

MTA DOKTORI ÉRTEKEZÉS

A sertéshús-előállítás és -fogyasztás gazdasági elemzése

Dr. Balogh Péter

**Debrecen
2017**

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	3
1.1. Előzmények.....	4
1.2. Célkitűzéseim	4
2. Irodalmi áttekintés	6
2.1. A sertéshús-termelés nemzetközi és hazai jelentősége.....	6
2.1.1. A hústermelés nemzetközi kilátásai	6
2.1.2. A sertéstenyésztés helyzete a világon és az Európai Unióban	9
2.1.3. A sertéstenyésztés helyzete Magyarországon	12
2.2. A sertéshús-előállítás kockázati forrásai és kockázatelemzési módszerei	15
2.2.1. Kockázatelemzési módszerekről általában.....	17
2.3. Tenyészkocák élettartamának és életteljesítményének túléléselemzése.....	18
2.3.1. A tenyészkoca élettartam meghatározása.....	19
2.3.2. A tenyészkocák élettartamára ható tényezők	20
3. Anyag és Módszer.....	26
3.1. A sertéshús-előállítás vizsgálatának kockázatelemzési módszerei	26
3.1.1. Túléléselemzés	26
3.1.2. Szimulációs modellezés	30
3.2. A sertéshús-előállítás integrációs szerkezetét optimalizáló hálózati modell leírása	31
3.3. Nem stacionárius idősorok Bayesi elemzése	32
3.3.1. ARCH – GARCH-modellek.....	33
3.3.2. Bayesi statisztikai becslés	33
3.3.3. A MCMC-szimuláció és a Gibbs-mintavételezés	34
3.3.4. A bayesi statisztikai szemlélet értékelése.....	35
3.4. Hosszú emlékezet vizsgálatának módszerei.....	35
3.4.1. A hosszú emlékezet definíciója.....	36
3.4.2. Főbb alkalmazási területek	36
3.4.3. Az R/S-módszer	37
3.4.4. A Hurst-exponens becslése az R/S-módszerrel.....	38
3.4.5. Trendtől megtisztított fluktuáció analízis (DFA)	38
3.4.6. ARFIMA-modellek	39
3.5. DCM módszerek áttekintése	40
3.5.1. A feltételes választási modellek alkalmazásának általános leírása, alapfogalmak ..	40
3.5.2. DCM módszerek bemutatása	43

4. Eredmények és értékelésük	49
4.1. A kocartartás termelési és gazdasági kockázatának elemzése	49
4.1.1. A kocartartás termelési kockázatának vizsgálata	49
4.1.2. A kocartartás gazdasági kockázatának vizsgálata	69
4.2. A sertéstartás termelési-, beruházási- és termelői árainak kockázatelemzése.....	78
4.2.1. A sertéshús-előállítás integrációs szerkezetének optimalizálása	78
4.2.2. Sertéstelep-bővítés kockázatelemzése @RISK 4.5 program segítségével.....	82
4.2.3. Becsült nem stacionárius idősorok a sertésárak előrejelzéséhez Bayesi statisztikával.....	84
4.2.4. A sertésárak elemzése hosszú emlékezet összehasonlító módszerrel	91
4.3. Fogyasztói fizetési hajlandóság vizsgálata feltételes választási modellekkel tradicionális élelmiszerek esetében.....	98
4.3.1. Mangalicahúsból készült termék, mint tradicionális élelmiszer példája.....	100
4.3.2. A feltételes választási kísérlet felépítése és adatai	102
4.3.3. A kérdőíves elemzés eredményei	105
Összefoglalás	116
Irodalomjegyzék	120
Köszönetnyilvánítás.....	141
Mellékletek	144

1. Bevezetés

Napjainkban Magyarországon a mezőgazdasági termelés értékének legfeljebb egyharmadát (34%) teszi ki az állattenyésztés, míg a régi uniós tagállamokban több mint 50%-át, ami rámutat arra, hogy hazánkban feltétlenül szükséges az állattenyésztés szerepének növelése. Az elmúlt évtizedben a sertésállományban jelentős visszaesés tapasztalható, 2002-ben még több mint 5 millió sertés volt Magyarországon, jelenleg pedig a 3 millió egyed sem éri el az állomány létszáma. Jelenleg a kocák száma mintegy 205 ezer darab, ami tíz évvel ezelőtt 381 ezer volt. Az Európai Unióhoz történő 2004-es csatlakozás felkészületlenül érte az ágazatot. A termelői-feldolgozó szféra nem tett lépéseket a változó körülményekhez történő alkalmazkodásra és a hazai sertéstartókat sújtotta az EU-hoz képest alacsonyabb nemzeti agrártámogatás. Napjainkig a hazai sertéstartásra a koncentrációs folyamat volt jellemző. A sertéstartással foglalkozó egyéni gazdaságok jelentős csökkenése mellett az ágazatban dolgozó gazdasági szervezetek száma is csökkent.

Az ágazat jelenlegi gondjai közé sorolható többek között, hogy a termelés nem eléggé hatékony, a szervezetsége messze elmarad a nyugat-európai versenytársakétól, nem megfelelő a tartástechnológia színvonala, jellemzőek a méretgazdaságossági problémák és a takarmányozástechnológiája sem kielégítő. Általánosságban elmondható, hogy Magyarországon kisebb a sertésszorulat, lassú a tömeggyarapodás, később lesznek vágásérettek a sertések és gyenge a takarmányhasznosítás, mindezek pedig jelentősen rontják a hazai termelők versenyképességét. Vannak korszerű, európai színvonalú telepek Magyarországon, de ezek száma nem jelentős.

2012-ben elkészült az úgynevezett „Nemzeti Sertésstratégia” amelynek az volt a célja, hogy megduplázzák a napjainkra már hárommillió egyed alá csökkent sertésállományt, az import sertést hazaival váltsák ki és növeljék a sertéshús exportot. Így az ágazat fejlesztésének – a gyengébb minőségű termékek visszaszorításával és a hazai fogyasztás emelésével – piacvédő és piacépítő szerepe is lehet a közeljövőben. A Kormány 1323/2012. (VIII. 30.) Kormány határozatban (Magyar Közlöny, 2012) (A sertéságazat helyzetét javító stratégiai intézkedésekről) megfogalmazta azt, hogy ki kell dolgozni a tenyésztési, termelési integrációs és kutatás-fejlesztési programot a hazai genetikai állományra, különös tekintettel a mangalica és magyar sertésfajtákra (magyar nagyfehér sertés, magyar lapály sertés, stb.) alapozott termékfejlesztésre.

Jelenleg a hazai sertéstartás újabb kihívás előtt áll. Európában és Magyarországon is egyszerre erősödik a kereslet a mezőgazdasági termékek iránt az élelmiszerek és a bioenergia piacán. Ugyanakkor az éghajlatváltozás hatására nagyobb a termelés kockázata is. A mezőgazdasági termelés – így a sertéshús előállítás is – a legkockázatosabb termelőtevékenységek közé tartozik. A kockázat azért lép fel, mert a tervezéskor, illetve a döntéshozatalkor nem tudjuk pontosan megmondani, hogy mi lesz a termelés eredménye, milyen lesz az eredményessége, hiszen ezeket számos tényező befolyásolja, bizonytalanná teszi. Ezeket összefoglalóan környezeti tényezőknek nevezzük. A mezőgazdaságban a véletlen jelenlétét a bizonytalanság, illetve a kockázat fogalmakkal jellemzik. Kockázatos döntésről beszélünk abban az esetben, ha az eredményt befolyásoló környezeti állapotok bekövetkezési esélyeit ismerjük. Bizonytalanság esete az, ha a lehetséges környezeti állapotokat ismerjük ugyan, de bekövetkezési esélyeiket nem tudjuk megmondani. Ezáltal kevesebb információ áll rendelkezésünkre a döntés meghozatalához, mint a kockázat esetén. De a sertéstartásban rendszerint ilyenkor is van valamilyen szubjektív véleménye a döntéshozónak a bekövetkezési esélyekről.

1.1. Előzmények

Kutatómunkám – és 2004-es PhD-értekezésem – kiindulópontja a nagyüzemi sertéstartás gazdasági vizsgálata volt, ami elsősorban a különböző sertéstelepek működésének termelési, állatvédelmi és környezetvédelmi aspektusait jelentette. Az értekezés megvédését követően (2006-2009) – az **Ifjúsági OTKA** pályázatomban köszönhetően – a különböző kockázati tényezők feltárását és gazdasági hatásait vizsgáltam a sertéságazatban. Ennek keretén belül 2008-ban lehetőségem volt előadást tartani a hollandiai Wageningenben a két évente megrendezésre kerülő **WICaNeM** (Wageningen International Conference on Chain and Network Management) nemzetközi konferencián. Ettől az időszaktól kezdve érdeklődöm intenzíven a sertés ellátási láncának kutatása iránt. Ezért 2009-ben beléptem az **IFAMA** (International Food and Agribusiness Management Association) szervezetébe. Azóta rendszeres előadóként veszek részt az általuk rendezett európai konferenciákon és már a negyedik sertéságazattal kapcsolatos (ezek német, holland, USA – kínai és brazil ágazati elemzések voltak) cikket bírálok az **IFAMR** (International Food and Agribusiness Management Review) folyóiratban (**IF: 0,435**). 2012-ben sikerült 3 évre elnyernem a **Bolyai János Kutatói Ösztöndíjat**. Az általam vizsgált terület a magyarországi mangalica élelmiszerlánc, különös tekintettel a lánc tagjai közötti kapcsolatok elemzése volt. A vizsgálataim során egy viszonylag új módszertannal találkoztam, melynek összefoglaló neve a feltételes választási modellek (**DCM – Discrete Choice Methods**). Eddig a magyar agrárközgazdasági kutatásokban nem használták ezt a módszertant, ugyanakkor nagyon sok alkalmazási lehetősége van. A 2012-ben elkezdett kutatási témámból 2016-ban sikerült (egy **osztrák PhD hallgatóval és a „Journal of Agricultural Economics (IF: 1,795)” egyik angol szerkesztőjével**) egy cikket publikálnom a DCM módszertan alkalmazásával a **Food Policy (IF: 3,086)** agrárpolitikai folyóiratban. A 2013-ban 4 évre elnyert **Debreceni Egyetemi belső kutatási pályázatban** azt vállaltam, hogy az R programot és a DCM módszertant magyar nyelven is megismertetem a hazai kutatókkal és a hallgatóinkkal. Ennek keretén belül a Gazdaságelemzési és Statisztikai tanszéken két könyvet is írtunk. 2016-ban két alkalommal vettem részt egy – egy hetes londoni tanfolyamon (*Basic and advanced choice modelling course*), ahol a **Journal of Choice Modelling (IF: 1,162)** módszertani folyóirat főszerkesztője Stéphane Hess professzor mutatta be a legújabb DCM eljárásokat (**CL, RPL, GMNL-WTP-space models, Latent class models, Hybrid choice models, MDCEV, Bayesian analysis – logit and mixed logit**) az R program segítségével.

1.2. Célkitűzéseim

A kutatásom célja két részből tevődött össze: **egyrészt** a termelési-, a beruházási-, valamint az árakkal kapcsolatos gazdasági elemzés elvégzése a magyarországi sertéshús előállítás esetén **másrészt** a hazai fogyasztói preferenciák felmérése feltételes választási modellek alkalmazásával a tradicionális mangalica szalámi példáján.

Az elemzés során vizsgáltam:

- **A kocatartás termelési kockázatát túlélés-elemzéssel:**
- A selejtezési okok hatását a tenyészkocák élettéljesítményére.
- Az eltérő padozattípus hatását a tenyészkocák élettéljesítményére.
- Az intenzív nevelés hatását az árutermelő kocák élettéljesítményére.
- **A kocatartás gazdasági kockázatát technológiai szimulációs modellel @RISK programmal.**
- A technológiai szimulációs modell felépítését, az árbevétel, a költségek, a jövedelem és a süldő önköltség alakulásának kockázati tényezőit.

- **Beruházás-elemzési szimulációs modellel** elemeztem egy működő sertéstelep bővítő – 4 224 férőhelyes battéria és 8 448 férőhelyes hizlalda zárt (tömbös) épület – beruházását és számszerűsítettem azt, hogy a főbb ható tényezők, úgymint az árbevétel (Ft/kg), a takarmányköltség (Ft/kg), az Euro árfolyam (Ft/Euro) és a támogatás (Ft/kg), milyen mértékben járulnak hozzá a beruházás gazdaságosságának kockázatához.
- Egy Sertéstermelő és Értékesítő Szövetkezet tagjainak telepei és a felvásárló vágóhidak között – a húsminőséget figyelembe vevő – **hálózati modellel** vizsgáltam a maximális árbevételt adó optimális szállítási kombinációt, amelynek érzékenység vizsgálatával a szövetkezet tagjainak termelési- és piaci kockázata csökkenthető.
- Az 1997 és 2008 évek havi sertés-felvásárlási adatai alapján – **bayesi statisztikával becsült nem stacionárius idősorok esetén** – a **Winbugs 1.4** programmal illesztettem egy **GARCH(1,1)-M** modellt, melyet a felvásárlási árak előrejelzésére alkalmaztam.
- A sertések havi piaci átlagárainak változását – 1991 és 2010 között négy különböző kategóriában – vizsgáltam meg abból a szempontból, hogy rendelkeznek-e hosszú emlékezettel. A hosszú emlékezet vizsgálatában 3 fő módszert alkalmaztam a H exponens kiszámítására (**újraskálázott tartomány, trendtől megtisztított fluktuációelemzés, tört rendben integrált ARMA (ARFIMA)**). Az elemzést az ARFIMA és a hagyományos ARIMA modellek előrejelző képességének összehasonlításával zártam.
- 2012. augusztus és október között az Észak-alföldi régióban **309 válaszadó** által kitöltött speciális kérdőív segítségével **a mangalica szalámi fogyasztói preferencia vizsgálatát** végeztem el különböző **feltételes választási modellek (CL, RPL, GMNL WTP-space, LC modellek)** alkalmazásával.

A sertéságazatban mind a termelési, mind a piaci folyamatokat számos véletlen tényező befolyásolja, ezért fontos **a kockázati elemek számbavétele és mérése, amely elősegíti a megalapozottabb döntést.** A sertéstartás egyrészt pontos, másrészt a környezettől függő inputadatok hatására bekövetkező bizonytalan kimenetelű események sorozataként írható le. A versenyképes termelés az uniós és hazai támogatások okszerű és hatékony felhasználásával, az ágazatban hozott döntések szakmai megalapozásával érhető el. A célom az volt, hogy olyan **kockázatelemzési és feltételes választási modelleket dolgozzak ki, amelyek alkalmasak az ágazatban résztvevők döntéseinek tudományos megalapozására.**

2. Irodalmi áttekintés

2.1. A sertéshús-termelés nemzetközi és hazai jelentősége

Hazánkban az elmúlt évtizedben jelentős változások történtek a mezőgazdasági termelés ágazati megoszlását illetően. Az állattenyésztés szerepe folyamatosan csökkent (Aliczki és mtsai, 2009) részesedése a mezőgazdasági termelés bruttó kibocsátásából 2004 előtt még meghaladta a 40%-ot, 2004 óta pedig csupán 33-37% között ingadozik (KSH, 2017a). E visszaesést elsősorban az állatállomány számában tapasztalható folyamatos csökkenés okozta, amely változás legnagyobb mértékben a sertésállományt sújtotta: 2002-ben még több mint 5 millió volt a sertések száma, ezzel szemben 2012 óta 3 millió egyed körül ingadozik (KSH, 2017b). Pedig a hazai élelmiszer-fogyasztásban mindig is fontos szerepet képviselt a sertéshús, hiszen a legkedveltebb húsfélések egyike: 2014-ben az összes húsfogyasztás 44%-át a sertéshús tette ki, a piacvezető szerepet betöltő baromfi hús arányával megegyezően.

Sertéságazatunk mégis számos problémával küzd (Kapronczai, 2016). A magyar sertéshízlalás átlagos önköltsége az elmúlt években a tartósan magas takarmányárak mellett gyakran meghaladta a felvásárlási árat. E jelenség a sertésállomány komoly mértékű visszaesését okozta. A termékpályán belüli jövedelemelosztás egyenlőtlen (termelők-feldolgozók, kis- és nagykereskedelem), a jövedelem alapvetően nem a termelői szférában keletkezik. A termékpálya egyes fázisai közötti együttműködések, integrációk rendkívül gyengék (tőkeerő, szervezethez hiánya), és gyenge a szerződéses fegyelem (Popp és mtsai., 2015). Az ágazat integrációs szintje még magyar viszonylatban is alacsony. A termelői együttműködés alacsony szintjét a bizalom alacsony szintjére vezeti vissza több szerző (Takács és mtsai., 2012; Szabó, 2013; Takács és Baranyai, 2013). A kis- és közepes gazdaságok talpon maradásához létfontosságú a szervezethez növelése, a termelői együttműködésekben vagy vertikális integrációkban való részvétel. A termelés és értékesítés önálló tevékenységként történő folytatása csökkenti a piacon való megmaradás lehetőségét egy adott vállalkozás számára. A termelői együttműködés és az integrációban való részvétel fontosságát vizsgálta Erney és Takácsné (2003) az élelmiszertermelésben. Ágazati szinten a kérdést a zöldség-gyümölcs ágazatban Dudás és Takácsné (2009), míg az integráció fontosságát és fejlesztésének szükségességét Szűcs és Szöllősi (2015a, b) vizsgálta a hazai halászati és tej ágazatban. A hazai baromfiipar jó példát mutat, hiszen szemben más állattenyésztési termékpályákkal igen jól szervezett. Ennek ellenére Bárány és mtsai. (2013) az integrációs kapcsolatok további erősítését szorgalmazza ebben az ágazatban is.

2.1.1. A hústermelés nemzetközi kilátásai

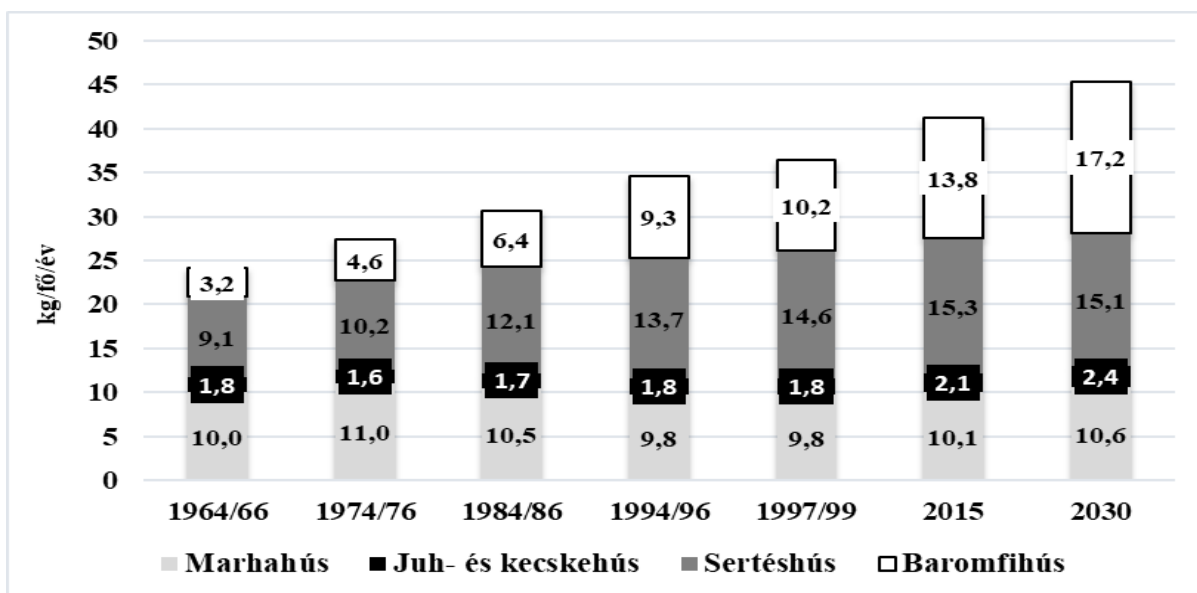
Az elmúlt 50 évben a húsfogyasztás a népesség növekedésénél (+230%) kétszer nagyobb mértékben, 65 millió tonnáról több mint 300 millió tonna fölé emelkedett (+460%). A városokban élők száma is folyamatosan emelkedik, elsősorban az ázsiai és afrikai országok gyors urbanizációjának köszönhetően (OECD/FAO, 2016). A mezőgazdasági alapanyagok iránti kereslet fő meghatározója a következő évtizedben a fejlődő országok népességnövekedése lesz. Az OECD/FAO (2016) előrejelzése szerint a népesség száma 2025-re eléri a 8,1 milliárd főt (+9,5% 2015-höz képest), mely növekedés 95%-a, a fejlődő országokban fog bekövetkezni.

Az urbanizációval – és a nemzetközi kereskedelem liberalizációjával – egyre távolabb kerülnek egymástól a termelés és fogyasztás földrajzi központjai, aminek következtében nő a szállítás, a raktározás és a hűtés jelentősége, ezzel párhuzamosan az árukezelés költsége, ami ugyancsak

hozzájárul az élelmiszerárak emelkedéséhez (Popp, 2008; Füzesi és mtsai., 2016a). Az évtized végére Kína és India jól kereső középrétege elérheti az egy milliárd főt. Szintén a rendszeres húsfogyasztás növekedését vetíti előre az élelmiszer-feldolgozó és szolgáltató szektor fejlődése, beleértve a gyorséttermi láncok terjedését is (OECD/FAO, 2016).

A világ húsfogyasztása régióként és országonként igen jelentős eltéréseket mutat, hiszen az állati eredetű fehérjék, ezen belül is elsősorban a húsok iránti kereslet szorosan összefügg az életszínvonal alakulásával (Füzesi és mtsai., 2016b). Nem véletlen, hogy 1950 óta az elfogyasztott hús mennyisége megötszöröződött, 1970 óta pedig megduplázódott. Míg az 1980-as években a húsfogyasztás mintegy kétharmada még a fejlett országokhoz volt köthető, addig napjainkra ez az arány megfordult a fejlődő és feltörekvő országok javára (FAO, 2011). Ez a népesség növekedése mellett a fogyasztói jövedelmek emelkedésének tulajdonítható. 2015-ben az egy főre jutó húsfogyasztás élősúlyban kifejezve 41,3 kg volt (1. ábra). A fejlett országok egy főre vetített átlagos húsfogyasztása (95,7 kg) még mindig háromszorosa, az étkezési szokások terén a leggyorsabb minőségi váltást végrehajtó feltörekvő országok egy főre vetített átlagos húsfogyasztásának (31,6 kg). Ez a nagy különbség azonban nem csak világviszonylatban érzékelhető, hiszen a legmagasabb és a legalacsonyabb húsfogyasztással rendelkező országok között Európában is közel háromszoros az eltérés.

1. ábra: A világ húsfogyasztásának alakulása (kg/fő/év)



Forrás: Saját szerkesztés FAOSTAT (2016) alapján

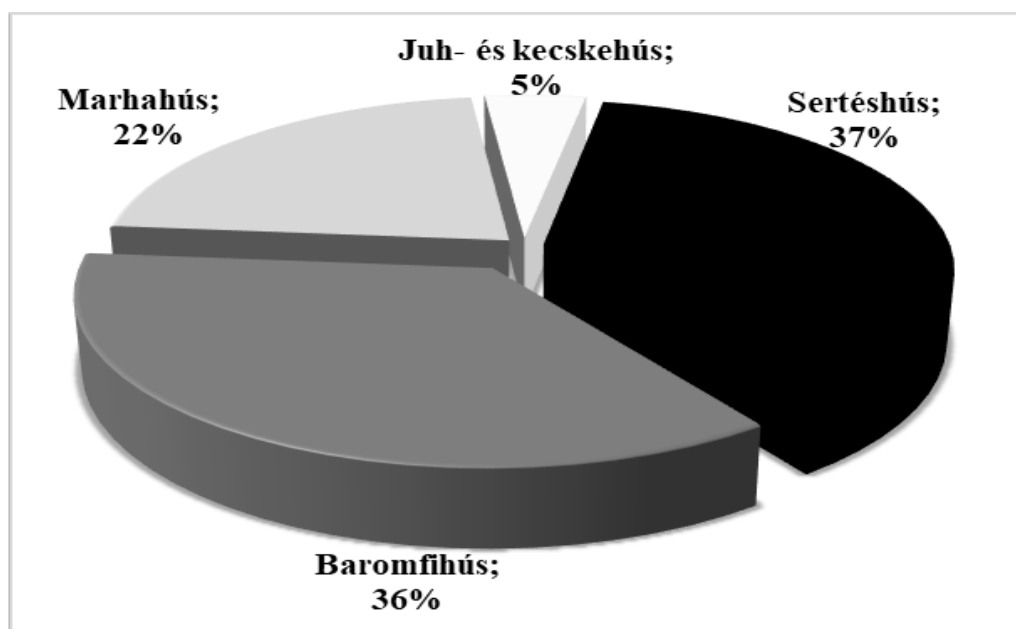
2015-ben a globális húsfogyasztás 311 millió tonna volt, amely az OECD (2016) előrejelzése szerint 2050-re 470 millió tonnára fog emelkedni, azaz a fejenkénti húsfogyasztás 10 kg-os növekedésével számolhatunk 2 milliárd fő többletfogyasztó mellett. Az egy főre jutó húsfogyasztás évi 42-ről 52 kg-ra nő (élősúly), miközben 2 milliárd új fogyasztó lép a piacra. Az EU részesedése a globális hústermelésből 15% körül alakul.

A népesség több, mint 80%-a az Európai Unió, Észak- és Dél-Amerika területén kívül él, a gazdasági növekedés motorja pedig Ázsia, ahol a globális népesség 70%-a lakik, elsősorban Indiában és Kínában. E két ország, de az egész távol-keleti térség egyre meghatározóbb szerepet játszik a világgazdaságban. A jövedelem emelkedésével párhuzamosan nő a fehérjefogyasztás is. Ha egy milliárd főre kalkulálva – Kína vagy India lakossága ennél egyébként nagyobb – az évi húsfogyasztás fejenként 10 kilogrammal nő, úgy 40 millió tonna többlettakarmányra lesz

szükség (1 kg hús előállításához átlagosan 4 kg takarmánnyal kalkulálva). A húsfogyasztás robbanásszerű növekedése ugyanakkor takarmányozási problémákat okozhat a fejlett állattenyésztéssel bíró országok esetében, de óriási lehetőségeket nyújt az olyan dinamikus fejlődő országoknak, mint amilyen Brazília, ahol nemcsak az export bővülésére lehet számítani, hanem arra is, hogy a helyi középosztály jövedelmi helyzetének javulása a belső fogyasztás élénkülését is elősegíti majd (OECD/FAO, 2016).

A globális hústermelés mintegy évi 1%-os növekedést mutatott az elmúlt évtizedben. 1990 óta a baromfihús termelése 4%-kal, a sertéshúsé 2%-kal, a marhahúsé 1%-kal nőtt évi átlagban. Az OECD/FAO (2016) becslése szerint 2016-ban 317 millió tonna húst állítottak elő, amely 2030-ig 376 millió tonnára bővül. Jelenleg a globális hústermelés 73%-át a sertés- és a baromfihús adja, a marha- és juhús aránya 22%, illetve 5% (2. ábra). A hústermelés trendje azt mutatja, hogy az alacsony fajlagos takarmány-felhasználás irányába tolódik el a húsfélék előállítása. Ennek oka a kilogrammonkénti élősúly-gyarapodáshoz felhasznált takarmány mennyisége. Nem véletlen a baromfihús-előállítás előretörése, sőt 2020-ban termelése megelőzi a sertéshús-előállítást (OECD/FAO, 2016).

2. ábra: A világ hústermelésének megoszlása 2016-ban



Forrás: Saját szerkesztés OECD/FAO (2016) alapján

A hús globális kereskedelme az elmúlt években évi 30 millió tonna körül alakult. A magas húsárak korlátozzák a keresletet a feltörekvő országokban, amelyek nagy része húsból nettó importőr. Az EU 2013-ban Kanadával szabad kereskedelmi egyezményt kötött, amelynek következtében a két fél között bővült a sertés- és marhahús-kereskedelem. Ugyanez várható az EU és az USA között megkötendő egyezménytől is. A MERCOSUR (Brazília, Argentína, Uruguay, Paraguay és Venezuela) régióval is tárgyal az EU a szabadkereskedelmi egyezmény megkötéséről. Ennek már sokkal nagyobb hatása lenne a két régió közötti húskereskedelemre, beleértve a sertéshúst is. Nagy kérdés, hogy Kína milyen mértékben tudja növelni hústermelését a növekvő takarmányimport mellett. Az elmúlt időszakban gyorsabban nőtt a húsimport Kínában az előrejelzésekhez viszonyítva. Ha az import a jövőben is meghaladja az előrejelzésben becsült mennyiséget, akkor komoly mértékben befolyásolja a globális húspiacot. A világkereskedelemben kerülő húsmennyiség a jelenlegi 31 millió tonnáról 38 millió tonnára, azaz 22%-kal nő 2025-re. Ma a globális húsexport 23%-át adja a sertéshús és a globális termelés

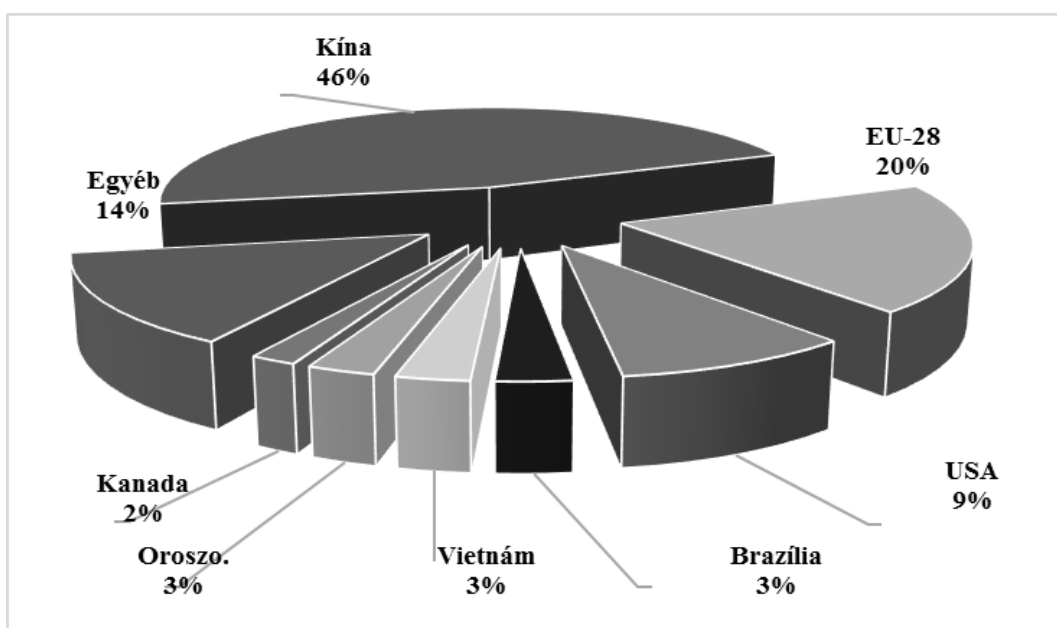
mintegy 6%-a kerül a nemzetközi kereskedelembe (az összes hústermelés arányában 10% ez az érték). Észak- és Latin-Amerika részesedése a globális exportból nő (OECD/FAO, 2016).

2.1.2. A sertésenyésztés helyzete a világon és az Európai Unióban

Az emberiség ételmezésében a sertéshús évezredek óta nagy szerepet játszik, ennek következtében a sertésenyésztés világszerte fontos állattenyésztési ágazatnak számít (European Commission, 2014). 2016-ban a világ sertésállománya meghaladta az 1 milliárd egyedet, a globális sertéshús termelés pedig meghaladta a 118 millió tonnát (hasított súly), részesedése a világ hústermeléséből 37% volt. Az előrejelzések szerint 2025-re a világ sertéshústermelése eléri a 131 millió tonnát. A termelés évi 1%-kal nő 2025-ig, vagyis összesen mintegy 13 millió tonnával. Brazíliában és Argentínában évi 2-3%-kal emelkedik a sertéshús-előállítás, főleg a belső kereslet növekedésének köszönhetően (OECD/FAO, 2016).

A sertésenyésztés tekintetében az ázsiai országoknak, ezen belül Kínának kiemelkedő szerepe van, hiszen a teljes állatállomány 60%-a itt található, mindemellett a hústermelés közel felét (54,87 millió tonna) is itt állítják elő (3. ábra). Az előrejelzések szerint Kína sertéshús-kibocsátása és az ország belső fogyasztása nem változik jelentősen a következő években (OECD/FAO, 2016).

3. ábra: A világ sertéshústermelésének megoszlása 2015-ben



Forrás: Saját szerkesztés OECD/FAO (2016) alapján

A második legnagyobb sertéstartó régió az Európai Unió, ahol 2015-ben közel 149 millió sertést tartottak (ebből 12,3 millió tenyészkocát), illetve 23,4 millió tonna sertéshúst állítottak elő (EUROSTAT, 2016). A világ harmadik legnagyobb sertéshús előállító országa az USA a 66 millió egyed sertésállományával és évi 10,9 millió tonna hústermelésével (USDA, 2015). 2014-ben a termelés némileg visszaesett a PED-vírus okozta járvány miatt. 2015-ben a malacelhullások száma már jelentősen mérséklődött, a fialások száma emelkedett, ennek köszönhetően nőtt a sertésállomány, ezért a sertéshústermelés a becslések szerint 1,4%-kal lehet több 2016-ban, mint 2015-ben. A sertéshústermelésben Brazília áll a világ negyedik helyén, ahol folytatódik a termelés növekedése, elsősorban a növekvő termelői áraknak és csökkenő takarmányköltségeknek köszönhetően. Stabil növekedés várható Mexikóban, ahol a genetikai

előrehaladás miatt nagyobb termelékenységgel számolnak. Ugyanakkor Kanada termelése mérséklődik a szigorodó állatjóléti rendeletek hatására, a kisebb termelők ugyanis felhagynak tevékenységükkel. Előbbi hét ország a globális sertéshústermelés 86%-át adja.

Mivel a sertéshús jelentős hányadát ott fogyasztják, ahol azt előállítják, a világtermelés mindössze 6-7%-a kerül a nemzetközi kereskedelembe (OECD/FAO, 2016). A sertéshús globális kereskedelme 2015-ben 8,1 millió tonna körül alakult (1. táblázat), amelyből az EU, az USA és Kanada részesedése elérte a 80%-ot.

1. táblázat: **A sertéshús kereskedelem legfontosabb szereplői 2015-ben**
(ezer tonna, hasított súlyban)

Országok/Régiók	Export	Országok/Régiók	Import
EU-28	3 159	Hong Kong és Kína	2 414
USA	2 226	Japán	1 052
Kanada	1 084	Mexikó	889
Hong Kong és Kína	497	USA	536
Brazília	624	Dél-Korea	494
Részesedés a teljes exportból	94%	Részesedés a teljes importból	77%

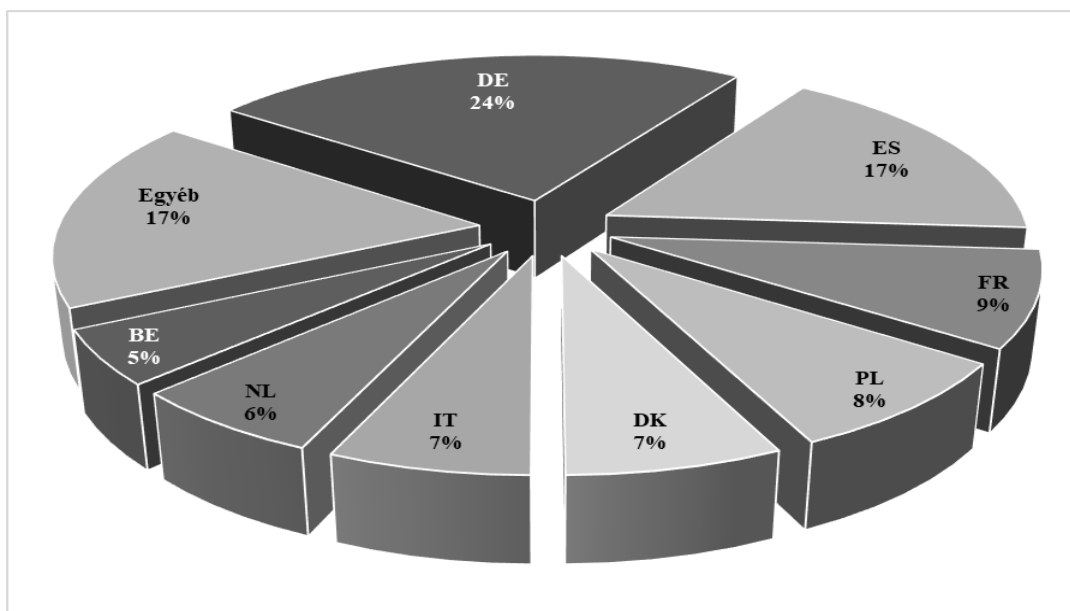
Forrás: Saját szerkesztés OECD/FAO (2016) alapján

A globális sertéshúsimport 1,3%-kal, az export 4,0%-kal nőtt 2015-ben az előző évihez képest. A korábbi évekhez hasonlóan 2015-ben is az Európai Unió, az USA, Kanada és Brazília voltak a legnagyobb sertéshúsexportőrök. A termelés bővülésének köszönhetően az USA 2,9%-kal több sertéshúst (2,23 millió tonna) értékesített a nemzetközi piacon. Az Európai Bizottság (2016a) adatai szerint a közösség sertéshúskivitele 7,5%-kal 3,16 millió tonnára emelkedett 2015-ben az egy évvel korábbihoz viszonyítva. Brazíliában a sertéshús iránti erős külpiazi kereslet hatására a világpiacon eladott sertéshús mennyisége 9%-kal, 620 ezer tonnára emelkedett. Ehhez hozzájárult az is, hogy a sikeres tárgyalásokat követően több új piac nyílt meg a brazil sertéshús előtt. A belső fogyasztás emelkedett, az egy főre jutó sertéshúsfogyasztás 15 kilogrammra nőtt, ami rekordnak számít a főként marhahúst fogyasztó országban. Brazília legnagyobb exportpiacai Oroszország és Hongkong voltak 2015-ben. A dél-amerikai ország élt az uniós sertésekre és sertéshúsokra bevezetett oroszországi importtilalom adta piaci lehetőséggel, és a 2014. évinél 30%-kal több sertéshúst szállított Oroszországba. Ez a trend 2016-ban is folytatódott.

Oroszországban a sertéshústermelés növekedése, az uniós sertéshússzállítmányok leállítását a sertéshúsimport 42%-os esésével járt (2014-2016 között). A legnagyobb sertéshúsimportőrhez, Japánba 5%-kal kevesebb sertéshús érkezett 2015-ben, ugyanakkor Dél-Korea (+25%), Mexikó (+13%), Kína (+11%), az USA és Hongkong (+10%) több sertéshúst vásárolt a nemzetközi piacról (USDA, 2015). Az USA-ban az előző évinél nagyobb belpiaci kínálat miatt a sertés ára dollárban kifejezve csaknem 34%-kal csökkent 2015-ben az előző évihez képest. Az Európai Unióban 11%-kal csökkent a sertés ára, míg Brazíliában, Minas Gerais régióban brazil reálban kifejezve 5%-kal volt alacsonyabb a 2014. évi átlagárhoz viszonyítva. Az Európai Bizottság (2016a) tájékoztatása szerint a piacsabályozás szempontjából referenciának tekintett „E” kereskedelmi osztályba tartozó sertés vágóhídi belépési ára 1,39 euró/kilogramm hasított hideg súly volt 2015-ben, ami csaknem 11%-os csökkenést jelentett egy év alatt, de 2016 végén újra emelkedett a piaci ár. Az OECD/FAO (2016) rövid távon az alacsonyabb takarmányárak hatására a sertésárak csökkentését vetítette előre, ugyanakkor középtávon a takarmányozási költségek növekedése a sertésárak emelkedésével járt.

Az európai országokban hagyományosan kiemelkedik a sertéshús fogyasztása, habár 2007 óta a baromfi-hús-fogyasztás élénkülése figyelhető meg a sertéshús rovására. Ennek ellenére az EU-ban a sertéshús aránya az összes húsfogyasztásból még mindig 50% körül alakul. Az EU legjelentősebb sertéshús termelő tagországai Németország (5,56 millió tonna), Spanyolország (3,90 millió tonna) és Franciaország (1,97 millió tonna), ahol az EU összes sertéshústermelésének felét állították elő 2015-ben (4. ábra).

4. ábra: Az EU-28 sertéshús termelésének megoszlása 2015-ben



Forrás: Saját szerkesztés EUROSTAT (2016) alapján

Az Európai Unióban a gazdasági válság hatása továbbra is érezhető a sertéstenyésztésben és a sertéshús-kereskedelemben. Az EU régi tagországaiban egyelőre a kereslet stagnálása tapasztalható, míg az új tagországok a kereslet csökkenésével reagáltak a válságra. Az EU összes hústermelésének több mint 50%-a sertéshús, a húsfogyasztásban is hasonló ez az arány. A sertéshústermelés évi 23 millió tonna körül alakul, a sertéshús egy főre vetített fogyasztása pedig 32,5 kg-ra esett vissza (Európai Bizottság, 2016a). A gazdasági recesszió a keresletet még mindig fékezi, a vásárlók az olcsóbb termékeket részesítik előnyben.

