereplők viselkedéseit, és ezek valóban érvényesülnek a gyakorlatban – amit egy empirikus elemzés könnyen alátámaszthat –, akkor mindenképpen azt állíthatjuk, hogy a dolgozat eredménye hozzájárulhat a jövőbeli erőfeszítések sikerességéhez.

Miután szót ejtettünk a téma jelentőségéről és jelenlegi feldolgozottságáról, rátérünk a magyar sajátosságokra. Ami a magyar gépjármű biztosítási piacot illeti (és általában a biztosítási piacot), hasonló több európai, elsősorban a német gépjármű biztosítási piachoz. Ennek megfelelően minden, a törvényben foglalt (2009. évi LXII. törvény) gépjárműre kell kötni egy kötelező felelősségbiztosítást, amely az egyén által másnak okozott károkat fedezi. Ezen felül azonban lehetőség van CASCO biztosítás kötésére, amely az egyén saját, a gépjárműjében okozott

kárait fedezi. A dolgozat a gépjármű biztosítás ezen formájával foglalkozik, azaz a CASCO csalásokat modellezi. Magyarországon a CASCO lefedettség 20% körül mozog (Biztosítási Szemle, [2012]), és több vezető biztosító éves jelentéséből kitűnik, hogy az elmúlt években számos ok miatt, de csökkentek a CASCO biztosításokból származó díjbevételeik, a csalások száma azonban nem csökkent jelentősen. Sőt, Horváth László, a Generali biztosító vizsgálati csoportjának vezetője szerint a gazdasági válság megnövelte a csalások számát Magyarországon, és továbbra is a gépjármű biztosítások esetében a leginkább előforduló esemény a csalás (www.alkuszbiztositas.hu).

Magyarországon a legkiemelkedőbb CASCO csalás (a számtalan többi mellett) a 90'-es években történt (Generali, [2010]): 1994-től kezdődően 2 év alatt több, mint 500 autólopást jelentettek be, és 1995-ben már 6%-os volt a lopásgyakoriság. A biztosító vizsgálatot indított, mely során rájöttek, hogy javarészt fiktív autólopásról volt szó, ahol az autót külföldre vették értékesíteni vagy szétszerelték, és alkatrészként értékesítették. A rendőrség 60 ember ellen folytatott nyomozást, mely során az autók 10%-át megtalálták. A következő évben már csak 1% volt a lopásgyakoriság. A fiktív autólopás mellett a megrendezett balesetek számítanak még a „klasszikus” esetekhez (Generali, [2010]). Természetesen ezek a csalási típusok fellelhetőek más országokban is, azonban a dolgozat célja ennek a példának, mint egyik leggyakoribb magyar csalási típusnak a modellezése.

4. A CASCO biztosítási csalások közgazdasági szempontból

Miután röviden bemutattuk a CASCO biztosítást és taglaltam a „tipikus” csalási formákat, rátérhetünk a gépjármű biztosítási csalások közgazdasági modellezésére. A témában megemlítenéd Dionne és Gagné (2001, 2002) empirikus elemzéseit, akik a *build-up* típusú csalás és az önrészes biztosítás kapcsolatát vizsgálták. Ebben az esetben – számos egyéb mellett – azt találták, hogy bizonyos esetben a nagyobb önrész képes eliminálni azokat a típusú csalásokat, amelyek az ügyfél által nagyobb kárigény benyújtásában merülnek ki. E gondolatmenet logikusnak tűnik, hiszen amennyiben az ügyfél is megfelelő mértékben részesedik a kárból, úgy nem feltétlen éri meg számára nagyobb kárt bejelenteni.

Megállva egy pillanatra érdemes elgondolkodni azon, hogy ez valóban teljesül-e a magyar piacon? Magyarországon a CASCO biztosításhoz levonásos és százalékos önrész tartozik, azonban egy kártartományban mindenképpen egy rögzített összeg az önrész. Ebben az esetben viszont igenis létezhet *build-up* típusú csalás, mivel egy adott szintig – az önrész paramétereitől

függően – mindenképpen rögzített a szerződő hozzájárulása, vagyis a bejelentett károk a *build-up* típusú csalás esetén a kártartomány felső végéhez közelítenek, azaz semmiképpen sem egy kárnagyságra jellemző eloszlást – például Lognormális, Gamma, Pareto – kapunk. Ezt mindenképpen érdemes tesztelni a gyakorlatban, ugyanis érdekes eredményre juthatunk, amely ellentmond Dionne és Gagné (2001) más piacon levont elméleti állításának. Részben az érdekesség kedvéért, részben pedig azért került e példa a gondolatmenetbe, hogy egyértelművé váljon: az egyes jogi vagy termékbeli sajátosságok gyökeresen megváltoztatják az eredményeket, így nem lehet a különböző piacokon tett megállapításokat egy másikra alkalmazni.

Az általunk említett és vizsgálandó szituációban azonban feltesszük, hogy kimondottan *outright-fraud*-ról van szó. Ez azt jelenti, hogy a biztosított szándékosan okoz kárt az autója „ellopásával”. Így a dolgozat központi kérdése tehát az, hogy van-e olyan szituáció a magyar szabályozási és gyakorlati feltételeket figyelembe véve, amely képes a csalást az elméleti modellben valamelyest csökkenteni vagy megszüntetni? Másképpen fogalmazva megéri-e a biztosítónak, tud-e a biztosító, és ha igen milyen eszközökkel fellépni a csaló ügyfelek ellen abban az esetben, amikor ezzel a tipikusnak nevezhető egyik leggyakoribb csalási formával állunk szemben? A kérdés megválaszolásához a második fejezetben ismertetett modellre támaszkodunk, ezt alakítjuk át a megfelelő formára.

4.1. A „klasszikus” magyarországi CASCO csalás modellje

Tegyük fel tehát, hogy a biztosított minden esetben kockázatkerülő, és a szokásos Neumann–Morgenstern féle hasznossági függvénnyel (U) rendelkezik, ahol $U' > 0, U'' < 0$. A célja a hasznosság várható értékének maximalizálása. Kétféle biztosított van, csaló, aki α valószínűséggel csal, és tisztességes, aki sohasem csal. A kár δ valószínűséggel következik be, és természetesen $0 < \delta < 1$. Az első módosítás a korábban említett modellhez képest, hogy tételezzük fel a csalók egyenletes eloszlását a biztosítóknál, és azt, hogy a termékek homogének, így a korábbi $\theta = \sigma$, ezért elegendő a σ -t a modellbe építeni, ami a játék elején mindenki számára ismert. A homogén termékek feltételezése nem tekinthető magas fokú absztrakciónak, hiszen a CASCO biztosítások érdemben nem különböznek egymástól a magyar piacon.