Az EU sertésállománya 2006 óta folyamatosan csökkent, 2006-2013 között több mint 10%-kal (17 millió darabbal), a tenyészkoca állomány pedig 20%-kal esett vissza (EUROSTAT, 2016). Az EU tagországaiban 2013-ban életbe lépett 2008/120/EK a kocák csoportos tartására vonatkozó állatjóléti rendelet (Európai Tanács, 2009) szintén a költségek további növekedését vetíti előre. Borúlátóbb vélemények szerint e rendelet miatt az EU sertésállománya tovább csökken, ugyanis az átalakítással járó többletköltségek miatt a kevésbé versenyképes termelők egy része felhagy a sertéstartással.

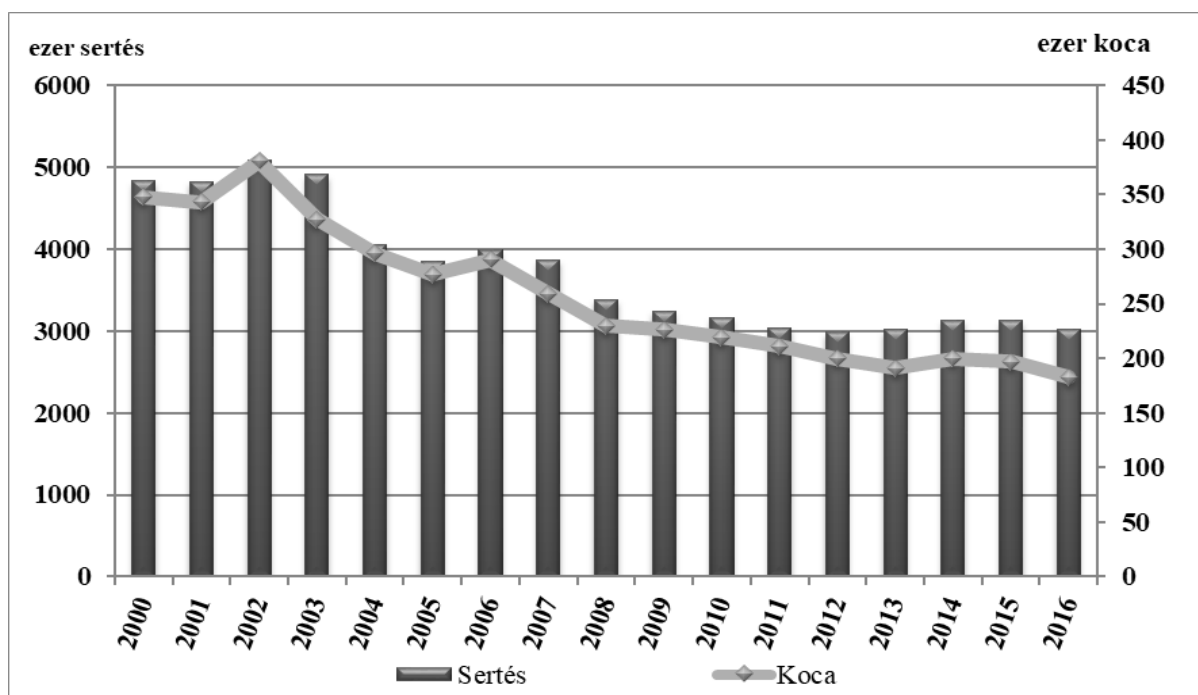
A takarmányárak csökkenésével párhuzamosan mérséklődött a sertéshús ára is, ezért 2015-ben a termelés szerény mértékben bővült. 2014 február óta nincs export Oroszország irányába, ahova korábban az összes export negyede ment (fagyasztott hús, zsír és belsőségek) (Euromonitor, 2014). A kieső mennyiséget elsősorban ázsiai országok, így Japán, Dél-Korea és a Fülöp-szigetek importálták. 2015-ben versenyképes áraknak és a növekvő ázsiai kereslet eredményeként folytatódott az Oroszországba irányuló erős kivitel. Mivel Brazília növelte Oroszországba irányuló exportját, az EU Brazília hagyományos exportpiacain is sikeres lehet. Oroszország az EU-ból származó sertéshús kiesését baromfi- és marhahússal kiegészítve más

országokból szerzi be (Brazília, Argentína, Chile, Ecuador és Kína). A sertéshús termelői ára 2014 júliusa óta csökkent, majd 2016 végén emelkedésnek indult, sőt az árnövekedés 2017 első negyedévében is folytatódott. Az előrejelzések szerint az EU-ban a sertéshústermelés 2025-ig érdemben nem változik, legfeljebb szerény mértékben, azaz 23,4 millió tonnára nő (Európai Bizottság, 2016b).

2.1.3. A sertésenyésztés helyzete Magyarországon

Hazánkban az állattenyésztés, azon belül is a sertéságazat szerepe az elmúlt évtizedben folyamatos csökkenést mutatott, annak ellenére, hogy egykor a mezőgazdaság húzó ágazatának számított. A mezőgazdasági termelés bruttó kibocsátásából az állattenyésztés 2004 előtt még meghaladta a 40%-os részesedést, 2004 óta pedig csupán 33-37% között ingadozott (KSH, 2017a). Ez a visszaesés elsősorban az állatállomány folyamatos csökkenésének a következménye. A KSH adatai szerint Magyarországon 2000-ben még több mint 4,8 millió sertést tartottak és a kocaák száma elérte a 348 ezer egyedet. Az átmeneti növekedés után azonban drasztikus állománycsökkenés vette kezdetét, melynek következtében 2016 végén a sertések száma alig haladt meg a 3 millió egyedet (5. ábra).

5. ábra: Magyarország sertés- és kocaállománya 2000-2016 között (december 1.)



Forrás: Saját szerkesztés KSH (2017b) alapján

Gazdálkodási formák szerint az elmúlt években az egyéni gazdaságoknál folyamatosan csökkent a sertésállomány, míg a gazdasági szervezetek esetében kisebb mértékű növekedés volt megfigyelhető. A sertésállomány háromnegyedét (2304 ezer egyed) gazdasági szervezetek, egynegyedét (820 ezer egyed) egyéni gazdaságok tartották 2015-ben (KSH, 2017c). A korábbi tendenciával ellentétben az egyéni gazdaságok állománya egy év alatt 1,5%-kal nőtt, míg a gazdasági szervezeteknél 1%-kal csökkent a sertések száma. A sertésállomány csökkenése a sertéstartás területi eloszlását is jelentősen befolyásolta. Az egyéni gazdaságoknál tartott sertésállomány visszaesését egyfajta területi kiegyenlítődés kísérte, míg a gazdasági szervezetek termelését a növekvő területi koncentráció jellemezte (Fertő és Csonka, 2016).

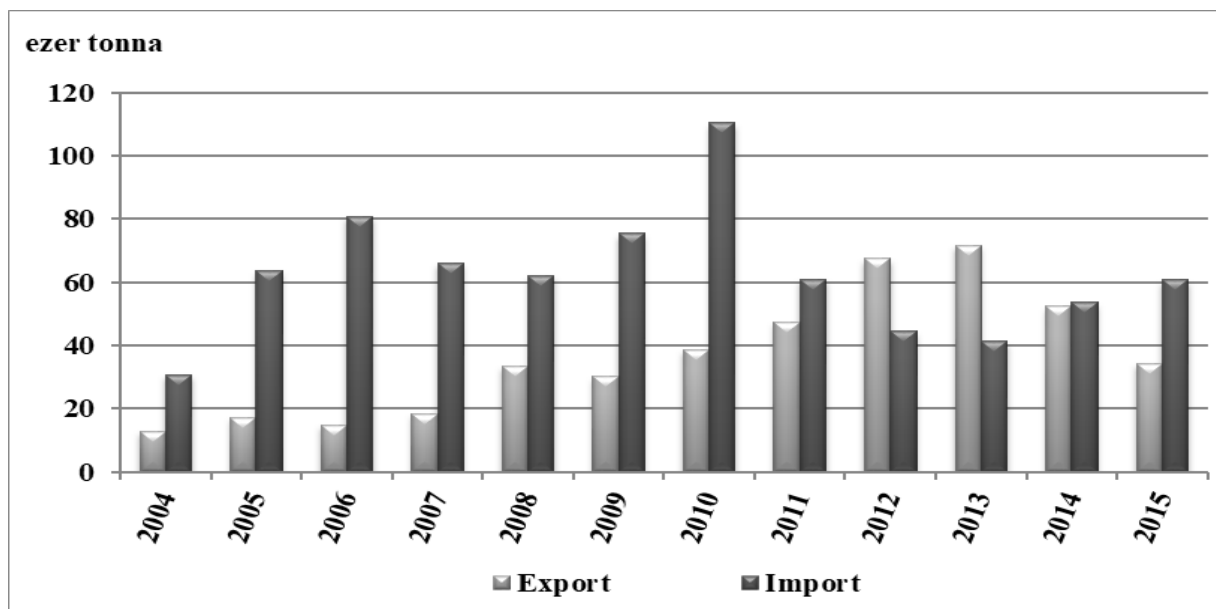
Paradox módon, a területi koncentrációból fakadó agglomerációs előnyök éppen az egyéni gazdaságok területi dinamikájában játszottak meghatározó szerepet (Csonka és Fertő, 2016). Az 1990-es évek elején még többségben lévő háztáji tartás is évről évre háttérbe szorult: 2016 júniusra a háztartásokban tartott sertések száma 778 ezer volt (KSH, 2017b).

A kisebb gazdaságok számának csökkenése, illetve a háztáji sertéstartás háttérbe szorulása jelzi a gazdák egyre kilátástalanabbnak ítélt jövőképét. A tenyésztési kedv hanyatlásához hozzájárult a hazai kereslet csökkenése, illetve a sertéshús-fogyasztás drámai visszaesése. Hazánkban az egy főre jutó sertéshús-fogyasztás az 1990-es évek elején fejenként még 40 kg volt, ezzel szemben az elmúlt években ez az érték 24 kg körül alakult. Ebben az életszínvonal visszaesése mellett a fogyasztási szokások megváltozása, azaz a baromfi-hús-fogyasztás előtérbe helyezése is szerepet játszott. 2014-ben a sertéshús részesedése 43% volt, míg a legnagyobb részesedést továbbra is a baromfi-hús képviselte, 45%-kal (KSH, 2017b).

A tenyésztési kedv hanyatlását 2004. évi uniós csatlakozás is fokozta, ugyanis az EU-ban termelők által támasztott egyre erősebb verseny, a szigorodó állatjóléti és környezetvédelmi előírásoknak való megfelelés számos állattartó gazdaság jövedelmezőségének visszaeséséhez vezetett. Ezt a problémát tovább súlyosbította, hogy a nyílt európai piacon a vágóhidak rendkívül gyorsan ismerték fel az új beszerzési alternatívákat, amelyre a hazai termelők és termelői integrációk nem voltak felkészülve (Csonka, 2012). A 2004 előtti években hazánk sertéshústermelése vágósertésben kifejezve meghaladta az évi 700 ezer tonnát. 2004-től folyamatosan csökkent, 2015-ben 587 ezer tonna sertéshúst állítottak elő (KSH, 2017d).

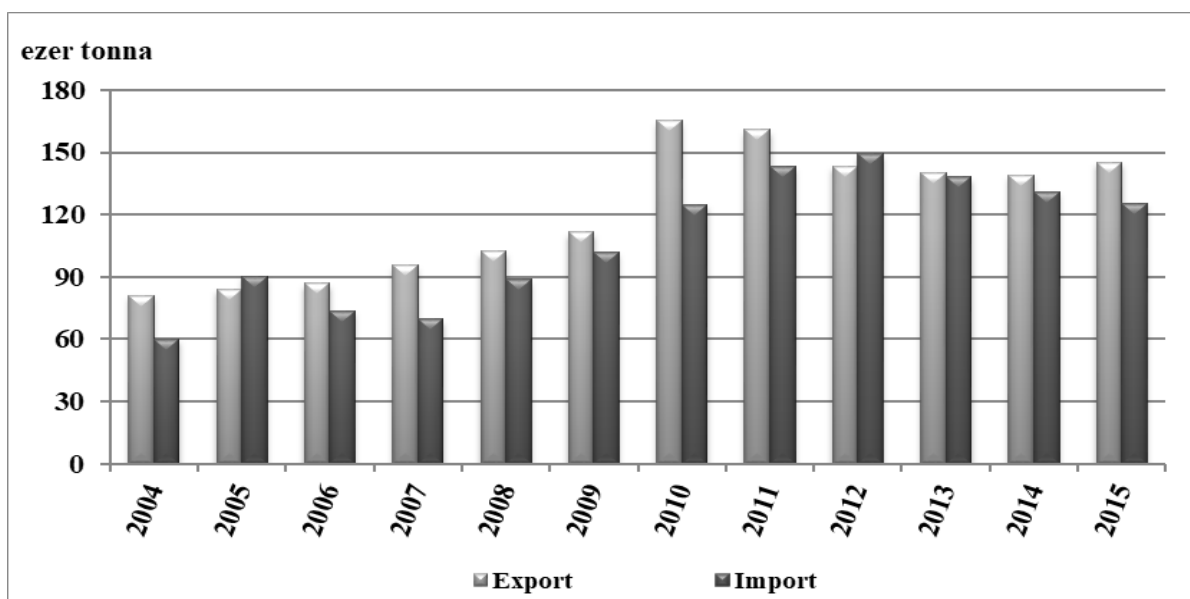
A sertésállomány csökkenésével a kínálati hiányt az élőállat és sertéshús növekvő behozatala pótolta. A vágóhidak ugyanis egyre több alapanyagot szereztek be külföldről az olcsóbb beszerzési árak következtében (6-7. ábra).

6. ábra: Magyarország élő sertés külkereskedelme 2004-2015 között



Forrás: Saját szerkesztés AKI-SIR (2016a) alapján

7. ábra: Magyarország sertéshús külkereskedelme 2004-2015 között



Forrás: Saját szerkesztés AKI-SIR (2016b) alapján

Magyarország élő sertésből nettó importőr, míg sertéshúsból nettó exportőr volt 2015-ben: az élő sertés külkereskedelmi egyenlege a korábbi évekkel ellentétben negatív volt és romlott az előző évihez képest, ellenben a sertéshús külkereskedelmi egyenlege pozitív volt és javult 2015-ben.

Az AKI (2016) adatai szerint az élősértés-behozatal 13,5%-kal emelkedett, míg a sertéshúsimport 4,3%-kal csökkent 2015-ben az egy évvel korábbihoz képest. Az élősértés kétharmada Szlovákiából és Németországból származott, emellett Hollandiából, Csehországból, Olaszországból és Ausztriából is jelentős mennyiségű sertés érkezett. Magyarország Szlovákiából csaknem 30%-kal, Németországból pedig 3%-kal növelte az élő sertések vásárlását. A vágóhidak és a húsfeldolgozók a sertéshús több mint kétharmadát Németországból, Lengyelországból, Ausztriából, Franciaországból és Olaszországból szerezték be.

Az élősértés-export 34%-kal esett 2015-ben a 2014-ben külpiaconra szállított mennyiséghez viszonyítva. A kivitel 39%-a Romániába, 17%-a Szerbiába, 14%-a Ausztriába irányult. Az egy évvel korábbihoz képest a romániai kiszállítás 29%-kal, a szerbiai 64%-kal, az ausztriai pedig 10%-kal csökkent.

Sertéshúsból a nemzetközi piacon 4,4%-kal több került értékesítésre 2015-ben, mint egy évvel korábban. A főbb exportpiacok Románia, Olaszország és Japán voltak. Japán kereslete 15%-kal, Horvátországé 2,5%-kal, Tajvané 83%-kal, Szlovéniáé 70%-kal, Németországé 53%-kal emelkedett, Kínáé pedig az ötszörösére ugrott. A Romániába (-12%), Szlovákiába (-5%), Spanyolországba (-8%), Bulgáriába (-1,4%), a Koreai Köztársaságba (-57%) és Lengyelországba (-35%) szállított sertéshús mennyisége csökkent, az Olaszországba és Szerbiába irányuló sertéshúskivitel pedig nem változott számottevően. A vágóhidak az AKI (2016) vágási statisztikája szerint élősúlyban kifejezve 11%-kal vágtak több sertést 2015-ben mint 2014-ben, az élősértés-export csökkenése, továbbá az élősértés-import emelkedése következtében.

A magyarországi sertésárak az előző évekhez hasonlóan 2015-ben is követték az uniós árak tendenciáját (2. táblázat). Az AKI (2016) adatai szerint a vágósertés termelői ára 428

HUF/kilogramm hasított meleg súly volt 2015-ben, 10,3%-kal múlta alul az egy évvel korábbi átlagát. A sertések ára az élénkülő kereslet hatására év elejétől emelkedett, a csúcspontját júniusban érte el. A sertéshús-termékpálya többi fázisában csökkentek az árak 2015-ben a 2014. évihez viszonyítva: a félsertés feldolgozó értékesítési ára 10%-kal, a darabolt sertéshúsé (karaj, tarja, comb) csaknem 7%-kal. A darabolt sertéshúsok fogyasztói ára 4%-kal mérséklődött. A KSH adatai szerint a rövidkaraj (-2,8%) és a sertéscomb (-3,7%) fogyasztói ára csökkent a vizsgált időszakban (KSH, 2017d).

2. táblázat: A vágósertés termelői ára 2015-ben és %-os változása az előző két évhez képest

Minőségi osztály	2015 HUF/kg hasított meleg súly	2015/2013 (%)	2015/2014 (%)
S	439,72	86,64	90,44
E	427,68	86,43	89,58
U	411,38	85,27	88,27
R	385,31	83,31	86,05
O	365,54	85,28	87,49
P	348,69	78,21	89,30
Nem minősített	420,39	88,16	87,71
M1	373,23	82,76	94,64
Vágósertés összesen	428,17	86,70	89,70

Forrás: Sajtó szerkesztés AKI (2016) alapján

2.2. A sertéshús-előállítás kockázati forrásai és kockázatelemzési módszerei

A mezőgazdasági termelés a legkockázatosabb termelőtevékenységek közé sorolható, amely kapcsán a termelők számos kockázattal kénytelenek szembenézni mind a növénytermesztési, mind pedig az állattenyésztési ágazatok esetében. E kockázatok egy része viszonylag könnyen kezelhető, viszont a tényezők többsége szélsőségesen negatív hatást is kifejthet a vállalkozásokra.

A növénytermesztési és állattenyésztési ágazatok kockázati tényezőkkel szembeni érzékenysége Pope (2003) szerint a mezőgazdasági termelés sajátosságaiból adódik, melyek közül az alábbiakat emeli ki a szerző:

- A mezőgazdasági termelést erősen befolyásolják a biológiai folyamatok; így általában hosszú idő telik el a termelési döntés meghozatala és a végeredmény között.
- A mezőgazdasági beruházások hosszú időre szólnak.
- A termelt mennyiséget jelentősen befolyásolják olyan külső tényezők, mint például az időjárás, a betegségek és a kártevők.
- A mezőgazdasági vállalkozásokban jelentős az ágazatok közötti horizontális és vertikális kapcsolat (az állattenyésztés felhasználja a növénytermesztés termékeit).
- A mezőgazdasági termelők piaci ereje általában kicsi, így kénytelenek árelfogadóként viselkedni.
- A kormányzati politika a mezőgazdaságban is folyamatosan érezteti hatását és gyakran beavatkozik a piac működésébe.

A fenti sajátosságok ismeretében elmondható, hogy a mezőgazdaság nehezebben szervezhető, a költségek egy része bizonytalanul tervezhető és a keletkező hozamok, illetve a nyereség nagysága is nehezen határozható meg, mindezek pedig kockázatosá teszik a mezőgazdasági

tevékenységet (Buzás, 2000). Balogh és mtsai. (2007) hasonlóan vélekedtek, mely szerint a mezőgazdasági termelés során olyan kockázati tényezőkkel is számolni kell, amelyek más típusú vállalkozásoknál alig vagy csak nagyon korlátozott mértékben jelentkeznek.

A mezőgazdaságot érintő kockázatok többféle szempont szerint csoportosíthatók, azonban bármely csoportosítást vesszük alapul, a szerzők többsége egyetért abban, hogy a mezőgazdaságban a termelési, a piaci (vagy más néven ár) és a pénzügyi kockázatok a legjelentősebbek. Termelési kockázat alatt a növénytermesztés és az állattenyésztés során lejátszódó biológiai folyamatok véletlen hatásából eredő kockázat értendő, melyek hatását nem határozhatjuk meg előre (Kay és Edwards, 1994). A piaci kockázatot a termékek ára határozza meg a kereslet-kínálat alakulása révén, míg a pénzügyi kockázatot a pénzpiacra jelentkező árfolyam ingadozások, a kamatlábak változása, illetve a pénzügyi politika helyzete okozza (Moschini és Hennessy, 2001).

Gabriel és Baker (1980), valamint Hardaker és mtsai. (1997) szerint a mezőgazdaságban az üzleti kockázat és a pénzügyi kockázat a legfontosabb. Előbbi szerzőpáros az üzleti kockázat alatt a termelési és piaci (ár) kockázatokat érti, utóbbiak az üzleti kockázatoknak még két másik típusát is megemlítik, melyet ők személyi és intézményi kockázatnak neveznek. Személyi kockázat alatt a gazdaságot üzemeltető személy vagy személyek betegségéből, esetleg halálából eredő kockázatot értik a szerzők, míg az intézményi kockázat a kormányzati intézkedéseknek a termelőkre gyakorolt bizonytalan hatásaira vonatkozik.

Sonka és Patrick (1984) további kockázati típusokkal bővíti az üzleti kockázatok körét, úgymint technológiai, jogi/társadalmi és emberi kockázatok. Hasonlóan vélekednek Castle és munkatársai (1992), akik a kockázati források között a termelési, a piaci és a pénzügyi kockázatokon túl az elavulási, a véletlen veszteségekből fakadó és az emberi tényezőket is megemlítik.

Pálinkás (2011) szerint az üzleti kockázat nem más, mint a mezőgazdasági vállalkozásra gyakorolt együttes hatás, függetlenül attól, hogy a vállalkozást milyen módon finanszírozzák. Ezzel szemben a pénzügyi kockázat a gazdaság finanszírozási hátterével kapcsolatos kockázatokat jelenti. Munkájában számos szakember (Boehlje és Trede, 1977; Fleisher, 1990; USDA, 1997; Harwood és mtsai., 1999; Burgaz, 2000; Európai Bizottság, 2001; Jain és Parshad, 2006) véleménye alapján gyűjtötte össze a mezőgazdaságra jellemző főbb kockázati forrásokat, amely alapján a legszélesebb körben elfogadott csoportosítás a következő:

Termelési kockázat: Jelentősége abban áll, hogy az inputok felhasználása révén előállított outputok mennyisége és minősége előre pontosan nem ismerhető. Ez a bizonytalanság abból adódik, hogy az olyan nem befolyásolható tényezők, mint az időjárás vagy a betegségek meghatározó szerepet játszanak a mezőgazdasági termelésben.

Piaci vagy árkockázat: Az árkockázat az inputok és outputok árait egyaránt érinti. Az árak ingadozása számos forrásra visszavezethető, mint például a piaci kereslet vagy kínálat változása, illetve a mezőgazdasági piacok erősen változékony jellege.

Emberi vagy személyi kockázat: A mezőgazdasági üzemet vezető személy vagy a munkaerő egészségét és személyes kapcsolatait érintő problémák tartoznak ide (pl.: megbetegedés, testi/lelki sérülés, megromlott emberi kapcsolat, ambíció hiány, halál). De ide sorolható az eszközkockázat is, mely a lopást, a szándékosan vagy véletlenül okozott tüzeseteket, valamint az épületeket, felszereléseket, készleteket és az állatállományt érő ember által előidézett károkat foglalja magába.

Intézményi kockázat: Gazdaságpolitikai, illetve ezen belül agrárpolitikai szabályozásból adódó jogszabályok és kormányzati intézkedések (pl.: egészségügyi, környezetvédelmi és állatjóléti előírások, támogatások) hatása a mezőgazdasági termelőkre.

Pénzügyi kockázat: A vállalkozás finanszírozásával, azaz a kölcsönzött pénzüsszegekkel, illetőleg a tartozások visszafizetésének kötelezettségével kapcsolatos kockázat. Mértékét a kamatlábak változása, az árfolyamváltozás, a visszafizetés ütemezése vagy a hitelek elérhetősége befolyásolja.

Speciálisan az állattenyésztés kapcsán felmerülő kockázati forrásokat Madai és Nábrádi (2005) két fő kockázati forrásra különíti, melyek a működési és a pénzügyi kockázatok. A két kockázati forrás alapvetően az előbbiekben tárgyalt kockázatokot foglalja magában, azzal a különbséggel, hogy a működési kockázat – mely az üzleti kockázatnak felel meg – alkategóriáit tekintve a termelési, a piaci, az emberi és az intézményi kockázat mellett kiegészül a technológiai kockázattal. A szerzőpáros által meghatározott kockázati források részletes ismertetését az 1. számú mellékletben közöltem.

2.2.1. Kockázatelemzési módszerekről általában

A kockázatok figyelembevétele vezetői döntések megalapozásához szükséges, azaz a döntési eljárás fontos eleme. Ahhoz pedig, hogy megfelelő döntés szülessen, különböző kockázatelemzési módszerek és kockázatot jellemző mérőszámok szükségesek a döntéshozó részére.

A kockázatelemzés a kockázat-menedzsment fontos része, amely két lépésből áll (Hardeker és mtsai., 1997): az első lépés a kockázatok bekövetkezési esélyeinek becslése, melyet a lehetséges következmények megítélése követ a második lépésben. Tóth (1981) szerint a kockázatok elemzése nehéz feladat, mivel a kockázat mérése meglehetősen szubjektív folyamat: egyrészt a lehetséges kimenetekhez kapcsolódó valószínűségek – amely bármilyen döntés mellett bekövetkezhet – megítélése miatt, másrészt pedig az alternatív döntésekhez kapcsolódó lehetséges kimenetek közötti preferenciák szubjektivitása miatt. Ezzel kapcsolatban Juhász (2001), valamint Katonka és mtsai. (2001) szerint a gyakorlatban kockázatosnak csak azok az esetek tekinthetők, amelyeknél mind az esemény bekövetkezési valószínűsége, mind az esemény által kiváltott hatások számottevőek.

A kockázat számszerű meghatározására alkalmas módszereket Bácskai és mtsai. (1976) két nagy csoportra osztotta: az apriori következtetésekre (elméleti alapokra építkező, logikai következtetés) és az empirikus megközelítésre (múltbeli információkra alapozó következtetés). Hasonlóan csoportosítja Farkas és Szabó (2005) is a kockázatelemzési módszereket. Ezek egyik nagy csoportját a múltbeli adatokon alapuló statisztikai számítások képezik, tehát az empirikus eloszlások vizsgálata. Ebben az esetben az ismert diszkrét vagy folytonos ismérvek alapján gyakorisági sorokat, hisztogramokat készítve, tapasztalati eloszlásokat, középértékeket és a szóródás egyes mutatószámait számítva a tényadatokból vonhatunk le következtetéseket (Lőrincz, 2007).

A kockázatelemzésben azonban az is fontos, hogy ne csak a múltbeli adatokat elemezzük, hanem a kockázati tényezők jövőbeli alakulására is tudjunk előrejelzést adni. Mivel a gazdálkodási tevékenység nem determinisztikus világban zajlik, azaz végtelen sok tényező befolyásolja és így az egyes döntéseknek, eseményeknek is számos kimenetele lehetséges, ezért ezek tanulmányozásához valószínűség számításra van szükség. Ebből kifolyólag, a kockázatok elemzése során leggyakrabban valószínűség eloszlásokat, becslési eljárásokat, regresszió számításokat és idősor-elemzési módszereket alkalmaznak. Ugyanakkor szakirodalmi források számos matematikai, statisztikai és programozáson alapuló módszert is használnak egy-egy bizonytalan vagy kockázatos döntési folyamat modellezésére (Roóz, 2001).

A matematikai modellezés fő feladata a technikai rendszerben lejátszódó folyamatok, jelenségek lehető legpontosabb modelljeinek felállítása és eredményeinek kiértékelése (Pokorádi, 2008). A modell felállításakor azonban mindig számolnunk kell valamilyen mértékű bizonytalansággal. Az állattenyésztésben elsősorban a hozamok és a piaci tényezők bizonytalansága miatt számos kockázat fordul elő, amelyet a termelő egyáltalán nem, vagy csak kis mértékben tud befolyásolni. Éppen ezért fontos, hogy tisztában legyünk a rendszer működésével kapcsolatban.

Modellezés során lehetőség nyílik a valóság pontosabb megismerésére, jellemzésére, mely által a kockázat mértéke is számszerűsíthetővé válik, információt szolgáltatva a döntéshozóknak (Pocsai és Balogh, 2011). Manapság, a számítógépek fejlődésének köszönhetően a kockázatok könnyebb, gyorsabb és nem utolsósorban pontosabb meghatározása, mérése és kezelése vált lehetővé (Beaver és Parker, 1995). Különböző komplex kockázatbecslési, kockázatkezelési és szimulációs stratégiák állnak a felhasználó rendelkezésére.

2.3. Tenyészkocák élettartamának és életteljesítményének túléléselemzése

A kocák élettartamának jelentős hatása van a sertésenyésztés jövedelmezőségére (Hoge és Bate, 2011), továbbá fontos indikátora az állatjólétnek (Fernandez de Sevilla és mtsai., 2008). Ennek megfelelően számos kutatás foglalkozik a tenyészkocák élettartamával mind a termelékenység (Yazdi és mtsai., 2000a; Serenius és Stalder, 2004; Tarres és mtsai., 2006a), mind pedig a morfológiai tulajdonságokkal összefüggésben (Tarres és mtsai., 2006b). E tanulmányok eredményei rámutattak, hogy a hosszú életteljesítmény és az alacsony selejtezési arány egy adott sertésállományban kiemelkedő gazdasági előnyökkel jár, mivel csökkennek a pótlási költségek és nő azon tenyészkocák aránya, amelyek elérték maximális termékenységüket (Hoge és Bates, 2011).

A gazdasági hatékonyság növelése miatt érdemes megvizsgálnunk azt is, hogy mely tényezők járulhatnak hozzá a tenyészkocák élettartamának növeléséhez. A szakirodalom számos olyan tényezőt vizsgál, melyek befolyásolják a tenyészkocák élettartamát, illetve ezzel együtt a tenyészkocák termelékenységét. A legtöbb tanulmány a genetikai háttér, takarmány, tartási feltételek, a tenyésztési rendszer, a selejtezési rendszer és a takarmányozási módszer hatását értékelte. Emellett a kutatók szintén vizsgálták az állatok életkorát az első termékenyítéskor és fialáskor, a kondíciót, illetve a szoptatás hosszát és ezek hatását a tenyészkocák élettartamára. A sertésartó szakember állapítja meg azt, hogy a tenyészkoca hányszor fialt már, a termelékenység állapotát, az egészségi állapotát, a sertésállomány összetételét és ezek alapján dönt, hogy az adott kocát szükséges-e kivenni a tenyésztési programból (Engblom és mtsai., 2008). Hasznos lehet e tényezők részletesebb ismerete a tenyészkocátartás során adható gyakorlati javaslatok szempontjából, mivel így növelhető a tenyészkocák életteljesítménye.

A megbízható tenyészérték becslés a gazdaságilag fontos sertésenyésztési jellemzők javítása érdekében végzett hatékony szelekció alapját képezi. A tenyészkocák élettartamára végzett tenyészérték becslés módjait két csoportra oszthatjuk. Az első csoportba a lineáris modellezés különféle változatai tartoznak, míg a második típus túlélés elemzésen alapszik (Serenius és Stalder, 2004).

Ducrocq (1987) egy általános stratégiát dolgozott ki a túlélés elemzés alapján, mely megfelelő módszernek bizonyult a hasznos élettartam becslésére. Ez a megközelítés alkalmas a cenzorált megfigyelésekre (olyan esetekben, amikor egy esemény még nem történt meg, vagy nem tudnak a megtörténtéről) nem normális eloszlás esetén, illetve az időtől függő hatások modellezésére. A túlélési adatok elemzése során két időfüggő függvény kifejezetten lényeges: a túlélés függvény és a hazard függvény (Kaplan és Meier, 1958). A túlélés függvény legalább egy adott

időpontig történő túlélés valószínűségét jelzi. A hazard függvény a tenyésztésből való kikerülés (selejtezés, vagy elhullás) feltételes valószínűsége egy adott időpontban, amennyiben a vizsgált tenyészkoca életben van. A log rank teszt segítségével megtudható, hogy van-e különbség különféle csoportok túlélési idejében, ugyanakkor ebbe a vizsgálatba nem vonható be egyéb magyarázó változó.

Külön kiemelő a félparametrikus arányossági kockázati modell (Cox, 1972), mellyel általában a különféle kovariánsoknak a kocák tenyésztésből történő kikerülésére gyakorolt hatását vizsgálják. A Cox modell megegyezik a többszörös regressziós modellel és lehetővé teszi a különböző tenyészkoca csoportok túlélési ideje közötti különbségek vizsgálatát, ugyanakkor egyéb tényezők is bevonhatók. Ebben a modellben az eredményváltozó a kockázat. A kockázat a tenyésztésből való kivonás valószínűségére vagy a kikerülés kockázatára vonatkozik, feltéve, hogy a tenyészkocák túléltek az adott időpontig.

A tenyészkocák élettartamának túlélés elemzéssel történő vizsgálata gyakori téma a nemzetközi szakirodalomban (Brant és mtsai., 1999; Jorgensen és Sorensen, 1998; Yazdi és mtsai., 2000b; Serenius és Stalder, 2004; Tarres és mtsai., 2006a, b; Engblom és mtsai., 2008; Fernandez de Sevilla és mtsai., 2009; Hoving és mtsai., 2011). Ennek ellenére csupán kevés magyar kutató foglalkozott eddig a sertések túlélés elemzésével (Nagy és mtsai., 2002; Balogh és mtsai., 2015). Ennek a fejezetnek a célja az volt, hogy feltérképezze a tenyészkoca élettartammal és élettéljesítménnyel kapcsolatos jelenlegi ismereteket a túlélés elemzés módszertana alapján.

2.3.1. A tenyészkoca élettartam meghatározása

Az elérhető szakirodalmi tanulmányok alapján kijelenthető, hogy a tenyészkocák élettartama egy összetett tulajdonság és még a tenyészkoca élettartam meghatározása is változik az adott kutatótól és a kutatási céltól függően. Bizonyos definíciók inkább a termelési hatékonyságot veszik alapul (fialásonkénti élve született malacok az élettartam során, évente elválasztott malacok az élettartam során), míg egyéb meghatározások inkább időfüggőek (fialás a tenyésztésből kivonás idején, termékeny élethossz).

Általánosságban véve az élettartam jó példa az eseményhez kapcsolt időtartam jellegű adatokra, mely szerint az időtartam azon napok (vagy más egység) számadata, ameddig a tenyészkoca az állományban van, az esemény pedig az állományból történő kikerülést jelenti (selejtezés, vagy elhullás). A termékeny élethossz az az időtartam, melynek kezdete lehet az állományba történő belépés, az első termékenyítés, az első fialás, stb., a vége pedig az állományból való selejtezés, vagy pedig az elhullás. Ugyanakkor jelenleg nincs tudományos konszenzus a szakirodalomban az élettartam definícióját illetően.

Ducrocq és Sölkner (1998) meghatározása alapján a tenyészkocák élettartama magában foglalja a funkcionális jellemzők hatását a nem tervezett selejtezés késleltetésére. Yazdi és mtsai. (2000b) és Tarres és mtsai. (2003, 2006a, b) definíciója szerint az élettartam az első fialás és az állományból való kikerülés között eltelt napok száma. Hasonlóképpen, Engblom és mtsai. (2008) termékeny élettartamként hivatkozott az első fialás és az állományból való kivétel, illetve az adatgyűjtés befejezése között eltelt napok számára. Más kutatók (Rodriguez-Zas és mtsai., 2003) két mutatót (állományban töltött élethossz, termékeny napok) határoztak meg a tenyészkocák élettartamára. Az állományban töltött élethossz az első termékenyítés (sikerességtől függetlenül) és az állományból való kikerülés között eltelt napok száma. A termékeny napok számát a fialás időpontja vagy a szoptatás ideje, illetve az állományból való kiesés között eltelt idő alapján számolhatjuk ki. Az állományban eltöltött élethossz definíciójához hasonlóan Fernandez de Sevilla és mtsai. (2008) úgy határozták meg a tenyészkocák élettartamát, mint az első sikeres termékenyítés és a selejtezés, illetve elhullás

között eltelt időszak. Ezen felül Sobczyńska és mtsai. (2014) meghatározása alapján a termékeny élettartam a születés és az utolsó fialás között eltelt napok számának felel meg. Hasonlóképp Guo és mtsai. (2001) számításai alapján a termékeny élettartam a tenyészkoca állományba történő belépése és a selejtezés között eltelt napok száma.

A termelési hatékonyság alapján meghatározott élethossz az élettartam szaporasága. Guo és mtsai. (2001) meghatározása szerint az élettartam szaporasága a tenyészkoca élete során élve született malacok számával egyenlő, ugyanakkor Serenius és Stalder (2004) szerint ez a mutató a tenyészkoca élete során született összes malaccal egyenértékű. Más kutatók összevonták a termelékenységi mérőszámot egy folyamatos időalapú mérőszámmá, mely az élve született malacok számának és az élettartam napokban megadott hosszának hányadosaként számolható ki (Holder és mtsai., 1995).

Hoge és Bates (2011) hat különböző módon határozta meg az élettartamot. A termékeny élethossz az első fialás és a selejtezés vagy cenzorálás között eltelt napok száma. Hasonlóképpen, a tenyészkoca élettartamát úgy határozták meg, mint a tenyésztésből való kikerülésig megtörtént fialások száma. Az élettartam szaporasága a termékeny élet során (élve született) malacok számával egyenértékű. A tartósság egy olyan kettős tulajdonságként került meghatározásra, mely azt méri, hogy az adott tenyészkoca megélt-e az állományban valamely meghatározott fialásszámot vagy időpontot. Ebből a definícióból két diszkrét értéket kapunk termelésalapú küszöbértékek segítségével: képes-e a tenyészkoca 4 fialás elérésére a tenyésztésből való kikerülést megelőzően, illetve képes-e a tenyészkoca 40 malac fialására a tenyésztésből való kikerülésig. Összességében láthatjuk, hogy a tenyészkoca élettartamát különféle módokon lehet meghatározni és mindegyik definíció másképp értelmezi ezt a fogalmat.

2.3.2. A tenyészkocák élettartamára ható tényezők

Számos szakirodalmi tanulmány megállapította, hogy a tenyészkocák élettartamát és szaporodási hatékonyságát befolyásoló hatások alaposabb ismerete lényeges az árutermelő állományok telepvezetői számára is. A legtöbb esetben a selejtezett nőivarú állatok fialásainak átlagos számát vették alapul a tenyészkoca élettartamának meghatározásához. Ezenfelül szintén figyelembe vették a termékeny élethossz napokban megadott értékét, a selejtezett kocák élete során világra hozott és/vagy leválasztott malacainak számát, illetve a selejtezési százalékot a tenyészkoca élettartam meghatározásakor (Stein és mtsai., 1990).

Gazdasági szempontból a becsült optimális tenyészkocaállomány élettartam 4-8 fialás között váltakozott (Rodriguez-Zas és mtsai., 2006, Abell és mtsai., 2010), illetve Lucia és mtsai. (2000a) és Stalder és mtsai. (2003) szerint legalább háromszor kell fialnia egy tenyészkocának ahhoz, hogy jövedelmet tudjon elérni a tenyésztő az állat tartása során.

Az utóbbi évtizedekben megfigyelhető volt a tenyészkocák nagyarányú lecserélése alacsony fialás szám esetében, mielőtt még az állatok elérték volna termelékenyséjük csúcsát. Az átlagos kikerüléskori fialás szám kevesebb, mint öt alom és a jellemző intervallum 3,1-4,6 alom (Rodriguez-Zas és mtsai., 2003; Hoge és Bates, 2011), míg az állományba belépő tenyészállatok közel harmadát kocasüldő korában már le is selejtezték (Knauer és mtsai., 2011). Rodriguez-Zas és mtsai. (2003) szerint évente 2,35 fialásra van szükség, illetve 4 fialás szükséges a befektetési költségek megtérüléséhez, továbbá egy tenyészkocának hozzávetőlegesen 600 napig kell az állományban maradnia. Annak a valószínűsége, hogy a tenyészkoca megéri ezt a kort 0,31-0,48 között mozog. Ez az intervallum arra enged következtetni, hogy a legtöbb tenyészkocát valószínűleg leselejtezik a befektetési költségek megtérülése előtt.

Tarres és mtsai. (2006b) szerint a svájci fajtatizsza nagyfehér tenyészkocák átlagos termékeny élethossza (602 nap) hasonló a svéd lapály (617 nap; Yazdi és mtsai., 2000a) és a franciaországi nagyfehér × lapály keresztezett tenyészkocák átlagos termékeny élethosszához (Le Cozler és mtsai., 1998), ugyanakkor Brandt és mtsai. (1999) kutatásai arra mutatnak rá, hogy németországi választott malac előállító állományokban a keresztezett tenyészkocák hosszabb átlagos termékeny élethosszal rendelkeznek (880 nap). Ez a különbség adódhat az állományok különbözőségéből is, ugyanakkor Engblom és mtsai. (2008) eredményei szerint a svéd keresztezett tenyészkocák első fialástól számított átlagos termékeny élethossza rövidebb (579 nap). Hoge és Bates (2011) kutatásai alapján a yorkshire nőtények átlagos termékeny élethossza 488,8 nap, 3,5 átlagos fialással a tenyésztésből való kikerülés idején. A tenyészkocák termékeny élethosszuk során átlagosan 34,9 malacot hoztak a világra, első fialásukkor pedig átlagosan 366,2 naposak voltak.