Szintén elmozdulás a korábbiakhoz képest, hogy ebben az esetben nem tételezzük fel, hogy a csaló valós kárt jelenthet be. Ennek elsődleges oka az, hogy a valós szituáció értelmében az egyén biztosítást köt, majd ellopja autóját. Így nem reális feltétel az, hogy valós kár következne be, mielőtt a csalás megtörténik. Mint azt az előző modellben is taglaltuk, a csaló által bejelentett valós kár a várható hasznosság szempontjából nem lényeges, ami az optimumot il-

leti, jelentősége majd a biztosító vélekedésének alakulásánál (π) lesz. Az egyén indulóvagya W , a veszteség legyen itt is L . A csaló tevékenység formalizálva a következőt jelenti: A csaló megköti a CASCO biztosítást P díjon, és q biztosítási összegre, majd ezután adott valószínűséggel (α) csal, azaz „ellopatja” a V értékű autóját, amit valamilyen formában értékesít. Ez azt jelenti, hogy a gyakorlatot alapul véve vagy eladja a másodlagos piacon, vagy alkatrészként értékesíti, ami lényeges, hogy ezért ρV összeget kap, ahol ρ mindenképpen kisebb, mint 1.

Fontos figyelembe venni, hogy Magyarországon a CASCO biztosításokat önrészes formában kínálják a biztosítók (levonásos vagy arányos), méghozzá úgy, hogy adott kár esetén a nagyobb önrészt számítják be. A modellben legyen D a levonás mértéke, függetlenül attól, hogy éppen melyik típusról van szó. Így abban az esetben, ha csal az egyén, a vagyona a következőképpen alakul: $R = W - P + \rho V + (q - D)$, ha sikeresen csal, és $R = W - P + \rho V - M$, ha nem. Itt az M a büntetés mértéke, hiszen a magyar gyakorlatok azt mutatják, hogy nagyon nehéz bizonyítani a csalásokat, ám ha mégis sikerül, akkor a biztosító javarészt jogosan követel kártérítést. Természetesen a felülvizsgálatnak is lesz költsége (k), ám ez majd a biztosító szempontjából lesz érdekes. Tegyük fel most, hogy egy adott szerződést vizsgálunk, azaz rögzítjük a q -t és a P -t. Ha valaki tisztességes, azaz nem jelent be fiktív kárt, akkor a vagyona $R = W - P + V$ lesz. Fontos, hogy a sikeres csalás valószínűsége legyen most a modellben θ . Ennek következtében a csaló akkor csal, ha a csalásból származó várható haszna nagyobb, mint abban az esetben, ha nem csal:

$$U(W - P + V) < \theta U(W - P + \rho V + (q - D)) + (1 - \theta)U(W - P + \rho V - M). \quad (4)$$

Legyen most is $\tilde{\theta}$ az a sikeres csalási valószínűség, amely mellett a csaló éppen indifferens a csalást illetően. Ez az érték egyszerű átrendezéssel adódik, ha fenti egyenlőtlenséget egyenlet formájában tekintjük.

$$\tilde{\theta} = \frac{U(W - P + V) - U(W - P + \rho V - M)}{U(W - P + \rho V + (q - D)) - U(W - P + \rho V - M)} \quad (5)$$

Mint fentebb is említettük, tekintsük rögzítettnek a q -t és P -t, így ebben az esetben a $\tilde{\theta} = \tilde{\theta}(V, D)$, azaz csak az autó értékétől és az önrésztől függ, hiszen a 4. egyenlőtlenségben szereplő többi változó eleve exogén (W, M). Az indifferens sikeres csalás valószínűsége, ahogy a képlet is mutatja, növekvő függvénye az önrésznek, hiszen ha a nagyobb önrész csökkenti a várható hasznat, azaz nagyobb sikervalószínűség kell, hogy indifferens legyen a csaló. Mindenképpen szót kell ejtenünk a sikeres csalás (θ) valószínűségéről. Az alapmodellben az volt a feltétel, hogy amennyiben a biztosító felülvizsgál, akkor 1 valószínűséggel fel is deríti az esetleges csalást. Caron és Dionne (1997) tanulmányukban megmutatták, hogy a csalások mind-

össze 33%-át képesek csak a biztosítók sikeresen kideríteni, ha felülvizsgálják. Magyarországon konkrét számadatokat nem publikáltak – így kimondottan a gépjármű piacra vonatkozót sem –, de a biztosítók egyöntetű véleménye, hogy rendkívül nehéz a csalást felszínre hozni. Éppen emiatt tegyük fel, hogy a biztosító felülvizsgálati valószínűsége p , annak valószínűsége pedig, hogy sikeresen felderíti a csalást, ha felülvizsgált, legyen c . Így alkalmazva a teljes valószínűség tételét, a sikeres csalás valószínűsége (θ) éppen egyenlő $1 - cp$ -vel.

4.2. Játékelméleti kitekintés és a játék felírása

Mielőtt megvizsgálánk a felülvizsgálati játék menetét és részleteznénk az egyensúlyi viselkedéseket, mindenképpen szót kell ejtenünk a játékelméleti megalapozásról. Akárcsak a korábban bemutatott modellben, itt is nem teljes információs játékról beszélhetünk, amely sajátossága, hogy a játékosok nem ismerik teljes egészében a játékot, a stratégia halmazokat és a kifizetőfüggvényeket.

Az ilyen típusú játékok felírását a Harsányi János által megalkotott modellben szokás mindmáig elvégezni, ez esetben következő jelölésrendszert alkalmazom a nem teljes információs felülvizsgálati szituációra Pintér (2004) alapján:

- N a játékosok halmaza
- S_i a stratégiák halmaza $\forall i \in N$ -re
- Θ_i az i játékos típus halmaza, és $\Theta = \prod_{i \in N} \Theta_i$
- $u_i(s, t_i)$ az i játékos kifizetőfüggvénye, ahol $s \in \prod_{i \in N} S_i$ és $t_i \in \Theta_i$ (t_i a Θ_i típus halmazban lévő típus)
- F valószínűségeloszlás Θ -n.

Ezek alapján a Bayesi-játék:

$$\Gamma_B = \{N, \{S_i\}_{i \in N}, \{u_i(\cdot)\}_{i \in N}, \Theta, F(\cdot)\}.$$

Fontos tisztázni, hogy a Bayesi-játékban az egyes szereplők stratégiai függvények, melyek a játékosok típus halmazain vannak értelmezve: $s_i: \Theta_i \rightarrow S_i \forall i \in N$.

Ezt a Γ_B Bayesi-játékot könnyedén fel lehet írni normál formában is, és abban az esetben a felírt forma mátrixjáték lesz, amely esetében a Nash-egyensúly fogalom is értelmezett (Pintér, [2004]). Ehelyett azonban vizsgáljuk meg a dolgozat felülvizsgálati játékának úgynevezett időbeli lefolyását:

1. Először is a természet választ egy típust a Θ_i típus halmazból, azaz eldönti, hogy tisztességes vagy pedig tisztességtelen az ügyfél (σ valószínűséggel).
2. A szerződő eldönti, hogy tesz-e kárbejelentést, azaz választanak egy cselekvést a stratégia halmazaikból. A csalók α valószínűséggel jelentenek be kárt, ha az nem következett be. A tisztességes ügyfelek persze sohasem csalnak.
3. Legvégül pedig a biztosító dönt, hogy amennyiben bejelentett egy kárt a szerződő, akkor azt felülvizsgálja, vagy nem, p és $(1 - p)$ valószínűséggel.

Ez a játék így már egy teljes, de nem tökéletes információs játék, amelyet extenzív formában értelmezünk, és fel lehet írni a játékhoz tartozó játékfát. De nézzük először formálisan a nem tökéletes információs játékot (Bayesi-játékot):

$$\Gamma_B = \{N, \{S_i\}_{i \in N}, \{A_j\}_{j=\{BF, BN, NF, NN\}}, \Theta, F\}$$

- $N = \{\text{Szerződő, Biztosító}\}$
- $S_{\text{Szerződő}} = \{\text{Bejelent, Nem jelent be}\}, S_{\text{Biztosító}} = \{\text{Felülvizsgál, Nem vizsgál felül}\}$
- A_j a kifizetések tartalmazó 2×2 -es mátrix (BF: Bejelent és Felülvizsgál, BN: Bejelent és Nem vizsgál felül, ...)
- $\Theta_{\text{Szerződő}} = \{\text{Csaló, Tisztességes}\}$ a szerződő típusai, a biztosító típus halmaza egyelemű¹
- $\Theta = \Theta_{\text{Szerződő}} \times \Theta_{\text{Biztosító}}$ típustér
- F valószínűségeloszlás Θ -n, amely ebben az esetben a csalók gyakoriságát jelenti a biztosítottak között.

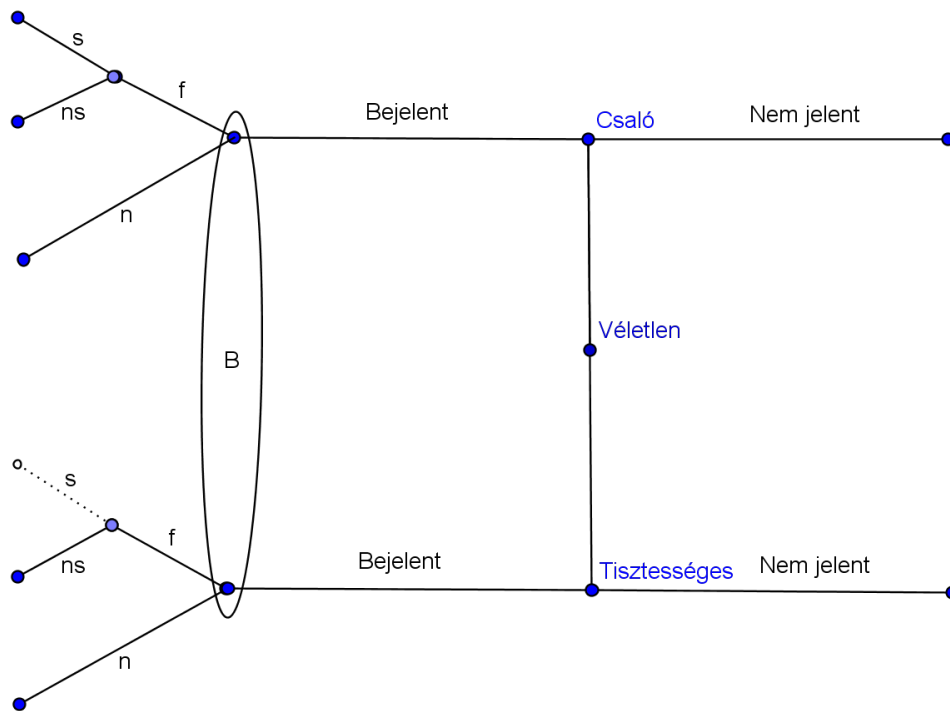
Célunk tehát e játéknak megkeresni a tökéletes Bayesi-egyensúlyát, amely keresés során legtöbbször nem lehet használni a visszafelé indukciót, mint például a teljes információs esetekben. Így ebben az esetben a Bayesi-egyensúlyt nehezebb megtalálni, mint a részjáték tökéletes egyensúlyt a teljes információs esetekben. Elsőként azonban érdemes néhány szót ejteni a jelzéses játékokról, amely egy speciális alkalmazási területe a tökéletes Bayesi-egyensúlynak. Forgó et al. (2005) egy olyan egyszerű munkaerő piaci jelzéses játékot ismertet, ahol két szereplő van, a munkaadó és a munkavállaló. Ez a modell tökéletesen megfelel a dolgozatban ismertetett szituációra, hiszen eszerint a természet kiválasztja a típust, az adott típus üzenetet választ

¹A magyar gyakorlatról nem mondható el, hogy léteznének például elkötelezett biztosítók és kevésbé elkötelezettek, egész egyszerűen ha megsejti a csalást a biztosító, illetve vannak erre utaló jelek, akkor felülvizsgálja az esetet. Így a típus halmaz egyetlen elemből áll.

a lehetséges halmazból, a másik játékos megfigyeli ezt az üzenetet és választ egy cselekvést a saját cselekvés halmazából, majd pedig megtörténnek a kifizetések, akár csak az előbbiekben felírt modellben. Analóg módon, a munkaerő piaci szituációban is csak a munkavállalónak van többelemű típushalmaza.