Genetikai háttér

Lényeges különbségek figyelhetők meg a genetikai vonalakban, melyek járhatnak gazdasági előnyökkel is, amennyiben a tenyészkocák megfelelően hosszú ideig maradnak az állományban ahhoz, hogy megtérüljenek a kezdeti beruházási költségek.

Rodriguez-Zas és mtsai. (2006) megvizsgált 8 genetikai vonalat, melyek kiemelkedő hatással bírnak a tenyészkocák élettartamára. A nagyfehér × Hampshire genetikai vonalból származó tenyészkocák 20%-kal nagyobb eséllyel kerültek kiselejtezésre a tenyésztésből, mint a Camborough 15 genetikai vonalba tartozók. Ezzel együtt, a túlélési görbék alapján kimutatható volt, hogy a nagyfehér × Hampshire genetikai vonalakhoz tartozott a legrövidebb élettartam, mivel a tenyészkocák több, mint 50%-át kellett a harmadik fialás végén kivonni a tenyésztésből. Xue és mtsai. (1997) szintén arról számolt be, hogy a genetikai háttérnek kiemelkedő hatása van az élettartamra. Az egymástól legkülönbözőbb genetikai vonalak esetén 158 nap, illetve megközelítőleg egy fialás különbség volt az állomány élettartamában. Az elvégzett vizsgálatok eredményei arra engednek következtetni, hogy a tenyészkocák élettartama növelhető lenne azáltal, ha lecserélnék a rövid élettartamú genetikai vonalakat olyanokra, melyek hosszabb várható élettartammal rendelkeznek.

Első fialáskori életkor

A tenyészkocák első fialáskori életkorának kiemelkedő hatása van a selejtezési kockázatra, így az élettartamra. Kimutatták, hogy az életben maradás esélye nőtt az első fialáskori koraérettséggel. Engblom és mtsai. (2008) szerint a 14 hónapos, vagy idősebb tenyészkocák első fialásakor 16%-kal nagyobb kockázata volt a tenyésztésből való kikerülésnek, mint azon tenyészkocák esetében, amelyek 12 hónaposak voltak az első fialás idején. Ez az eredmény egybecseng más tanulmányokkal, melyek rámutattak, hogy jobb szaporodási teljesítménnyel és hosszabb élettartammal rendelkeztek azok a kocasüldők, amelyek korábban elérték a pubertáskort és fiatalabb korban vemhesültek először, illetve első fialásuk is fiatalabb korban történt meg (Tholen és mtsai., 1996; LeCozler és mtsai., 1998; Yazdi és mtsai., 2000a,b; Stalder és mtsai., 2004; Serenius és Stalder, 2007; Bíró és mtsai., 2008; Engblom és mtsai., 2008; Patterson és mtsai., 2010; Hoge és Bates, 2011; Fernandez de Sevilla és mtsai., 2008).

Emellett Schukken és mtsai. (1994) feltételezése szerint az öröklött termékenységi problémával rendelkező kocasüldők idősebb korban lettek vemhesek, ezért jobban fenyegette őket a selejtezés veszélye. Sterning és mtsai. (1998) szintén rámutatott, hogy a pubertáskort később elérő kocasüldők esetében hosszabb idő telt el a leválasztás és az ivarzás között és nagyobb kockázata volt az ivarzás elmaradásának, mint a pubertáskort fiatalabb korban elérő nőtények

esetén. Másfelől Yazdi és mtsai. (2000b) arról számolt be, hogy növekszik az elhullás esélye az első termékenyítéskor nagyobb testtömeggel rendelkező kocasüldők esetében, mely összefügghet az első termékenyítéskori, így az első fialáskori magasabb életkorral. Ezen adatok alapján javasolt kiválasztani azokat a kocasüldőket, melyek korábban elérik a pubertáskort, így növelhető az átlagos élettartamuk.

Fialások száma (Paritás)

A fialások száma az egyik legfontosabb tényező az élettartam szempontjából, mivel a nagyobb fialásszám esetén növekszik a kockázat is. Engblom és mtsai. (2008) arról számoltak be, hogy a 2-7-szer fialt tenyészkocák esetében alacsonyabb a tenyésztésből való kiesés kockázata, mint az 1-szer fialt egyedek esetén, ugyanakkor a legalább 8-szor fialt kocáknál szintén nagyobb a selejtezés kockázata. Az első fialás utáni nagy kockázat arra utal, hogy azokat a tenyészkocákat, amelyek nem tudnak beilleszkedni a termelési rendszerbe, nagyobb valószínűséggel fogják leselejtezni. Az idősebb állatok esetén megfigyelt magasabb kockázat hasonló Tarres és mtsai. (2006a) eredményeivel, melyek szerint az első 3 fialásig mérsékeltebben nő a kockázat, felette azonban erősebb növekedés tapasztalható: például 10 fialással rendelkező tenyészkocák esetén a selejtezés kockázata négyszer akkora, mint az egyszer fialt társaiknál. Ugyanakkor egyértelmű, hogy végül minden tenyészkocát kivonnak a tenyésztésből, így az utolsó fialások esetén a kockázat magasabb.

Ahogy korábban erről már beszámoltak, a tenyészkocák túlélése növekszik a megszületett malacok számával. Engblom és mtsai. (2008) rámutatott, hogy a 9, vagy kevesebb malacszámú tenyészkocák esetében 24-60%-kal nagyobb a tenyésztésből való kivonás kockázata, mint a 12-13 malaccal rendelkező tenyészkocáknál. Ehhez hasonlóan Hoge és Bates (2011) kimutatták, hogy alacsonyabb a selejtezés esélye azon tenyészkocák esetén, amelyeknek több élve született és kevesebb halva született malaca volt. Különösképp azon tenyészkocák esetén alacsonyabb a relatív selejtezési arány (1,4%-10%), melyek első fialásakor eggyel több élve született malac volt. Emellett, Guo és mtsai. (2001) vizsgálata alapján egy adott fialás minden egyes újabb élve született malacára vonatkozóan a tenyészkoca további öt napig maradt a törzsállományban.

Hasonlóképp, a leválasztott malacok számának lényeges hatása van az élettartamra, ahogy erre Tarres és mtsai. (2006a) is rámutatott. Tapasztalataik szerint a leválasztott malacok számának csökkenésével növekszik a selejtezési kockázat. Ha egy tenyészkoca az első három fialásban több, mint 10 leválasztott malaccal rendelkezik, az újabb fialás valószínűsége 85-90%. Ha a leválasztott malacok száma 10 alá csökken, az újabb fialás valószínűsége 80%-ról 50% alá csökken. Ha egyetlen malacot sem választanak le, nagyon alacsony az újabb fialás valószínűsége, ezért ezek a valószínűségi százalékok a későbbi fialások esetén alacsonyabbak. Az alacsony számú fialással rendelkező tenyészkocák esetén tapasztalható magasabb selejtezési kockázat hasonló korábbi tanulmányokhoz is (Friendship és mtsai., 1986; Brandt és mtsai., 1999; Yazdi és mtsai., 2000a).

Szaporodási ciklus

Engblom és mtsai. (2008) szaporodási ciklussal foglalkozó tanulmánya rámutatott, hogy a fialás utáni napoknak, illetve a malacok leválasztása és fialás között eltelt napoknak jelentős hatása van a tenyészkocák élettartamára. Beszámoltak arról is, hogy a tenyésztésből való selejtezés kockázata 30-40 nappal a fialást követően magasabb, mint a szaporodási ciklus egyéb periódusaiban. A reprodukív ciklus során tapasztalt általános selejtezési gyakorlat arra enged következtetni, hogy a sertéstelep vezetői a legtöbb tenyészkocát nem sokkal a leválasztás után veszik ki a tenyésztésből (tervezett selejtezés), vélhetően azért, hogy a nem termelő napok

számát a lehető legalacsonyabban tartás. Más tanulmányok szintén arra az eredményre jutottak, hogy a legtöbb állatot röviddel a választás után selejtezik le a tenyésztésből (Brandt és mtsai., 1999), illetve hogy a selejtezés kockázata a legmagasabb választás után (Tarres és mtsai., 2006a).

Az előzőekhez hasonlóan, a választás és fialás között eltelt napok száma lényeges tényező a tenyészkocák élettartama szempontjából. Engblom és mtsai. (2008) kimutatta, hogy amennyiben 120-122 nap telik el a választás és a következő fialás között, alacsonyabb lesz a tenyésztésből való kikerülés kockázata, mint az ennél rövidebb, vagy hosszabb idő esetén. Szintén azt is kimutatták, hogy a 120-122 napos intervallummal rendelkező tenyészkocák 5-7 nappal a leválasztást követően ivarzottak, megtermékenyítették őket és vemhesültek is az első párosodás után. Ugyanakkor a 137 napnál hosszabb időszakok (mely legalább egy újabb ivarzásra utal) után legalább 50%-kal nőtt az esélye a tenyésztésből való kivonásnak, mint a 120-122 napos intervallum esetében. Ez a magas kockázat valószínűsíthetően az összes vizsgált állomány esetében alkalmazott szakaszos termelési rendszerből ered. A szakaszos termelési rendszerekben az újból ivarzó tenyészkocákat nehézkes egy másik szakaszba beilleszteni, különösképpen olyan állományok esetén, ahol hosszú időszak telik el két szakasz között. Egy korábbi tanulmányuk kimutatta, hogy a visszaivarzás közel 20%-át tette ki a tenyésztésből való kivonási okoknak (Engblom és mtsai., 2007).

Emellett Fernandez de Sevilla és mtsai. (2008) kimutatta, hogy a túlélési görbe meredeken zuhanni kezd hozzávetőlegesen 135 nappal az első vemhesülést követően, mely egybeesik az alom leválasztási időpontjával. Ehhez hasonlóképpen Yazdi és mtsai. (2000a) is rámutattak arra, hogy növekszik a selejtezés kockázata az első három alom leválasztása után is.

Fialási hónap

A túlélés vizsgálat alapján Engblom és mtsai. (2008) kimutatták a fialási hónap hatását az élettartamra. Eredményeik alapján a tenyésztésből való kikerülés kockázata nagyobb januárban és szeptemberben, mint júliusban, ugyanakkor alacsonyabb márciusban és decemberben. A decemberi alacsony kockázat oka az lehet, hogy a vágóhidak ebben a hónapban a hízósertéseket részesítik előnyben, nem pedig a tenyészkocákat. A tenyészkocákat így a rákövetkező hónapban vágják, amely megmagyarázza a nagyobb kockázatot januárban.

Tartástechnológia

A tartástechnológia kapcsán fontos figyelembe venni a padozat és az alom típusát, mivel ezek nagyban meghatározzák az állatjólétet, ezen keresztül pedig jelentős hatással vannak a termelésre (Engblom és mtsai., 2007). A különféle padozattípusok vizsgálata során Cameron (2012) arra a következtetésre jutott, hogy a különféle lábproblémák (láb- és végtagrendellenességek) jelenléte összefügghet a minimális, vagy semmilyen alommal nem rendelkező betonpadozaton tartott tenyészkocákkal. Másfelől Heinonen és mtsai. (2006) arról számolt be, hogy a rácspadozatos tartás esetén magas a sántaság kockázata. A lábproblémák miatti tenyészkoca selejtezés a rácspadozatos tartás esetén 1,39-szer nagyobb kockázattal járt, mint szalmával felszórt szilárd padozatos tartás esetében (Balogh és mtsai., 2015). Hasonlóképpen, Pluym és mtsai. (2013) arra a következtetésre jutott, hogy a vemhes tenyészkocák csoportos tartása részben rác-, részben betonpadozatos, alom nélküli körülmények közt kétségtelenül összefügg a fellépő körömpróblémákkal.

A körömpróblémák következménye a sántaság, amely hatással van a tenyészkocák teljesítményére és ezért közvetve azok tenyésztésből való kivonásához vezet (Anil és mtsai., 2009). Balogh és mtsai. (2015) rámutatott, hogy a szaporodási problémák miatt végzett

selejtezés kockázati aránya 1,34-szer volt magasabb azon tenyészkocák esetén, amelyeket rácspadozaton tartottak, szemben a szilárd padozatos tartással. Egy lehetséges megoldás a szalma alapú mélyalmos csoportos tartás, mely bizonyítottan csökkenti a körömsérülések előfordulását és súlyosságát (Gjein és Larssen, 1995; Ehlorsson és mtsai., 2002; Kilbride és mtsai., 2010).

Kondíció

Számos tanulmány foglalkozott a különféle testi kondíciós jegyek hatásával a tenyészkocák élettartamára. Ezek közül a hátszalonna-vastagság bizonyult a legjelentősebb tényezőnek. A tanulmányok eredményei azt mutatják, hogy pozitív összefüggés van a hátszalonna-vastagság és a tenyészkocák túlélése között (Tholen és mtsai., 1996; Lopez-Serrano és mtsai., 2000; Tarres és mtsai., 2006b), ugyanakkor a túlzott hátszalonna-vastagság károsíthatja a szaporodási teljesítményt, így pedig növelheti a selejtezési arányt az alacsony termelésiképesség miatt. Fernandez de Sevilla és mtsai. (2008) kimutatta, hogy az optimális hátszalonna-vastagság 16-19 mm a Duroc állomány növekedési periódusának végén. Ugyanakkor a 19 mm-nél vastagabb hátszalonnal rendelkező tenyészkocák selejtezési aránya magasabb volt az alacsony termelékenység miatt. Ez az optimális intervallum hasonló a Tarres és mtsai. (2006b) által közölt eredményekhez, bár ebben az esetben a hátszalonna-vastagságot az első fialáskor mérték. Hoge és Bates (2011) szintén kimutatták a hátszalonna-vastagság jelentős hatását a tenyészkocák élettartamára. Becsléseik szerint a hátszalonna-vastagság negatív kockázati együtthatóval rendelkezik, amely arra utal, hogy az egykorú csoportban tartott hízottabb kocasüldők jellemzően alacsonyabb selejtezési kockázattal rendelkeztek. Erre a két kovariánsra vonatkozó kockázati arány alapján megállapították, hogy egy mm hátszalonna-vastagság változás hatására a selejtezési kockázat 6,7-15,8%-kal csökkent az élettartam definíciójától függően.

Emellett Stalder és mtsai. (2005) arról számolt be, hogy a legelhízottabb ($\geq 25,0$ mm) csoportba tartozó tenyészállatok több élve született malaccal rendelkeztek, mint a közepes hátszalonna-vastagsággal rendelkező tenyészkocák. Összességében ezek a tanulmányok arra engednek következtetni, hogy az optimális hátszalonna-vastagság a nem termékeny kocák helyett beállított kocasüldők esetében termékenyebb állományt eredményez. Ebből eredően a tenyészkocák élettartamának optimalizálása érdekében a hátszalonna-vastagságot szükséges lemérni a növekedési időszak végén, hogy megelőzzük a 16 mm-nél vékonyabb, illetve a 19 mm-nél vastagabb hátszalonna kialakulását.

Külső jegyek

Tarres és mtsai. (2006b) kutatása alapján a külső jegyek, úgymint a csecsek állapota, illetve a láb szerkezete, mérsékelt hatással bírnak a selejtezési kockázatra egyéb tényezőkkel összehasonlítva, amennyiben külön-külön vizsgáljuk őket. Rámutattak, hogy a különféle külső jegyek nem optimális szintjeinek kombinációja számottevően növelte a kockázatot.

A csecsek számának vizsgálata alapján kijelenthető, hogy a működő csecsek számának csökkenésével nőtt a selejtezési arány (Tarres és mtsai., 2006b). A 13 vagy kevesebb működő csecssel rendelkező tenyészkocák selejtezési kockázata 1,347-szer volt nagyobb és túlélési görbéjük alacsonyabb volt, mint a 14 vagy több működő csecssel rendelkező tenyészkocáké. Emellett a 13 vagy kevesebb működő csecssel rendelkező tenyészkocák várható élettartama csupán 459 nap, míg más tenyészkocák esetén közel 600 nap. Fernandez de Sevilla és mtsai. (2008) hasonló eredményeket közöltek, melyek alapján megállapítható, hogy a rossz

csecsállapot 2,283-szorosára növelte a selejtezési kockázatot, ugyanakkor nem volt szignifikáns különbség az átlagos és a jó csecsállapot között.

Hasonlóképp, a túlélési arány csökken a rossz lábszerkezettel, ahogy erre Lopez-Serrano és mtsai. (2000), Serenius és Stalder (2004), illetve Tarres és mtsai. (2006b) rámutattak. Fernandez de Sevilla és mtsai. (2008) konkrét lábproblémákat vizsgáltak Duroc és lapály tenyészkocákban és arra a következtetésre jutottak, hogy a rendellenes körömnövekedés csökkentette a túlélési valószínűséget, mely csökkenés kockázati arányban kifejezett mértéke közel 2. Tarres és mtsai. (2006b) eredményei arra engednek következtetni, hogy az extrém köröm és láb értékek hátrányosak az élettartamra nézve. Például a 2 X-O hátsó lábértékekkel rendelkező tenyészkocák esetében 1,4-szer nagyobb a selejtezés kockázata, mint az átlagos értékkel rendelkezők esetében. Ennek megfelelően a túlélési függvényük is alacsonyabb és az átlagos termelékeny élethossz 449 nap, szemben az optimális értékkel rendelkező tenyészkocák esetében tapasztalt 602 nappal. Emellett arra is rámutattak, hogy a hátsó láb belső körmére vonatkozó 4-es optimális értékkel rendelkező tenyészkocák esetén a selejtezés kockázata 0,83-dal kisebb volt, mint a 2-es és 3-as értékek esetében.

3. Anyag és Módszer

A kutatási munka az adatbázisok kialakításával, a mezőgazdasági – azon belül az állattenyésztési technológiákhoz, a telepi szimulációhoz kapcsolódó – kockázatok, a beruházásokkal és a beruházás-elemzéssel, illetve annak kockázatával kapcsolatos irodalom áttekintésével kezdődött. Ezen kívül a különböző feltételes választási modellek szakirodalmát is összegyűjtöttem. Az elemzés adatbázisa a céloktól függően több forrásból származott:

- *A termelési- (a telepi szimulációra, a Termelő és Értékesítő Szövetkezetre és a kocasejtezésre vonatkozó), a beruházási- és az árakkal kapcsolatos kockázatok vizsgálatakor.*
 - A KSH adatbázisok.
 - Az EUROSTAT adatbázisa.
 - Az AKI PAIR adatbázisa.
 - A Vágóállat és Hús Terméktanács adatai.
 - Az Észak-Alföld és Dél-Alföld régióban található 11 sertéstartó gazdaság részletes adatai (telepi nyilvántartások – termeléssel és a gazdálkodással kapcsolatos adatok; ÜSTV lapok – ezek bevitele kézzel történt, több mint 15 000 rekord terjedelemben; RÖFI program adatai – tenyésztési paraméterekre vonatkozóan).
 - Az egyik Sertéstermelő és Értékesítő Szövetkezet tagjainak telepi szintű termelési adatai – 348 490 db vágósertést értékesítettek – és a különböző vágóhidak sertésfelvásárlási árai 2007-ben.
- *A mangalica szalámi fogyasztói preferenciáinak vizsgálatára készített kérdőívek esetében*
 - az Észak-Alföld régiót reprezentáló 309 válaszadó által kitöltött (feltételes választási modellek vizsgálatára alkalmas) speciális kérdőíves adatbázis.

3.1. A sertéshús-előállítás vizsgálatának kockázatelemzési módszerei

Kutatómunkám során az általam alkalmazott kockázatelemzési technikák a túlélés-elemzés két módszere (Kaplan-Meier becslés és Cox-féle arányos kockázati modell), valamint a szimulációs modellezés leggyakoribb eszköze, a Monte-Carlo szimuláció volt. Ezek részletes leírását az értekezésem következő fejezetében közlöm.

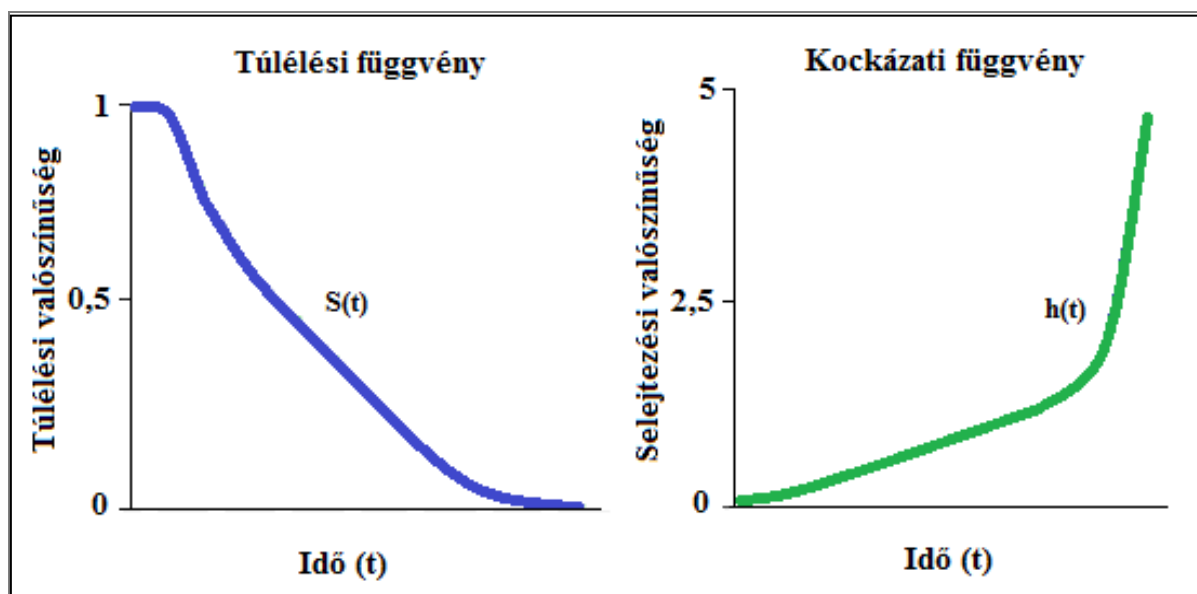
3.1.1. Túléléselemzés

A túlélés elemzés a termelésben töltött idő elemzésének egyik módszere, melynek használata abban az esetben javasolt, ha a vizsgálandó tulajdonság egy adott esemény bekövetkezéséig eltelt időtartam (Nagy és mtsai., 2002). Ezen esemény lehet az elhalálozás, valamilyen betegség kialakulása, vagy bármilyen más történés, melynek bekövetkezési időpontja pontosan megállapítható. A vizsgált tulajdonság tehát az esemény jellegétől függően lehet életben maradási idő, illetve egészséges állapot megtartásának időtartama.

A módszer elnevezése a túlélési idő (t) elemzésére utal, amely a vizsgálat kezdete és az esemény bekövetkezése közötti időtartamot jelenti (Ducrocq, 1987). A modell előnye (szemben a regressziós modellekkel), hogy képes kezelni azokat az eseteket is, amelyeknél a vizsgálat időtartama alatt nem következett be az esemény vagy csak egy ideig tudtuk követni az egyed útját és így azután nincs információnk az eset bekövetkeztéről. Az ilyen eseményeket csonkított (Bolla és Kráml, 2005), vagy cenzorált eseményeknek hívjuk.

A túlélés becslés a rendelkezésre álló adatok alapján két függvényt állít elő, az eredmények értelmezése ezen függvények segítségével történik. Ezek a függvények az úgynevezett túlélési, illetve kockázati függvény (8. ábra).

8. ábra: Túlélési és kockázati függvény



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A túlélési függvény $[S(t)]$, annak a valószínűségét adja meg, hogy a kísérletben résztvevők túlélési ideje nagyobb, mint a kísérlet kezdetétől számított ' t ' időtartam, vagyis ' t ' idővel a kísérlet megkezdése után az esemény még nem következett be (Nagy és mtsai., 2002). Az esemény jellegétől függően az egyed még nem pusztult el, a betegség még nem alakult ki, a koca még nem fialt újra stb. Az $S(t)$ függvény szigorúan monoton csökkenő alakú. A folyamat 1 valószínűséggel megéri a 0. időpontot, ami azt jelzi, hogy a kísérlet megkezdésének pillanatában az esemény még nem következett be. Ez a valószínűség csökken az idő függvényében. Mértéke az utolsó időpontban 0 is lehet, azaz elméletileg, ha a kísérlet végtelenül sokáig tartana, az esemény minden résztvevő esetében bekövetkezne (Ducrocq és Sölkner, 1998).

A túlélési függvénnyel ellentétben, a kockázati függvény $[h(t)]$ már azt az időegységre vetített valószínűséget adja meg, mely szerint ' t ' idővel a kísérlet megkezdése után az esemény a következő időegységben bekövetkezik (Kovács, 2006). Tehát a kockázati függvény az esemény bekövetkezését jellemzi. Azt mutatja meg, mi a valószínűsége annak, hogy ' t ' idővel a kísérlet megkezdése után a következő időegység alatt az egyed elpusztul, a betegség kialakul, a koca ismét fialt stb., azaz az esemény bekövetkezik. Értéke 0, illetve attól nagyobb szám lehet, melyek a kísérleti időegységtől függően is változnak.

A két függvény tehát egymással ellentétes szemléletű; minél nagyobb adott ' t ' időpontban a túlélés függvény értéke, annál kisebb a kockázati függvényé.

A túlélés elemzési eljárásokon belül megkülönböztetünk parametrikus és nem parametrikus módszereket is. Parametrikus eljárásokat abban az esetben lehet alkalmazni, ha az $S(t)$ eloszlása pontosan ismert, viszont ha az eloszlása ismeretlen, akkor az úgynevezett nem parametrikus módszereket célszerű használni, melyek valamennyi túlélés függvény paramétereit jól jellemzik, függetlenül annak konkrét eloszlásától (Ducrocq és Sölkner, 1998).

Munkám során én két nem parametrikus módszer segítségével vizsgáltam a kocák túlélési valószínűségét. Ezen két módszer az SPSS statisztikai programcsomagban megtalálható Kaplan-Meier becslés, valamint a Cox-féle arányos kockázati modell volt.

Kaplan – Meier becslés

A módszert, melyet termék-ciklus becslésnek is neveznek, Kaplan és Meier (1958) vezette be, főként súlyos betegségek különböző kezeléseinek összehasonlítására. Ebben az esetben a vizsgált esemény egy beteg halála, illetve annak időpontja a kezeléstől számítva.

Az elemzés arra az esetre lett kifejlesztve, amikor az adathalmazzal kapcsolatos magyarázó változók nem állnak rendelkezésre (Balogh és mtsai., 2006), tehát a megfigyelések egy adott esemény bekövetkeztéig eltelt időtartamra vonatkoznak minden egyéb információ nélkül. Ekkor a túlélés valószínűsége a túlélési idők intervallumokra történő felosztása nélkül közvetlenül becsülhető (Ducrocq és Sölkner, 1998).

Szőke (2005) szerint a Kaplan – Meier elemzés diszkrét időpontok esetére nyújt megoldást; használhatjuk a túlélési idő mediánjának meghatározására vagy pedig az egyes időszakokra vonatkozó túlélési arány megállapítására is.

A számítás során feltételes valószínűségek szorzatát kell vennünk:

$$P(T \geq t_i) = P(T \geq t_i | T \geq t_{i-1}) = P(T \geq t_i | T \geq t_{i-1}) \cdot P(T \geq t_{i-1} | T \geq t_{i-2}) \cdot \dots \cdot P(T \geq t_0) = \prod_{j=1}^i \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right),$$

(1)

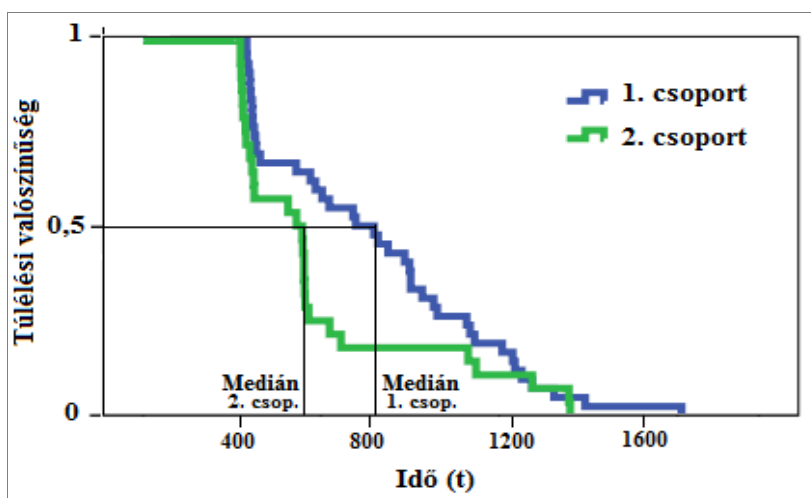
ahol T a túlélési idő, $t_1, t_2, \dots, t_i$ jelenti azokat az időpontokat, ahol a vizsgált esemény bekövetkezett, d_j mutatja a t_j időpontban bekövetkezett események számát, az n_j pedig a t_j időpontban azon egyedek számát tükrözi, amelyeknél az adott esemény még bekövetkezhet (Wais, 2004).

Az n értékek számításánál vesszük figyelembe a csonkított eseteket:

$$n_i = n_{i-1} - d_{i-1} - c_{i-1}, \quad (2)$$

ahol c_{i-1} a t_{i-1} időpontban csonkított esetek számát jelenti.

9. ábra: Kaplan-Meier túlélési görbék két csoport esetén



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A túlélési függvényre adott Kaplan – Meier görbék lépcsős alakot vesznek fel (9. ábra). Az eljárás alkalmazható egynél több csoport esetén is, ilyenkor elvégezhető a csoportokra jellemző túlélési idők összehasonlítása. Két Kaplan – Meier görbe összehasonlításánál a közöttük lévő távolságot kell vizsgálni. A függőleges irányú rés azt szemlélteti, hogy egy adott pillanatban az egyik csoportnál mennyivel nagyobb a túlélés aránya a másik csoporthoz viszonyítva. A vízszintes távolság megfigyelésével azt olvashatjuk le az ábráról, hogy az egyik csoportnál mennyivel később következik be a másik csoporthoz képest ugyanaz a túlélési aránya (Kovács, 2009).

Az összehasonlításhoz statisztikai tesztek is a rendelkezésünkre állnak: Gehan-Breslow, Mantel-Cox, Tarone-Ware. Ezek közül a leggyakrabban alkalmazott a Mantel-Cox teszt, ismertebb nevén a log-rank próba. Ez a próba a vizsgálat végén lévő különbségekre érzékenyebb (McGready, 2005), tehát abban az esetben célszerű alkalmazni, amikor az idő előre haladásával várhatóak a lényeges eltérések a valószínűségben.

Cox-féle arányos kockázati modell

A Cox-féle arányos kockázati modell (egyszerűen Cox modell) abban különbözik a korábban ismertetett túlélés elemzési módszertől, hogy fő célja nem a túlélési görbe megadása, hanem annak vizsgálata, hogy a túlélés mennyire függ a különböző magyarázó (kockázati) tényezőktől. Cox (1972) azon feltevésre alapozta modelljét, mely szerint a kockázati függvény megadható egy, a követési időtől függő tényező (alapvető kockázati függvény), valamint a magyarázó változók exponenciális függvényeinek szorzataként. Az alapvető kockázati függvény annak a kockázatnak a mértékét adja, amely akkor áll fenn, ha a magyarázó változóktól eltekintünk (Fox, 2002). Ennek jele: $h_0(t)$. Mivel a $h(t)$ kockázati függvény pozitív valós szám, ezért a transzformáltjának is pozitívnak kell lennie. Így a legkézenfekvőbb, ha a magyarázó változók exponenciális függvényével transzformálunk (Pötter és Rohwer, 2007):

$$h(t|x, \beta) = h_0(t)e^{x\beta}, \quad (3)$$

ahol a h_0 az alapvető kockázati függvény, amikor minden kovariáns értéke nulla, az $x = (x_0, x_1, \dots, x_n)$ vektor koordinátái a modellben szereplő kategorizált, illetve folytonos változók, $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n)$ vektor a magyarázó változók hatását kifejező regressziós együttható, t pedig az időtényező (Kalbfleisch és Prentice, 1980).

A Cox-modell egy valószínűségi eloszláson alapuló számítást hajt végre, melynek végeredménye az ún. odds hányados vagy esélyhányados (Kleinbaum és Klein, 2012). Az odds hányados tulajdonképpen két esemény valószínűségének, vagy másképp megfogalmazva két esélynek (odds) az arányát adja meg: esély abban az esetben, ha az esemény bekövetkezett, illetve ha az esemény nem következett be. Előbbiek értelmében az odds hányados azt a valószínűséget adja meg, hogy egy adott esemény bekövetkezik. Az odds hányados természetes alapú logaritmusa a regressziós koefficiens (β). A kockázat értékelése szempontjából az e^β (exponenciális béta) értékeknek van jelentősége, amely az adott magyarázó változó egységnyi növekedéséhez tartozó relatív kockázat értékét adja meg. Amennyiben a β értéke 0-val egyenlő, úgy a kockázat mértéke megegyezik az alapvető kockázattal (Kovács, 2009). A negatív β érték azt jelenti, hogy e^β értéke 0 és 1 között lesz, ami arra utal, hogy a változóértékhez tartozó kockázat kisebb lesz az alapvető kockázatnál. Pozitív β érték esetén pedig e^β 1 fölötti értéket vesz fel, ami arra utal, hogy a változóértékhez tartozó kockázat nagyobb lesz az alapvető kockázatnál. Az egyes koefficiensek szignifikanciájának megítélése Wald féle khi-négyszet próbával történik.

A Cox-modell tehát számszerű becslést ad az egyes tényezők kockázatának értékeléséhez. Ezen jellemzőjének köszönhetően, a nemzetközi szakirodalomban számos szerző alkalmazta kockák élettéljesítményének vizsgálatára is (Brant és mtsai., 1999; Yazdi és mtsai., 2000b; Sánchez és mtsai., 2004; Tarres és mtsai., 2006b; Hoge és Bates, 2011).

3.1.2. Szimulációs modellezés

Szimulációt abban az esetben célszerű alkalmazni, ha egy folyamat vagy rendszer vizsgálatát egy azokat helyettesítő modell segítségével kívánjuk elemezni, amely modell az eredeti rendszer viselkedését hivatott tanulmányozni. Ellentétben az analitikus modellek által szolgáltatott pontos eredményekkel, szimulációs eljárás során a modell időbeni futtatása és végrehajtása valósul meg, melynek eredményeként reprezentatív mintákat kapunk a rendszer működését leíró teljesítménymutatókról (Winston, 1997).

Értekezésemben a kocartás és malacnevelés jövedelmezőségi vizsgálatához a Monte-Carlo szimulációt választottam, mely igen széles körben alkalmazott (Orosz, 2003; Rohács, 2007; Kovács és Csipkés, 2010; Takácsné-György és Takács, 2011; Vizvári és mtsai., 2011; Huzsvai és mtsai., 2012) numerikus eljárás.

Monte-Carlo szimuláció

A Monte-Carlo szimulációt a kockázatelemzés egyik alternatív módszereként szokták alkalmazni, amikor is a rendszer modellezését követően számítógépes szimulációk futtathatók a rendszernek megfelelő véletlen értékekkel (Russel és Taylor, 1998). A módszer légyege, hogy az egyes bizonytalan tényezőkhöz rendelt valószínűség-eloszlások alapján véletlenszerűen választunk ki értékeket, amelyeket a szimulációs vizsgálat egy-egy kísérletében használunk fel (Vose, 2006). Legnagyobb előnye, hogy nincs szükség a sokszor igen bonyolult analitikus vagy numerikus módszerekkel történő modellalkotásra, hanem „csupán” véletlen számok gyors és hatékony generálásával válaszolhatók meg a feltett kérdések (Pokorádi és Molnár, 2010).

A szimuláció első lépéseként az elemezni kívánt modellben rögzítésre kerülnek a befolyásoló (input) változók, azok lehetséges intervalluma, valószínűség-eloszlása, valamint a változók közötti kapcsolat. A változók adott intervallumbeli és eloszlás szerinti értékeit véletlenszám-generátor állítja elő (Szőke és mtsai., 2010). Rögzítésre kerülnek továbbá az (output) eredményváltozók. Végül a modellt számítógép segítségével egymás után többször, általában 1 000-10 000 kísérletszámmal lefuttatjuk. A szimuláció eredményeként minden egyes eredményváltozóra kapunk egy várhatóértéket és egy szórásstartományt, továbbá az eloszlásfüggvény segítségével meghatározható lesz annak a valószínűsége, hogy az adott változó értéke egy adott intervallumba fog esni (Winston, 2006).

A futtatások számának növelésével az eredményváltozó eloszlása tetszőleges pontossággal megadható az alábbiak szerint (Watson, 1981):

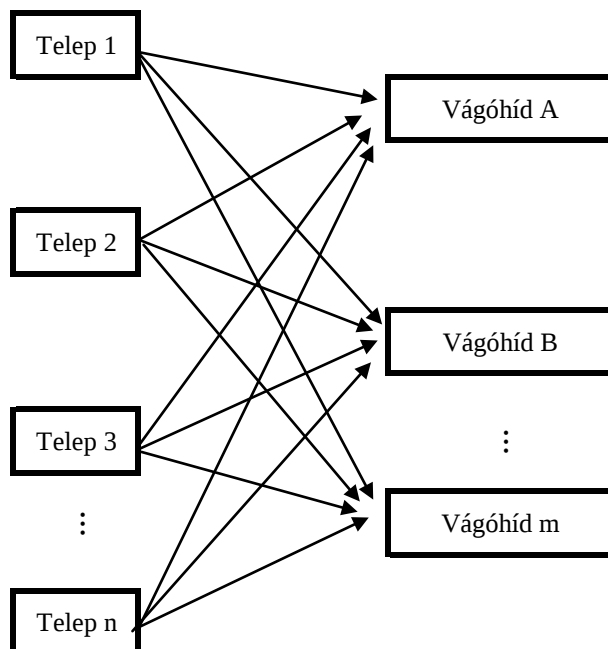
$$\psi = E_{\pi} \{U(X)\} = \int U(x)\pi(x)dx \quad (4)$$

ahol $X = \{\theta, \emptyset\}$ a θ döntési paramétereket és a $\emptyset$ állapot paramétereket tartalmazó vektor, π az x eloszlását jelenti, $U(x)$ pedig egy hasznossági függvény, amely általában a jövedelmet jelenti. Ezek alapján az $E_{\pi}()$ függvény adott eloszlás mellett megadja a várható hasznosságot (Jorgensen, 2000).

3.2. A sertéshús-előállítás integrációs szerkezetét optimalizáló hálózati modell leírása

A hálózati modellemben a csomópontokat a sertéstelepek és a vágóhidak alkotják, az élek a szállítandó mennyiséget reprezentálják. Az éleken található az egy telepről, egy adott vágóhídra szállított egy darab sertés ára (10. ábra).

10. ábra: Az értékesítés vázlatos sémája



Forrás: Balogh és mtsai. (2009)

A telepeken meghatározható adatok a korábbi minősítések alapján:

- SEUROP minőségi arányok, várható átlagos szállítási súly, ebből hasított súly.
- A várható átlagos szállítási súly, és a korábbi szórásértékek felhasználásával becsülhető a szállítmányban az alpnál kisebb testsúlyú állatok aránya, és azok testtömege.
- Az előzőekhez hasonlóan a várhatóan túlsúlyos állatokra is elvégezzük a számításokat.
- Becsüljük a kobzást.

Fentiek alapján a vágóhídi szerződéses paramétereket figyelembe véve minden viszonylatban kiszámítható az értékesítési átlagár, illetve ennek alapján egy sertés átlagos értékesítési ára.

A modell változóit a hálózat élei képezik, azaz annyi változó lesz, ahány kapcsolat létrehozható a telepek és vágóhidak között. Az előzőek alapján meghatározható a modell célfüggvénye:

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p_{ij} x_{ij} \Rightarrow \text{MAX!} \quad (i=1,2,\dots,n; j=1,2,\dots,m)$$

ahol

p_{ij} = i -edik telepről j -edik vágóhídra szállított sertés átlagára

x_{ij} = i -edik telepről a j -edik vágóhídra szállított sertések száma

(5)

A mérlegfeltételeket csomópontonként határoztam meg, külön a telepekre és külön a vágóhidakra. A telepek esetén az egy telepről történő összes kiáramlás egyenlő az elszállítandó mennyiséggel, ha az összes telepről elszállítandó mennyiség kisebb, vagy egyenlő az elszállítandó mennyiséggel, egyébként alsó korlátot adok meg. A vágóhidak esetén felső korlát lesz a feltételben.

A telepekre vonatkozó mérlegfeltételek:

$$-\sum x_{ij} = -T_i \text{ ha } \sum T_i \leq \sum S_j$$

$$-\sum x_{ij} \geq -T_i \text{ ha } \sum T_i > \sum S_j$$

ahol

x_{ij} = az i-edik telepről kiinduló éleken áramló mennyiség

T_i = az i-edik telepről feladandó sertések száma

S_j = a j-edik vágóhíd igénye

A vágóhidakra vonatkozó mérlegfeltételek:

$$\sum x_{ij} \leq S_j$$

ahol

x_{ij} = az j-edik vágóhídra mutató éleken áramló mennyiség

(6)

3.3. Nem stacionárius idősorok Bayesi elemzése

A mezőgazdasági termelésben realizálható jövedelem mértékét erősen befolyásolja az árak alakulása (Tóth, 2003; Bakucs, 2005; Bakucs és Fertő, 2006). A kiszámítható és stabil gazdálkodás alapja az, hogy a termelők a különböző árucikkek árának jövőbeli alakulását – a lehető legnagyobb pontossággal – előre meghatározzák. A termelőket mind a vágósértés, mind a takarmányok ára, valamint ezek egymáshoz viszonyított aránya jelentősen befolyásolja (Sipos, 2006). Ezért a gyakorlatban is alkalmaznak olyan modelleket, amelyekkel a piaci termékek árának vagy árfolyamának változását előre jelzik (például a különféle pénzügyi idősorok elemzési eszközei (Baillie és Myers, 1991; Amin és Ng, 1997; Shao és Roe, 2001). Az idősorok nem stacionárius modelljei közül elsősorban az ARIMA, SARIMA, ARCH, GARCH modelleket alkalmazzák (Bollerslev, 1986; Holt és Aradhyula, 1998; Klonaris, 2001; Rezitis, 2003; Pakurár és mtsai., 2007; Fenyves, 2008; Lien és Yang, 2008). Előfordult néhány speciális genetikai alkalmazás is (Cantet és mtsai., 2007).