Ezek után lássuk az 1. ábrán szereplő felülvizsgálati játékfát, hogy tisztább képet kapjunk játék menetéről. Ezek alapján azt mondhatnánk, hogy talán nem is fontos a Bayesi-játék részletes taglalása, ha az információk alapján a játékfát is ismerjük, azonban mindenképpen érdemes volt részletezni az elméleti kitekintést a későbbiek szempontjából, és megfelelő szemléltetés végett.

1. ábra. A felülvizsgálati játék



A játék menetében elsőként tehát a véletlen választja ki a t típust a Θ_i ($i = \text{Szerződő}$) típus halmazából. Ezt követően a szerződő választ egy stratégiát (s) az $S_{\text{Szerződő}}$ halmazból ($s_{\text{Szerződő}}: \Theta_{\text{Szerződő}} \rightarrow S_{\text{Szerződő}}$). Ezt követően a biztosító látja az üzenetet, és ezt figyelembe véve dönt. Ebben a játékban természetesen ha nem érkezik kárigény, akkor nem „folytatódik” a játék, a szerződő hasznossága a kifizetett díjjal csökken, a biztosító vagyona pedig – a biztosítási esemény bekövetkezésének hiányában – növekszik. A másik esetben, amikor történik kárbejelentés, a biztosítónak kell döntenie, hogy felülvizsgálja a szerződést (f), vagy pedig nem (n).

4.3. A felülvizsgálati játék extenzív formája és a megoldás

A feladat elsőre bonyolultnak tűnhet látva a sokrétű jelölés-rendszert és struktúrát, azonban

The diagram illustrates a signaling game with two types of sender (top and bottom) and two receiver strategies (Csaló and Tisztességes). The tree includes nodes for beliefs (B), strategies (c, ns, f, p, n, 1-p), and payoffs (W-P+V; P).

Top Sender (Type 1):

- Initial node: $(W-P+pV-M; P-k+M)$
- Strategy c leads to node $(W-P+pV+(q-D); P-k-(q-D))$
- Strategy ns leads to node $(W-P+pV+(q-D); P-(q-D))$
- Belief $1-c$ is associated with the ns branch.
- Strategy f leads to node $(W-P+M; P-k+M)$ (labeled $c=0$)
- Strategy p leads to node $(W-P+(q-D); P-k-(q-D))$
- Belief $1-p$ is associated with the p branch.
- Strategy n leads to node $(W-P+(q-D); P-(q-D))$

Bottom Sender (Type 2):

- Initial node: $(W-P+M; P-k+M)$ (labeled $c=0$)
- Strategy c leads to node $(W-P+pV+(q-D); P-k-(q-D))$
- Strategy ns leads to node $(W-P+pV+(q-D); P-(q-D))$
- Belief $1-c$ is associated with the ns branch.
- Strategy f leads to node $(W-P+M; P-k+M)$ (labeled $c=0$)
- Strategy p leads to node $(W-P+(q-D); P-k-(q-D))$
- Belief $1-p$ is associated with the p branch.
- Strategy n leads to node $(W-P+(q-D); P-(q-D))$

Receiver Strategies:

- Csaló:**
 - From $(W-P+pV+(q-D); P-k-(q-D))$: $\alpha(1-\delta)$ (Bejelent) to $(W-P+V; P)$, $1-\alpha(1-\delta)$ (Nem jelent) to $(W-P+V; P)$
 - From $(W-P+pV+(q-D); P-(q-D))$: σ to $(W-P+V; P)$, $1-\sigma$ to $(W-P+V; P)$
- Tisztességes:**
 - From $(W-P+pV+(q-D); P-k-(q-D))$: δ (Bejelent) to $(W-P+V; P)$, $1-\delta$ (Nem jelent) to $(W-P+V; P)$
 - From $(W-P+pV+(q-D); P-(q-D))$: δ (Bejelent) to $(W-P+V; P)$, $1-\delta$ (Nem jelent) to $(W-P+V; P)$

Beliefs (B):

- Belief B is associated with the f and p branches.
- Belief $1-c$ is associated with the ns branch.
- Belief $1-p$ is associated with the p branch.

18

transzformálják, és céljuk természetesen most is az $(\mathbb{E}U(R))$ várható hasznosság maximalizálása. Az ábrán nem szerepel ugyan, de korábban bevezettük a sikeres csalás valószínűségére a θ jelölést, amely értéke megegyezett $1 - cp$ -vel. Ahogy a játékfa mutatja, akkor sikeres a csalás, ha a biztosító felülvizsgál (f), de nem sikerül (ns) bebizonyítani a szerződő csalását, illetve ha nem vizsgál felül (n). Azaz $\theta = p(1 - c) + 1 - p = 1 - cp$, mint azt az előzőekben is beláttuk.

Ezek után elsőként lássuk ismét a döntéshozó várható hasznosságát, akinek α a döntési változója:

$$\mathbb{E}U = \alpha(\theta U(W - P + \rho V + (q - D)) + (1 - \theta)U(W - P + \rho V - M)) + (1 - \alpha)U(W - P + V). \quad (6)$$

Innen az α :

$$\alpha = \begin{cases} 1, & \text{ha } \theta > \tilde{\theta}(V, D) \\ 0, & \text{ha } \theta < \tilde{\theta}(V, D) \\ I[0, 1], & \text{ha } \theta = \tilde{\theta}(V, D) \end{cases} \quad (7)$$

Ez nem jelent mást, minthogy ha nagyobb a sikeres csalás valószínűsége, mint az indifferens valószínűség, akkor $\alpha = 1$ valószínűséggel csalni fog a döntéshozó, ha kisebb, akkor nem fog csalni, ha pedig éppen egyenlő, akkor a csalás valószínűsége a $I[0, 1]$ intervallumban van.

Ezek után nézzük a biztosító helyzetét! A biztosító a felülvizsgálat valószínűségét (p) tudja változtatni, amellyel jelen esetben is a célja a költségek minimalizálása. Ebben az esetben is – akárcsak az alapmodell esetében – két eset lehetséges: a biztosító vagy elköteleződik a felülvizsgálat mellett, vagy pedig nem. S mint azt a dolgozat említette, az elköteleződés hiánya jelentős jóléti veszteséget okoz, valamint a magas biztosítási díjak akár a piac megszűnését is eredményezhetik. Ennek ellenére mégis azért tekintettük az alapmodell azon esetét amikor nincs elköteleződés, mert a gyakorlatban a legtöbb helyen ez érvényesül. Nincs ez másképp Magyarországon sem.