A mezőgazdasági árak a szezonális, a rugalmatlan kereslet és a termelés bizonytalansága miatt jóval változékonnyabbak, mint más gazdasági ágazatok árai (Just, 1974; Holt és Aradhyula, 1990; Fenyves és mtsai., 2007a), ezen okok mellett szerepet játszik az áringadozásban az is, hogy az egyes termékek eltarthatósága időben korlátozott. A termelőket mind a vágósértés, mind a takarmányok ára, valamint ezek egymáshoz viszonyított aránya jelentősen befolyásolja (Sipos, 2006). Az állati termékek árának ingadozását számos szerző vizsgálta a különböző ágazatokban nem stacionárius idősormodellekkel, így a vágócsirke ágazattal (Chavas és Johnson, 1981; Bhati, 1987; Kapombe és Coyle, 1998), a juhágazattal (Reynolds és Gardiner (1980), Marsh és McDonnell (2006), Fenyves és mtsai., 2007b; Fenyves és mtsai., 2008) és a sertéságazattal (Aradhyula és Holt, 1988; Chavas és Holt, 1991; Holt és Moschini, 1992; Kesavan és mtsai., 1992; Fabiosa, 2002; Roh és mtsai., 2006; Rezitis és Stavropoulos, 2008) is foglalkoztak.

A jelenlegi világgazdasági helyzetben a sertéstermelőknek és a vágóhidaknak is létszükséglete, hogy kalkulálni tudják a közeljövőben várható sertésfelvásárlási árak alakulását és ezzel a termelésük árbevétele, illetve alapanyag költség nagyságát. Elemzésem célja az volt, hogy összehasonlítsam – az áradatok előrejelzésére szolgáló – két program (az EvIEWS 5.0 és az OpenBUGS 3.0.2.) vágóhídi sertésfelvásárlási árak becslésére alkalmas modelljeit és számszerűsítsem ezen modellek becsléseinek pontosságát.

3.3.1. ARCH – GARCH-modellek

A közgazdasági modellekben az összefüggésekre jellemző bizonytalanságot a hibataggal és annak varianciájával ragadjuk meg. A legtöbb idősor esetében a heteroszkedaszticitás problémájával kell szembesülnünk (Hunyadi, 2006). Ez azt jelenti, hogy az idősor adataira illesztett regressziós egyenletben a hibatag varianciája nem állandó, hanem függ az időtényezőtől. Az ARCH- (autoregresszív feltételes heteroszkedaszticitás) modellekben a hibatag feltétel nélküli varianciája állandó, viszont a feltételes variancia nem az, mivel ezt a múltbeli adatok függvényével magyarázzuk (Darvas, 2004). Az ARCH- és GARCH-modellek alakja részletesen megtalálható a szakirodalomban (Engle, 1982; Shephard, 1996), így a továbbiakban csak a tanulmányban alkalmazott GARCH (2,0) és GARCH(2,0)-M- (GARCH in Mean) modell képletét mutatom be:

$$y_t = c + \eta X_t + \varepsilon_t \text{ és } \varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t}, \text{ ahol } u_t \sim N(0,1), h_t = \gamma_t + \alpha h_{t-1} + \beta h_{t-2}. \quad (7)$$

A GARCH (2,0)-M-modell esetében a GARCH-hatás az átlagba is beépíthető. Ezen túlmenően a variancia egyenletébe magyarázó változóként használtam a két időszakkal korábbi árakat:

$$\begin{aligned} Y_t &= c + \eta \cdot X_t + \varepsilon_t + \lambda \delta_t, & X_t &= Y_{t-1} \\ \delta_t^2 &= \gamma + \alpha \delta_{t-1}^2 + \beta \delta_{t-2}^2 + \kappa Z_t, & Z_t &= Y_{t-2} \end{aligned} \quad (8)$$

A γ_t és α, β paramétereknek pozitívnak kell lenniük, hogy a variancia is pozitív maradjon. A leggyakrabban $\gamma_t = \gamma$ feltételezéssel élünk. Az α és β paraméter értékét a (0,1) intervallumba korlátozzák, ez a paraméter mutatja meg azt, hogy az előző időszak hibák mennyire tartósan hatnak a következő időszak előrejelzési hibájának varianciájára. A h_t variancia abban az értelemben feltételes, hogy az előző időszak hibáktól függ. Ez a függőség egyben a hibatagok heteroszkedaszticitását is jelenti.

3.3.2. Bayesi statisztikai becslés

A bizonytalan jövőbeli események (például részvények árfolyamainak alakulása) modellezésére gyakran statisztikai alapon nyugvó bayesi modelleket alkalmaznak. Ez tulajdonképpen egy olyan megközelítés, amely az adott modellben előforduló ismeretlen paramétereket véletlen változóként kezeli és az előzetes ismereteinkre alapozott eloszlásfüggvényből mintavételezi őket. A bayesi statisztika számítógépes eszközökkel egészen a '90-es évekig kivitelezhetetlen volt, ekkor azonban előtérbe kerültek a Markov-lánc Monte Carlo (MCMC) szimulációs módszerek (Metropolis-Hasting és Gibbs mintavételezés). A problémák MCMC-n alapuló Bayes-statisztikai nyelvre átültetése igen nehéz feladat, amely jelentős számítógépes programozási és matematikai tudást igényel, valamint jártasságot a véletlenszám-generátorok területén. Az eljárás kivitelezésére 1995-ben a Cambridgei Orvosi Kutatások Tanácsának Biostatistikai alosztályán kifejlesztettek egy ún. BUGS (Bayesian Interference Using Gibbs Sampler) nevű programot (Spiegelhalter és mtsai., 1996), amelynek a programozási nyelve egészen speciálisan az MCMC alapú tiszta valószínűségi modellek megvalósításához igazított. Ennek a Windows operációs rendszer alatt futó, nyílt forráskódú továbbfejlesztett változata az OpenBUGS 3.0.2. (OpenBUGS, 2009).

3.3.3. A MCMC-szimuláció és a Gibbs-mintavételezés

Legyen adott egy Y adathalmaz, és $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)$ véletlen változók vektora (becsülni kívánt modellparaméterek), $\pi(\theta, Y)$ együttes eloszlásfüggvénnyel. Tegyük fel továbbá, hogy $\pi(\theta, Y)$ komplikált és nehezen adható meg analitikus alakban. A bayesi statisztika értelmében $\pi(\theta|Y) \propto \pi(\theta, Y)$ és $\pi(\theta|Y) \propto \pi(Y|\theta)\pi(\theta)$ fennáll (Congdon, 2007), ezért ezzel a függvénnyel könnyebb dolgozunk az együttes eloszlásfüggvény helyett. Másrészt azért fordul az érdeklődésünk a $\pi(\theta|Y)$ valószínűség felé, mert az Y adatok adottak, és ezekből akarjuk megbecsülni a paramétereket. A $\pi(Y|\theta)$ az ún. likelihood-függvény, a $\pi(\theta)$ pedig az apriori eloszlásfüggvény, amelyeket előre ismerünk. Azt is tegyük fel, hogy valamely $h(\theta)$ integrálható függvény várhatóértékét keressük, a $\pi(\theta|Y)$ valószínűségeloszlás alapján ezt az alábbi integrál adja (Jorgensen, 2000):

$$E_{\pi}(h(\theta)) = \int h(\theta) \pi(\theta|Y) d\theta. \quad (9)$$

Analitikus, vagy numerikus módon szinte lehetetlen ezt az integrált kalkulálni. Ehhez használjuk fel a Monte-Carlo-integrálást, amelynek a lényege, hogy $\theta^{(0)}, \dots, \theta^{(k)}$ mintát veszünk a $\pi(\theta|Y)$ eloszlásból, és így az alábbi módon becsülhetjük a várhatóértéket (David és Scollnik, 2001):

$$E_{\pi}(h(\theta)) \approx \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k h(\theta^{(i)}). \quad (10)$$

A Monte Carlo-integrálást a Markov-láncokkal kombinálva kapjuk a MCMC-szimulációt, melynek lényege, hogy lehetséges változatokat szimulálunk egy Markov-láncból, amelynek a stacionárius függvénye $\pi(\theta|Y)$. Igaz, hogy ezek a $\theta^{(0)}, \dots, \theta^{(k)}$ véletlen minták többé nem lesznek függetlenek, de enyhe regularitási feltételek mellett teljesül, hogy $\theta^{(i)}$ eloszlása $\pi(\theta|Y)$ -hoz konvergál $i \rightarrow \infty$ esetén, a várhatóértékre pedig fennáll, hogy (David és Scollnik, 2001):

$$E_{\pi}(h(\theta)) \approx \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k h(\theta^{(i)}), \quad k \rightarrow \infty \text{ esetén.} \quad (11)$$

Most már csak az a kérdés merül fel, hogy minként szimulálhatunk olyan Markov lánc változatokat, melyeknek $\pi(\theta|Y)$ a stacionárius eloszlása. Erre többféle módszert is kitaláltak a kutatók, a legegyszerűbb technikák egyike a Gibbs-mintavételezési eljárás. Az eljárás kezdetekor $\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)})$ kezdeti paramétervektorból indulunk ki. Véletlen mintákat veszünk az ún. teljes feltételes eloszlásból a következő módon (Congdon, 2007):

$$\begin{aligned} \theta_1^{(1)} &\approx \pi(\theta_1 | Y, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}), \\ \theta_2^{(1)} &\approx \pi(\theta_2 | Y, \theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}), \\ &\vdots \\ \theta_j^{(1)} &\approx \pi(\theta_j | Y, \theta_1^{(1)}, \theta_{j-1}^{(1)}, \theta_{j+1}^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}), \\ &\vdots \end{aligned} \quad (12)$$

Ez tulajdonképpen egy olyan lépéssorozatot valósít meg, amellyel áttérünk a $\theta^{(0)}$ -ról $\theta^{(1)}$ paramétervektorra. Véges számú iteráció után a korábban tárgyalt tulajdonságú Markov-lánchoz jutunk, a várhatóérték is a (10) képlet alapján számolható. Általában véve néhány ezer szimulációs futás során elérjük a kívánt feltételeket, de sokszor több tízezer iterációra is szükség van.

3.3.4. A bayesi statisztikai szemlélet értékelése

A statisztikai szakemberek megosztottak a módszer használatát illetően. Ennek oka az előzetes valószínűség-eloszlás létezésével kapcsolatos vitákban és a számítások bonyolultságában keresendő. Mivel a számítások korlátait számos új technika enyhíti, ezért a Bayes-statisztikai módszerek alkalmazásuk „reneszánszát” élik. A Bayes-statisztikának a szimulációs módszerekkel számos közös vonása van. A kutatók elsősorban azért szeretik ezeket a módszereket szimulációs modelljeikben szerepeltetni, mert lehetőségük van előzetes ismereteik modellbe építésére úgy, hogy a módszer alkalmazása közben azok sok más tényező hatására változhatnak. Vose (2006) egy igen hatékony elemzési eszközként mutatja be művében, amely a Bayes-tételen nyugszik és alkalmas az adatok alapján történő, más módszerekhez képest jobb paraméterbecslésekre. A bayesi következtetéselemélet három fontos momentumból áll:

1. a paraméterek előzetes (a priori) eloszlásfüggvényének megadása,
2. alkalmas valószínűség (likelihood) függvény megadása az alapadatokra,
3. a paraméterek javított (posteriori) eloszlásainak megadása.

A modellek helytállóságának ellenőrzése a likelihood-függvény alapján történik, valamint az AIC általánosított kritérium alapján, amely minden maximum likelihood módszerrel becsülhető modellre alkalmazható (Akaike, 1974):

$$\frac{-2 \log L}{n} + \frac{2k}{n}, \text{ ahol } \log L = -\frac{1}{2} \sum_t \left[\left(\frac{y_t - y_t^*}{\delta_t} \right)^2 - \log \delta_t^2 - \log 2\pi \right], y_t^* = y_t - \varepsilon_t. \quad (13)$$

Az n az adatok számát jelöli, k pedig a függő változó becslésében szerepet játszó magyarázó változók száma, δ_t a t -edik időszak hibájának a szórása. Amely modellenél ennek a kritériumnak (illetve a maximum likelihood érték logaritmusának) az értéke a legkisebb, az a modell illeszkedik leginkább az adatokra. A fenti kritériumot, illetve a maximum likelihood értéket az idősoros elemzésekben is alkalmazzák.

3.4. Hosszú emlékezet vizsgálatának módszerei

A szabálytalan jellegű mozgást a szakirodalom Brown-mozgásnak, vagy másként véletlen bolyongásnak nevezik. Ezt a folyamatot egy idősor tekintetében a legkönnyebben úgy képzelhetjük el, hogy véletlenszerűen növekednek vagy csökkennek az árak egyik időpontról a másikra, és a növekedés vagy csökkenés nagysága is véletlenszerű. A véletlen bolyongás során az egyes lépések függetlenek egymástól. A legegyszerűbb változatban például a korábbi lépésektől teljesen függetlenül mindig 50-50% annak valószínűsége, hogy előre vagy visszafelé lépünk. Kutatási eredmények igazolják, hogy a természet sokszor nem a véletlen bolyongás szerint viselkedik, amikor az egyébként várható lenne. *Hurst* angol hidrológus számos természeti jelenségre igazolta ezt az összefüggést a folyók áradásától kezdve az esőzések vagy a fák évgyűrűinek vizsgálatán át a tavak vízállásának elemzéséig. Arra a következtetésre jutott, hogy az idősorok hosszú távú emlékezettel rendelkeznek, azaz egy korábbi történés valamikor a távoli jövőben fogja kifejteni a hatását, és a folyamat nem tekinthető véletlen bolyongásnak.

Értekezésemben a piaci sertésárakra – négy különböző kategóriában – vizsgálom meg azt, hogy rendelkeznek-e a fent említett tulajdonsággal, és kiszámolom az ún. Hurst-exponenst mindegyik termék esetében.

3.4.1. A hosszú emlékezet definíciója

Egy stationer idősor akkor rendelkezik „hosszú emlékezettel”, amikor annak autokorrelációs függvénye teljesíti a (14) képletet nagy késleltetésekre és a képletben szereplő H értéke 0,5 és 1 között mozog (Esposti és Signorini, 2006). Az ilyen tulajdonságú idősorok autokorrelációs függvénye lassan cseng le, a lecsengés mértékét az úgynevezett Hurst-paraméter (H) határozza meg (Beran, 1994):

$$\rho(k) = Ck^{-\alpha}, \text{ és } H = 1 - \frac{\alpha}{2}, \quad (14)$$

ahol $\rho(k)$ az idősor autokorrelációs függvénye k -késleltetés, C -valós konstans.

Az autokorrelációs függvény az i -edik időszak és az $i+k$ -adik időszak adat korrelációját fejezi ki. Külön kiemelandó, hogy a (14) képlet aszimptotikusan értelmezendő, azaz nagy késleltetésekre teljesül. Hurst megállapítása szerint, ha $H=0,5$, akkor az egymást követő adatok függetlenek, vagy másképpen kifejezve a vizsgált jelenség egy nagyszámú, egymástól független hatás eredője, azaz egy véletlen bolyongáshoz hasonlít (Kaplan, 2003). Amennyiben $0,5 < H < 1$, akkor magasabb értékű adatokra (0,5-nél nagyobb valószínűséggel) a jövőben magasabb értékű következik, alacsony értékűekre pedig alacsony értékű, azaz a folyamat hosszú emlékezetű. Amikor H pozitív és 0,5-nél kisebb értékű, akkor a magasabb adatokat (0,5-nél nagyobb valószínűséggel) alacsonyabb követ, és fordítva (Telcs, 2009). Az ilyen idősorokat rövid emlékezetűnek hívjuk, mivel az autokorrelációs függvényük gyorsabban cseng le, mint ahogy azt egy hosszú emlékezetű idősor esetében elvárnánk. Az alacsony H -érték esetén nagyon erősek a trendfordító hatások, ami a mi esetünkben pontosan azt jelenti, hogy a folyamat eltávolodik (de nem túl messze) a trend és a szezonális ciklusok által meghatározott pályától (Bozsonyi és Veres, 2002). Az alacsony Hurst-értékkel jellemezhető folyamatok másik jellegzetessége a relaxációs idő jelenléte, ez olyan átlagos időtartamot jelent, amely alatt a rendszer egy külső zavar után visszaáll eredeti állapotába (Bozsonyi és Veres, 2002).

A Hurst által bevezetett H -exponenst az alkalmazott matematika számos területén alkalmazzák, mint például a káoszelméletben, a hosszú távú folyamatok és a fraktálok elemzésében (Mandelbrot, 1969). Ahogy egyre fejlődött a fraktálok elmélete, úgy terjedtek el a különböző becslési módszerek a Hurst-exponens kiszámítására. A fraktálok önhasználó alakzatok, amelyek bármely része ugyanolyan, mint a teljes alakzat. Egy idősor statisztikai értelemben véve önhasználó, ha bármely részintervallumot választva a statisztikai jellemzők ugyanazok, mint bármely más részintervallumon.

3.4.2. Főbb alkalmazási területek

Az idősorok hosszú emlékezete tulajdonság az utóbbi évek idősorokkal kapcsolatos kutatásaiban a figyelem középpontjába került. Főképpen a tőzsdei részvényárfolyamok alakulására használták a hazai és külföldi ökonómiai és pénzügyi irodalomban (Lo, 1991; Chow és mtsai., 1995; Eisler, 2007; Erfani és Samimi, 2009; Telcs, 2009). Fellelhetők továbbá tanulmányok az inflációs ráta vizsgálatára (Scacciavillani, 1994; Hassler és Wolters, 1995), az arany árfolyamának tanulmányozására (Cheung és Lai, 1993), valamint a devizaárfolyamok változására (Booth és mtsai., 1982; Fang és mtsai., 1994; Alptekin, 2006), az azonnali és a határidős fémárfolyamok vizsgálatára (Fraser és McDonald, 1992). Másrésről viszont

megemlítendő, hogy Lo (1991) és Cheung és Lai (1993) bizonyos részvények és az arany árfolyamának vizsgálatakor nem talált hosszú távú emlékezetre utaló jeleket.

Az eredmények azonban egységesen alátámasztják azt, hogy a hosszú emlékezet vizsgálata fontos szerepet játszik az ármozgások meghatározásában és az előrejelzések pontosabb megadásában. Továbbá a hosszú emlékezet erőssége és az időtáv megadása fontos információ lehet a befektetési döntések meghozatalában és a portfóliók kialakításában.

Mindemellett néhány alkalmazását megtalálhatjuk a társadalomtudományi kutatásokban például az öngyilkossági adatsorok vizsgálatára alkalmazva (Bozsonyi és Veres, 2002; Veres 2008) és a meteorológiai adatok elemzésére (Weber és Talkner, 2001; Király, 2005), valamint az informatikában a hálózati forgalmak ingadozásának mérésére vonatkozóan (Gyires, 2004). Néhány alkalmazás található a külföldi irodalomban mezőgazdasági és ipari termékek árainak vizsgálatára, legfőképpen a nemesfémek és a nyersolaj árának alakulásával foglalkozó cikkek láttak napvilágot. A mezőgazdasági termékek közül a kávé, cukor, szója, búza, kukorica, sertés, szarvasmarha árainak fluktuációja foglalkoztatja leginkább a külföldi kutatókat (Helms és mtsai., 1984; Kohzadi és mtsai., 1996; Wei és Leuthold, 2000; Shahwan és Odening, 2007; Nagy, 2009; Power és Turvey, 2010). ***A magyarországi szakirodalomban eddig sem a sertés sem más mezőgazdasági termékek árainál ilyen jellegű elemzést nem végeztek.***

A hosszú emlékezet vizsgálatában három fő módszer alkalmazható a H -exponens kiszámítására.

1. újraskálázott tartomány (rescaled range – R/S),
2. trendtől megtisztított fluktuációk elemzése (detrended fluctuation analysis – DFA),
3. tört rendben integrált ARMA (autoregressive fractionally integrated moving average – ARFIMA).

Az első módszer inkább azzal foglalkozik, hogy az idősor rendelkezik-e hosszú emlékezettel, a harmadik pedig azzal, hogy milyen erős az idősor hosszú emlékezete, és ez a módszer alkalmas az előrejelzésekre. A második módszer előnye, hogy nem stacionárius idősorokra is alkalmazható, és inkább a fluktuációk, ingadozások mérésére alkalmas. Mind a három módszer alkalmazható egymás kiegészítőjeként, hiszen egy-egy módszer olyan információkat tár fel, amelyet a másik nem. A mezőgazdasági árak igen gyakran szabálytalan viselkedést mutatnak, ami a piacok között meglevő nemlineáris függőségre utal (Tomek, 1994). A nemlineáris függőség a közgazdasági elméletben nem tisztán specifikált fogalom, az irodalom csupán néhány erre utaló jelet ad meg: az árak eloszlása – nem szokatlan módon – nemnormális eloszlású, az idősor autokorrelációi még hosszú időtávok esetén is lassan tartanak a nullához, az idősor nem periodikus ciklusokat is tartalmaz és nem stacionárius (Taylor, 1986). A hosszú emlékezetű idősorok az előbb felsorolt jellegzetességet magunkban hordozzák, így a hosszú emlékezet vizsgálata képes a fenti jelenségek jellemzésére (Booth és mtsai., 1982).

3.4.3. Az R/S-módszer

A hosszú emlékezet vizsgálatára alkalmas módszerek közül az újraskálázott tartomány (R/S) a legelterjedtebb, amely a legkisebb becslési hibával rendelkező módszerek egyike (Hurst, 1951). A módszer felfedezője Hurst, angol hidrológus 1952-ben publikált egy tanulmányt a Nílus 847 éven keresztül mért árvizeinek szintjéről. Először az egymást követő évek X_i -vel jelölt maximum értékeire alkalmazta a következőket (Telcs, 2009):

$$Y_i = \sum_{j=1}^i x_j \quad (15)$$

Ezután a k -adik összeg eltérését vette az n év átlagos összegétől:

$$D_k = Y_k - \frac{k}{n} Y_n \quad (16)$$

Amennyiben D_k pozitív, akkor a jobb (az átlag feletti értékkel rendelkező) évek vannak túlsúlyban. Hurst a $[\text{Max}(D_i) - \text{Min}(D_i)] = R_n$ értéket képezte és osztotta az S_n tapasztalati szórással. A hányadosra a /3/ képlet adódott (Alptekin, 2006):

$$\frac{R_n}{S_n} \equiv C \cdot n^H \quad (17)$$

A Nílus vízállásának elemzésekor Hurst a (16) képletben szereplő hányadosra 0,7-et kapott. (Telcs, 2009).

3.4.4. A Hurst-exponens becslése az R/S-módszerrel

Az első lépésben az N adatból álló időtengelyt m folytonos részperiódusra osztjuk, amelyben n adat van ($N = n \cdot m$). Minden egyes periódusra kiszámoljuk az R/S statisztikát a következő módon (Alptekin, 2006):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_j = s_j^{-1} \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (X_{ij} - \bar{X}_j) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (X_{ij} - \bar{X}_j) \right], \quad (18)$$

ahol s_j a j -edik periódus standard szórása, az X_{ij} pedig a j -edik periódus i -edik adata. Szükséges újraskálázni a tartományt, hiszen így különböző periódusokat hasonlíthatunk össze. A második lépésben adott n és m mellett kiszámoljuk a következő statisztikát (Alptekin, 2006):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left(\frac{R}{S}\right)_j \quad (19)$$

Az első két lépést megismételjük úgy, hogy n -et növeljük egészen $\frac{n}{2}$ -ig, ekkor már csak két részintervallumra osztjuk az időtengelyt. A Hurst-exponens becslését a különböző n értékekre kiszámított R/S értékek alapján a (20) képlet szerinti regressziós becslés adja:

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(C) + H \log(n) \quad (20)$$

A (20) képlet a (17) képlet logaritmizált változata, amely az R/S értékeket az idő függvényében logaritmikus felosztású koordináta-rendszerben ábrázolja. A Hurst-exponenst az így kapott diagram meredeksége szolgáltatja (Fokasz, 2002). Az R/S módszer által becsült H -paraméterrel megadhatjuk egyúttal a nem periodikus ciklusok átlagos hosszát is, azaz a hosszú emlékezet átlagos hosszát. A különböző n értékekre kiszámítjuk az R/S értékeket, valamint a H -értékeket, és azt figyeljük, hogy a H -értékek melyik n érték mellett érik el a csúcspontjukat. Ez az n érték a nem periodikus ciklusok átlagos hossza.

3.4.5. Trendtől megtisztított fluktuáció analízis (DFA)

A DFA-módszer előfutárának tekinthető fluktuációanalízist elsőként Peng és mtsai., (1992) alkalmazták a DNS-molekula bázissorrendjére. A trendtől megtisztított fluktuációanalízis

abban különbözik a standard fluktuációanalízistől, hogy először eltávolítja a lokális trendeket. Első alkalmazása szintén Peng és mtsai. (1994) nevéhez kötődik.

Tekintsünk egy azonos időközönként felvett N elemű x_i idősort, és tegyük fel, hogy az idősor értékei az $\bar{x}$ körül bolyongnak véletlenül. Készítsük el az idősor trajektóriáit az itt leírt módon (Király, 2005):

$$y(j) = \sum_{i=1}^j x_i \quad (j=1, \dots, N) \quad (21)$$

A (21) képlet az idősor adatainak összegzéseit adja egy tetszőleges j időpontig. A trajektóriákat ezután felosztjuk n hosszú szakaszokra (időablakokra), így a szakaszok maximális számát $\left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor$ adja meg. Minden időablakban meghatározzuk a helyi trendet, amelyet az $f_k^p(j)$ p -edrendű polinom jelöl, ahol j az aktuális időpont, k pedig az aktuális időablak sorszáma. A következő lépésben előállítjuk a trendmentesített $z_p(j)$ adatsort a (22) képlet szerint (Király, 2005):

$$z_p(j) = y(j) - f_k^p(j) \quad (j=1, \dots, N) \quad (22)$$

Adott hosszú időablakokra az átlagos négyzetes fluktuációt a következőképpen mérhetjük (Peng és mtsai., 1994; Király, 2005):

$$F_p(n) = \frac{1}{n \cdot \left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor} \cdot \sqrt{\sum_{j=1}^{\left\lfloor \frac{N}{n} \right\rfloor} z_p^2(j)} \quad (23)$$

A hosszú emlékezet elemzésénél azzal a feltételezéssel élünk, hogy az $F_p(n)$ és az n között hatványfüggvényszerű korreláció létezik, azaz $F_p(n) \approx n^\delta$, ahol δ a DFA- p -exponens. Belátható, hogy az idősor autokorrelációs függvényére is hatványszerű függvénykapcsolat illeszthető: $\rho(k) = k^{-\alpha}$, ahol α az autokorrelációs exponens. A két exponens közötti összefüggés (Talkner és Weber, 2000):

$$\alpha = 2 - 2\delta \quad (24)$$

A korrelálatlan, vagy véletlen bolyongású idősorok esetén a DFA- p -exponens (δ) értéke 0,5, azaz az $\alpha = 1$. Amennyiben $0,5 < \delta$, akkor hosszú emlékezetű az idősor, ha $\delta < 0,5$, akkor az idősor rövid emlékezetű (Koscielny-Bunde és mtsai., 1998).

A DFA-módszer legfontosabb előnye az autokorrelációs analízissel szemben az, hogy lehetővé teszi a nyilvánvalóan nemstacionárius idősorokban jelen levő korrelációk detektálását, kiszűri és eltávolítja a lineáris és parabolikus trendeket, így jóval hatékonyabb a hosszú emlékezet felismerésére (Király, 2005).

3.4.6. ARFIMA-modellek

A tört rendben integrált ARIMA-modellt Granger és Joyeux (1980) és Hosking (1981) alkotta meg. Ez a modell parametrikus módszernek számít a hosszú emlékezet feltárásában, és az alapja egy (25) képlet alakú, Lag operátor használatával felírt ARIMA (p, d, q)-modell:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i\right) (1-L)^d X_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i\right) \varepsilon_t, \text{ ahol } L^i X_t = X_{t-i} \quad (25)$$

A d -paraméter a differenciálás fokát jelenti, és $d=0$ esetén stacionárius idősort kapunk, $d=1$ esetben pedig az idősor nem stacionárius. Vannak olyan stacionárius idősorok, amelyek esetében az autokorrelációs függvény lassan cseng le, és két távoli megfigyelés között is összefüggés mutatkozik. Ilyenkor két eset lehetséges. 1. Az idősor egységgyököt tartalmaz, de mivel nagyon közel van az egyhez, ezért az egységgyök teszt téves eredményt mutat. 2. A másik lehetőség, hogy az idősorban valójában nincs egységgyök, hanem az idősor hosszú emlékezetű, ezért nem illeszkedik rá jól a szokványos ARIMA-modell. Amennyiben újra differenciálnánk az idősort, az sem lenne megoldás, mert az túl differenciált lenne. Granger és Joyeux (1980), valamint Hosking (1981) azt javasolta ennek a problémának az áthidalására, hogy a d differenciálási paraméter legyen tört értékű. Ekkor az ARIMA-modell képletében az $(1-L)^d$ alakú differenciát Taylor-sorba fejtéssel adják meg a (26) képlet szerint (Korkmaz és mtsai., 2009):

$$\begin{aligned} (1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 + \\ + \dots + (-1)^k \frac{d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)}{k!} L^k \end{aligned} \quad (26)$$

Másképpen fogalmazva a tört differenciálást az idősor egy végtelen autoregresszív reprezentációjával adják meg, amely a hagyományos egész rendű késleltetésekkel dolgozik, de ehhez speciális együtttható-struktúrát társít (Várpalotai, 2008). Amennyiben d értéke 0 és 0,5 közé esik, akkor az idősor hosszú emlékezetű, $d < 0$ esetén az idősor rövid emlékezetű. Ha $d=0$ akkor a folyamat véletlen bolyongású. A fentiek alapján a d -paraméter értékéhez 0,5-öt hozzáadva jutunk a Hurst-exponens becsléséhez.

3.5. DCM módszerek áttekintése

A preferenciavizsgálatoknak két megközelítése ismert: a kinyilvánított preferenciák (Revealed Preference, RP) vizsgálatok megfigyelik az alanyok, fogyasztók választásait, és a megfigyelt viselkedésből következtetnek a preferenciákra. A feltárt preferenciavizsgálatokban (Stated Preference, SP) a vásárlókat megkérdezik preferenciájukról.

3.5.1. A feltételes választási modellek alkalmazásának általános leírása, alapfogalmak

A feltárt preferenciák megismerésére alkalmas választáson alapuló eljárásokat az 1960-as években kezdték el alkalmazni a pszichológia területén (Brandtmüller, 2008). Később terjedtek el az agrármarketing kutatásokban is, és hozzájárultak a fogyasztói viselkedés pontosabb megértéséhez (Kjaer, 2005). A feltárt preferencia módszerek jellemzője, hogy az emberek termékekkel/szolgáltatásokkal kapcsolatos preferenciáit előre meghatározott alternatívák közötti választás, illetve azok rangsorolása alapján mutatják ki (Boxall és mtsai., 1996). Általában nem valós piaci viselkedésből, hanem feltételezett, hipotetikus helyzetekre történő reagálások alapján becsülünk a módszerek segítségével. Az eljárások ezen csoportjával tehát olyan helyzeteket is vizsgálhatunk, amelyek a jelenleg elérhető választások között nem találhatók meg. Ilyen esetekben a kinyilvánított preferencia (RP) módszerek korlátozottak, azok ugyanis csak jelenleg is elérhető jellemzők értékelésére használhatók (Marjainé Szerényi, 2005). A feltételes választás (choice experiment) módszere egy adott termék/szolgáltatás vagy természeti/környezeti erőforrás bizonyos jellemzőit tartalmazó választási helyzetek elemzését

foglalja magában. Olyan diszkrét választási modellek becslését teszi lehetővé, amelyek az egyének egyes jellemzők közötti átváltási hajlandóságát tükrözik (Csete, 2012). Mivel a feltételes értékelés egy kiválasztott termék/szolgáltatás egészére koncentrál, ennek következtében az értékbecslés/árbecslés is annak egészére vonatkozik. Kevés információt kapunk viszont arról, hogy a válaszadók milyen preferenciákkal rendelkeznek a termék/szolgáltatás egyes jellemzőinek megváltozásával kapcsolatban. A feltételes választás képes megragadni az egyes komponensek értékét külön-külön, de annak egészét is. Az eljárás – a feltételes értékeléshez hasonlóan – a teljes gazdasági érték teljesebb meghatározására képes (használattal kapcsolatos és attól független értékek). A módszer gyökerei a marketing-kutatásban használt „conjoint” elemzésben keresendők (Marjainé Szerényi, 2005). A DCE-ben a vizsgálni kívánt termékeket, szolgáltatást (a conjoint módszerhez hasonlóan) különböző ún. attribútumok jellemzik (például beltartalom, minőség, szín, csomagolás, gyártás helye, ízesítés, fajta, termék ár stb.). Az attribútumok tulajdonképpen változók, melyek különböző ismérvértékeket vehetnek fel (Baji, 2012). Ezeket az attribútum szintjeinek (level) nevezzük (például ízesítés: sós, édes, savanyú; gyártás helye: helyi termék, hazai termék, külföldi termék; termék ár: 10, 20, 30 Ft). Mivel ez a módszer a jellemzők csomagjait tartalmazó választási helyzetek bemutatására támaszkodik, nem szükséges a termék/szolgáltatás pontos leírása, ehelyett inkább a termékek/szolgáltatások tulajdonságainak és jellemzőinek pontos és teljes megadását igényli. A leírásra a különböző jellemzőket és azok különböző szintjeit (köztük az „arat”) használják (Marjainé Szerényi, 2005). Az attribútumok szintjeinek kombinálásával különböző termékkártyákat (profil) generálhatunk (például „A” termék: helyi előállítású, erősen sós ízű sajt, magasabb áron; „B” termék: külföldi előállítású, enyhén sós ízű sajt, alacsonyabb áron). Ezeket a kártyákat ún. döntési halmazokba (choice set) rendezzük, ahol a válaszadónak különböző termékkártyák közül kell kiválasztania a neki legjobban tetszőt. A legegyszerűbb esetben egy kártyáról kell eldöntenie, hogy választaná-e vagy sem (például megvenné-e az adott terméket), ez az ún. bináris választás esete. A megkérdezettnek legtöbbször két vagy több kártya közül kell kiválasztania a legszimpatikusabbat (például A, B vagy C termék). Ezen kívül megengedhetjük azt a lehetőséget is, hogy egyik kártyát se válassza, ez az ún. „opt-out” opció, kiugrási lehetőség (például A termék, B termék vagy egyik sem) (Baji, 2012). Az egyéneket ezután arra kéri, válasszák ki azt a hipotetikus „csomagot” (terméket, szolgáltatást), amelyet a legtöbbre értékelnek. A megkérdezettek többszöri választásának eredménye (több döntési halmaz) fogja reprezentálni a válaszadók jellemzők közötti átváltását. Vagyis a feltételes választás azt mutatja meg, hogyan változna meg a hasznosság eltérő terméktulajdonságok esetén (Marjainé Szerényi, 2005). Az alkalmazott döntési halmazok száma az attribútumok, az attribútumszintek, valamint a válaszadók számának függvénye (Baji, 2012).

A feltételes választás módszerénél számos módon lehet az egyének számára a választási lehetőségeket bemutatni. A módszer főbb lépései Hensher és mtsai. (2005) szerint az alábbiakban foglalható össze:

A kísérleti elrendezés folyamata:

1. Az értékelendő termék meghatározása,
2. Attribútumok meghatározása,
3. Attribútum szintek meghatározása,
4. Kísérleti design kialakítása,
5. A minta kiválasztása,
6. A felmérés végrehajtása,
7. Az adatok elemzése, az eredmények értékelése.

A diszkrét választások elemzésére ma már többféle ökonometriai program áll rendelkezésre például SAS, STATA, NLOGIT, SAWTOOTH, BIOGEME, R: bayesm, R: mlogit, NGENE, Kenneth Train's MATLAB Code, GAUSS code using Bayesian methods for discrete choice model estimation, DCM Package (Louvière és mtsai., 2000; Train, 2003; Hess, 2016; Bliemer, 2016; Dekker, 2016; DCM Softwares, 2016).

A DCE általános bemutatásakor két kérdésre érdemes kitérni. Az egyik, hogy felkínálják-e a válaszadónak azt a lehetőséget, hogy a bemutatott termékkonceptciók közül egyiket se válassza (ún. „opt-out” alternatíva). A másik kérdés, hogy mekkora szellemi erőfeszítést igényel a kérdőív kitöltése (Brandtmüller, 2008). Ezt főként az határozza meg, hogy mennyire összetett a kérdőív (attribútumok és szintek száma, választási lehetőségek száma egy-egy döntési feladatban, döntési feladatok száma). Figyelembe kell venni, hogy különböző szocio-demográfiai jellemzőkkel bíró emberek számára eltérő lehet a kérdőív kitöltésének a nehézsége, és az is fontos lehet, hogy az interjúalanyok számára mennyire ismert a döntési helyzet (Kjaer, 2005).

A változók kódolásának lehetőségei a diszkrét választási modellekben

A következőkben a változók kódolásának különböző lehetséges formáit mutatom be Hensher és mtsai. (2005) alapján.

Az első változat az, ha a kutató csak lineáris hatást feltételez: Ekkor az adatbázisban dizájn kódolást vagy ortogonális kódolási formát használhatunk a válaszok kódolására. A második lehetőség, amikor az attribútumok megfigyelt szintjei számértékekkel (numerikusan) jellemezhetők (pl.: a termék előállítására fordított időtartam, termék árak, utazási távolság), ebben az esetben a kutató a dizájn vagy ortogonális kódokat helyettesítheti közvetlenül az aktuális numerikus szintek címkéivel (értékeivel). A harmadik esetben, ha a vizsgálatban nem-lineáris hatást feltételezünk, az adatokat dummy vagy hatáskódolással lehet bevinni az adatbázisba. Végezetül a kutató egy modellben használhat egymástól eltérő kódolási formákat is a különböző hatások vizsgálatára (pl.: egyszerre használhat dummy és hatáskódolást is). A fentiekben ismertetett esetekre bemutatok egy kódolási példát egy termék három különböző értékének változataival (3. táblázat).

3. táblázat: A különböző kódolási formátumok összehasonlítása

Termék ár (Ft)	Dizájn kódok	Ortogonalis kódok	Attribútum szint címkék	Hatás szint 1	Hatás szint 2	Dummy szint 1	Dummy szint 2
100	0	-1	100	-1	-1	0	0
150	1	0	150	1	0	1	0
200	2	1	200	0	1	0	1

Forrás: Saját szerkesztés Hensher és mtsai. (2005) alapján

A meghatározható gazdasági értékrészek

Az értékelési módszerek csoportosításánál az egyik legfontosabb szempont az, hogy az adott eljárásokkal a teljes gazdasági érték mely összetevője mérhető: csak a használattal összefüggő, vagy a használattól független értékrészek is (Adamowicz, 1995). Megállapítható, hogy a feltételes választás módszere képes a teljes gazdasági érték koncepcióján belül mérni a használattal összefüggő (közvetlen és közvetett) és a választási lehetőséghez tartozó értéket,

valamint a használatától független értékreszek meghatározását is, ezért a teljes gazdasági érték általánosabb kifejezését teszi lehetővé. További fontos jellemzője az eljárásnak, hogy a teljes gazdasági értéken belül az egyes jellemzők értékeit is képes becsülni, vagyis segítségével meg tudjuk határozni, hogy egy értékelt termék egyes sajátosságainak milyen értéket tulajdonítanak az emberek (Marjainé Szerényi, 2005). A fizetési hajlandóság kiszámításakor alkalmazott ökonometriai módszerek nagyon bonyolultak, ebből adódhat, hogy **Magyarországon eddig az agrárközgazdasági kutatásokban** (ismereteim szerint) **rajtam kívül még nem alkalmazták.**

3.5.2. DCM módszerek bemutatása

A következőkben az adatelemzésem során alkalmazott különböző ökonometriai modelleket ismertetem.

A Feltételes Logit (Multinomiális Logit) (CL/MNL) modell

A választási adatok ökonometriai elemzése a véletlen hasznosság elméletén alapul. Az egyének azt az alternatívát választják az elérhető választások halmazából, amely a legnagyobb hasznosságszintet biztosítja számukra. „Ha a válaszadónak több mint két lehetőség közül kell választania egy döntési halmazon belül, halmazonként annyi megfigyelésünk lesz egy válaszadótól, ahány választási lehetőséget tartalmaz a döntési halmaz (minden kártyáról tudjuk, hogy választotta-e a válaszadó vagy sem). Az ilyen típusú választás modellezésére a leggyakrabban alkalmazott módszer McFadden (1974) feltételes logit modellje (Baji, 2012). Adott, I típusú szélsőérték eloszlásból származó független azonos eloszlású (ε) hibatagok esetén, amelynek skálaparamétere 1-re normált – így a varianciájuk $\Pi^2/6$, McFadden (1974) standard Multinomiális Logit Modelljeként (MNL) ismert (másnéven Conditional Logit – CL). Ennek a modellnek az előnye a választási valószínűségek lényegre törő interpretációja és egyszerűen levezethető zárt alakja, de ez az alapmodell néhány meglehetősen erős és korlátozó feltétellel rendelkezik (Balogh és mtsai., 2016). „A hibatagok függetlenségének feltételezése az irreleváns alternatíváktól való függetlenséghez (Independence of Irrelevant Alternatives (IIA)) vezet, vagyis bármely két lehetőség választási valószínűségének hányadosa nem függ más választási lehetőségektől (Amaya-Amaya és mtsai., 2008; Hajdu, 2011). Éppen ezért kényelmes az alkalmazása, de számolni kell azzal, hogy a modell feltételezései gyakran nem teljesülnek. A hibatagokra vonatkozó feltételezéseken túl az MNL nem számol az egy válaszadó válaszai közötti hibákkal (panelspecifikáció), és feltételezi, hogy a válaszadók ízlése homogén” (Baji, 2012).

A CL/MNL modell leírása

A módszer Lancaster karakterisztika-elméletén és a véletlen hasznosság elméletén alapul (Luce, 1959; Lancaster, 1966; McFadden, 1974; Gravelle és Rees, 1992), mely szerint a fogyasztó hasznosságérzete nem az adott jószág közvetlen fogyasztásához köthető, hanem a jószág bizonyos kevés számú jellemzőinek, karakterisztikáinak meglétéhez, minőségéhez. Minden jószág fogyasztásának preferenciái feloszthatók tehát annak karakterisztikáira, a fogyasztó nem a jószág, mint fizikai egység alapján dönt a fogyasztásról, hanem a számára bizonyos hasznosságot hordozó karakterisztikák szintjétől, minőségétől, meglététől függően.

Az aktuális döntések összekapcsolása a hasznosságérzettel a véletlen hasznossági modell segítségével végezhető el (Louviere és mtsai., 2000; Hensher és mtsai., 2015). A véletlen (random) hasznossági modell alapján az n -ik megkérdezettnek egy választási kártya j -ik

alternatívájához kötődő hasznossága U_{nj} (Lusk és Schroeder, 2004), ami egy szisztematikus részből (V_{nj}) és egy véletlenszerű hibatagból áll (ε_{nj}).

$$U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (27)$$

A h alternatíva választása az n -dik megkérdezett által arra utal, hogy az általa elérhető (U_{nh}) hasznosságérzet nagyobb, mint egy másik, j alternatíva esetén:

$$P_{nh} = \text{Prob}(V_{nh} + \varepsilon_{nh} > V_{nj} + \varepsilon_{nj}) \quad (28)$$

Feltételezve, hogy a hibatagok eloszlása független és azonos (IIA) és Gumbel eloszlást követ, a h alternatíva választásának valószínűsége a feltételes logisztikus regressziós „conditional logit” modell szerint (CL) a következőképpen számítható:

$$P_{nh} = \exp[\mu V_{nh}] / \sum \exp[\mu V_{nj}] \quad (29)$$

ahol μ egy skálaparaméter, várható értéke minden egyes adathalmazban 1 (normalizált). A j -ik alternatívához köthető hasznosságérzet szisztematikus része feltételezhetően az attribútumok lineáris függvénye. A feltételes választás (CE) módszerének célja tehát az A attribútumhoz kapcsolódó V_j hasznosság becslése:

$$V_j = \text{ASC}_V + \beta_1 A_1 + \beta_2 A_2 + \dots + \beta_n A_n \quad (30)$$

Az egy „alternatíva-specifikus konstans” (ASC) azt jelzi, hogy az adott alternatíva milyen valószínűséggel került választásra (Adamowicz és mtsai., 1998; Meyerhoff és Liebe, 2009). A β koefficiens az attribútumokhoz köthető hasznosságra utal (Bennett és Blamey, 2001; Lusk és mtsai., 2003), ami a megkérdezettek preferenciáit hordozza és lehetővé teszi a teljes sokaságra levonható következtetést.

A Véletlen Paraméterű (Kevert) Logit Modell (RPL)

A multinomiális logit modellt széles körben alkalmazzák a diszkrét választások adatelemzésére, azonban van néhány korlátozó feltételezése, amely miatt nem ezt a modellt választottam. Az egyik hátránya az a feltételezés, hogy a változók regressziós együtthatói minden válaszadó esetében azonosak. Ez azt jelentené, hogy az ugyanolyan megfigyelt tulajdonságokkal rendelkező válaszadóknak azonos lenne a preferenciája (ízlése) az egyes attribútumokra vonatkozóan. Ez a feltételezés intuitíve nem valószínű, hogy megállja a helyét: természetes, hogy azonos nemű, korú stb. emberek különböző dolgokat válasszanak (Rouwendaal és Meijer, 2001). Másik feltételezése, hogy az egyén által hozott döntések egymástól függetlenek. Azt várnánk azonban, hogy lehetnek olyan nem megfigyelt tényezők, amelyek szisztematikusan hatással vannak az egyén választására, és így minden egyes döntésére. Továbbá az irreleváns alternatívák függetlenségét feltételezi, azaz ha az egyik attribútum megváltozik az egyik alternatívánál, akkor a többi alternatíva választásának valószínűsége arányosan változik. A nem szignifikáns paraméterek kezelése sem egyértelmű. Egyrészt elképzelhető, hogy a paraméter azért nem szignifikáns, mert az adott attribútum nem fontos a válaszadó számára. Másrészt előfordulhat, hogy a paraméter a preferenciák heterogenitása miatt nem szignifikáns: a valóságban az adott attribútum befolyásolja a döntést, azonban az attribútumszintek iránt megmutatkozó ellentétes irányú preferenciák kioltják egymás hatását. Az elemzés céljára kiválasztott ún. random paraméter logit (RPL) modell (mixed logit) a logit modell egy kiterjesztése és feloldja ezeket a korlátozó feltevéseket” (Brandtmüller, 2008). A „mixed logit” vagy random paraméter modell megengedi, hogy a β -k egy meghatározott eloszlást követve váltakozzanak a válaszadók között. A modellben tehát minden válaszadóra egyéni β -t becsülünk, így azok az egyéni ízlést fejezik ki. A β -k eloszlásának megválasztása a kutató döntése, és a

becslés során ennek az eloszlásnak a paramétereit, illetve momentumait becsüljük (átlag, szórás) (Baji, 2012). A kevert logit modellek (McFadden és Train, 2000) képesek a nem megfigyelt preferencia heterogenitás kezelésére, amíg az MNL modell homogén preferenciákat feltételez a termékjellemzőkkel kapcsolatban. Az RPL feloldja az Irreleváns Alternatívák Függetlensége néven ismert feltételt oly módon, hogy a hasznosság nem megfigyelhető részére rugalmas variancia-kovariancia struktúrákat engedélyez. Az RPL-modellben a választási valószínűségek integrál formájában írhatók fel valamely eloszlás felett. Az RPL-modell rugalmas, mivel a random paraméterek bármilyen eloszlást követhetnek (például normális, háromszög, lognormális) (Train, 2003). Az integrál formája általában nem zárt, így csak közelítő megoldása van. A szimulációhoz az eloszlásból többszöri, véletlenszerű mintavételre van szükség. Előfordulhat azonban, hogy a véletlenszerű húzások „lyukakat” hagynak, azaz az eloszlás bizonyos tartományából nem vesznek mintát. Ennek elkerülésére ún. intelligens húzási szekvenciák alkalmazását javasolják. Ilyen a Halton-szekvencia, amely a sűrűségfüggvényt azonos területű részekre bontja, és az egyes részekből vesz mintát. Így a mintavétel során nem maradnak lefedetlen részek az eloszlásban, és a random mintavételhez képest jóval kevesebb húzás is stabil paraméterbecsléseket eredményez (Hensher és mtsai., 2005). Több empirikus vizsgálat azt találta, hogy az RPL-modellekben a paraméterbecslések szimulációs varianciája kisebb volt száz Halton-húzás mellett, mint ezer véletlen húzással (Train, 2003; Brandtmüller 2008).

Az RPL modell leírása

A j -edik alternatíva hasznosságát az n -edik válaszadó számára a (31) egyenlet adja meg ($n=1, \dots, N$; $j=1, \dots, J$) amely a kutató számára megfigyelhető részből és egy random tagból áll, amelyet csak az egyén ismer.

$$U_{nj} = V_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (31)$$

A szisztematikus V_{nj} tag a jellemzők x_{nj} vektorának és a hasznosság súlyok (β) vektorának lineáris függvénye minden jellemző esetén.

$$U_{nj} = \beta' x_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (32)$$

A 33. egyenletben β_n -t felbontjuk egy $(\bar{\beta})$ átlag tagra és egy személytől függő eltérésre (η_n).

$$U_{nj} = \beta_n' x_{nj} + \varepsilon_{nj} = (\bar{\beta}' + \eta_n') x_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (33)$$

Train (2009) alapján annak a valószínűségét, hogy az n -edik személy választási sorozata J alternatívából $y_n = \{y_{n1}, \dots, y_{nT}\}$, meghatározhatjuk a termék x jellemzővektorából:

$$P(y_n | x_n, b, W) = \int_{\beta} \prod_{t=1}^T \left\{ \frac{[\exp(\beta' x_{ny_{nt}t})]}{\left[\sum_{j \in J} \exp(\beta' x_{njt}) \right]} \right\} \cdot \phi(\beta | b, W) d\beta \quad (34)$$

A mixed logit formula az MNL valószínűség súlyozott átlaga β különböző értékeit figyelembe véve. A súlyokat a válaszadók β -jának sűrűségfüggvénye (ϕ) adja meg, ahol b a β eloszlásának átlaga és W a variancia-kovariancia mátrixa.

Az Általánosított Multinomiális Logit Modell (GMNL)

Korábbi kutatások során megfigyelték, hogy a fogyasztói viselkedést nem csak a preferenciák heterogenitása, hanem az egyéni tulajdonságokkal rendelkező hibatagok skálázásának különbségei is befolyásolják (Louviere és mtsai., 2002). A skála heterogenitást értelmezhetjük a döntéshozó folyamat véletlenszerűségének különbségeiként a válaszadók körében, más szóval a hibatagok varianciája (és így a bizonytalanság szintje) egyéni döntéshozónként változhat. Ez különösen akkor jelentős a feltételes választási kísérletek körében, amikor a válaszadók különféleképpen értelmezhetik a választási helyzeteket és különböző szintű figyelmet fordítanak a döntésre (Train és Weeks, 2005). Ennek kezelésére Fiebig és mtsai. (2010) az általánosított multinomiális logit modellt javasolta (GMNL). A korábbi modell típusokkal szemben, ahol a hibatagok skálázása 1-re normált volt, a GMNL modell megpróbálja kettéválasztani a preferenciát és a skála heterogenitását az RPL modell egy általánosabb struktúrába való beágyazásával.

A GMNL-WTP-tér (GMNL-WTP space) modell leírása

Az egyszerű logit modellből kiindulva (a követhetőség érdekében elhagytam a választási eset t indexét) a (σ) skálaparaméterrel rendelkező (ε) hibatagot válaszadónként explicit módon kifejezve kapjuk az

$$\tilde{U}_{nj} = \beta'_n x_{nj} + \varepsilon_{nj}/\sigma_n \quad (35)$$

kifejezést, ahol $\varepsilon_{nj}/\sigma_n$ varianciája $\Pi^2/(6\sigma_n^2)$. A fenti egyenletben mindkét oldalt σ_n -val szorozva egy a fentivel ekvivalens összefüggést kapunk, ami GMNL-II néven ismert, a részletek megtalálhatóak Fiebig és mtsai. (2010) cikkében.

$$U_{nj} = (\sigma_n \beta'_n) x_{nj} + \varepsilon_{nj} \quad (36)$$

Mivel külön β és σ nem meghatározhatóak, Fiebig és mtsai. (2010) a skálaparaméter következő általános meghatározását javasolja: $\sigma_n = \exp(\bar{\sigma} + \theta' z_n + \tau \varepsilon_{0n})$, ahol $\varepsilon_{0n} \sim N(0,1)$ és z_n egy egyéni karakterisztika vektor. Ebben az esetben az átlag $\bar{\sigma} = -\tau^2/2$, így $E(\sigma_n) = 1$ amikor $\theta = 0$. Megjegyzem, hogy a GMNL modell $\tau = \theta = 0$ esetén az RPL specifikációból egyszerűsödik, mivel τ a skála heterogenitásának mértékéül szolgál, valamint $\tau = \theta = \text{var}(\eta_n) = 0$ esetén az MNL specifikációból válik.

Ez a szerkezet Train és Weeks (2005) modelljét is magában foglalja. Ahogy Greene és Hensher (2010) kifejti, a GMNL modellt átparaméterezhetjük olyan módon, hogy az ízlés paramétert becsülje egy WTP térben. Az árváltozó (p) és ennek $(\beta_{p,n})$ együtthatójának szétválasztásával kapjuk az

$$U_{nj} = \sigma_n(-\beta_{p,n}p + \beta'_n x_{nj}) + \varepsilon_{nj} = \sigma_n \beta_{p,n}(-p + (\beta'_n/\beta_{p,n})x_{nj}) + \varepsilon_{nj} \quad (37)$$

összefüggést. A $-p$ árváltozó $(\beta_{p,n})$ ár együtthatójának 1-re normálásával a (38) egyenletben a WTP tér specifikációját kapjuk, ahol β_n^* közvetlenül megadja az egyén-specifikus WTP becslést.

$$U_{nj} = \sigma_n(-p + \beta_n^* x_{nj}) + \varepsilon_{nj} \quad (38)$$

Ebben a megfogalmazásban a tradicionális preferencia-tér modellekkel ellentétben nincs szükség rá, hogy konkrétan meghatározzuk két véletlen együttható arányának eloszlását, ami aszimmetrikus és kétértelmű WTP eloszlásokhoz vezethetne.

Fiebig és mtsai. (2010) felhívták a figyelmet arra, hogy a modell viszonylag rosszul teljesít, ha az alternatíva specifikus konstans (a mi esetünkben az opt-out alternatíva) skálázott, mivel ez alapjaiban különbözik a megfigyelt jellemzőktől. Emiatt a végső specifikációban az $\mathbf{x}$ vektor csak a termék megfigyelt jellemzőit tartalmazza, amelyek hiányoznak abban az esetben, ha az opt-out opciót választjuk (39. egyenlet). A 40. egyenletben a $(\beta_{optout,n})$ opt-out együtthatót három részre osztottam. A $\beta_{0,j}$ komponens a bázis demográfiai szegmens főegyütthatója, ami konstans a válaszadók között; γ_j , annak érdekében, hogy igazoljam a főegyütthatóban megfigyelt és a (z) demográfiai változóban hordozott heterogenitást a termékválasztás preferenciáiban, és az egyén specifikus eltérést: $\eta_{0,n,j}$. Ugyanez a meghatározás érvényes a (β_n^*) WTP együtthatókra, ahol μ_j azon demográfiai hatások vektora, amelyek befolyásolják a WTP átlagát.

$$U_{nj} = \beta_{optout,n} + \sigma_n(-p + \beta_n^* x_{nj}) + \varepsilon_{nj} \quad (39)$$

$$U_{nj} = (\beta_{0,j} + \gamma_j' z_n + \eta_{0,n,j}) + \sigma_n[-p + (\beta_j^* + \mu_j' z_n + \eta_{n,j}^*) x_{nj}] + \varepsilon_{nj} \quad (40)$$

Feltehetjük, hogy az egész $(\beta_{optout,n}, \beta_n^*)$ vektor többváltozós normális eloszlású és az együtthatók korrelálnak. Ez megtehető, hiszen nincsenek nyilvánvaló elvárások az együtthatók előjelével szemben, valamint a korrelációk megengedése jobban megmagyarázza a különböző jellemzők preferenciáinak struktúráját. Mivel a likelihood függvénynek nincs zárt alakja, ez a végső GMNL specifikáció, hasonlóan az RPL-hez, szimulált maximum likelihood módszerekkel becsülhető.

Látens osztályú modell (LC)

A látens osztályú (latent class) modell feltételezi, hogy a válaszadók 2-3 homogén osztályba sorolhatók, akik egy osztályon belül homogén preferenciákkal rendelkeznek (Hess, 2014). „Azt, hogy a válaszadó melyik csoportba tartozik, nem ismerjük, de feltételezzük, hogy egy nem megfigyelhető (látens) változó szerint rendeződnek csoportokba, ami a társadalmi-demográfiai tényezők és attitűdök függvénye. Az adott osztályon belül pedig MNL-modell írja le a választást” (Baji, 2012).

A GMNL modell alkalmazásával az a célom, hogy kiterjesszem a jelenlegi szakirodalmi források körét a mangalica szalámival kapcsolatos fogyasztói döntésekre és fizetési hajlandóságra a preferencia és skála heterogenitás szétválasztásával, továbbá a válaszadók demográfiai jellemzőinek figyelembe vételével. Ugyan Campbell és Doherty (2013) nem alkalmaznak demográfiai változókat a vizsgálataikban, Zanolli és mtsai. (2013) megkísérli ezen hatások megfigyelését a feltételes WTP paraméter becslések különböző demográfiai csoportok közötti összehasonlításával. Értekezésem egyik célja, hogy meghatározzam a preferencia heterogenitás forrásait, ezért látens osztályelemzéssel (LC) (Boxall és Adamowicz, 2002) egészítettem ki a GMNL módszertanát. Az LC specifikáció – ahogy például Chung és mtsai. (2006) alkalmazta – egy bevált diszkrét választási modell, melynek célja, hogy a válaszadókat különféle szegmensekbe sorolja bizonyos termékjellemzőkkel kapcsolatos fizetési hajlandóságuk vagy érzékenységük szerint és demográfiai jellemzőiknek megfelelően.

Látens osztályú modellelemzés (LC) leírása

Lehetséges a demográfiai összefüggések hatásának bevonása nem csupán az opt-out állandóba, de egyéb attribútumokba is. Ugyanakkor ez valamelyest túlbonyolítja a GMNL modellt, mivel a meghatározandó paraméterek száma jelentősen megnő. A Hess és mtsai. (2011) által javasolt látens osztályú modellelemzés (LC) valószínűleg egyszerűbb módja annak, hogy meghatározzuk a preferencia heterogenitás forrását. Az RPL egy speciális esete a heterogenitás diszkrét eloszlásának specifikációja (Hess, 2014), amely a látens osztályelemzéshez vezet. Tételezzük fel, hogy a sokaság S szegmensre osztható. Az MNL modell hasznossági paraméterei szegmens-specifikusak, mivel annak valószínűsége, hogy a j alternatívát választó n személy s szegmensben van:

$$P(y = j | x_j, s) = \frac{e^{\mu_s \beta_s' x_j}}{\sum_{j \in J} e^{\mu_s \beta_s' x_j}} \quad (41)$$

ahol a β_s és μ_s a szegmens-specifikus hasznosság, illetve skála paraméter, illetve x_j az attribútumok vektora. A szegmensbe tartozást befolyásoló változók a döntéshozó látens viselkedéséhez és társadalmi-gazdasági jellemzőihez kapcsolódnak.

Swait (1994) eredményeinek megfelelően, a szegmensbe tartozás valószínűségi függvényének meghatározásával a hibatagok várhatóan független eloszlással rendelkeznek a személyek és szegmensök között, az 1-es típusú szélsőérték eloszlással és α skála faktorról. Ezen feltételezések alapján az s szegmensbe tartozás valószínűsége:

$$P(n_s | z_n) = \frac{e^{\alpha \lambda_s' z_n}}{\sum_{s=1}^S e^{\alpha \lambda_s' z_n}} \quad (42)$$

ahol a z_n a demográfiai változók vektora, illetve a λ egy paramétervektor. A következő feltételeknek teljesülnie kell: $0 \leq P(n_s | z_n) \leq 1$ és $\sum_{s=1}^S P(n_s | z_n) = 1$ és az egyik (bázis) szegmens paramétereit nullára kell normálni. Végezetül, annak valószínűsége, hogy az n személy s szegmensbe tartozik és j alternatívát választja, a következő:

$$P(y = j | x_j, z_n) = \sum_{s=1}^S \frac{e^{\alpha \lambda_s' z_n}}{\sum_{s=1}^S e^{\alpha \lambda_s' z_n}} \frac{e^{\mu_s \beta_s' x_j}}{\sum_{j \in J} e^{\mu_s \beta_s' x_j}} \quad (43)$$

Ez a véges kevert modell lehetővé teszi, hogy az attribútum adatok és a demográfiai jellemzők egyszerre magyarázzák a választási magatartást. A választási valószínűség a feltételes valószínűség (a választás egy meghatározott szegmensbe tartozás feltétele) és az adott szegmensbe tartozás valószínűségének szorzata. A α skála faktorok külön nem meghatározhatók. A μ_s csak akkor lenne meghatározható, ha a szegmens-specifikus hasznossági paraméterek azonosak lennének, de ezt a kutatásom során nem feltételeztem, ezért ezen skála faktorok értéke egységesen 1 volt (Boxall és Adamowicz, 2002).

4. Eredmények és értékelésük

4.1. A kocatartás termelési és gazdasági kockázatának elemzése

Eredményeim ismertetését a tenyészkocák élettartamának és élettéljesítményének kockázati szempontú értékelésével kezdem, mely kapcsán tenyészszüldő és hízóalapanyag előállító sertéstelepek termelési adatait dolgoztam fel. Ezt követően a kocatartás gazdasági kockázatának vizsgálatát egy szimulációs modell segítségével számszerűsítettem és a jövedelmezőséget befolyásoló tényezők hatását értékeltem.

4.1.1. A kocatartás termelési kockázatának vizsgálata

A termeléssel kapcsolatban felmerülő kockázatok közül első lépésben a tenyészszüldő előállító telepekről származó kocák adatait elemeztem, aszerint, hogy melyek a legkockázatosabb selejtezéshez vezető problémák, illetve a kocák termelésben maradását – és ezáltal produktív élettéljesítményét – milyen mértékben befolyásolják az egyes selejtezéshez vezető okok. Ezt követően összehasonlítottam két eltérő padozattípusú telepen tartott tenyészkocák termelésben maradásának kockázatát. Végül hízóalapanyag-előállító telepek egyedeinek teljesítményét értékeltem és arra kerestem a választ, hogy az intenzív süldőnevelés milyen kockázattal jár a kocák élettéljesítményére vonatkozóan.

A selejtezési okok hatása a tenyészkocák élettéljesítményére

A tenyészállományokban jelentkező selejtezési problémák vizsgálatához 4 359 tenyészállat selejtezési adatát dolgoztam fel, mely tenyészállatok 2004-s 2010 között kerültek selejtezésre. A selejtezési okok tanulmányozásához a szakirodalomban gyakran használt (Tarres és mtsai., 2006; Engblom és mtsai., 2007; Holdenová és mtsai., 2007; Sasaki és Koketsu, 2011) hét selejtezési kategóriát különítettem el. Ezek a következők voltak:

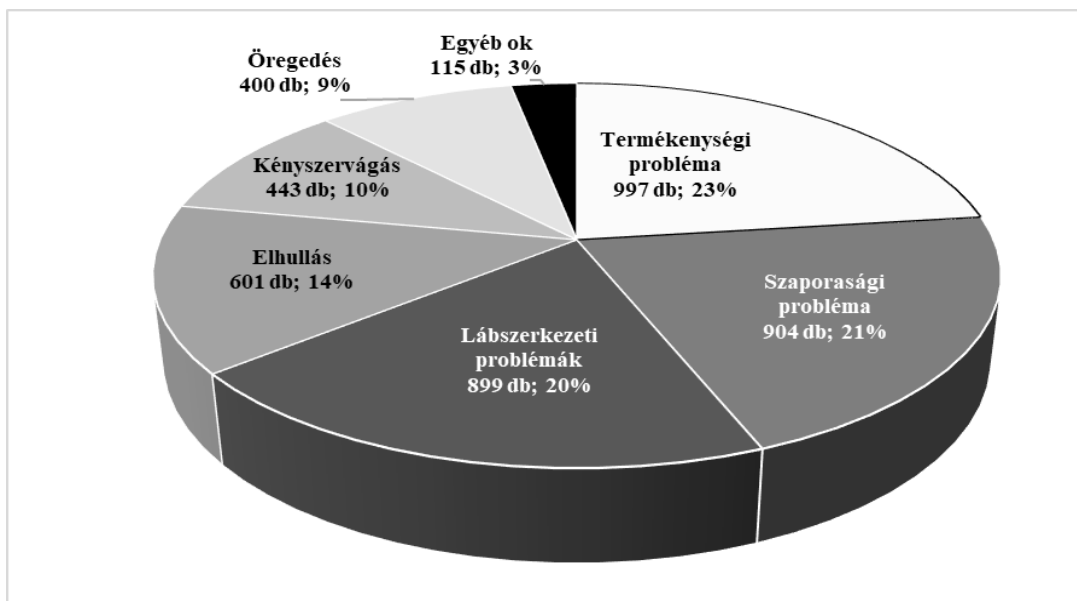
- *termékenységi probléma*: szűzszüldőnél nem tapasztalható ivarzás, a koca a malacok választását követően nem ivarzik, visszaivarzás, sikertelen termékenyítés, vetelés, koca vemhesség vizsgálatnál üres;
- *szaporasági probléma*: kocák alacsony teljesítménye, alacsony élve fialt vagy választott malacsám, csecshiba, alacsony tejtermelés;
- *lábszerkezeti probléma*: köröm és lábsérülések, sántaság;
- *elhullás*: holtan talált egyedek („nem szándékos selejtezés”);
- *kényszervágás*: elhullástól menthetetlen egyedek selejtezése;
- *öregség*: öreg kocák
- *egyéb okok*: szívprobléma, emésztőrendszeri gondok, hüvelyelöesés, nem nevesített okok.

A hét kategória megoszlását a vizsgált állományban a 11. ábra szemlélteti.

A 11. ábra alapján látható, hogy a vizsgált tenyészállományban a selejtezések legnagyobb hányadát a termékenységgel kapcsolatban fellépő gondok okozták, amelyek a szaporasági problémákkal együtt a selejtezések 44%-át jelentették. A szakirodalomban is hasonlóan magas értékekkel találkoztam; a legtöbb szerző a szaporodáshoz kötődő problémákat nevezte meg, mint leggyakoribb selejtezési ok, mely az összes selejtezés 36-54%-át okozza (Lucia és mtsai., 2000b; Engblom és mtsai., 2007). A termékenység és a szaporaság miatti selejtezések magas hányada jelzés értékű, azt mutatja, hogy a tenyésztelepen fokozott figyelmet fordítanak a fiatal

kocasüldők, illetve az anyakocák reprodukív teljesítményére, melynek következtében csak azokat az egyedeket hagyják termelésben, amelyek folyamatosan magas szintű teljesítményt nyújtanak.

11. ábra: Selejtezési okok megoszlása a vizsgált tenyészállományban



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

Vizsgálatomban a harmadik legjellemzőbb selejtezési kategória a lábszerkezeti problémák okozta selejtezés volt, mely az összes eltávolítás 20%-át képezte. Ez az érték igen magasnak mondható abban a tekintetben, hogy a szakirodalomban jellemzően 7-15% közötti lábhiba miatti selejtezésről számolnak be (Tarres és mtsai., 2006b; Segura-Correa és mtsai., 2011). A lábhibás egyedek magas aránya legtöbbször a nem megfelelő tartási körülményekre utal. A rossz minőségű padozat körömsérülést, sántaságot okoz, amely gyakran fájdalommal jár a koca számára. A fájdalom következtében a koca kevesebbet mozog, nem jut megfelelő mennyiségű tápanyaghoz, ami végeredményben alacsonyabb teljesítményhez is vezet. Valros és mtsai. (2009) szerint az előbbi probléma megelőzése miatt ajánlott a lábhibás egyedek mielőbbi cseréje az állományban. Szintén gyakori volt az elhullás és a kényszervágás miatti állománycsökkenés (24%). Az elhullások számának jelentős növekedése állategészségügyi problémára vagy valamilyen betegség jelenlétére adhat figyelmeztetést, ezért fontos odafigyelni a mutató értékének alakulására.

Gazdasági szempontból nézve a kocák optimális termelési ideje egyes szerzők szerint 4-8 fialás (Rodriguez-Zas és mtsai., 2006; Abell és mtsai., 2010). Az általam vizsgált állományban jellemzően a 8. fialást követően került sor a kocák öregség miatti selejtezésére. Az idős kocák termelésből való eltávolítását az indokolja, hogy ezeknek a kocáknak az átlagos fialási teljesítménye csökkenő tendenciát mutat a fiatalabb kocák átlagteljesítményéhez képest. Jelen esetben az öregség miatti selejtezés aránya viszonylag alacsony volt, mindössze 9%-ot tett ki; a szakirodalomban ettől jóval magasabb arány is megfigyelhető (31%) (Boyle és mtsai., 1998).

Az egyéb okok miatt bekövetkezett selejtezések aránya szintén alacsony volt, csupán 3%-ot képviselt az összes selejtezésből, így jelentősége nem számottevő. A továbbiakban e kategória elemzésével nem foglalkozom. A 4. táblázatban fialásonként tüntettem fel a legfontosabb

életteljesítmény mutatók (átlagos selejtezési életkor és átlagos selejtezés kori választott malacszám) értékeit.

4. táblázat: Az átlagos selejtezési életkor és az átlagos selejtezés kori választott malacszám fialásonként

Fialások száma	N (db)	Selejtezési életkor (nap) átlag $\pm$ standard hiba	Selejtezés kori malacszám (db) átlag $\pm$ standard hiba
Nem fialt	811	347,1 $\pm$ 2,07	-
1-szer fialt	738	473,2 $\pm$ 2,36	9,1 $\pm$ 0,13
2-szer fialt	456	628,9 $\pm$ 2,98	19,5 $\pm$ 0,19
3-szor fialt	406	780,4 $\pm$ 3,49	30,2 $\pm$ 0,23
4-szer fialt	390	936,2 $\pm$ 3,52	41,0 $\pm$ 0,25
5-ször fialt	392	1061,1 $\pm$ 3,41	50,6 $\pm$ 0,27
6-szor fialt	318	1215,8 $\pm$ 4,04	61,5 $\pm$ 0,30
7-szer fialt	271	1358,3 $\pm$ 3,75	71,5 $\pm$ 0,39
8-szor fialt	340	1491,9 $\pm$ 3,26	82,6 $\pm$ 0,33
≥ 9-szer fialt	237	1706,1 $\pm$ 7,92	89,2 $\pm$ 0,66
Összesen	4359	844,9 $\pm$ 6,49	43,4^a $\pm$ 0,48^a

^a Fialt egyedek száma (N=3548)

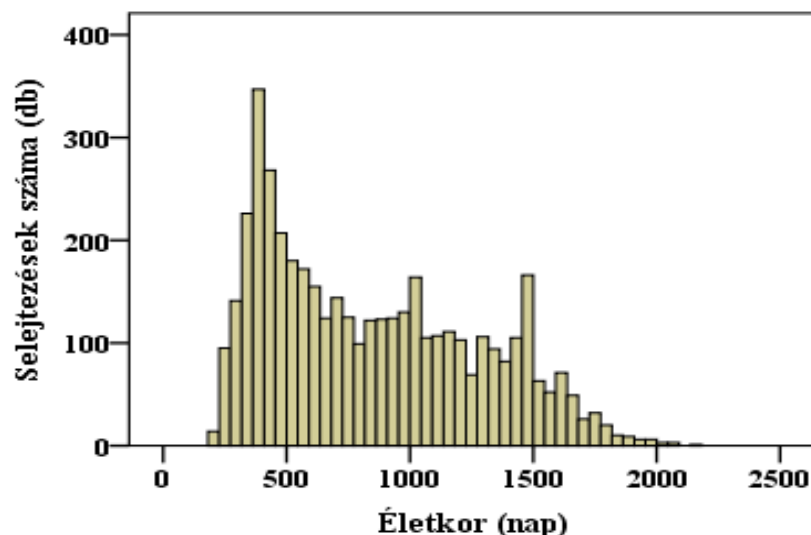
Forrás: Saját számítás (2014)

Az állomány életteljesítményét jellemző átlagos selejtezési életkor 845 nap (2 év és 4 hónap) volt, amely életkor a születéstől a selejtezés napjáig eltelt időt jelenti. Ezen életkor mellett a kocák fialási teljesítménye átlagosan 43,4 választott malac volt. Svéd kocaállományokban is hasonló értékek figyelhetők meg: Yazdi és mtsai. (2000b) a kocák átlagos életkorát 2 év 8 hónapban állapították meg, míg Engblom és mtsai. (2007) átlagosan 44,1 választott malacot jegyeztek fel kocánként a teljes termelési időre vonatkozóan.

A selejtezések legnagyobb hányadát a fialás nélküli süldők esetében figyeltem meg (a teljes állomány 19%-a), így elmondható, hogy az állomány jelentős része még a reprodukzív életszakasz megkezdése előtt eltávolításra került. Szintén magas hányadot képviselt az első fialást követően selejtezésre került egyedek száma (17%), melyek átlagteljesítménye 9,1 választott malac volt. Az egy fialásra eső választott malacszám átlaga a későbbi fialások során is csupán kismértékben haladta meg a 10 malacot kocánként. A legjobb teljesítményt elért kocák a 8. fialást követően is folytathatták termelésüket, azonban ez csupán az állomány 5,4%-át jelentette. A szakirodalomban is hasonló arányokról számolnak be a kutatók, mely szerint a selejtezett kocák 15-20%-a csupán egyszer fial, illetve a kocák mintegy 30%-a a harmadik fialásig selejtezésre kerül (Engblom és mtsai., 2008). Továbbá megállapítható az is, hogy a kocák több mint fele nem éli meg az ötödik fialást (Boyle és mtsai., 1998; Lucia és mtsai., 2000b; Engblom és mtsai., 2007).

A 12. ábra a selejtezési életkor alakulását egy hisztogram segítségével mutatja be. A selejtezési életkor mediánja 761 nap volt, mely azt jelenti, hogy az egyedek fele 761 napos életkor előtt – maximum 3 fialást követően – kikerült a termelésből.

12. ábra: A selejtezési életkor hisztogramja a tenyészkocáknál



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A hisztogram alapján is látható, hogy a selejtezések kiemelkedő része már a termelés kezdeti szakaszában bekövetkezett, mely elsősorban a fiatal kocasüldőknél jelentkező ivarzási és termékenyülési problémák nagy hányadára enged következtetni. Ez a korai selejtezés jelentős gazdasági veszteséget okozhat a telepnek, hiszen egy koca termelése egyes szerzők szerint (Lucia és mtsai., 2000a; Stalder és mtsai., 2003) csak a harmadik fialástól válik jövedelmezővé. Így a termelés korai szakaszában lesejtezett kocák magas aránya állományszinten csökkenti az átlagos fialások számát, amely végső soron alacsonyabb termelési színvonalat jelent a telepen.

Selejtezési kategóriánként vizsgálva a selejtezési életkort, jelentős eltéréseket tapasztaltam az egyes kategóriák között (5. táblázat). Megállapítottam, hogy az életkor kezdeti szakaszában valóban a termékenységi problémák okozták a selejtezések többségét, ugyanis az e kategóriába tartozó egyedek fele – majdnem 500 sertés – már 510 napos életkor előtt selejtezésre került. A selejtezési életkor átlaga szintén e kategóriánál volt a legalacsonyabb (649,4 nap). Hasonló megállapítást tettek Stalder és mtsai. (2004), akik leírták, hogy a termékenységi problémák kiemelkedő selejtezési kategóriát képviselnek, különösen a fiatal kocák korai selejtezésénél.

5. táblázat: A selejtezési életkor leíró statisztikája selejtezési okonként (nap)

Selejtezési okok	Min.	Medián	Max.	Átlag ± std. hiba*
Termékenységi probléma	260	510	1 752	649,4 ± 10,41 A
Szaporasági probléma	247	898	1 843	921,6 ± 12,32 D
Lábszerkezeti probléma	217	757	1 973	803,7 ± 13,00 C
Elhullás	203	629	1 985	735,2 ± 15,18 B
Kényszervágás	211	655	1 840	741,6 ± 17,61 B
Öregség	677	1560	2 178	1554,8 ± 10,31 E

* Az eltérő betűk szignifikáns különbséget jelentenek $P \leq 0,05$ szinten a Tamhane teszt alapján.

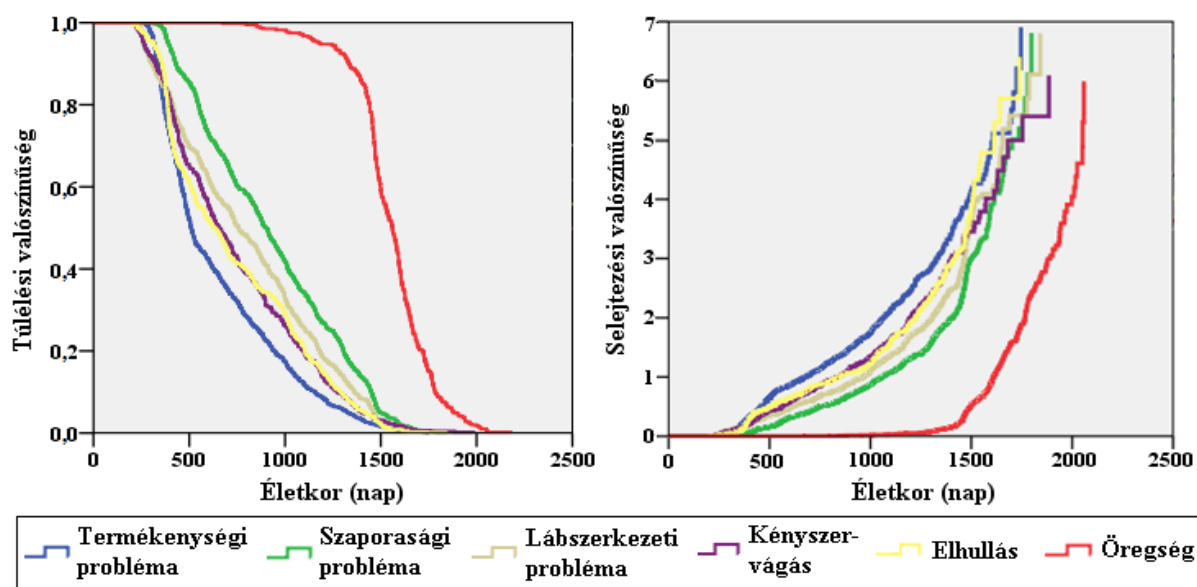
Megjegyzés: a variancia-analízis során az eredeti adatok logaritmusát vettem figyelembe a normalitás kritériumának teljesüléséhez, a táblázatban viszont az eredeti értékeket tüntettem fel.

Forrás: Saját számítás (2014)

Az átlagos selejtezési életkor nagysága alapján, a sorrendet az elhullás és a kényszervágás okozta selejtezések kategóriái követték, melyek között a varianciaanalízis Tamhane tesztje nem jelzett szignifikáns különbséget ($P=1,000$). A két kategória egyformának tekinthető a selejtezések átlagos életkorának szempontjából, ugyanakkor az is elmondható, hogy az elhullott és kényszervágott kocák szignifikánsan később ($P<0,001$) kerültek ki a termelésből, mint a termékenységi probléma következtében leselejtezett társaik. Nagyságrendben a sort a lábszerkezeti problémák miatt leselejtezett tenyészállatok átlagos selejtezési életkora követte (804 nap), mely szignifikáns különbséget mutatott az összes többi kategória átlagéletkorához képest ($P<0,001$). Hasonló megállapítás tehető a szaporasági problémák miatt leselejtezett egyedek esetében is, melynél az átlagos selejtezési életkor elérte a 922 napot. E kategória kocáinak élettartama jelentősen meghaladta ($P<0,001$) a lábszerkezeti problémák miatt leselejtezett egyedek átlagéletkorát.

A legmagasabb selejtezési életkorral az öregség miatt leselejtezett egyedek rendelkeztek (átlagosan 1 555 nap), mely statisztikailag igazolható különbséget mutatott az összes többi selejtezési kategória átlagéletkorához képest ($P<0,001$). Az öregség miatt selejtezésre került egyedeknél az életkor mediánja elérte az 1 560 napot, mely azt jelenti, hogy e kategória egyedeinek fele legalább 1 560 napig élt, mielőtt selejtezésre került. Az előbb megfogalmazott eredményeket szemlélteti a (13. ábra), amely az egyes selejtezési kategóriák túlélési és kockázati görbéit tartalmazza. A túlélési görbék azt prezentálják, hogy adott életkorban mekkora a tenyészállatok termelésben maradási valószínűsége selejtezési okonként. Ezzel szemben a kockázati görbék a selejtezés bekövetkezésének valószínűségét szemléltetik. A túlélés elemzés log-rank tesztje szignifikáns különbséget jelzett a hat vizsgált kategória között ($\chi^2=1177,890$; $P<0,001$), ami azt jelenti, hogy az egyes selejtezési kategóriák túlélési hányada jelentősen különbözik egymástól.

13. ábra: Tenyészkocák túlélési és kockázati görbéi selejtezési okok szerint



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A túlélési görbék alapján azonos sorrend állítható fel, mint a variancia-analízis során megfogalmazott. A legkisebb túlélési valószínűséggel a termékenységi problémák miatt leselejtezett egyedek rendelkeztek, hiszen ezek a problémák már a termelés korai szakaszában jelentkeztek. A termékenységi gondok görbéje felett az elhullott és a kényszervágott egyedek görbéi szinte egyforma ívet írtak le, ami azt jelenti, hogy a két kategória egyedeinek túlélési

valószínűsége azonos. Ettől kicsivel magasabb túlélési hányadot a lábszerkezeti problémák görbéje mutatott, amely felett a szaporasági problémák görbéje helyezkedett el. Az előbbi öt kategória mindegyikénél megállapítható, hogy a túlélési valószínűség az 1 500. nap körül nullához közeli értékre csökkent, jelezve, hogy a kocák nagyarányú selejtezésére került sor. Előbbivel megegyező eredményre jutottak Fernandez De Sevilla és mtsai (2008) is, akik spanyol tenyészkocáknál figyelték meg, hogy a túlélési valószínűség a termelési idő első felében jelentős csökkenést mutat.