Ebben az esetben a biztosító egyensúlyi viselkedése a legjobbválasz-függvényt jelenti a csaló viselkedésére. Ahhoz azonban, hogy a jelzésező játéknak létezzen tökéletes Bayesi-egyensúlya, a második döntéshozónak kell legyen vélekedése arról, hogy mely típussal áll szemben (Forgó et al., [2005]), és amit a következő képpen határoz meg:

$$\mu(t_i | s_j) = \frac{p(t_i)}{\sum_{t_r \in \Theta_i} p(t_r)}.$$

Ezt a feltevést nevezik Harsányi-doktrínának, amely szerint tehát létezik egy a priori eloszlás a Θ típustéren (ez esetünkben a σ , mint csalók arányát jelenti). Ez köztudott tudás, és a vélekedéseket ebből a Bayes-tétel segítségével számolják (Forgó et al. [2005]). Értelmezve a felírt összefüggést, a biztosító kialakít egy vélekedést arról, hogy melyik típussal (t_i) áll szemben, ha

kapott egy s_j üzenetet. Legyen π a hamisan bejelentett kár valószínűsége, amely mint látjuk majd, kissé változik az alapmodellhez (a (2). egyenlet) képest. Ekkor tehát a π éppen annak valószínűsége, hogy csalóval áll szemben a biztosító, ha kárbejelentést kapott. Ez a játéka alapján a következő:

$$\mu(t_i|s_j) = \pi = \frac{\alpha\sigma(1-\delta)}{\alpha\sigma(1-\delta) + (1-\sigma)\delta}^2.$$

Fontos feltétel, hogy valószínűségek összege 1 kell legyen, azaz $\sum_{t_i \in \Theta} \mu(t_i|s_j) = 1$. Ez teljesül, hiszen annak valószínűsége, hogy tisztességes ügyféllel van dolga a biztosítónak, ha kárbejelentést kapott, az $1 - \pi = \frac{(1-\sigma)\delta}{\alpha\sigma(1-\delta) + (1-\sigma)\delta}$.

A biztosító tehát ezen vélekedések figyelembe vételével maximalizálja a várható kifizetést, azonban esetünkben ez a kiadások minimalizálását jelentse, hiszen a két dolog ekvivalens, de most megkönnyíti a feladatot. Emellett éljünk azzal az egyszerűsítési lehetőséggel, hogy a minden esetben beérkező P díjat hagyjuk figyelmen kívül, hiszen ezzel semmit sem veszítünk és valóban szigorú értelemben vett kiadásai lesznek csak a biztosítónak. Ha a felülvizsgálati játékat nézzük, a biztosítónak csak kárbejelentés esetén van döntési szituációja (bekeretezett halmaz), így a másik ág számára úgymond semleges és kevésbé releváns. A biztosító kiadása így a következőképpen írható fel, ami persze éppen -1 -szerese a játéktan szereplő értékeknek:

$$\tilde{C} = \begin{cases} \pi c(k - M), & \text{ha van felülvizsgálat és sikeres} \\ (1 - \pi)(k + (q - D)) + \pi(1 - c)(k + (q - D)), & \text{ha van felülvizsgálat, de nem sikeres} \\ q - D & \text{különben} \end{cases} \quad (8)$$

Az első eset egyértelmű, felülvizsgálat esetén akkor sikeres a biztosító, ha hamis kárt jelentettek be (π) és sikeresen vizsgáltak felül. Ez esetben a kifizetése $k - M$, azaz feltettük, hogy a csaló büntetését teljes egészében megkapja a biztosító. A második eset valamivel bonyolultabb, ha van felülvizsgálat, az kétféleképpen lehet nem sikeres: vagy valódi a kár ($1 - \pi$), és akkor feltesszük, hogy 0 valószínűséggel sikeres az eljárás ($c = 0$, azaz $(1 - c) = 1$), vagy pedig hamis a kár és nem sikerül felderíteni, ez a $\pi(1 - c)$ valószínűség. Mivel feltesszük azt is (talán kicsit leegyszerűsítve), hogy a tisztességes ügyfél valódi kárbejelentését ért jogtalan megvádolás – ilyen például a jóhírnév megsértése, amelyért lehet kártérítési pert indítani – nem jár plusz költséggel, így a két kifizetés megegyezik ($k + (q - D)$), azaz a valószínűségeket össze lehet vonni: $(1 - \pi)(k + (q - D)) + \pi(1 - c)(k + (q - D)) = (1 - \pi c)(k + (q - D))$. A harmadik eset triviális, ha nincs felülvizsgálat, a biztosító kifizeti a $(q - D)$ összeget. Összegezve az eseteket,

²Mint említettük, szemben a korábbi modellel, ez esetben feltettük, hogy valódi kárbejelentést csak a tisztességes ügyfél tesz, hiszen ha a szerződő azért köt biztosítást, hogy „ellopassa” autóját, akkor nem valószínű, hogy azt hamarabb valóban ellopják. Ezért a (2) egyenlethez képest itt a nevező második tagjában a δ helyett a $(1 - \sigma)\delta$ kifejezés áll.

a biztosító költsége a következő lesz:

$$\tilde{C} = p \left(\pi c(k - M) + (1 - \pi c)(k + (q - D)) \right) + (1 - p)(q - D) = (q - D) + p(k - \pi c((q - D) + M)). \quad (9)$$

Ezt pedig az egyensúlyi felülvizsgálati valószínűség szerint (p) minimalizálja, azaz:

$$p = \begin{cases} 0, & \text{ha } k > \pi c((q - D) + M) \\ 1, & \text{ha } k < \pi c((q - D) + M) \\ [0, 1], & \text{ha } k = \pi c((q - D) + M) \end{cases} \quad (10)$$

Miután megkaptuk mind a biztosított, mind pedig a biztosító optimális viselkedésére vonatkozó feltételeket (α és p), a következő állítást tehetjük:

2. Állítás. *A tipikus magyar CASCO biztosítási csalást modellező felülvizsgálati játék megoldása a következőképpen alakul:*

- $p = 0$ és $\alpha = 1$, ha $k > \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$,
- $p \in \left[0, \frac{1 - \tilde{\theta}}{c}\right]$ és $\alpha = 1$, ha $k = \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$,
- $p = \frac{1 - \tilde{\theta}}{c}$ és $\alpha = \frac{(1 - \sigma)\delta k}{\sigma(1 - \delta)((q - D) + M - k)}$, ha $k < \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$.