A legmagasabb túlélési hányadot az öregség kategóriájánál találtam, melynél az 1 500. napon még több mint 20%-os túlélési valószínűség jellemezte a termelésben lévő kocákat. A fentiekkel megegyező következtetések vonhatóak le a kockázati függvény görbéi alapján is. A selejtezési okok élettéljesítményre való hatásának értékeléséhez a selejtezések kockázati rátáját is meghatároztam, amelynek értékeit a 6. táblázatban tüntettem fel. Az egyes kategóriák selejtezési kockázatát a legnagyobb túlélési hányaddal rendelkező öregség kategóriájához viszonyítottam.

6. táblázat: Az egyes selejtezési okok kockázati rátája

Selejtezés oka	Regressziós koefficiens	Standard hiba	Kockázati ráta	Szig.
Termékenységi probléma	2,013	0,065	7,487	***
Szaporasági probléma	1,343	0,064	3,829	***
Lábszerkezeti probléma	1,583	0,064	4,870	***
Elhullás	1,770	0,069	5,870	***
Kényszervágás	1,705	0,072	5,499	***

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Wald féle khi-négyzet teszt alapján

Forrás: Saját számítás (2014)

Minden egyes selejtezési kategória kockázati rátája szignifikáns eltérést mutatott ($P < 0,001$) az öregség miatti selejtezés kockázatához képest. Ráadásul a kockázati ráta értéke mindegyik kategóriánál 1 feletti értéket eredményezett, amely azt jelenti, hogy a selejtezés bekövetkezésének bármely kategória esetén nagyobb a kockázata, mint az öregség esetében. Előbbi értelmében a termékenységi problémák miatti selejtezés kockázata 7,5-szer nagyobb, mint az öregség miatti selejtezés kockázata. Hasonlóképp értelmezhető a többi esetben is a kockázati ráta értéke: a szaporasági problémák miatti selejtezés kockázata 3,8-szer nagyobb, a lábszerkezeti problémák miatti selejtezés kockázata 4,9-szer nagyobb, az elhullás és a kényszervágás miatti selejtezés kockázata pedig 5,9-szer, illetve 5,5-szer nagyobb, mint az öregség miatti selejtezés kockázata. A fent megfogalmazott eredményeimmel kapcsolatban hangsúlyoznom kell, hogy ezek az eredmények csak az általam vizsgált állományra érvényesek. Ugyanakkor általánosságban megállapítható sok más tanulmánnyal egyetértve (D'Allaire és mtsai., 1987; Dijkhuizen és mtsai., 1989; Lucia és mtsai., 2000b; Engblom és mtsai., 2007), hogy a tenyészállományok esetén az ivarzási és termékenyítési gondok okozzák a legnagyobb termelési kockázatot. Ahhoz pedig, hogy a termelés hatékonyabb legyen, nagyobb odafigyelést kell biztosítani a süldők igényeinek kielégítéséhez, a szakszerűbb süldőneveléshez. Ezáltal megelőzhető, hogy a kocasüldők korán kiessenek a termelésből.

Az eltérő padozattípus hatása a tenyészkocák életteljesítményére

A tenyészkocák adatait két telepről gyűjtöttem be, ezért munkám során elvégeztem a tenyésztelepek összehasonlító elemzését is. A vizsgálatban továbbra is a kocák élettartamára, illetve életteljesítményére fektettem a hangsúlyt, és arra kerestem a választ, hogy vajon a két eltérő padozattípusú telep között kimutatható-e szignifikáns különbség a kocák termelését illetően. A tenyészállományt tehát két csoportra osztottam: az almozott szilárd betonpadozaton tartott egyedek csoportjára (A telep) és a betonrács padozaton tartott egyedek csoportjára (B telep). A 4 359 tenyészállat megoszlása a következő volt: 1 495 egyed adata származott az A telepről és 2 864 egyed adata a B telepről. Az egyedek 2004 és 2010 közötti időszakban leselejtezett kocasüldők és kocák voltak. A telepek összehasonlítását a reprodukzív teljesítménymutatók értékelésével kezdtem. A két telep legfontosabb selejtezőskori fialási adatait a 7. táblázatban tüntettem fel. Az A telepen a teljes állomány 14%-a (N=211), a B telepen pedig az állomány 21%-a (N=600) anélkül került selejtezésre, hogy legalább egy alkalommal fialt volna. A selejtezett kocasüldők adatait nem vettem figyelembe a fialási mutatók vizsgálatánál. A 7. táblázat értékei alapján elmondható, hogy a két tenyészállomány fialási teljesítménye szignifikánsan ($P \leq 0,001$) eltért egymástól. Az A telepen leselejtezett kocák átlagosan többször fialtak, több élő és kevesebb holt malacot hoztak a világra, valamint nagyobb választott malacszámot értek el, mint a B telepen leselejtezett kocák. Ugyanakkor a B telepen tartott kocák közül volt, amelyik megélte a 12 fialást is és ezáltal magasabb malacszámot produkált, mint az A telep bármely egyede.

7. táblázat: A fialási mutatók összehasonlítása a két telepen (db/koca)

Fialási mutatók	A telep ^a		B telep ^b		Szig.
	Átlag ± std. hiba	Max	Átlag ± std. hiba	Max	
Fialások száma	4,4 ± 0,07	10	4,2 ± 0,06	12	***
Élve fialt malacszám	49,3 ± 0,83	133	45,5 ± 0,68	156	***
Holt malacszám	3,8 ± 0,11	27	5,9 ± 0,12	34	***
Választott malacszám	45,0 ± 0,72	104	42,5 ± 0,63	128	***

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Mann-Whitney U teszt alapján

^a Összes fialt egyedszám (N=1 284)

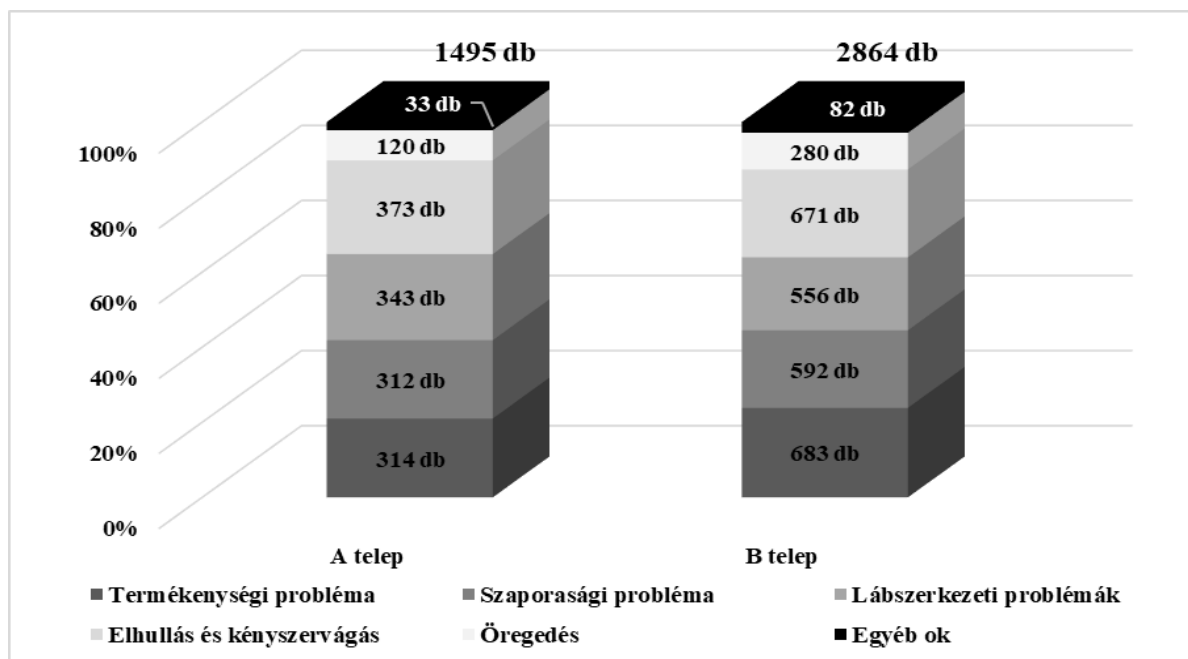
^b Összes fialt egyedszám (N=2 264)

Forrás: Saját számítás (2014)

A B telepen a holtan született malacszámmal kapcsolatban megállapítottam, hogy az állomány fele legalább 4 holt malacot fialt, míg ugyanezen érték az A telepen csupán 2 malac volt. A választott malacszám az A telep kocáinál átlagosan 45 malac volt, ezzel szemben a B telep kocáinál 42,5 malac. Előbbiek alapján tehát elmondható, hogy az A telep kocáinak reprodukzív teljesítménye jelentősen meghaladta a B telep (ugyanazon genetikájú) tenyészkocáinak teljesítményét. A fialási mutatók után az élettartam nagyságát elemeztem a két telepen. A tenyészkocák az A telepen átlagosan 900 (± 10,02) napot éltek meg, míg a B telepen 807 (± 8,36) nap volt az átlagos selejtezési életkor. Annak ellenére, hogy a B telepen a legmagasabb selejtezési életkor 441 nappal meghaladta az A telepen elért legmagasabb életkort (1 737 nap), a termelésben töltött idő az A telep tenyészkocáinál szignifikánsan magasabbnak bizonyult ($P < 0,001$). A telepek közül a B telepen már 203 napos korban sor került az első selejtezésre, ezzel szemben az A telepen az első egyedet 271 napos életkorban selejtezték le.

A selejtezők okát az előző fejezetben bemutatott selejtezői kategóriák szerint csoportosítottam, azzal a különbséggel, hogy az elhullás és a kényszervágás kategóriákat összevontam, mivel a korábban bemutatott eredmények azt jelezték, hogy a két eltávolítási ok túlélési között nincs különbség. A hat selejtezői kategória megoszlását a két telepen a 14. ábra szemlélteti. A selejtezői okok megoszlása statisztikailag igazolható különbséget jelzett a két telep között ($\chi^2=15,255$ és $P=0,009$). Eltérést tapasztaltam a termékenységi problémák okozta selejtezők gyakoriságában, mely az A telepen a selejtezők 21%-át, a B telepen pedig 24%-át jelentette. Szaporasági problémák miatt mindkét állományban a kocák 21%-a került selejtezésre a vizsgált időszak alatt. Előbbiek alapján megállapítható, hogy a selejtezők 42%-át, illetve 45%-át okozta valamely reprodukív teljesítményhez kapcsolódó probléma.

14. ábra: Selejtezői okok gyakorisága a két tenyészkoca állományban



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

További eltérést találtam a lábszerkezeti gondok okozta selejtezés arányában. Az A telepen, ahol a tenyészkocákat tömör betonon tartották, a lábsérülések és egyéb mozgásszervi megbetegedések miatti selejtezés aránya 23%-ot tett ki, míg a rácspadozaton tartott kocáknál a selejtezői ok megoszlása 19% volt. Szintén különbözött az elhullott és kényszervágott egyedek aránya, amely az A telepen 25%-os részarányt képviselt, míg a B telepen 23% volt, illetve eltérést mutatott az öregség miatt lesejteztetett kocák aránya is, amely az A telepen 8%-ot, a B telepen pedig 10%-ot tett ki. Az egyéb okok aránya viszonylag alacsony volt, a selejtezők 2-3%-át jelentette, telepenként.

Összefoglalva tehát elmondható, hogy az A telepen a lábszerkezeti problémák miatti selejtezés, valamint az elhullás és kényszervágás jelentette a legfőbb kiesési okokat. Ezzel szemben a B telepen a termelés kezdeti szakaszához kapcsolódó termékenységi gondok okozták a legtöbb selejtezést. Ugyanakkor magasabb volt – az A telephez képest – az öregség miatti selejtezések száma is, amely a termelésben tovább tartott idős kocák magas számára utal. Selejtezői kategóriánként a kocák átlagéletkorát és az életkor mediánját az 8. táblázatban tüntettem fel. Összehasonlítva a két telep tenyészkocáinak termelésben töltött idejét, szignifikáns különbség mutatkozott ($P<0,001$) minden ok esetében, kivéve az elhullás és kényszervágás kategóriáját.

8. táblázat: A selejtezési életkor átlaga és mediánja a két tenyésztelepen (nap)

Selejtezés oka	Selejtezési életkor átlaga $\pm$ std. hiba		Selejtezési életkor mediánja		Szig.
	A telep	B telep	A telep	B telep	
Termékenységi probléma	672,6 $\pm$ 12,6	599,3 $\pm$ 18,1	532	449	***
Szaporasági probléma	1025,0 $\pm$ 19,4	867,1 $\pm$ 15,3	1020	815	***
Lábszerkezeti probléma	947,0 $\pm$ 18,8	715,3 $\pm$ 16,5	963	623	***
Elhullás és kényszervágás	783,9 $\pm$ 17,2	712,3 $\pm$ 15,0	723	689	n.sz.
Öregség	1389,6 $\pm$ 18,0	1625,6 $\pm$ 9,9	1443	1608	***

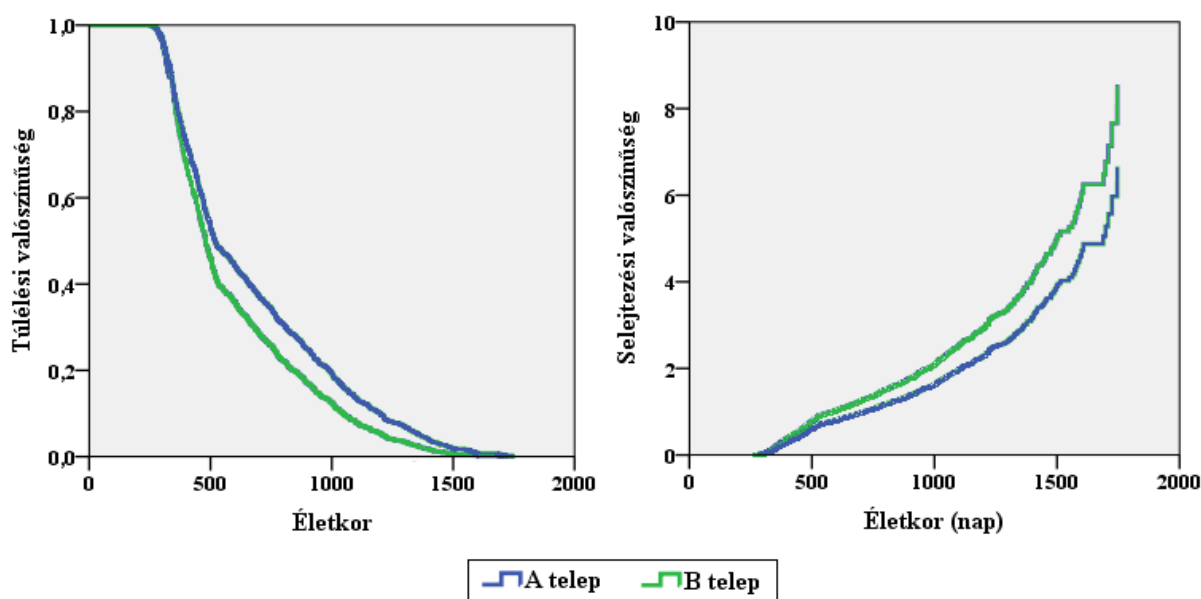
n.sz. nincs szignifikáns különbség

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a log-rank teszt alapján

Forrás: Saját számítás (2014)

A legkisebb átlagéletkor továbbra is a termékenységi problémák miatt leselejtezett egyedeknél volt megfigyelhető, tehát a tenyésztésre szánt állatok ezen ok miatt estek ki a leghamarabb a termelésből. A túlélés elemzés log-rank tesztje szignifikáns különbséget mutatott ki a két telep túlélései között: az A telepen a tenyészállatok szignifikánsan magasabb túlélési hányaddal rendelkeztek ($\chi^2=13,238$ és $P<0,001$), amelyet a 15. ábra is szemléltet.

15. ábra: A termékenységi problémák túlélési és kockázati görbéi a két tenyésztelepen



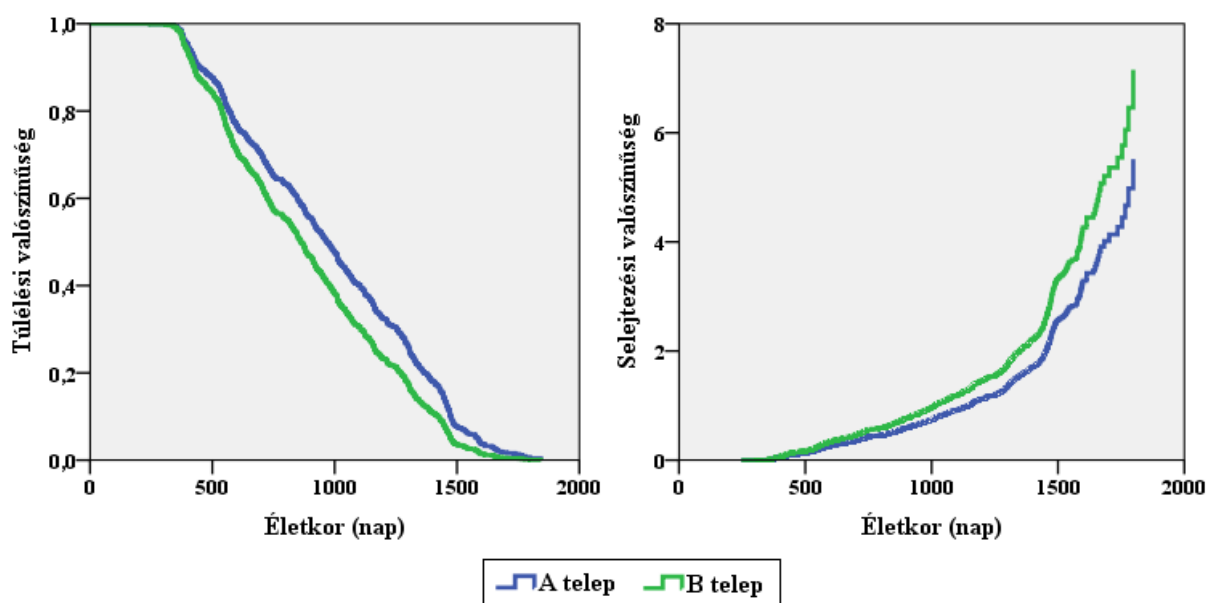
Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A túlélési függvények ábrájáról leolvasható, hogy körülbelül az 500. napig mindkét telepen hasonlóan nagyarányú selejtezésre került sor, amit a túlélési hányad meredek lefutása jelez. A medián értéke is ezt támasztja alá, hiszen a B telepen már 449 napos életkorig selejtezésre került a terméketlen egyedek fele, míg az A telepen a terméketlen egyedek 50%-os kiesésére 532 napos életkorig került sor. Az 500. naptól azonban a túlélési görbék egymástól való eltávolodása figyelhető meg az ábrán. Az A telep túlélési görbéje jelentősen a B telep görbéje felé került, ami azt jelenti, hogy az A telepen kevesebb egyed került selejtezésre ivarzási és termékenységi probléma miatt adott életkorban, azaz magasabb volt a termelésben maradás

valószínűsége, mint a B telepen. A kockázati függvény is azt mutatta, hogy adott életkorban az A telepen kisebb a termékenységi gondok miatti selejtezés valószínűsége, mint a B telepen.

A túlélés elemzés eredménye tehát azt igazolta, hogy a termékenységi problémák miatt leselejtezett egyedek a beton padozat esetén nagyobb túlélési hányadot mutatnak, mint a rácspadozat esetén. A szaporasági problémákhoz kapcsolódó selejtezés szintén az A telep kocáinál alakult kedvezőbben. Szaporasági gondok miatt az A telepen átlagosan 1 025 napos korban selejtezték le a kocákat, míg a B telepen jelentősen hamarabb, átlagosan 867 napos került sor a selejtezésre (8. táblázat). A termelésben maradási valószínűséget, valamint a selejtezési valószínűséget szimbolizáló görbék (16. ábra) is szignifikáns különbséget jeleztek ($\chi^2=13,531$ és $P<0,001$), ahol az A telep görbéje mutatott nagyobb túlélési hányadot.

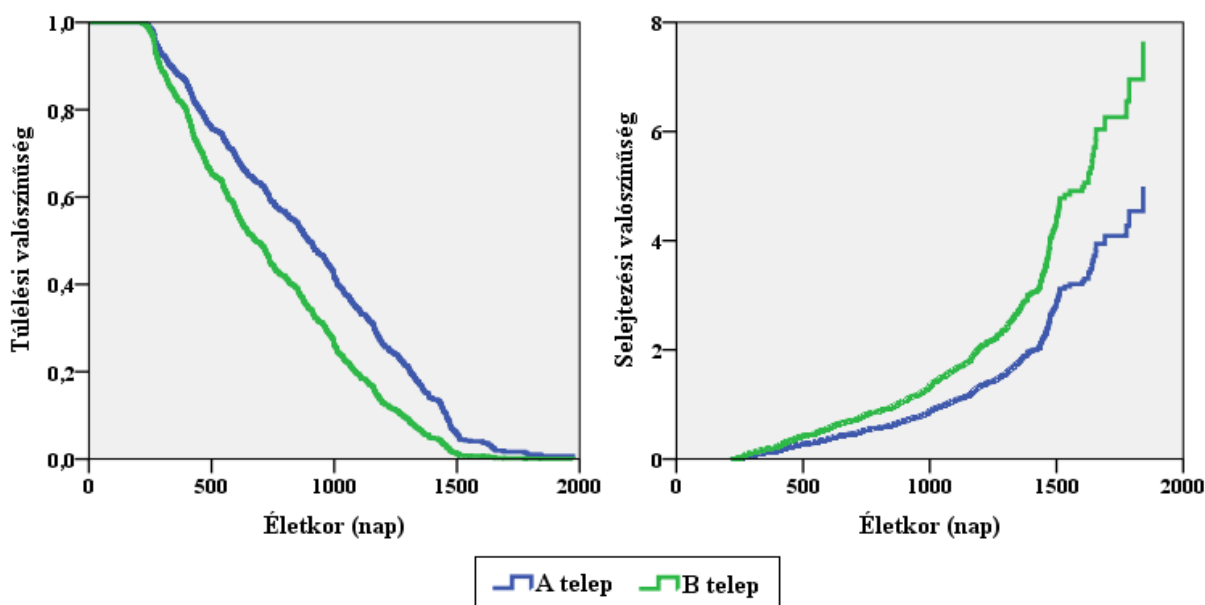
16. ábra: A szaporasági problémák túlélési és kockázati görbéi a két tenyésztelepen



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A túlélési görbék mediánja között több mint 200 nap volt az eltérés: az A telepen az alacsony szaporaság miatt leselejtezett kocák fele megélte az 1 020 napos életkort, ezzel szemben a B telepen a szaporasági problémák miatti selejtezések fele már a 815. nap előtt bekövetkezett. Így hasonló következtetés vonható le mindkét reprodukzív teljesítményhez kapcsolódó selejtezési kategória esetén. Eszerint az A telepen nemcsak a termékenységi, hanem a szaporasági problémák miatti selejtezésekre is statisztikailag kimutathatóan később került sor, mint a B telepen. A telepek között a lábszerkezeti problémák miatt leselejtezett egyedek életkorában találtam az egyik legnagyobb eltérést. Az A telepen a lábhibás kocák átlagosan 232 nappal tovább vettek részt a termelésben, mint a B telep lábhibás egyedei (8. táblázat). Továbbá az A telepen a selejtezési életkor mediánja is 340 nappal meghaladta a B telep lábhibás egyedeinek életkor mediánját. Elmondható, hogy az A telepen a lábszerkezeti problémák miatt leselejtezett kocák fele több mint 963 napig élt, azaz jelentősen tovább vettek részt a termelésben, mint a B telep lábhibás kocái, amelyek felét már 623 napos életkor előtt leselejtezték. A 17. ábra a lábszerkezeti problémák miatt leselejtezett egyedek túlélési és kockázati görbéit szemlélteti. Látható, hogy a görbék között jelentős távolság van, mely egyértelműen azt jelzi, hogy a két tenyészállomány túlélési valószínűsége szignifikánsan különbözik egymástól ($\chi^2=38,392$ és $P<0,001$).

17. ábra: A lábszerkezeti problémák túlélési és kockázati görbéi a két tenyésztelenen



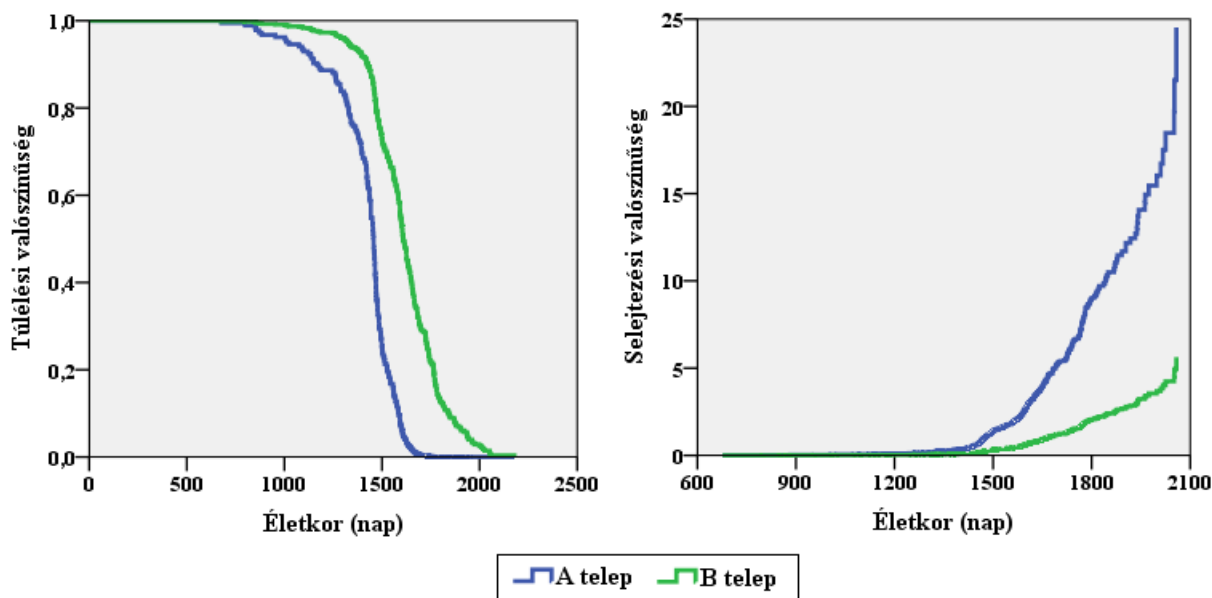
Forrás: Saját szerkesztés (2014)

Hasonlóan a korábban tett megállapításaimhoz, a lábszerkezeti problémák esetében is megállapítható, hogy a betonpadozatú telepen tartott kocák termelésben maradási valószínűsége magasabb, mint a rácspadozaton tartott kocáké. A 17. ábráról is leolvasható jelentős különbség arra utal, hogy a szalmával borított betonpadozat egyértelműen jobb, kímélőbb hatást fejt ki a kocák lábszerkezetére nézve, melyet a nemzetközi szakirodalomban olvasható eredmények is alátámasztanak. Baxter és mtsai. (2011) szerint a padozat minősége és az alomanyaggal való borítottság mértéke jelentősen hozzájárul a lábszerkezeti problémák kialakulásához, e két tényező befolyásolja a legnagyobb mértékben a lábhibák előfordulását. Csoportos tartás esetén az almozatlan, teljesen vagy részben betonrács padozat és a köröm problémák előfordulása között igen szoros kapcsolatot állapítottak meg egyes kutatók (Pluym és mtsai., 2013), mely alapján elmondható, hogy a rácspadozat egyértelműen növeli a sántaság kockázatát (Heinonen és mtsai., 2006). Jorgensen (2003) is kimutatta, hogy a padozat minőségének eltérő a lábszerkezetre gyakorolt hatása. A klinikai lábproblémák vizsgálatánál a legrosszabb értéket a rácspadozat esetében tapasztalta, míg a legjobb értéket az almozott karámok esetében figyelte meg, amelyet a szalma nélküli szilárd padozat követett. A körömbetegségek kialakulásánál viszont a szilárd almozatlan padozatnak volt a legrosszabb hatása. Klinikai vizsgálatok bizonyították, hogy a köröm sérülése kevésbé gyakori szalmaborítás esetében, mint sima betonpadozaton (Andersen és Boe, 1999), ugyanis a friss és száraz szalma csökkenti a láb terhelését, ami hozzájárul az egészséges lábszerkezet fenntartásához. A szalmára alapozott mélyalmozást több tanulmány is lehetséges megoldásként nevezte meg, mely kedvező hatással van a lábszerkezetre nézve, csökkentve a körömsérülések előfordulását és ezáltal hozzájárul a kocák teljesítményének növeléséhez (Gjein és Larssen, 1995; Holmgren és mtsai., 2000; Ehlorsson és mtsai., 2002; Kilbride és mtsai., 2010).

Az elhullás és kényszervágás miatt eltávolított egyedek átlagos életkora, illetve életkor mediánja hasonló értékeket vett fel mindkét állományban. Továbbá a túlélés elemzés sem jelzett szignifikáns különbséget a két telep túlélési, illetve selejtezési hányada között ($\chi^2=1,481$ és $P=0,224$). A termelés végén jelentkező öregség miatti selejtezés viszont eltérően alakult a két telepen. A korábbi tendenciával ellentétben, a B telepen volt magasabb az öregség miatti selejtezésre került kocák átlagos életkora, amely elérte az 1 625 napot, míg az A telepen

átlagosan 1 389 napos korban került sor az öreg kocák selejtezésére (8. táblázat). A két telep túlélési hányada között szignifikáns különbséget jelzett a túlélés elemzés log-rank tesztje ($\chi^2=164,563$ és $P<0,001$). A B telepen az öreg kocák termelésben maradási valószínűsége jelentősen magasabb volt, mint az A telepen. A túlélési görbék közötti nagy távolság erre utal (18. ábra).

18. ábra: Az öregség túlélési és kockázati görbéi a két tenyésztelen



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A korábbi túlélési görbék (14-16. ábra) mindegyikénél megfigyelhető volt, hogy a kocák túlélési valószínűsége az 1 500. nap körül nulla körüli értéket vett fel mindkét telepen. Ez az életkor, a 8. fialást követő selejtezési életkor (melyet már korábban ismertettem), amely mindkét telepen a még termelésben lévő kocák előírt selejtezését jelentette. Ugyanakkor az öregség miatti selejtezés esetében az 1 500. napon a kocák túlélési valószínűsége még 28%-ot mutatott az A telepen és 72%-ot a B telepen. Ebből arra lehet következtetni, hogy a B telepen a legjobb teljesítményű kocákat tovább tartották termelésben, mint az elvárt 8 fialás. Az öregség kategóriájának kockázati függvénye szintén a telepek között megfigyelhető jelentős eltérést szemlélteti. A görbék az 1 500. napot követően jelentősen eltávolodnak egymástól, jelezve az A telep magasabb kockázati valószínűségét.

A telepek kockázati szempontú értékeléséhez meghatároztam az egyes selejtezési kategóriákhoz tartozó kockázati ráta számszerű értékét is, amely arra adott választ, hogy hányszor nagyobb az adott ok miatti selejtezés kockázata az egyik telepen a másik telephez képest. Mivel a fentebb említett tanulmányokban a szerzők a szalmával borított padozatot értékelték kedvezőbbnek, ezért a kockázatok számszerűsítésénél az A telepet tekintettem viszonyítási alapnak és azt vizsgáltam, hogy a szalmával borított szilárd betonpadozatú telephez képest mekkora a különböző okok miatt bekövetkező selejtezés kockázata a betonrács padozatú telepen. Az eredményeket a 9. táblázat tartalmazza.

9. táblázat: Az eltérő padozattípusú telepek kockázati rátája selejtezési kategóriánként

Selejtezés oka	Regressziós koefficiens	Standard hiba	Kockázati ráta ^a	Szig.
Termékenységi probléma	0,249	0,069	1,283	***
Szaporasági probléma	0,260	0,071	1,297	***
Lábszerkezeti probléma	0,427	0,069	1,532	***
Elhullás és kényszervágás	0,079	0,065	1,082	n.sz.
Öregség	-0,427	0,124	0,230	***

n.sz. nincs szignifikáns különbség

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Wald-féle khi-négyzet teszt alapján

^a viszonyítás alapja az A telep

Forrás: Saját számítás (2014)

A 9. táblázat értékei alapján megállapítható, hogy az A telephez képest a B telepen 1,3-szer nagyobb a tenyészállatok nem megfelelő reprodukzív teljesítménye (termékenységi, szaporasági problémák) miatti selejtezési kockázata ($P < 0,001$). Az előbbitől még magasabb kockázati rátát mutatott a lábszerkezeti problémák okozta selejtezés, amelynek kockázata a B telepen 1,5-szer nagyobb volt, mint az A telep esetén ($P < 0,001$). Viszont a B telepen az öregség miatti selejtezés kockázata mintegy negyede volt az A telep kockázatához viszonyítva ($P < 0,001$). Hasonló értékeket publikáltak Tarres és mtsai. (2006a) is, akik a nem megfelelő lábszerkezeti kocáknál 1,4-szer nagyobb selejtezési kockázatot tapasztaltak, mint optimális lábszerkezet esetén. Ugyanakkor Anil és mtsai. (2009) még magasabb kockázati rátát állapítottak meg a sánta egyedeknél (1,7-szeres) az egészségesekhez képest. Mivel a sánta kocák jelentősen csökkentik az állomány szintű teljesítményt, ezért a szerzők javasolják a sántaság előfordulásának minimalizálását, illetve a sánta kocák termelésből való kizárását már a probléma felmerülésekor.

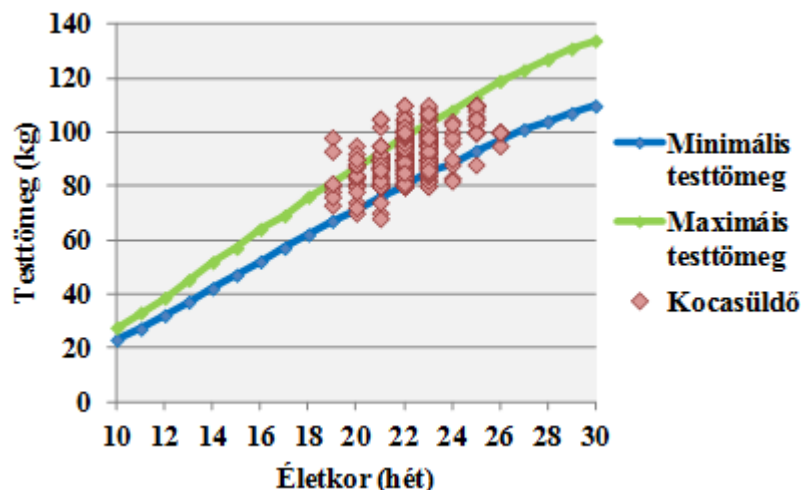
Eredményeim alapján számszerűen is bizonyítható, hogy az almozott betonpadozaton tartott kocák szaporodási és lábszerkezeti problémák okozta selejtezési kockázata jelentősen kisebb, mint a rácspadozaton tartott kocák selejtezési kockázata. Ennek az alacsonyabb selejtezési kockázatnak köszönhetően pedig a betonon tartott tenyész kocák nemcsak nagyobb túlélési hányaddal, hanem nagyobb fialási teljesítménnyel is rendelkeznek. Bár kutatások alapján a mélyalmos, szalmával fedett technológia tekinthető a legjobb megoldásnak (Pluym és mtsai., 2013), ennek ellenére az intenzív sertés tenyésztésben az almozás nélküli betonrács padozat alkalmazása terjedt el. Ennek oka, hogy mivel a padozatot folyamatosan szárazon és tisztán kell tartani, az almozott padozaton keletkező szilárd trágya eltávolítása több munkát és így magasabb költséget is jelent, mint rácspadozatnál. Emellett a szalma elérhetősége is korlátozó tényező, valamint sok telepen a keletkező nagy mennyiségű szilárd trágya kezelése sem megoldott. Így, habár a betonrács padozat kedvezőtlenebb a kocák teljesítményére nézve, a gazdaságosabb üzemeltetése miatt ezt a tartási rendszert részesítik előnyben a legtöbb telepen a kocák csoportos tartása során (BAT, 2013).

Az intenzív nevelés hatása az árutermelő kocák élettartamára

Kutatómunkám során hízóalapanyag termelő kocák élettartamának és élettartamának elemzésére is sor került, melynek kapcsán a hajtattott süldőneveléssel járó teljesítménycsökkenés kockázatát vizsgáltam. Az elemzéshez 1 270 darab leselejtezett árutermelő sertés növekedési és termelési adatát dolgoztam fel, mely adatok 2010 és 2012

közötti időszakra vonatkoztak. A süldőket az üzemi sajátteljesítmény vizsgálat (ÜSTV) során mért testtömeg alapján, valamint az optimális testtömeg tartomány értékeit figyelembe véve (19. ábra) három csoportba soroltam: optimálisnál kisebb testtömegű, optimális testtömegű és optimálisnál nagyobb testtömegű. Mivel célom a hajatott nevelés hatásának vizsgálata volt, ezért az adatbázis 3,5%-át képző, optimálisnál alacsonyabb testtömeggel rendelkező süldők adatait (N=44) kizártam a további elemzésekből.

19. ábra: Kocasüldők optimális testtömeg tartomány görbéi



Forrás: Saját szerkesztés, a tenyésztelep adatai alapján (2014)

A vizsgálat szempontjából lényeges két csoport tehát az optimális testtömegű (N=1043), valamint az optimálisnál nagyobb testtömegű (N=183) egyedek csoportja volt. A két csoport ÜSTV mutatóinak átlagát és a csoportátlagok közötti összehasonlítás eredményét a 10. táblázat mutatja be.

10. táblázat: Az optimális testtömegű és az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák üzemi sajátteljesítmény vizsgálatának (ÜSTV) adatai

Megnevezés	Optimális testtömegű (átlag ± std. hiba)	Optimálisnál nagyobb testtömegű	Szig.
Kor az ÜSTV-nél (nap)	156,8 ± 0,26	152,8 ± 0,46	***
Testtömeg (kg)	91,1 ± 0,22	100,8 ± 0,37	***
Napi ttgy. (g/nap)	580,9 ± 0,89	659,7 ± 1,59	***
Szalonna vastagság I. (mm)	15,0 ± 0,09	16,2 ± 0,21	***
Szalonna vastagság II. (mm)	11,6 ± 0,06	12,7 ± 0,17	***
Karaj vastagság (mm)	51,0 ± 0,18	53,2 ± 0,53	***
Színhús %	58,5 ± 0,06	58,2 ± 0,19	n.sz.

n.sz. nincs szignifikáns különbség

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Mann-Whitney U teszt alapján.

Forrás: Saját számítás (2014)

A 10. táblázat értékei alapján elmondható, hogy a két csoport között szignifikáns különbség ($P \leq 0,001$) mutatkozott – a színhús % kivételével – az összes mért paraméter átlagában. Az

optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező kocáknál megfigyelhető volt, hogy az ÜSTV átlagosan 4 nappal korábban történt, tehát ezen egyedek hamarabb érték el a teljesítmény vizsgálathoz szükséges kondíciót, illetve átlagosan mintegy 10 kg többletsúllyal is rendelkeztek. Ezen többletsúlyt a magasabb napi testtömeg-gyarapodás okozta, mely átlagosan 660 gramm volt az optimálisnál nagyobb testtömegű süldők esetében, míg az optimális egyedeknél csupán 581 gramm/nap. A nagyobb mértékű testtömeg gyarapodás természetesen vastagabb hátszalonnát, valamint vastagabb karajt is eredményezett az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező süldőknél. Emellett az intenzívebb növekedés a színhús arányát kedvezőtlenül befolyásolta, bár szignifikáns különbség nem volt kimutatható a két kategória között előbbi mutató esetében.

A szakirodalomban közölt adatok szerint a süldők üzemi saját teljesítmény vizsgálatára általában 167-171 napos életkorban került sor, ekkor átlagosan 96-102 kg közötti testtömeggel és 11-16 mm szalonna vastagsággal rendelkeztek, míg napi testtömeg-gyarapodásuk 532-620 g/nap között változott (Yazdi és mtsai., 2000b; Tarres és mtsai., 2006b; Sobczynska és mtsai., 2014). Ezen értékek alapján az általam vizsgált két kategória kocái átlagos kondíciójú egyedeknek tekinthetők. A fialási teljesítmény értékelésével kapcsolatban megemlítendő, hogy a kocasüldők 5,6%-át még termékenyítés előtt leselejtezték. A leselejtezett süldők aránya mindkét csoportban hasonló arányt képviselt. A selejtezés okát tekintve, a süldők közel 90%-a (mindkét csoportban) ivarzási probléma miatt került selejtezésre (szűzsüldő nem bűgött), míg csekély hányaduknál kényszervágás történt. Említést érdemel továbbá, hogy a süldők 9,4%-a anélkül került selejtezésre, hogy fialt volna. Ezen süldőknél a selejtezés elsősorban visszaivarzás miatt (>40%) és negatív vemhességi diagnózis miatt (>35%) következett be. Csoportonként a termékenyített, de nem fialt kocasüldők aránya 9,1%-os, illetve 10,5%-os részarányt képviselt. Az optimálisnál nagyobb testtömegű kocasüldők magasabb selejtezési aránya mellett az is kiemelhető, hogy a legtöbb süldő negatív vemhesség vizsgálati eredmény miatt került selejtezésre. A 11. táblázatban látható fialási teljesítmények a kocák teljes termelési idejére vonatkozó átlagokat és azok standard hibáját szemléltetik. Fialási mutatókkal összesen 886 optimális testtömegű és 156 optimálisnál nagyobb testtömegű koca rendelkezett.

11. táblázat: Az optimális testtömegű és az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák termelési adatai

Megnevezés	Optimális testtömegű (átlag ± std. hiba)	Optimálisnál nagyobb testtömegű (átlag ± std. hiba)	Szig.
Kor az 1. termékenyítésnél (nap)	249,8 ± 0,50	251,2 ± 1,11	***
Fialások száma	3,6 ± 0,08	3,4 ± 0,18	n.sz.
Összes született malacsám	40,6 ± 1,03	37,1 ± 2,06	n.sz.
Élve született malacsám	37,2 ± 0,94	33,7 ± 1,89	n.sz.
Holt malacsám	3,4 ± 0,11	3,4 ± 0,29	n.sz.
Választott malacsám	33,8 ± 0,85	31,5 ± 1,83	n.sz.
Selejtezési életkor (nap)	702,5 ± 11,31	671,6 ± 23,71	n.sz.

n.sz. nincs szignifikáns különbség

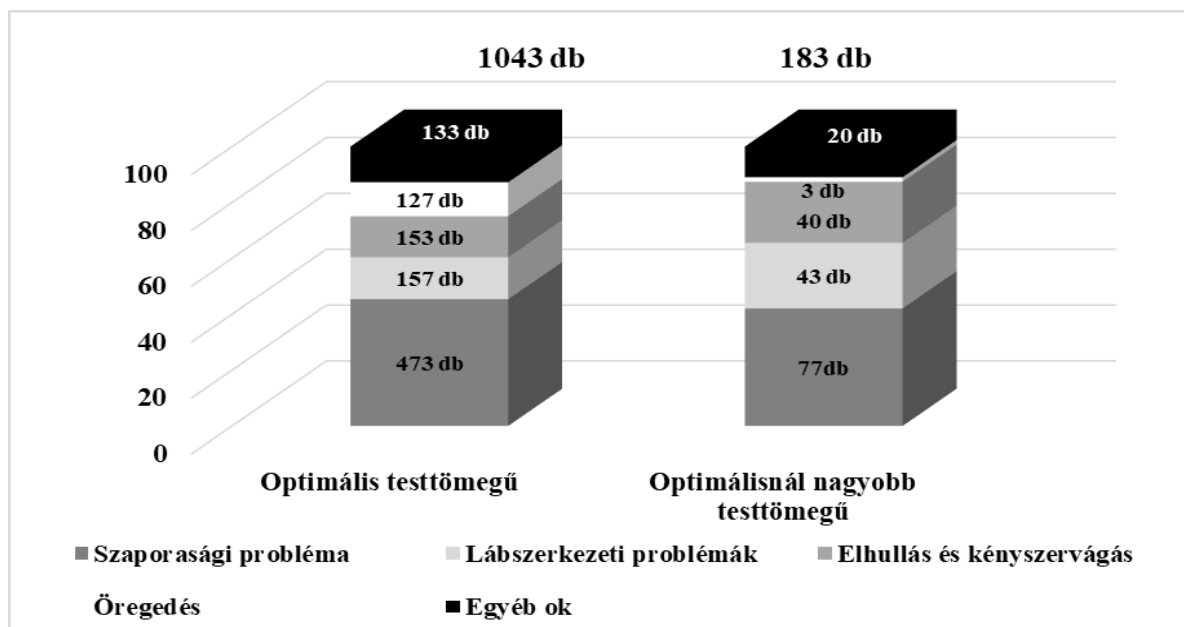
*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Mann-Whitney U teszt alapján.

Forrás: Saját számítás (2014)

Az átlagok alapján elmondható, hogy az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező kocákat gyengébb reprodukív teljesítmény jellemezte; viszont statisztikailag igazolható különbséget csak a süldők 1. termékenyítéskori életkorában találtam, melynek értelmében az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező kocák termékenyítésére szignifikánsan később került sor ($P < 0,001$). A tenyésztéretség és a fialási teljesítmény közötti kapcsolatot számos nemzetközi tanulmány vizsgálta, melyek mindegyike arra a megállapításra jutott, hogy azon kocasüldők, amelyek hamarabb válnak tenyészéretté és így fiatalabb korban kerülnek termékenyítésre, magasabb reprodukív teljesítményt és hosszabb élettartamot érnek el (Tholen és mtsai., 1996; Le Cozler és mtsai., 1998; Yazdi és mtsai., 2000b; Stalder és mtsai., 2004; Serenius és Stalder, 2007; Engblom és mtsai., 2008b; Patterson és mtsai., 2010). Továbbá Sterning és mtsai. (1998) konkrét problémaként nevezték meg, hogy a később termékenyített kocasüldők a malacok elválasztását követően nehezebben ivarzanak újra. Az általam vizsgált kocák esetében is megállapítható volt, hogy az optimális testtömegű kocák, melyek első termékenyítésére szignifikánsan korábban került sor, átlagosan magasabb fialási mutatókkal rendelkeztek, mint az optimálisnál nagyobb testtömegű társaik, bár e különbségek statisztikai értelemben nem voltak jelentősek.

A fialási teljesítmény mellett az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák átlagos selejtezési életkora is alacsonyabb volt. Az átlagos selejtezési életkor vizsgálatánál már az összes selejtezésre került egyed életkorát figyelembe vettem, függetlenül a termékenyítés eredményességétől. Az optimális testtömegű csoport leselejtezett egyedeinél ($N=1\,043$) az átlagos selejtezési életkor 1 év és 11 hónapnak felelt meg, míg az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező egyedek ($N=183$) átlagosan 1 hónappal korábban kerültek selejtezésre. Viszont szignifikáns különbség nem mutatkozott ($P > 0,05$). A selejtezési okok gyakoriságát a 20. ábra szemlélteti. Korábbi elemzéseimhez képest, a selejtezési kategóriák közül a termékenységgel és a szaporasággal kapcsolatos gondok kategóriáit összevontam és együttesen szaporodásbeli gondok kategóriájaként vettem figyelembe.

20. ábra: Selejtezési okok gyakorisága az árutermelő kocaállományban

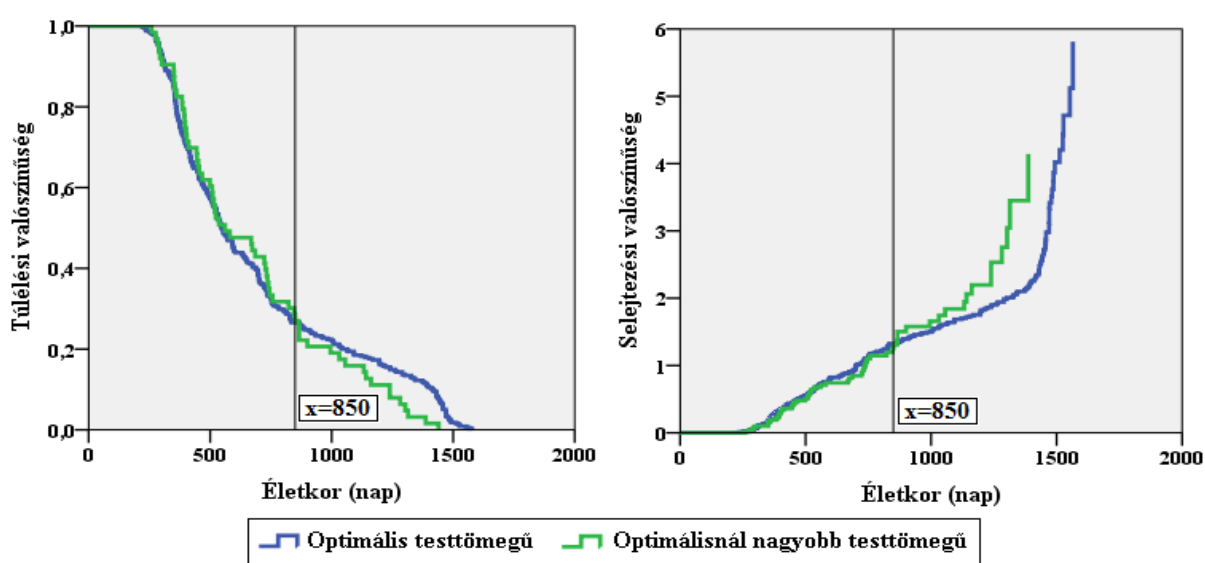


Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A csoportok között lényeges különbség, hogy az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező egyedek esetében jelentősen magasabb a lábszerkezeti problémák okozta selejtezés aránya

(23%), valamint az elhullás és a kényszervágás gyakorisága is nagyobb volt (22%). Emellett az optimálisnál nagyobb testtömegű egyedek kevesebb, mint 2%-a érte el csupán azt a termelési szintet, amelynél a telepi menedzsment döntése értelmében – öregség miatt – selejtezésre került sor. A selejtezési okok megoszlását illetően a Khi-négyzet próba statisztikailag is igazolta a két csoport közötti szignifikáns különbséget ($\chi^2=29,004$ és $P<0,001$). Jorgensen és Sorensen (1998) is hasonló eredményre jutottak, mely alapján megállapították, hogy az intenzív süldőnevelés során keletkező többletsúly jelentősen megemeli a lábszerkezeti problémák gyakoriságát, továbbá a nem megfelelő testkondíció miatt a szaporodási problémák előfordulását is növeli. A selejtezéssel kapcsolatban ábrázoltam a túlélési, valamint a kockázati függvényeket is a két csoport esetében (21. ábra). A túlélési valószínűség adott életkorra vetítve megadta a termelésben maradás valószínűségét. Ezzel szemben a selejtezési valószínűség az adott életkorra vonatkozó selejtezés kockázatát szemléltette mindkét kategóriánál.

21. ábra: Az optimális testtömegű és az optimálisnál nagyobb testtömegű egyedek túlélési és kockázati görbéi



Forrás: Saját szerkesztés (2014)

A két csoport termelésben maradásának valószínűsége nem mutatott szignifikáns különbséget a teljes életkor tekintetében ($\chi^2=1,95$; $P=0,163$). Megfigyelhető viszont, hogy a 850. nap körül a görbék metszik egymást és ezáltal két szakaszra osztják a termelési időt. Az élettartam kezdeti szakaszában az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező egyedek termelésben maradása mutatott magasabb túlélési hányadot, míg a második szakaszban előbbi kocák túlélési valószínűsége jelentősen elmaradt az optimális testtömeggel rendelkező társaikétól. Megállapítottam, hogy mindkét csoport esetében a 850. nap előtt leselejtezett egyedek legfeljebb 4 fialást értek el. Ezek alapján az élettartam két szakaszának további vizsgálatához a fialások számát vettem figyelembe, így az első szakasz a maximum négyszer fialt egyedeket tartalmazta, a második szakasz pedig a legalább ötször fialt kocákat. A két szakaszt külön-külön vizsgálva megállapítottam, hogy a legfeljebb 4 fialást megélt egyedeknél továbbra sem mutatható ki szignifikáns különbség a két testtömeg kategória túlélési hányadában, amely a görbék alapján is valószínűsíthető volt, hiszen közel haladnak egymáshoz ($\chi^2=0,947$; $P=0,331$). Ugyanakkor megjegyezném, hogy a termelés e szakaszában az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák magasabb túlélési hányaddal rendelkeztek. Ennek lehetséges magyarázata, hogy a nagyobb testtömegű és így fejlettebb süldők szervezete jobban alkalmazkodott a tenyésztésbe vétel körülményeihez. Tarres és mtsai. (2006b) jegyezték fel, hogy az átlagosnál

nagyobb (>585 g/nap) ÜSTV testtömeg-gyarapodást elért kocáknál jelentősen csökkent a termékenységi problémák miatti selejtezés kockázata. A nagyobb növekedési ráta pozitív hatással van az újrafogamzásra, valamint a fialási arányra (Tummaruk és mtsai., 2001). Ugyanakkor más szerzők szerint az ÜSTV vizsgálatig megfigyelt átlagos napi testtömeg-gyarapodás és a termelésben maradás között kedvezőtlen genetikai korreláció figyelhető meg (Brant és mtsai., 1999; Lopez-Serrano és mtsai., 2000).

Elemzésemben azok az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák, amelyek már legalább 5-ször fialtak, szignifikánsan kisebb túlélési valószínűséggel rendelkeztek ($\chi^2=24,64$; $P<0,001$). Elmondható, hogy a termelés második szakaszában az optimális testtömegű kocák fele megélte az 1 416 napos életkort, ezzel szemben az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák fele csak 1 239 napot élt meg, tehát 177 nap eltérés mutatkozott a két csoport életkor mediánja között. Hasonló megállapításra jutottak Tarres és mtsai. (2006b), akik megfigyelték, hogy az első fialástól számított 850. naptól a nagyobb tömeg-gyarapodású kocáknál (>585 g/nap) jelentősen megnőtt a selejtezés kockázata. Az élettartam két szakaszának fialási teljesítményét a 12. táblázatban foglaltam össze.

12. táblázat: A kocák átlagos fialási teljesítménye az élettartam két szakaszában (db/koca)

Megnevezés	Fialások száma selejtezéskor ≤ 4		
	Optimális testtömegű (átlag $\pm$ std. hiba)	Optimálisnál nagyobb testtömegű (átlag $\pm$ std. hiba)	Szig.
Fialások száma	1,98 $\pm$ 0,04	2,13 $\pm$ 0,09	*
Összes született malacszám	20,05 $\pm$ 0,52	23,10 $\pm$ 1,16	***
Élve született malacszám	18,40 $\pm$ 0,49	21,05 $\pm$ 1,10	***
Holt malacszám	1,65 $\pm$ 0,08	2,05 $\pm$ 0,21	**
Választott malacszám	16,67 $\pm$ 0,44	18,67 $\pm$ 1,03	***
Megnevezés	Fialások száma selejtezéskor ≥ 5		
	Optimális testtömegű (átlag $\pm$ std. hiba)	Optimálisnál nagyobb testtömegű (átlag $\pm$ std. hiba)	Szig.
Fialások száma	7,03 $\pm$ 0,06	6,35 $\pm$ 0,14	***
Összes született malacszám	82,46 $\pm$ 0,91	69,24 $\pm$ 2,31	***
Élve született malacszám	75,55 $\pm$ 0,86	62,71 $\pm$ 2,18	***
Holt malacszám	6,90 $\pm$ 0,20	6,53 $\pm$ 0,55	*
Választott malacszám	68,86 $\pm$ 0,66	60,82 $\pm$ 1,72	***

* statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,05$ szinten; ** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,01$ szinten

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Mann-Whitney U teszt alapján.

Forrás: Saját számítás (2014)

A legfeljebb 4-szer vagy ennél kevesebbszer fialt kocák száma 704 darab volt, míg legalább 5 fialással 338 koca rendelkezett. Az első szakaszban (fialások száma ≤ 4) az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák részaránya 15,8%-ot tett ki, a második szakaszban (fialások száma ≥ 5) pedig 14,5%-ot. A kocák fialási teljesítményéről elmondható, hogy már az élettartam első szakaszában is eltérés mutatkozott a két kategória között. Az optimálisnál nagyobb

testtömeggel rendelkező kocák fialási mutatóinak átlaga a maximum négyet fialt egyedeknél szignifikánsan jobb értékeket mutatott, mint az optimális testtömeggel rendelkező kocák átlagértékei. Elmondható, hogy az intenzívebb növekedésű egyedek átlagosan nagyobb selejtezési alomszámmal rendelkeztek ($P=0,013$) a termelés első szakaszában, illetve átlagosan 3 malaccal többet is fialtak ($P<0,001$), mint az optimális testtömegű csoport kocái. Ugyanakkor a holt malacsám átlagában is magasabb érték (+0,4 malac) volt tapasztalható ($P=0,004$), amely statisztikai értelemben jelentős különbségnek tekinthető. A termelés szempontjából legfontosabb választott malacsám átlaga szintén az optimálisnál nagyobb testtömegű kocáknál volt magasabb (+2 malac) ($P=0,001$).

Szemben az előbb megfogalmazottakkal, a legalább 5 fialást megélt kocák esetében az optimálisnál nagyobb testtömegű csoport fialási átlagértékei már jelentősen elmaradtak az optimális testtömeggel rendelkező kocák reprodukzív teljesítményétől. Az optimálisnál nagyobb testtömegű egyedek átlagosan kevesebb fialást ($P<0,001$) és 13 malaccal kisebb szaporulatot ($P<0,001$) értek el életük során. A választott malacsám közötti átlagos különbség is 8 malacra növekedett, azonban az első szakasz tendenciájával ellentétben, az optimálisnál nagyobb testtömegű kocáknál alacsonyabb átlagértéket kaptam. Fenti eredmények alapján levonható az a következtetés, hogy a termelés kezdeti szakaszában az intenzívebben növekedett és így fejlettebb kocák jobb reprodukciós képességgel rendelkeztek, mint az optimális növekedésű kocák. Ugyanakkor, a későbbiek folyamán, a nagyobb növekedési erély negatív következményt vont maga után, melynek hatására az optimálisnál nagyobb testtömegű kocák teljesítménye lecsökkent, a csökkent teljesítmény miatt pedig hamarabb kerültek selejtezésre. Hasonló következtetés olvasható több tanulmányban is (Yazdi és mtsai., 2000b; Holendová és mtsai., 2007; Serenius és Stalder, 2007; Hoge és Bates, 2011), melyekben megállapítják, hogy az átlagosnál nagyobb testtömeg-gyarapodás negatívan befolyásolja a kocák élettartamát és csökkenti a reprodukzív teljesítményt. A kocák termelésből való kiesésének kockázati rátáját a testtömeg és a fialási teljesítmény függvényében számszerűen is meghatároztam (13. táblázat).

13. táblázat: A testtömeg és a fialási teljesítmény hatás a kocák élettartamára

Megnevezés	Fialások száma selejtezéskor ≤ 4			
	Regressziós koefficiens	Standard hiba	Kockázati ráta	Szig.
Testtömeg kategória ^a	-0,077	0,059	0,926	n.sz.
Fialások száma	-1,205	0,074	0,300	***
Összes született malacszám	-0,028	0,011	0,972	*
Élve született malacszám	-0,057	0,012	0,945	**
Választott malacszám	-0,203	0,008	0,817	***

Megnevezés	Fialások száma selejtezéskor ≥ 5			
	Regressziós koefficiens	Standard hiba	Kockázati ráta	Szig.
Testtömeg kategória ^a	0,375	0,104	1,455	***
Fialások száma	-0,628	0,142	0,534	***
Összes született malacszám	-0,065	0,011	0,937	***
Élve született malacszám	-0,082	0,013	0,921	***
Választott malacszám	-0,086	0,014	0,917	***

n.sz. nincs szignifikáns különbség

* statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,05$ szinten

** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,01$ szinten

*** statisztikailag szignifikáns $P \leq 0,001$ szinten a Wald féle khi-négyzet teszt alapján.

^a viszonyítási alap az optimális testtömegű állomány

Forrás: Saját számítás (2014)

A 13. táblázat értékei alapján látható, hogy a maximum 4 fialást megélt kocák esetében az elemzés nem mutatott szignifikáns különbséget a testtömeg hatását illetően ($P=0,197$). Ugyanakkor az összes többi vizsgálatba vont tényező jelentős mértékben befolyásolta a kocák termelésben maradását. Ezek közül kiemelném, hogy a fialások száma 0,3-as kockázati rátát vett fel, amely azt jelenti, hogy a fialások számában történő egységnyi növekedés 70%-os csökkenést okoz a selejtezés valószínűségében ($P<0,001$). Szintén selejtezési kockázatot csökkentő hatása volt a malacszámban történő növekedésnek, melynek kapcsán megfigyelhető, hogy a legnagyobb mértékű csökkenés a választott malacszám növekedésével érhető el ($P<0,001$). A testtömeg hatása a legalább 5-ször fialt kocák esetében már jelentősnek bizonyult ($P<0,001$). A testtömeg kategória kockázati rátája meghaladta az 1-et, amely azt jelezte, hogy a selejtezés kockázata az optimálisnál nagyobb testtömegű kategóriába sorolt kocáknál 1,5-szer nagyobb, mint az optimális testtömeggel rendelkező kocák esetében. Tarres és mtsai. (2006b) ettől még magasabb kockázati rátákat találtak a termelés különböző szakaszaiban. Elemzésükben a „nagytestű” típusba sorolt kocák (ÜSTV-ig mért tömeggyarapodás >585 g/nap; szalonna vastagság >16 mm; ÜSTV és első termékenyítés közötti tömeggyarapodás >485 g/nap; szalonna vastagság az első fialásnál >19 mm) selejtezési kockázata 2,2 volt a produktív élethossz 300. napjáig, 2,9 volt 300 és 850 nap között, illetve 4,4 volt a 850. napot követően. Az ilyen kondíciójú kocák termelésben tartása jelentős gazdasági veszteséget okozhat a termelőnek, hiszen egyes szerzők szerint csak az 5. fialástól válik jövedelmezővé a kocák tartása (Lucia és mtsai., 2000a).

A fialási teljesítménymutatókban bekövetkező egységnyi növekedés a legalább 5-ször fialt kocáknál is csökkentette a selejtezés kockázatát (mintegy 50%-kal), bár kisebb mértékben, mint a termelés első szakaszában. Engblom és mtsai. (2006a) kimutatták, hogy az 1-szer fialt kocákhoz képest a 2.-tól a 7.-ig fialásig alacsonyabb selejtezési kockázat jellemzi a kocákat, ugyanakkor a legalább 8-szor fialt kocáknak már jelentősen magasabb volt a selejtezés kockázata. Ennek magyarázata, hogy az életkor előrehaladtával a kocák egyre közelebb kerülnek ahhoz a stádiumhoz, amikor a selejtezés már biztos, hogy bekövetkezik. A fialásonként született és választott malacszám egységnyi változása – hasonlóan az első szakaszhoz – tovább növelte a termelésben maradás valószínűségét. Guo és mtsai. (2001) számoltak be arról, hogy az élve született malacok egységnyi növekedése a kocák termelésben maradását 5 nappal hosszabbítja meg. Hasonlóan Hoge és Bates (2011) megállapították, hogy azon kocáknak, amelyeknek több az élve és kevesebb a holtan született malacszáma, a selejtezés relatív arányát 1,4-10%-kal csökkentette. Eredményeim alapján tehát **kimutatható, hogy az intenzívebb nevelés a kocák termelésből való kiesésének kockázatát jelentősen megnöveli. Ennek elkerülése érdekében ajánlott a kocasüldők megfelelő tartása és takarmányozása, elkerülve az elhízás lehetőségét.**

4.1.2. A kocatartás gazdasági kockázatának vizsgálata

Kutatómunkám során a kocatartás termelési kockázatának vizsgálata mellett a jövedelmezőséget érintő gazdasági kockázat elemzésével is foglalkoztam. A kockázatelemzéshez elkészítettem egy hízóalapanyag előállítással foglalkozó sertéstelep szimulációs modelljét.

A kockázatbecslési modell felépítése

Modellezésem kiinduló pontját egy, az Észak-Alföld régióban található tenyésztelő jelentette. A telepre jellemző legfontosabb adatok, hogy a telepen 1 300 koca tenyésztése folyik, évente több mint 26 000 darab süldő kibocsátását eredményezve, amely süldők 36 kg-os testtömeggel, 90 napos korban kerülnek értékesítésre. A telep 2013. évre vonatkozó termelési mutatóit a 14. táblázatban foglaltam össze, kiegészítve a 2013-as évben megfigyelt átlagos piaci (beszerzési és értékesítési) árakkal.

A 14. táblázatban feltüntettem az egyes mutatókhoz tartozó intervallumbeli értékeket is, amelyek a szimulációs modell alapjául szolgáltak. Ezek az intervallumok az általam vizsgált hízóalapanyag előállító telepek (8 telep) adatai, valamint az MNB (2015) és An4 (2015) által közölt értékek alapján kerültek meghatározásra. A 14. táblázatban szereplő értékek felhasználásával elkészítettem a modell telepet, amely a legfontosabb termelési tényezők és piaci árak mellett tenyészállományok jövedelmezőségének tanulmányozását teszi lehetővé.

A modell az alábbi két modellváltozatot foglalja magába:

Modellváltozat 1: közvetlenül a magyar süldő értékesítési árak alapján számol.

Modellváltozat 2: a magyar süldő értékesítési árak és az Eurex malacárak függvényeszerű kapcsolata alapján számol.

14. táblázat: A modellezés alapjául szolgáló értékek

Megnevezés	Telepi érték [intervallum]
Kocaforgó (alom/koca/év)	2,3 [2,1-2,4]
Fialási átlag (élő malac/fialás)	9,6 [9-11]
Elhullási százalék – szopós malac	6,5 [4-8]
Elhullási százalék – utónevelt malac	2,5 [1,5-4]
Selejtezési százalék – anyakoca	40 [35-50]
Süldő értékesítési ár (Ft/kg)	630 [550-700]
Eurex malacár (€/kg)	2,1 [2,0-2,3]
MNB árfolyam (Ft/€)	297 [288-308]
Selejt koca értékesítési ár (Ft/kg)	330 [-]
Selejt kan értékesítési ár (Ft/kg)	300 [-]
Selejt süldő értékesítési ár (Ft/kg)	350 [-]
Malac takarmányfogyasztás (kg/nap)	1,5 [1,3-1,6]
Koca takarmányfogyasztás (kg/nap)	4 [3,8-4,5]
Malac takarmányár (Ft/kg)	126 [110-140]
Koca takarmányár (Ft/kg)	81,5 [70-90]

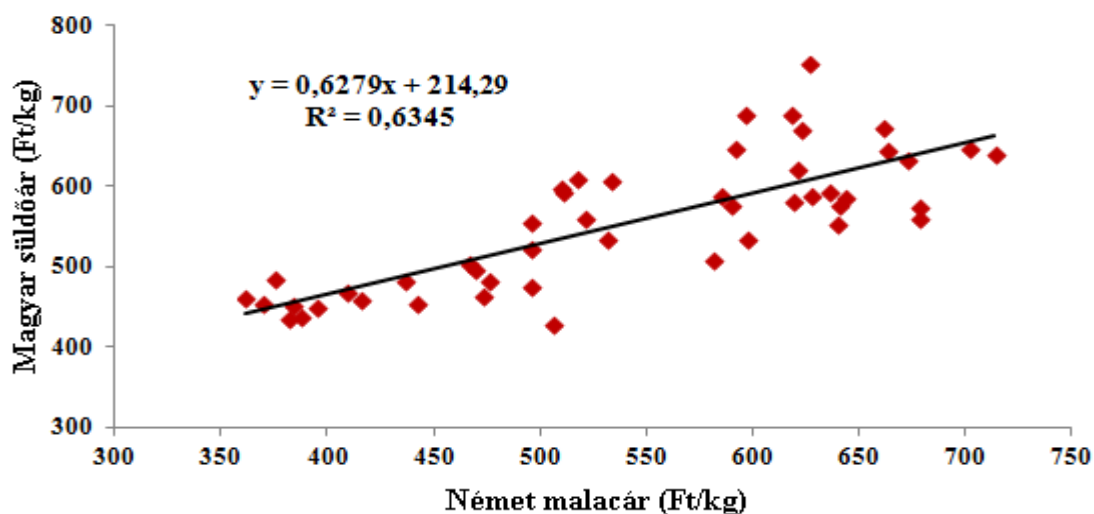
Forrás: Saját szerkesztés a Telepi információs adatlap, MNB (2015) és An4 (2015) alapján

A magyar és a német árak közötti függvényszerű kapcsolatot a 22. ábra tükrözi, mely alapján egy pozitív irányú, szoros kapcsolat ($r = +0,8$) állapítható meg az árak között. A lineáris trendfüggvény alapján a magyar süldő értékesítési ár (y) a következő függvénnyel írható le:

$$y = 214,29 + 0,6279x,$$

ahol x az Eurex frankfurti árutőzsde malac jegyzési árát jelenti Ft/kg-ban kifejezve.

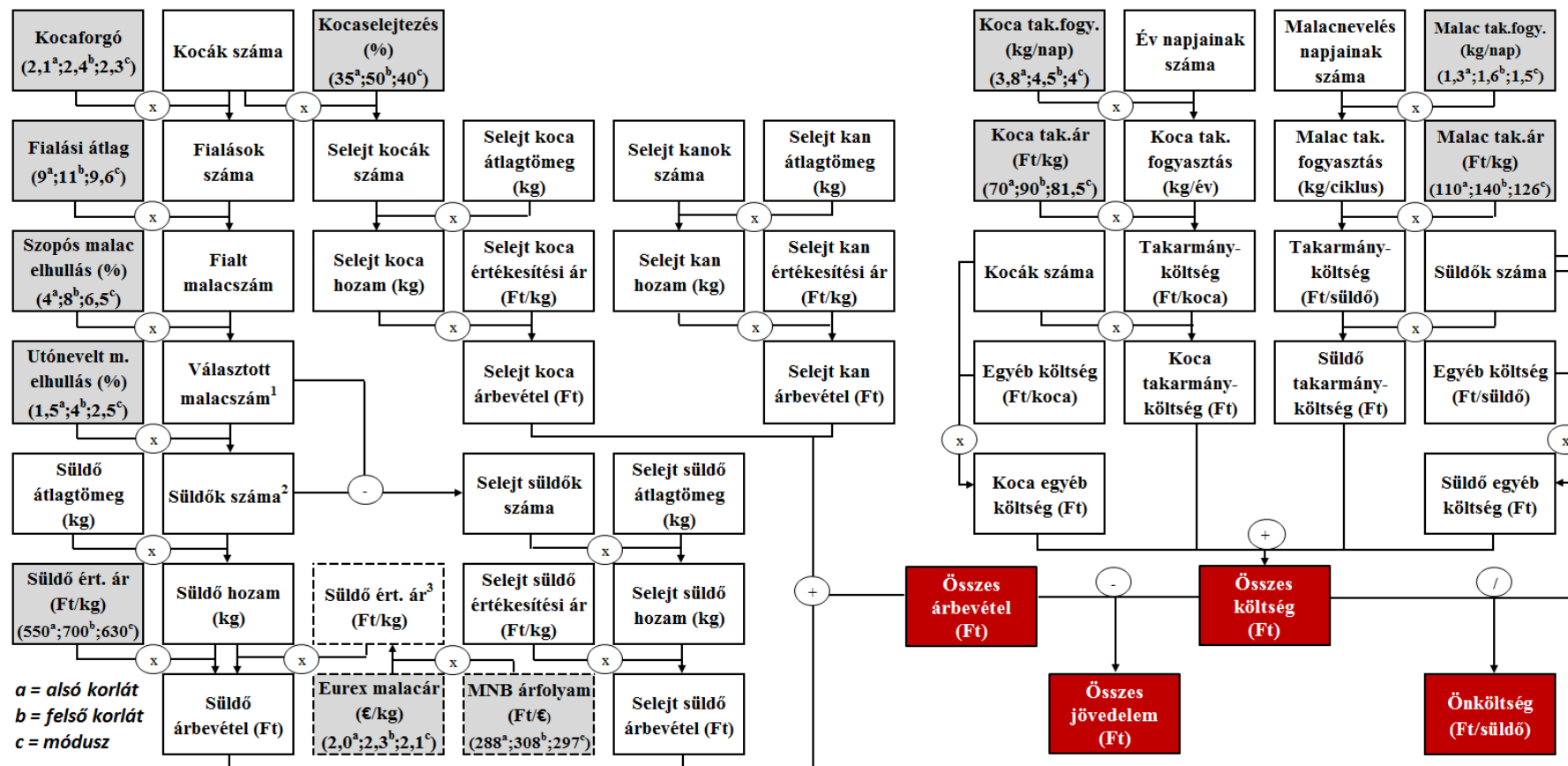
22. ábra: A magyar süldőár és a német malacár közötti korrelációs összefüggés



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A korrelációs számításához használt magyar süldő értékesítési árak éven belüli ingadozása (88-119%) közel azonos mértékű volt az Iowa State University elemzésében (An5) (2015) olvasható választott malacár éves ingadozásával (90-113%), míg a német árutőzsdén jegyzett malacár ingadozásánál (93-107%) nagyobb eltérést mutatott. A szimulációs modell sematikus felépítését a 23. ábra szemlélteti.

23. ábra: A szimulációs modell felépítése



Megjegyzés:

1 Választott malacsám = Fialt malacsám × [(100 - Szopós malac elhullás) / 100]

2 Sülők száma = Választott malacsám × [(100 - Utónevelt malac elhullás) / 100]

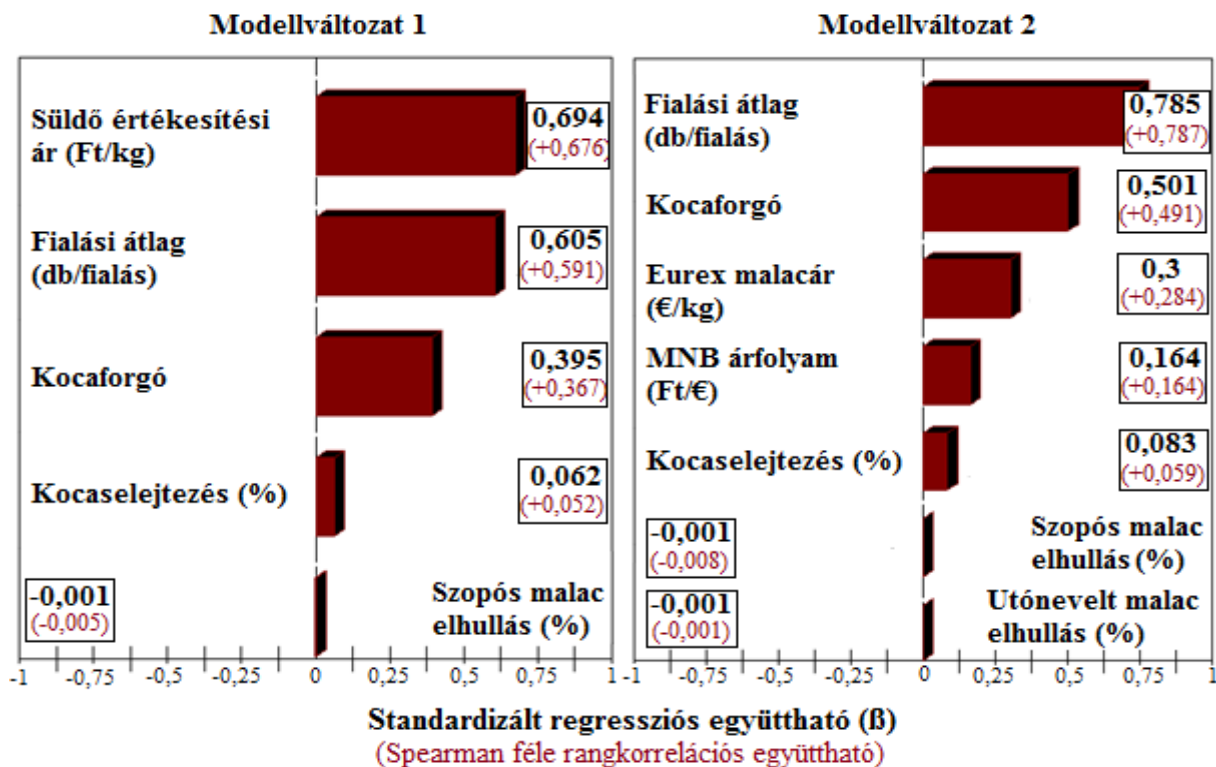
3 Süldő értékesítési ár = 214,29 + 0,6279 × [Eurex malacár × MNB árfolyam]

Forrás: Saját szerkesztés (2015)

Az árbevétel alakulásának kockázati tényezői

Szimulációs modellezésem első vizsgált eredményváltozója a telepi összes árbevétel volt, amelynek nagyságát a 24. ábrán látható tényezők alakítják a legjelentősebb mértékben.

24. ábra: Az összes árbevétel tornádó diagramja



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

Összehasonlítva a két modellváltozatot, látható, hogy abban az esetben, ha inputként közvetlenül a magyar értékesítési árakat adom meg, akkor e tényező változékonysága hat legnagyobb mértékben az árbevétel nagyságára ($\beta=0,694$). A β értékének jelentése, hogy a süldő értékesítési árban történő egy szórás növekedés közel 0,7 szórás növekedést okoz az összes árbevételben. Szintén jelentős befolyásoló hatása van a fialásonként született élő malacok számának, melynek egy szórásnyi változása 0,6 szórásnyi változást eredményez az árbevétel nagyságában. Továbbá kiemelendő a kocaforgó alakulása is, amely a kockázati rangsorban a 3. helyet foglalja el $\beta=0,395$ értékkel.

Abban az esetben viszont, ha az értékesítési árat a frankfurti árutőzsde malac jegyzési árainak és az euró árfolyamok szorzatának függvényében határozom meg, akkor e két tényező csupán a 3. és a 4. helyet képviseli a rangsorban ($\beta=0,3$, illetve $\beta=0,164$). Ennek magyarázata az értékesítési árat leíró függvény illeszkedésében keresendő, amely csupán 63,45%-os magyarázó erővel rendelkezik, azaz nem adja meg pontosan a magyar piaci árakat, szemben a Modellváltozat 1 értékesítési áraival, amelyek 100%-ban magyar piaci értékesítési árak. Így a második modellváltozatban a fialási átlag változékonysága ($\beta=0,785$) a legmeghatározóbb kockázati tényező, amelynek egy szórás változása közel 0,8 szórás változást eredményez az árbevétel nagyságában. E termelési mutató rangkorrelációs együtthatója +0,787, mely a pozitív irányú, szoros kapcsolatot igazolja a fialásonként élve született malacsám és az árbevétel alakulása között. További jelentős szerep tulajdonítható a kocaforgó változékonyságának is az összes árbevétel alakulására ($\beta=0,501$), mely közepesen szoros korrelációban áll az árbevétellel.

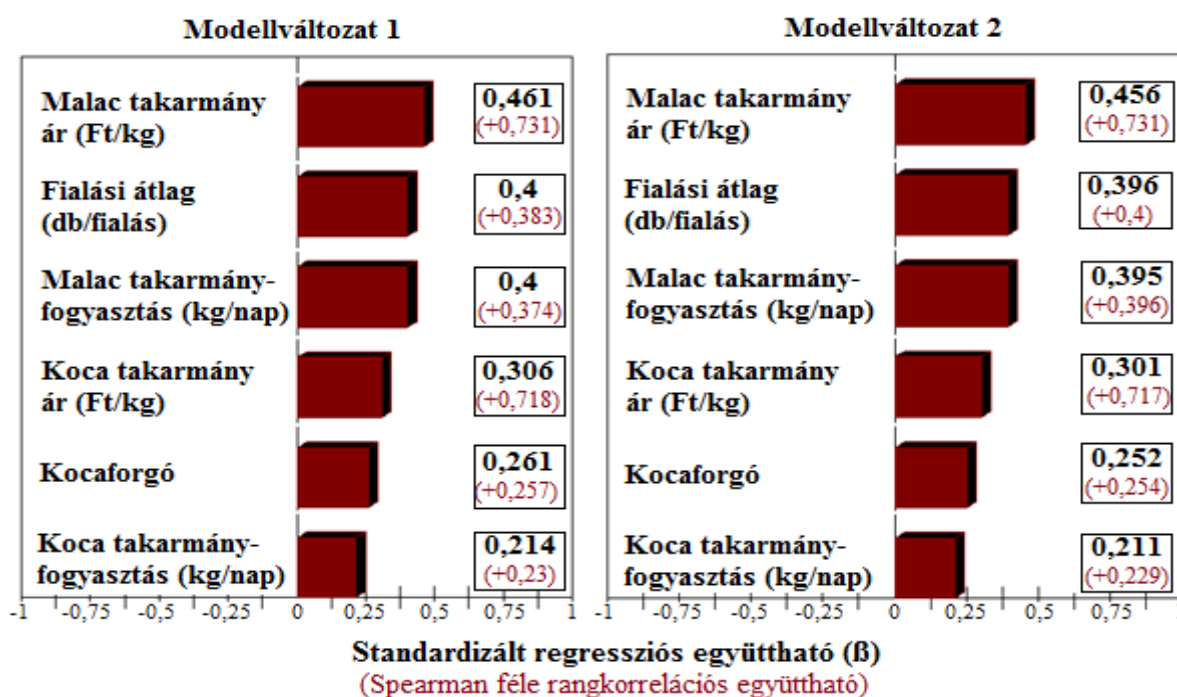
Mindkét modellváltozatnál gyenge kapcsolat mutatható ki a kocaselejtezés ($\beta < 0,1$), valamint a malac elhullási százalékok ($\beta < 0,01$) esetében. Ugyanakkor megemlítendő, hogy míg a kocák selejtezése pozitív hatással van az árbevételre – a selejt kocák értékesítéséből származó bevételnek köszönhetően –, addig a malacelhullás csökkenti a telep bevételét. A β együtthatók negatív előjele utal a fordított arányosságra, azaz az elhullási arány egységnyi növekedése az árbevétel β értékű csökkenésével jár. A két elhullási mutató közül a szopós malac kiesés tekinthető kockázatosabbnak, melynek oka az újszülött malacok nagyszámú csökkenése. A többi input tényező esetében a standardizált regressziós együttható értéke közel nulla volt ($|\beta| < 0,001$), ami azt jelenti, hogy nem volt jelentős korreláció az árbevétellel.

A termelési költség alakulásának kockázati tényezői

A következő vizsgált output a telepi összköltség volt, melyet a 25. ábra szemléltet. A két modellváltozat között csupán a szimulációs futtatás eltéréseiből adódó minimális értékbeli különbség található. Az elemzésbe vont input változókat mindkét esetben azonos kockázati rangsor jellemzi, melyek közül a malac takarmányár változékonysága okozza a legnagyobb kockázatot ($\beta = 0,46$) az összköltség alakulása tekintetében. Elmondható, hogy a malacok takarmány árában történő egy szórás változás közel 0,5 szórás változást eredményez az összes költség nagyságában.