Eszerint ha a biztosító felülvizsgálati költsége magasabb, mint a $\pi c((q - D) + M)$ az $\alpha = 1$ esetben, akkor nincs felülvizsgálat, s így a biztosított $\alpha = 1$ valószínűséggel csal. Korábban kifejtettük, hogy a sikeres csalás valószínűsége $\theta = 1 - pc$, s ez az, ami szerint a 7. egyenletben a csaló dönt. Így átrendezve és tekintve azt a θ -t, amelynél a biztosított éppen indifferens, p -re adódik a $\frac{1 - \tilde{\theta}}{c}$ összefüggés. Azaz ha a biztosító költsége megegyezik az előbb említett $\pi c((q - D) + M)$ -vel (az $\alpha = 1$ esetén), akkor a csaló $\alpha = 1$ valószínűséggel csal, ha a biztosító legfeljebb $\frac{1 - \tilde{\theta}}{c}$ valószínűséggel vizsgál felül. A harmadik eset tehát az egyetlen, amelyben a csaló $\alpha < 1$ valószínűséggel csal.

4.4. A modell következtetései és további megfontolások

Az előzőekben felírt modell megoldása után a következtetések levonása maradt még hátra. Először nézzük a (6) és a (7). egyenleteket, amelyek a csaló döntését írják le:

$$EU = \alpha(\theta U(W - P + \rho V + (q - D)) + (1 - \theta)U(W - P + \rho V - M)) + (1 - \alpha)U(W - P + V).$$

$$\alpha = \begin{cases} 1, & \text{ha } \theta > \tilde{\theta}(V, D) \\ 0, & \text{ha } \theta < \tilde{\theta}(V, D) \\ [0, 1], & \text{ha } \theta = \tilde{\theta}(V, D) \end{cases}$$

Egyrészt könnyen látható, hogy az α növekvő függvénye a θ -nak és ρ -nak, míg csökkenő függvénye a D -nek ($\frac{\partial \alpha}{\partial D} < 0$). Azaz, ha nagyobb a sikeres csalás valószínűsége, akkor nagyobb valószínűséggel csal a tisztességtelen ügyfél. Illetve ha a feketepiacon jól el lehet adni az autót, azaz a ρ értéke elég nagy, akkor szintén motiváltabb a csaló. Vagyis azok a márkák, amelyek keresettebbek, ritkábbak, vélhetően a feketepiacon a reálishoz közeli értéken kelnek el, azaz a ρ magasabb, így ezeknél a márkáknál nagyobb a csalás valószínűsége. Az önrész esetén más a helyzet, a nagyobb önrész csökkenti a csalásból származó hasznot, s így kisebb lesz a csalási valószínűség. Ez azt jelenti, hogy a nagy önrész hatékony eszköze lehet a csalás csökkentésének. Azonban a másik oldalról, ha adott díj mellett nagyobb önrészt kell vállalni, a tisztességes ügyfelek számára kevésbé lesz vonzó a biztosítás. S ha feltesszük, hogy a ρ értéke kellően nagy, azaz a feketepiacon a csaló „jó” pénzt kap az autóért, akkor a magasabb önrész sokkal inkább bünteti a tisztességes ügyfeleket, a csaló szempontjából kisebb a hatása a hasznosságra.

A másik kérdés ami felmerülhet, ha csak a csaló hasznosságát vizsgáljuk, hogy a büntetés mennyire lehet jó ösztönző? Anélkül, hogy az M értékére bármilyen feltételezéssel is élünk, látható, hogy az $(1 - \theta)$ súlyon keresztül érvényesül a csaló várható hasznosságában. Korábban beláttuk, hogy $1 - \theta = cp$, a felülvizsgálat és a sikeresség valószínűségének szorzata. Természetesen nehéz megmondani a c értékét Magyarország esetében, de a biztosítók egyöntetű tapasztalata, hogy a felülvizsgálat esetén sem könnyű felderíteni a csalásokat. Így ha alapul vesszük a már említett 33%-os értéket (Caron–Dionne, [1997]), és a felülvizsgálat irányába történő elköteleződés hiányát, azaz feltételezünk egy nem túl nagy p -t (de nem is kicsit), akkor kijelenthető, hogy a tetszőlegesen nagy büntetés sem riasztja el feltétlenül a csalókat. Persze azt a későbbiekben látni fogjuk, hogy a nagyobb büntetés a biztosítóra is hat, növeli a p -t, de ezzel együtt is azt mondhatjuk, hogy önmagában a büntetési összeg kellően magas szintje nem hatékony fellépés a CASCO csalással szemben.

Ezek után a biztosító döntését vizsgáljuk, aki a várható költség alapján dönt (A (9). és a (10). egyenlet):

$$\tilde{C} = (q - D) + p(k - \pi c((q - D) + M)).$$

Ebből a p :

$$p = \begin{cases} 0, & \text{ha } k > \pi c((q - D) + M) \\ 1, & \text{ha } k < \pi c((q - D) + M) \\ [0, 1], & \text{ha } k = \pi c((q - D) + M) \end{cases}$$

Ebben az esetben látható, hogy a p csökkenő függvénye az önrésznek ($\frac{\partial p}{\partial D} < 0$), és természetesen a felülvizsgálati költségnek is ($\frac{\partial p}{\partial k} < 0$). Ez logikus, hiszen adott kárnagyság esetén a nagyobb önrész csökkenti a várható kifizetést (a biztosító hozzájárulását), tehát adott felülvizsgálati költség mellett kevésbé éri meg felülvizsgálni. A költség hatása szintén logikus, minél nagyobb költségigénye van a felderítési folyamatnak, annál kevésbé éri meg a biztosítónak a felülvizsgálat.

Érdekes észrevétel továbbá, hogy az önrész hatása nem egyértelmű, hiszen mindkét játékos döntési változója csökkenő függvénye az önrésznek. S ezáltal az önrész a szerződő (ez esetben csaló legyen) két paraméterében is megjelenik, hiszen a θ függ a p -től ($\theta = 1 - cp$). Korábban azonban azzal érveltünk, hogy amíg a c „sikerességi” paraméter értéke nem kellően magas, addig a p hatása „elgyengül”. Ha nem teljes biztonsággal is, de azt mondhatjuk ez alapján, hogy mivel közvetlenül negatív irányba hat az önrész a csalás valószínűségére, ezért ez minden bizonytalansággal erősebb a közvetett hatásnál, ami mint láthatjuk erősen függ c nagyságától, s így az önrész összességében is negatívan hat a csalási valószínűségre. Érdekes kérdés lehetne, hogy milyen eredő hatása van pontosan az önrésznek, azonban amellett, hogy sok feltételezéssel kellene élnünk, mint említettük, a tisztességes ügyfeleket sokkal inkább bünteti, mint a csalókat – ezáltal nem lehet a csalást meggátoló hatékony eszköz egy bizonyos szint felett – ,ezért ennél mélyebben nem foglalkozunk vele.

Lássuk végül az egyensúlyi megoldásból (a (2). állításban tett megállapítások) adódó következtetéseket:

- $p = 0$ és $\alpha = 1$, ha $k > \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$,
- $p \in \left[0, \frac{1 - \tilde{\theta}}{c}\right]$ és $\alpha = 1$, ha $k = \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$,
- $p = \frac{1 - \tilde{\theta}}{c}$ és $\alpha = \frac{(1 - \sigma)\delta k}{\sigma(1 - \delta)((q - D) + M - k)}$, ha $k < \frac{\sigma(1 - \delta)c((q - D) + M)}{\sigma(1 - \delta) + (1 - \sigma)\delta}$.

Nagyon érdekes eredményre jutunk a c paraméter vizsgálatával. Azt már a csaló vizsgálatánál kifejtettük, hogy az M büntetés akkor lehetne igazán hatékony, ha a c értéke kellően nagy lenne. Ebben az esetben látszik, hogy nagyobb c -t feltételezve nőne az esélye annak, hogy a felülvizsgálat költsége (k) kisebb lesz, mint a $\pi c((q - D) + M)$ az $\alpha = 1$ esetben, azaz $\frac{\sigma(1-\delta)c((q-D)+M)}{\sigma(1-\delta)+(1-\sigma)\delta}$ -nél. Ebben az esetben azonban a csaló $\alpha < 1$ valószínűséggel jelent kár, és a biztosító az adott θ mellett kisebb, de 0-tól nagyobb valószínűséggel fog felülvizsgálni. Ez tehát azt jelenti, hogy ha nincs elköteleződés, és nem lehet megszüntetni teljesen a csalást, akkor a csalás felderítési hatékonyság növelése egy jó eszköz a csalók elleni „küzdelemben”.

A másik vizsgálandó tényező a büntetés. Erről feltettük, hogy egy adott M összeg. Azonban elképzelhető, hogy összefüggésben áll a csalás mértékével, azaz az ellopott autóból származó pénzt kell kifizetnie a csalónak: $M = \rho V$. Ebben az esetben viszont feltehető, hogy az évek során csökken az M , és nyilván a biztosítási összeg is q . Ez viszont azt jelenti, hogy fiatalabb autók esetében (nagyobb q és ρV) nagyobb eséllyel lesz a költség kisebb, mint a $\frac{\sigma(1-\delta)c((q-D)+M)}{\sigma(1-\delta)+(1-\sigma)\delta}$ kifejezés, azaz a biztosító pozitív valószínűséggel felülvizsgál, a csaló pedig $\alpha < 1$ valószínűséggel fog csalni. Másképpen fogalmazva, az α csökkenő függvénye a V -nek, feltéve, hogy ρ állandó, azaz a nagyobb értékű autók esetében kisebb a csalás valószínűsége, azonban ez a gyakorlatban egyáltalán nem biztos, hogy teljesül. Megjegyzendő azonban, hogy a biztosítók véleménye szerint sem kimondottan a nagy értékű autókra jellemző e csalástípus (www.alkuszbiztositas.hu), így e kérdést is célszerű lenne alávétetni gyakorlati vizsgálatnak.

Látható, hogy az elméletben alkotott modell következtetései választ adnak arra, hogy miként lehetne a modellezett csalási típust eliminálni. Választ kaptunk az önrész, a büntetés nagysága, a sikerességi paraméter, a felderítés költsége, vagy az autó másodpiaci értékének hatására az egyes döntési változók esetében elméleti szinten. Kitértünk még néhány mondatban a *build-up* csalásra is, amely esetében Magyarországon nem egyértelmű az önrész hatása. Így azt mondhatjuk összességében, hogy az elméleti modell megalkotása hasznos és releváns információkat adott a kérdéskör tekintetében.

5. Összefoglalás

Dolgozatomban a biztosítási csalások elméleti modellezésével foglalkoztam. Kifejtettem, hogy a biztosítási piacok kiváltképp különböznek szerte a világon, így a csalási típusok eltérőek. Ebből kifolyólag a dolgozat célja az volt, hogy a magyar gépjármű biztosítási piacon fellelhető „tipikus” csalást modellezze, azaz azt az esetet, amikor egy egyén CASCO biztosítást köt, majd

szándékosan „ellopatja” az autóját, és kárbejelentést tesz, valamint a feketepiacon az autót értékesíti.

A fenti modell megalkotása előtt azonban Picard (1996) nyomán ismerttettem egy biztosítási csalásokat leíró elméleti modellt, amely a biztosító és a csaló ügyfél kapcsolatát vizsgálta. A problémát egy háromszintű, nem tökéletes információs játékként írtam fel, melyben a csaló és a biztosító előtt a „természet” (vagy véletlen) is dönt a csaló ügyfél valószínűségéről. A játékot abban az esetben oldottam meg, amikor a biztosító nem elkötelezett a szerződés felülvizsgálata mellett. A legfőbb következtetés az volt, hogy a csaló várható haszna legalább akkora, mint a tisztességes ügyfél várható haszna, ezért pozitív valószínűséggel csal a csaló játékos. Ez azonban növeli a biztosítás díját és jóléti veszteséget okoz, s így a piac akár meg is szűnhet.

Ezek után rátértem a gépjármű biztosításokra. Itt kiemeltem a termékek különbözőségét és a csalások sokféleségét, majd röviden szót ejtettem a magyar gépjármű biztosítási piacról. Itt részleteztem a CASCO biztosítási piacot, és néhány számadattal szemléltettem a csalások által okozott veszteségeket. A 90'-es évek legnagyobb CASCO csalásának leírásával mutattam be azt az esetet, amelyet a dolgozat modellez.

A dolgozat legfőbb egyéni hozzájárulása az előzőekben ismertetett és mai napig Magyarországon gyakran véghezvitt csalás elméleti modelljének megalkotása volt. Ebben a részben támaszkodtam ugyan az előzőleg bemutatott általános biztosítási csalás modelljére, azonban sok módosítást eszközöltem minden szempontból. A játékelméleti megalapozás során eljutottam a jelzéses játékokhoz, amely formájában írtam fel a modelletemet. A háromszintű játék megoldásaként kapott eredmény több szempontból tanulságos volt. Egyrészt kiemeltem, hogy az önrész hatása nem egyértelmű, ugyanis több irányból hat a csaló optimális viselkedésére, azonban emellett még a biztosító felülvizsgálati valószínűségét is csökkenti. Másrészt beláttam, hogy az értéktartóbb márkák – amelyek eladhatóbbak a másodlagos piacon – növelik a csalás valószínűségét. Arra jutottam továbbá, hogy a büntetés hatása meglehetősen „elgyengül”, hiszen a sikeres felderítés valószínűsége miatt a gyakorlatban kis súlyt kap a csaló hasznossági függvényében. Ami a csalás sikeres felderítési valószínűségét illeti, nem csak a büntetés oldaláról hat a csalás valószínűségére, hanem nagyobb eséllyel éri meg a biztosítónak felülvizsgálni, így ez tekinthető a „leghasznosabb” eszköznek, azonban ezt nem könnyű változtatni. Bevezetve azt a feltevést, hogy a büntetés az eladott autó értékével egyezik meg, megállapítható, hogy a csalás valószínűsége növekszik az autó életkorának növekedésével.

Úgy gondolom, a dolgozat jó alapja lehet a további vizsgálódásoknak. Alapvetően két irányba érdemes továbblépni: egyrészt az elméleti modellt lehet finomítani olyan értelemben, hogy minél hasznosabb következtetéseket lehessen levonni belőle. Másrészt megfelelő adatok birtokában egy empirikus elemzéssel lehetne igazolni az elméletben tett feltevéseket, illetve

megcáfolni a megállapításokat. Nem szükségszerű ugyanis, hogy egy elméleti modell, ami úgy-
mond egy laboratóriumi eset, teljesüljön a gyakorlatban, azonban ha ez mégis megtörténne, ab-
ban az esetben úgy gondolom a dolgozat jó alapja lehet a biztosítási csalások megfelelő kezelé-
sének, s amelynek társadalmi szinten véve is lenne hozzáadott értéke. Sajnos azonban árnyalja a
képet, hogy eddigi próbálkozásaim során nem sikerült adatokat szerezni a csalásokkal illetően,
egyrészt mert nem minden biztosítónál vannak rendszerezett adatok erre vonatkozóan, másrészt
pedig a biztosítók – érthető módon – nem hoznak nyilvánosságra adatokat üzleti szempontok-
ból. Ennek ellenére mindenképpen teszek még próbálkozásokat e tekintetben.

Hivatkozások

- Ágoston, K. (2004). Hogyan hat a bizonytalanság és a vevőkör nagysága együttesen az árakra?. *Ph.D. értekezés*. 2004, Budapest.
- Andersson, F. – Skogh, G. (2003). Quality, self-regulation, and competition: the case of insurance. *Insurance: Mathematics and Economics*, 32. pp. 267-280.
- Artís, M. – Ayuso, M. – Guillén, M. (1999). Modelling different types of automobile insurance fraud behaviour in the Spanish market. *Insurance: Mathematics and Economics*, 24 pp. 67-81.
- Biztosítási Szemle (2012). Növekvő fizetésektelenség a CASCO-piacon. 2012. 03. 08. URL: www.biztositasizemle.hu (Letöltve: 2013.03.17.)
- Caron, L. – Dionne, G. (1997). Insurance Fraud Estimation: More Evidence from the Quebec Automobile Insurance Industry. *Assurances*, 64(4) pp. 567-578.
- Crocker, K.J. – Morgan, J. (1998). Is Honesty the Best Policy? Curtailing Insurance Fraud Through Optimal Incentive Contracts. *Journal of Political Economy*, 106(2): 355–375.
- Deloitte Magyarország. (2009). Csalásmegelőzési programok a biztosítási szektorban. URL: http://www.deloitte.com/assets/Dcom-Hungary/Local%20Assets/Documents/Ani-Fraud_Programs_Insurance.pdf. (Letöltve:2013.03.17)
- Dionne, G. – Gagné, R. (2001). Deductible Contracts Against Fraudulent Claims: An Empirical Evidence in Automobile Insurance. *Review of Economics and Statistics*, 83(2), pp. 290-301.
- Dionne, G. – Gagné, R. (2002). Replacement Cost Endorsement and Opportunistic Fraud in Automobile Insurance. *The Journal of Risk and Uncertainty*, 24(3), pp. 213-230.
- Forgó, F. – Pintér, M. – Simonovits, A. – Solymosi, T. (2005). *Játékelmélet*. Elektronikus jegyzet. 2005, Budapest.

- Generali (2010). Továbbra is jelentős mértékű kárt okoznak a biztosítási csalások. 2010.01.21.
URL: www.generali.hu (Letöltve: 2013.02.28.)
- Pintér, M. (2004). A típustér fogalma és tulajdonságai. *Ph.D. értekezés*. 2004, Budapest.
- Picard, P. (1995). On the design of optimal insurance policies under manipulation of audit cost. *Manuscript*, Paris X – Nanterre.
- Picard, P. (1996). Auditing Claims in Insurance Markets with Fraud: The Credibility Issue. *Journal of Public Economics*, 63(1), pp. 27–56.
- Porrini, D. (1998). Adverse Selection, Statistical Discrimination and Antitrust Law: the Case of Italian Automobile Optional Insurance. *Universita di Lecce - Facolta di Economia*
- SPSS: Decision Management for Claim. URL: <http://www.spss.hu/termek-es-megoldasok/predictiveclaims.html>. (Letöltve: 2013.03.17)
- Tennyson, S. – Fork, P. S. (2002). Claims Auditing in Automiobile Insurance: Fraud Detection and Deterrence Objectives. *The Journal of Risk and Insurance*, 69(3) pp. 289-308.
- Weisberg, H.I. – Derrig, R. A. (1993). Quantitative methods for detecting fraudulent automobile bodily injury claims.. *AIB Cost Containment/Fraud Filing*(3) pp. 49–82.
- www.alkuszbiztositas.hu. 2011. Biztosítási csalások – kifizetődő? URL: <http://www.alkuszbiztositas.hu/biztositasi-csalasok-kifizetodo.html> (Letöltve: 2013.03.16.)