A rangsorban a második helyen a fialásonként született malacszám szerepel $\beta = 0,4$ értékkel, mely azonos nagyságú kockázatot jelent, mint a malacok napi takarmány fogyasztása. Mindkét tényező esetében elmondható, hogy egységnyi szórás növekedés 0,4 szórás változást eredményez az összköltségben; a korrelációs együttható egyenes arányú, közepesen szoros kapcsolatot jelez. Mindezek alapján pedig megállapítható, hogy a telepi költségek szempontjából a legnagyobb kockázati tényezőt a szaporulat, valamint annak takarmányozása jelenti. Bár a kocák takarmányozása is fontos szerepet játszik, viszont kisebb mértékben ($\beta \leq 0,3$), mint a malacoknál.

25. ábra: Az összes költség tornádó diagramja



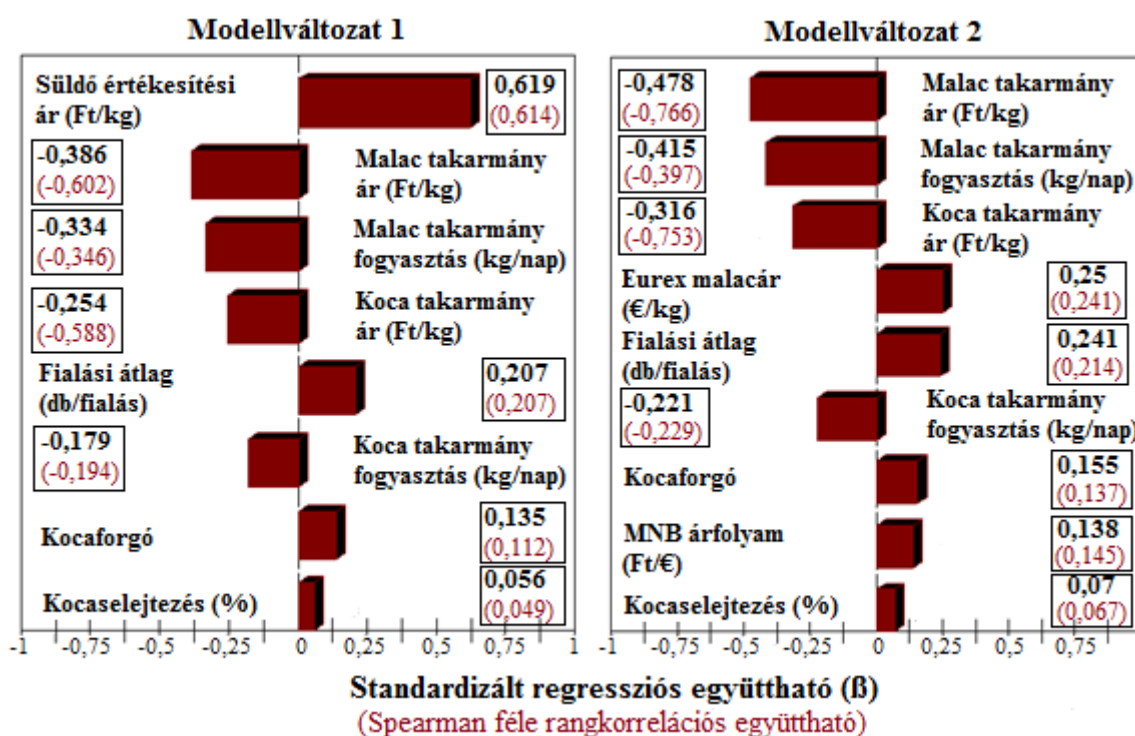
Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A termelés jövedelmezőségét befolyásoló kockázati tényezők

A telepi árbevétel és az összköltség különbségéből számolt jövedelem érzékenységvizsgálatának eredményét a 26. ábra szemlélteti. A befolyásoló tényezők természetesen ugyanazok, amelyek az árbevételnél, illetve a költségnél szerepeltek. Amit azonban a jövedelem esetében érdemes kiemelni, az az egyes tényezők kockázat szerinti sorrendje.

Összehasonlítva a két modellváltozatot megállapítható, hogy amennyiben közvetlenül a magyar süldő értékesítési árakat veszi figyelembe a modell, úgy e tényező ingadozása hat a legnagyobb mértékben ($\beta=0,619$) a jövedelem nagyságára; míg a kockázati rangsorban a második helyen a malac takarmányár szerepel $|\beta|=0,386$ értékkel. Ezzel szemben, ha a német malac jegyzési árak és a magyar süldő árak függvényszerű kapcsolata alapján történik a szimuláció, akkor az összes jövedelem nagyságát a malacok takarmányárának változékonysága befolyásolja a legjelentősebben ($|\beta|=0,478$), míg az Eurex frankfurti árutőzsde malac jegyzési ára a 4. helyen szerepel a kockázati rangsorban $\beta=0,25$ értékkel. A rangkorrelációs együttható gyenge kapcsolatot mutat a jövedelem alakulásával, a malac jegyzési árakban történő egy szórás változás csupán negyed szórás változást eredményez a jövedelem nagyságában.

26. ábra: Az összes jövedelem tornádó diagramja



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

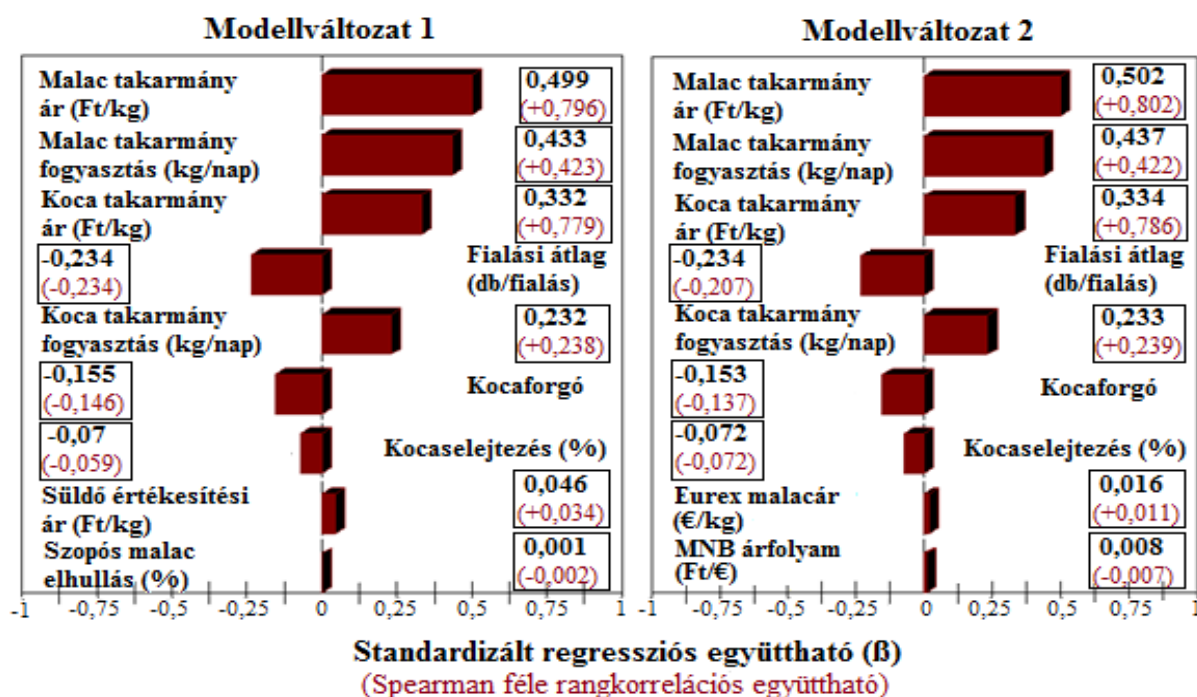
A 26. ábráról továbbá leolvasható, hogy az összköltséget pozitívan befolyásoló tényezők közül a kétféle takarmányár, valamint a malacok és kocák takarmány fogyasztásának változékonysága fordított arányban hat a jövedelemre, míg a fialási átlag és a kocaforgó szórásában történő egységnyi növekedés a jövedelemben is növekedést idézi elő. Az előbbi hat input változó kockázati rangsora a két modellváltozatban megegyezik (legnagyobb befolyásoló hatással a malacok takarmányozása rendelkezik $|\beta|>0,3$, illetve $|\beta|>0,4$ értékekkel), azonban az első modellváltozatnál alacsonyabb β értékek figyelhetők meg. A fialási átlag – amely mind az árbevétel, mint a költségek alakulására jelentős hatással volt – a jövedelemre már kisebb

mértékű hatást gyakorol ($\beta=0,207$ és $\beta=0,241$). Ennek oka, hogy a nagyobb malacsám nemcsak a bevétel növekedésével jár, hanem egyúttal a kiadásokat is megemeli. A többi input tényező esetében a standardizált regressziós együttható értéke közel nulla volt ($|\beta|<0,1$), ami azt jelenti, hogy nem volt jelentős kapcsolat a jövedelemmel.

A süldő termelési önköltségének alakulását befolyásoló kockázati tényezők

Mivel a modellezés során egy süldő előállításával foglalkozó telep szimulációját készítettem el, ezért fontosnak tartottam megvizsgálni a főtermék önköltségét befolyásoló tényezőket is. Így elkészítettem a fajlagos süldő önköltség érzékenységvizsgálatát, melynek tornádó grafikonja a 27. ábrán látható. Az ábráról hasonló megállapítás tehető, mint az összköltség kockázati tényezőinek esetében: mindkét modellváltozatnál a malac takarmányárának ($\beta=0,5$) és takarmány fogyasztásának ($\beta=0,4$) változékonysága jelenti a legnagyobb kockázati tényezőt. A malac takarmányár egy szórás növekedése 0,5 szórás növekedést, míg a napi takarmányfogyasztás egy szórás növekedése 0,4 szórás növekedést okoz a süldő önköltség értékében. Kockázati szempontból tehát e két tényező ingadozása a legmeghatározóbb a költségek alakulásában.

27. ábra: A fajlagos süldő önköltség tornádó diagramja

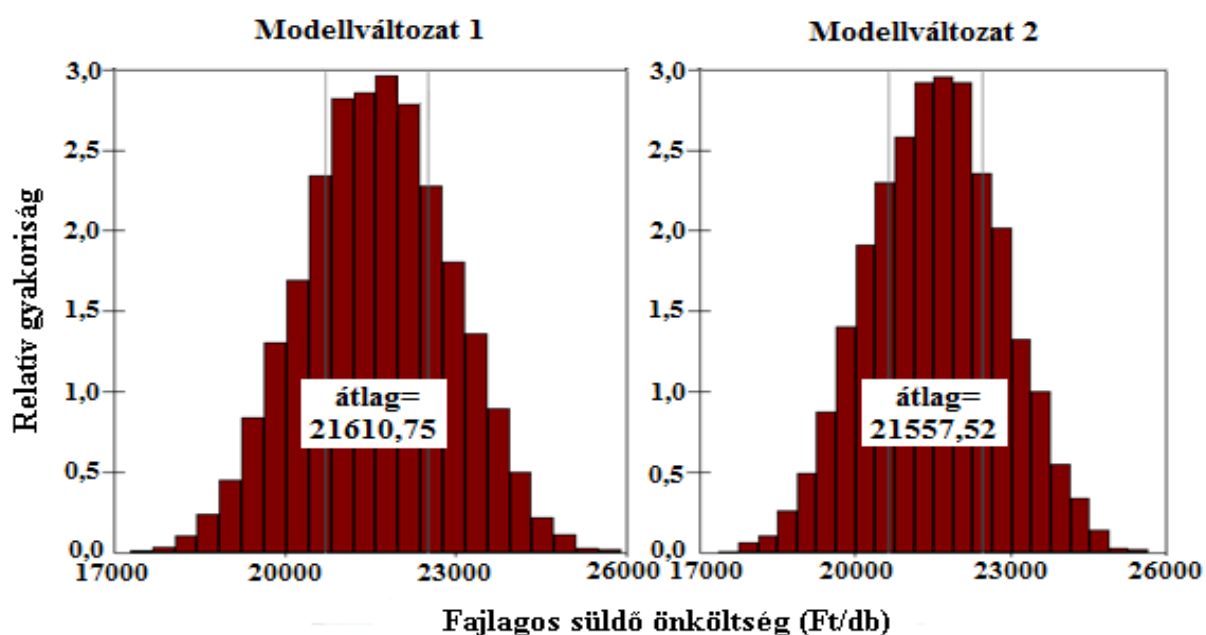


Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A kockázati rangsorban a harmadik helyen a koca takarmányár foglal helyet $\beta=0,33$ értékkel, melyet a fialásonként élve született malacok száma és a kocák takarmány fogyasztása követ, azonos mértékű, de ellentétes előjelű kockázati értéket mutatva ($|\beta|=0,23$). A fialási átlag változékonyságával kapcsolatban meg kell jegyezni, hogy az összköltség nagyságára még pozitív irányú változást okoz, ezzel szemben a süldő önköltségre negatívan hat. Előbbi alapján a fialásonként született malacok számának egy szórás növekedése az összköltségben 0,4 szórás növekedést, míg az önköltségben 0,23 szórás csökkenést eredményez. Hasonló megállapítás tehető a kocaforgó értékének változása esetében is, amelynek változékonysága az összköltséget 0,26 szórással növeli, ezzel szemben az önköltséget 0,15 szórással csökkenti. A süldő értékesítési ár, valamint az Eurex malacár és az MNB árfolyam ingadozása gyenge korrelációt

mutat az önköltséggel, a standardizált regressziós együttható értéke mindhárom esetben 0,01 alatti értéket vesz fel, így jelentőségük szinte elhanyagolható.

28. ábra: A fajlagos süldő önköltség relatív gyakorisága



Forrás: Saját szerkesztés (2015)

A 28. ábra az egy süldőre jutó önköltség hisztogramjait szemlélteti a 10 000 szimulációs kísérlet elvégzése után. Az első modellváltozat esetében egy 36 kilogramm testtömegű süldő önköltsége átlagosan 21 611 Ft, amely 600 Ft/kg önköltséget jelent. A fajlagos süldő önköltség 575-625 Ft/kg közötti interkvartilis terjedelmet mutatott, amely az esetek leggyakoribb 50%-át jelenti. Hasonlóan alakult a süldő önköltségi ára a második modellváltozat esetében is, átlagosan 599 Ft/kg volt, 574-624 Ft/kg közötti interkvartilis terjedelem mellett.

15. táblázat: A szimulációs vizsgálat output adatainak statisztikai mutatói

Outputok		Átlag	Szórás	Min	Q1	Q3	Max
Modell-változat 1	Összes árbevétel (millió Ft)	695,0	46,2	560,3	662,4	726,2	868,4
	Összes költség (millió Ft)	664,3	43,2	529,6	633,9	694,5	812,8
	Összes jövedelem (millió Ft)	30,7	51,8	-121,2	-5,7	65,6	216,4
	Süldő önköltség (eFt/darab)	21,6	1,3	17,3	20,7	22,5	25,9
Modell-változat 2	Összes árbevétel (millió Ft)	680,3	34,8	583,4	655,5	704,0	796,7
	Összes költség (millió Ft)	663,9	43,6	520,0	633,5	693,7	803,8
	Összes jövedelem (millió Ft)	16,4	41,6	-113,5	-12,9	45,2	156,2
	Süldő önköltség (eFt/darab)	21,6	1,3	17,4	20,7	22,5	25,7

Forrás: Saját számítás (2015)

A szimulációs vizsgálat eredményváltozóinak fontosabb leíró statisztikai mutatóit a 15. táblázatban foglaltam össze. Az értékek az 1 300 kocás modell telepem szimulációjából származó jövedelmezőségi mutatókat prezentálják 2013-as árak mellett. A két modellváltozat között lényeges eltérés a süldő értékesítési ár változékonysága által jelentősen befolyásolt összes árbevétel és összes jövedelem esetében figyelhető meg. A közvetlenül a magyar piacon tapasztalt értékesítési árak felhasználásával készült modellváltozatban (Modellváltozat 1) mindkét eredményváltozót magasabb átlagos érték jellemzi, ugyanakkor az adatok átlag körüli szóródása is nagyobb. Ezt igazolja a szélesebb (interkvartilis) terjedelem is. Az outputok közül a jövedelem kivételével mindegyik változó relatív szórása 10% alatti értéket mutat, ami azt jelenti, hogy a táblázatban található átlagok jól jellemzik az egyes eredményváltozókat. Az összes jövedelem szélsőséges ingadozása pedig arra utal, hogy az input tényezőkben történő jelentős változás nemcsak kiemelkedő nyereséget, hanem komoly veszteséget is okozhat a termelő számára. Ezért a veszteség elkerülése érdekében nélkülözhetetlen azon input tényezők javítása, amelyek jelentős befolyásoló hatást gyakorolnak a jövedelem nagyságára.

4.2. A sertéstartás termelési-, beruházási- és termelői árainak kockázatelemzése

4.2.1. A sertéshús-előállítás integrációs szerkezetének optimalizálása

A magyarországi sertéshús vertikum több tekintetben is jelentős hátránnyal küzd a versenytárs országokkal szemben. A fejlett húsvertikummal rendelkező országokban az elmúlt évtizedben erőteljes koncentráció volt megfigyelhető, míg Magyarországon ugyan nem fokozódott az elaprózódottság, de megmaradt a decentralizáció. Kutatásom során egy kelet-magyarországi beszerzési és értékesítő szövetkezet működését általánosított lineáris modellként elemeztem. A modell egy lineáris programozási alkalmazás, melyben 110 változó és 32 korlátozó feltétel szerepel. A hálózati modellt 2007. augusztus 2. hetétől öt héten keresztül futtattam, ahol a szövetkezet adatai alapján 11 termelőtől 5 vágóhídra történt szállítás.

Az általam vizsgált szövetkezetnél egy hálózati modell segítségével kerestem az optimális megoldást. A koncepció nagyon egyszerű. Minden tagtól ahhoz a vágóhídhöz szállítsunk, ahol az általa előállított minőségért a legmagasabb árat adják. Az elv alkalmazása mind a termelők, mind a vágóhidak számára előnyös. A termelőknek azért, mert magasabb árbevételt érhetnek el, a vágóhidaknak azért, mert azt a termékminőséget kapják, amire az adott helyzetben leginkább szükségük van.

A koncepció gyakorlati megvalósítása során felmerül két fontos kérdés:

- Milyen a telepről elszállítandó állatok húsminősége?
 - Testtömeg alapján elképzelhető a csoportosítás, azonban az egyes állatok tényleges húsminőségi paraméterei csak a vágóhídi visszajelzés után lesznek ismertek. (Meg kell jegyezmem, hogy találkoztam olyan termelőkkel, akiket nem érdekelt az előállított állataik minősége, ami a jelenlegi közgazdasági helyzetben teljesen érthetetlen számomra. Hasonló esetekről English és mtsai. (1988) Nagy-Britanniában közel 30 évvel ezelőtt számolt be).
- Hogyan számolható el az árbevétel a taggazdaságok felé?
 - Ugyanolyan minőségű árut különböző vágóhidakra más-más áron szállítanak egy szervezeten belül, az elosztást csak a szállítási távolság befolyásolja.

A második kérdésre egyszerűbb a válasz, amelyet a szövetkezet már meg is oldott. A tagok a sertést átadják értékesítésre a szövetkezet részére, és az igazságos elosztást az „azonos minőségért azonos heti ár” gyakorlata biztosítja. Ez közös kockázatvállalást jelent a tagok számára, és biztonságosabbá teszi a piaci árufelesleg levezetését. A bizalom fenntartását

biztosítja a tagság folyamatos ellenőrzési lehetősége az ügyvezetés felett. A szövetkezet Árbizottsága hetente összeül, és ellenőrzi a kifizetéseket, valamint minden tag minden heti értékesítésnél kimutatást kap a teljes tagság eladásáról.

Az első kérdésre kissé bonyolultabb válaszolni. A korábbi vágóhídi minősítések elemzésével viszonylag pontosan meghatározhatók a megfelelő időszakokra a különböző húsminőségi megoszlási arányok. A vágóhídi minőségi kategóriák azonosnak tekinthetők, azonban a levonások és prémiumok rendszere már korántsem ennyire egységes. A legfontosabb átlagárát befolyásoló tényezőket a 16. táblázatban tüntettem fel:

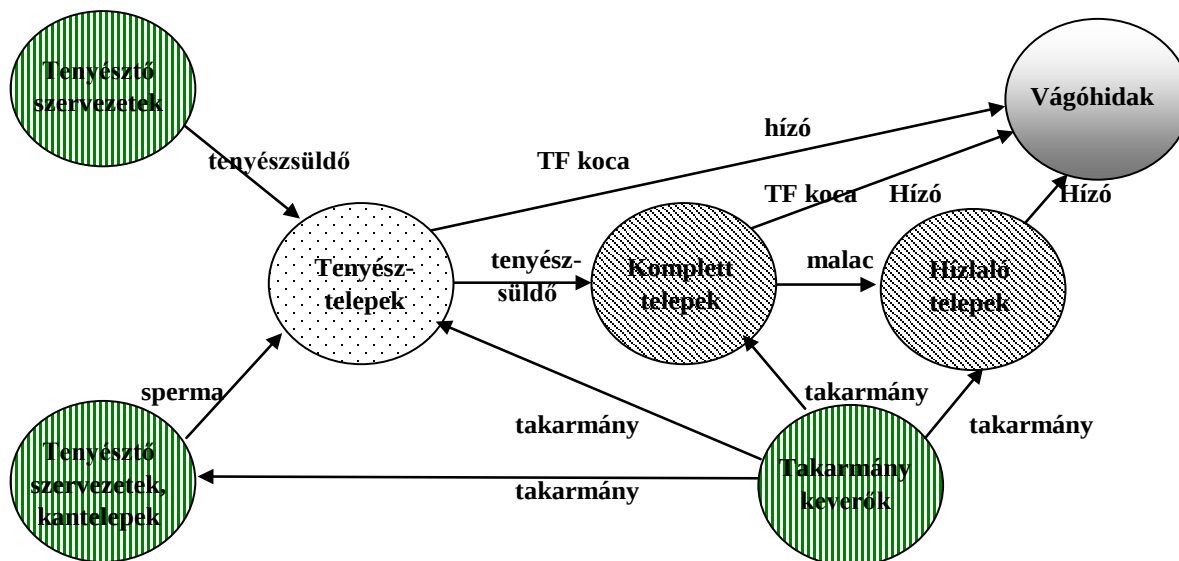
16. táblázat: **Értékesítési átlagár meghatározása**

S	
E	
U	Alapár
R	(Élősúly – levonások = hasított súly)
O	
P	
Selejt 1	Kis súlyú állatok utáni árcsökkentés – P kategóriából
Selejt 2	Kis súlyú állatok utáni árcsökkentés – U kategóriából
Túlsúlyos állatok	Előzőek átlagára - árcsökkentés
Kobzás	

Forrás: Balogh és mtsai. (2009)

Az alapelv a különböző vágóhidaknál többé-kevésbé megegyezik, azonban az árak, és az árat befolyásoló paraméterek változatos képet mutatnak. A szövetkezet egymásra épülő áramlási folyamatait a 29. ábrán mutatom be. A hálózat csomópontjaiban a tenyésztőszervezetek, sertéstelepek és vágóhidak találhatóak, és 4 szintet különböztethetünk meg a hálózatban elfoglalt szerepük szerint. A 0. szinten a takarmánygyártás illetve a tenyészanyag utánpótlást láthatjuk, az 1. szinten a saját tenyészalanyag előállítás folyik, a 2. szinten az árutermelést, a 3. szinten a vágóhidakat láthatjuk.

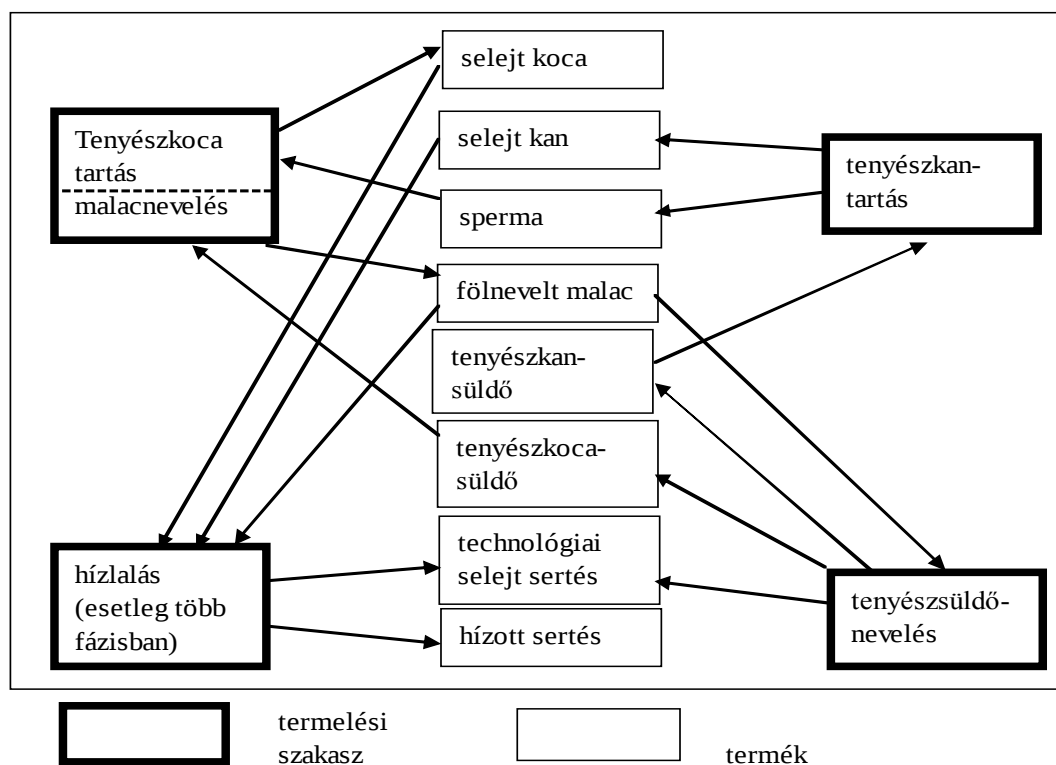
19. ábra: Az egyes hálózati csomópontok sematikus megjelenítése



Forrás: Balogh és mtsai. (2009)

A hálózat élein az egyes csomópontokba irányuló legfontosabb input és output tényezőket tüntettem fel. A tenyésztő szervezetektől a szövetkezet csak tenyésztéssel foglalkozó telepeire tenyészsüldő vagy sperma érkezik. A tenyésztőtelepek feladata kocasüldővel ellátni az árutermelő telepeket. A szövetkezetben az árutermelő telepek két típusa fordul elő. Az egyik esetben a teljes nevelési folyamat egy szakosított telepen belül folyik, ezt komplett telep megjelöléssel illesztettem a modellbe. A komplett telepen lezajló folyamatok sematikus megjelenítése a 30. ábrán található.

20. ábra: A szakosított telepeken folyó vágóállat-előállítás szerkezete



Forrás: Balogh és mtsai. (2009)

A szakosított telepeken belül a tenyészkán tartás ma már egyre ritkábban fordul elő, a legjellemzőbb az, hogy egy különálló kantelepről történik meg a bűgátáshoz szükséges spermamennyiség beszerzése. Vannak speciális hízlaló telepek is, ide a választott malacok kerülnek be és a battériás neveléstől a hízlalás befejezéséig tartanak a folyamatok. Ahogy már korábban említettem a tenyésztotelek legfontosabb terméke a tenyészszűldő, azonban emellett a selejt kocákat, és a továbbtenyésztésre nem kerülő állatokat közvetlenül a vágóhidakra szállítják. A komplett telepek és hízlalótelepek főterméke a hízősertés, de természetesen itt is keletkeznek technológiai selejtek, amelyek csökkentett áron kerülnek értékesítésre. A speciális hízlalótelepek esetén a beérkező input a választott malac. Mind a három teleptípus esetén fontos kapcsolatként kell megjegyezni a takarmánykeverőkből beérkező takarmányt, hisz a takarmányozási költség alapján meghatározhatja a telepi jövedelem alakulását. A 29. ábrán feltűntetett hálózatban sematikusan tűntettem fel a folyamatokat. A modellként szolgáló szövetkezetben többféle genetikával rendelkező állomány található. Ebből adódóan a tenyészállatok, illetve a telepek közötti mozgás egy fajtára vagy hibridre vonatkoztatva helyes. A hízlalótelepek is meghatározott tenyészállattartással is foglalkozó telepekről kapják a malacutánpótlást. Ez szakmai tenyésztési okok mellett állategészségügyi és logisztikai indokokkal magyarázható.

Megfigyeltem, hogy a vágóhidak ugyanabban az időpontban azonos minőségért különböző árakat kínáltak, sőt gyakran előfordult, hogy gyengébb minőségért, vagy nagyobb testtömegű állatokért egy-egy vágóhíd időszakosan, vagy tartósan az aktuális piaci árnál többet adott. Az ebből adódó árdifferencia kihasználását a szövetkezet nagy volumenű értékesítése lehetővé tette volna. A szövetkezetben az igazságos együttértékesítést az azonos minőségért azonos heti áron történő kifizetés gyakorlata biztosítja, ami lehetővé teszi a közös kockázat vállalást az esetenként jelentkező piaci feleslegeik levezetésére is. A modellben az adatok a termelőktől beérkezett információk alapján folyamatosan frissíthetők, így egyszerűen alkalmazható akár heti optimalizálásra is. Minden telep és minden vágóhíd két csomópontként szerepel a hálózatban, ez lehetővé teszi a hízősertés és a TF koca értékesítés egyidejű optimalizálását. Ennek eredményeként megkaptam azt, hogy melyik telephelyről melyik vágóhídra hány darab sertést kell szállítani, az elérhető maximális árbevétel összesen, illetve részletezés után, telepenként is. A megoldás után széles körű érzékenységvizsgálatra van lehetőség. A célfüggvény koefficiensek árnyékai, illetve megengedhető növekedés és csökkenés értékei megmutatják számunkra az egyes szállítási viszonylatok küszöbárait, valamint azokat az alsó és felső határértékeket, amelyekben belül változtatva a célfüggvény értékeket, az optimális megoldás változatlan marad. A hálózati modell alapadatait a tagok várható minőségre, súlyra vonatkozó információi, valamint a vágóhidak által közölt, különböző minőségi kategóriákra vonatkozó árak és minőségi levonások adták. A modell eredményeinek és a tényleges értékesítési adatok összehasonlítása során a modell által az egyes telep-vágóhíd relációkban számított sertésszámot vettem alapul, azonban az értékesített tömegnél a tényleges leszállított tömeget, míg a minőségénél a telepek által előrejelzett minőség helyett a tényleges vágóhídi minősítést vettem figyelembe. E módosítások tették lehetővé a modell eredményeinek reális értékelését. A 17. táblázatban található a vizsgálatba vont időszak modellel számított árbevétele, és a szövetkezet valós értékesítési árbevétele. Az árbevételi adatok egyértelműen bizonyítják, hogy egyszerű hálózati modellek alkalmazásával nagyobb értékesítési volumennél sikeresen kiaknázható a vágóhidak különböző minőségi igényéből fakadó áringadozás és többletbevétel érhető el. Azonban további jövedelemnövekedést jelenthet a pontosabb húsmínőség előrejelzés, mert a modell adatok korrekciójára leginkább e miatt volt szükség. Ezek a korrekciók az eredeti modell célfüggvény értékét kisebb-nagyobb mértékben minden esetben csökkentették. Sajnos a telepeken jelenleg csak a korábbi időszakok adataira, és saját tapasztalataikra hagyatkoznak, mert mérőműszerekkel nem rendelkeznek.

17. táblázat: A tényleges és az optimalizált árbevételek összehasonlítása 5 héten keresztül

		Me.: eFt					
		1. hét	2. hét	3. hét	4. hét	5. hét	Összesen
Vágósertés	Árbevétel optimalizálás esetén	93 548	78 367	114 679	90 363	123 456	500 413
	Valós árbevétel	91 203	76 963	112 634	87 915	120 239	488 954
TF koca	Árbevétel optimalizálás esetén	6 442	3 887	5 436	4 211	7 101	27 077
	Valós árbevétel	6 435	3 645	5 370	4 012	6 706	26 168
Összesen	Árbevétel optimalizálás esetén	99 990	82 254	120 115	94 574	130 557	527 490
	Valós árbevétel	97 638	80 608	118 004	91 927	126 945	515 122
Modell előnye eFt		2 352	1 646	2 111	2 647	3 612	12 368
Modell előnye %		2,4%	2,0%	1,8%	2,9%	2,8%	2,4%

Forrás: Balogh és mtsai. (2009)

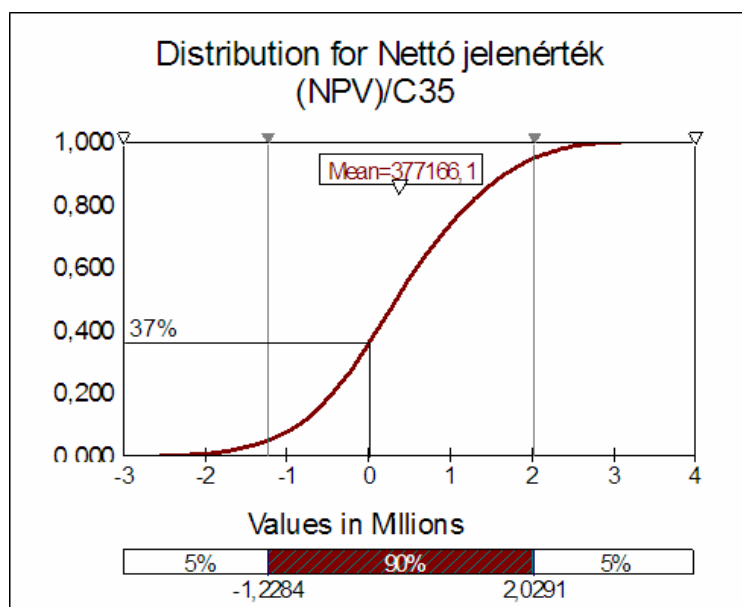
4.2.2. Sertéstelep-bővítés kockázatelemzése @RISK 4.5 program segítségével

A kutatásaim során kifejlesztettem egy olyan Monte-Carlo szimulációs beruházás-elemzési modellt, mellyel lehetővé válik a beruházásra ható tényezők széleskörű érzékenységvizsgálata, azaz a megalapozottabb döntéshozatal (Pocsa és Balogh, 2011). A kutatás során esettanulmányt készítettem egy konkrét sertéstelep kiegészítő beruházásáról, amelyben dinamikus megtérülési mutatók alapján kiválasztottam a legjövedelmezőbb döntési változatot, majd érzékenységvizsgálattal vizsgáltam a projekt kockázatát, illetve az input és output termékek árait valószínűségi változóknak tekintve, végeztem kockázatelemzést. Az elemzés alapja egy működő sertéstelep kiegészítő – a gazdasági válság miatt később megvalósítandó – beruházása. Konkrétan ez egy zárt rendszerű (tömbösített) utónevelő és a hozzátartozó hizlalda létesítése. A telepen 2007-ben történt nagyobb beruházás, amikor a battéria épületek cseréjére került sor, de a vizsgált időszakra igazán a hizlaló épületek újítása vált aktuálissá. A fejlesztésekre a telepnek azért is nagy szüksége volt, mert a kedvezőtlen telepi adottságok, az épületek rossz állapota, a patkányok jelenléte veszélyeztették a hatékony termelést. A hízósertések fajlagos takarmányfogyasztása nagymértékben befolyásolja a gazdaságos működést, ugyanis a költségek legnagyobb részét a takarmány adta, ami több mint 60% a telepi technológiában. Az új és korszerűbb épületekkel és technológiával a jobb takarmányértékesülést kívánták elérni, ami 3,1-3,3 kg/kg körül alakult, az új technológiával pedig átlagosan 2,7 kg/kg testtömegre akarták csökkenteni ezt a mutatót.

A beruházás-gazdaságossági vizsgálatokkal az a cél, hogy a jövőre vonatkozóan végezzünk kalkulációkat. A mezőgazdasági termelés eredményességét befolyásoló tényezők legnagyobb részének időbeli alakulását pontosan nem lehet meghatározni, így a beruházás elemzések eredményei hibával terheltek. A legnagyobb kockázatot azon tényezők bizonytalanságai jelentik, melyeknek jelentős hatásuk van a vállalkozás eredményességére. Az érzékenységvizsgálat során azokat a tényezőket vettem figyelembe, amelyek hosszú távon meghatározzák a beruházás gazdaságosságát és megtérülését. A kockázatelemző programok közül ebben az elemzésben is a @RISK szoftver 4.5 Industrial verzióját használtam a beruházás-gazdaságossági vizsgálat elemzésére. Első lépésként rögzítettem a befolyásoló változókat a modellben, illetve megadtam azok eloszlását. Az *input tényezők* jelen esetben az árbevétel, Euro árfolyam (a 2008 őszén kirobbant világválság előtt), átlagos takarmányköltség és a támogatás (Ft/kg). Az épület és a technológiai berendezések bekerülési értékét Euro-ban adta meg a kivitelező cég az árajánlatában. Az *output tényezők* pedig a nettó jelenérték, a belső megtérülési ráta, a jövedelmezőségi index és a dinamikus megtérülési idő.

A paraméterek alakulása sokféle eloszlástípussal jellemezhető, általában a beruházások kockázatának elemzésére a háromszög eloszlást használják (Husti, 1999). Háromszög eloszlásnál úgy adtam meg a paramétereket, hogy azok minden input elemnél az átlagot adják. Így az árbevételnél 330 Ft/kg-ot, az árfolyamnál 264 Ft/Euro-t, az átlagos takarmány költségénél 46 Ft/kg-ot és a támogatásnál 16 Ft/kg-ot kalkuláltam a szakemberek ajánlásai alapján. A 31. ábrán az NPV kumulált gyakoriságait tüntettem fel. Ez alapján megállapítható, hogy 37% annak a valószínűsége, hogy a beruházás veszteséges lesz. A beruházás várható értéke 377,16 millió Ft, de mindenképpen pozitív értéket mutat.

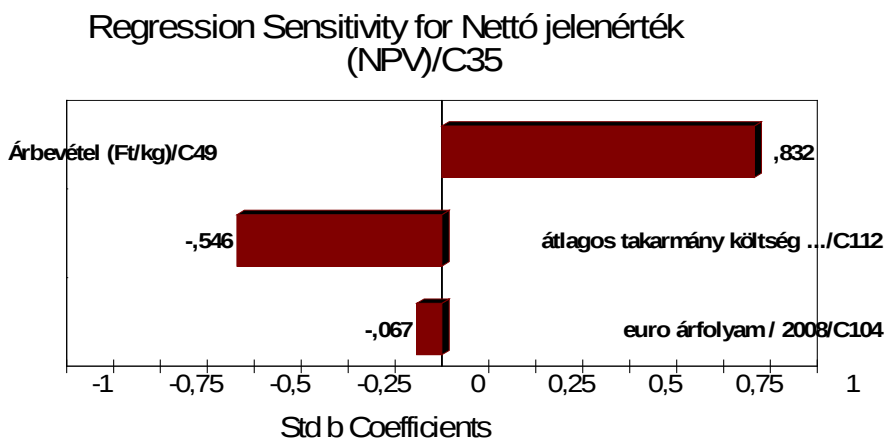
31. ábra: Az NPV kumulált gyakoriságai



Forrás: Saját szerkesztés (2011)

A nettó jelenérték (NPV) érzékenységvizsgálata során a tornádó diagram alapján elmondható, hogy a szórását az árbevétel befolyásolja a legnagyobb mértékben, 83,2%-ban pozitív irányban. Az átlagos takarmányköltség 54,6%-ban van hatással az NPV-re, de ez negatív irányban hat. Az Euro és a támogatás nem játszik szerepet a nettó jelenérték kockázatának alakulásában (32. ábra).

32. ábra: A nettó jelenérték érzékenységvizsgálata



Forrás: Saját szerkesztés (2011)

Összehasonlítva a hagyományos beruházási modell eredményeit a RISK program által meghatározott átlag értékekkel, megállapítható, hogy ugyan eltérő értékek jöttek ki, de a vizsgált beruházás-gazdaságossági mutatók mindkét esetben megfelelnek a beruházás elfogadásához szükséges kritériumoknak (18. táblázat).

18. táblázat: A hagyományos módszer és a RISK program eredményeinek összehasonlítása

Megnevezés	Kritérium	Hagyományos módszer	RISK program átlaga	Valószínűség
Nettó jelenérték, NPV	$0 < NPV$	472,99 millió Ft	377,16 millió Ft	63%
Belső megtérülési ráta, IRR	$12,5 < IRR$	15,79 %	17,9 %	65%
Jövedelmezőségi index, PI	$1 < PI$	1,43	1,35	65%
Megtérülési idő, DPP	$15 > DPP$	10,46 év	13,12 év	70%

Forrás: Saját számítás (2011)

Ha a bekövetkezések valószínűségét tekintjük, akkor elmondható, hogy a nettó jelenérték esetében az, hogy pozitív lesz az értéke 63%, és annak valószínűsége, hogy 15 éven belül megtérül a beruházás 70%. A belső megtérülési ráta és a jövedelmezőségi index valószínűsége megegyezik, mindkettőnél 65% ez a mutató (18. táblázat). A két módszernél annyi a különbség, hogy míg a hagyományos modell elemzésekor minden input tényezőhöz egyszerre csak egy értéket helyettesítünk, a RISK program esetében ezen értékek eloszlásával számoltam.

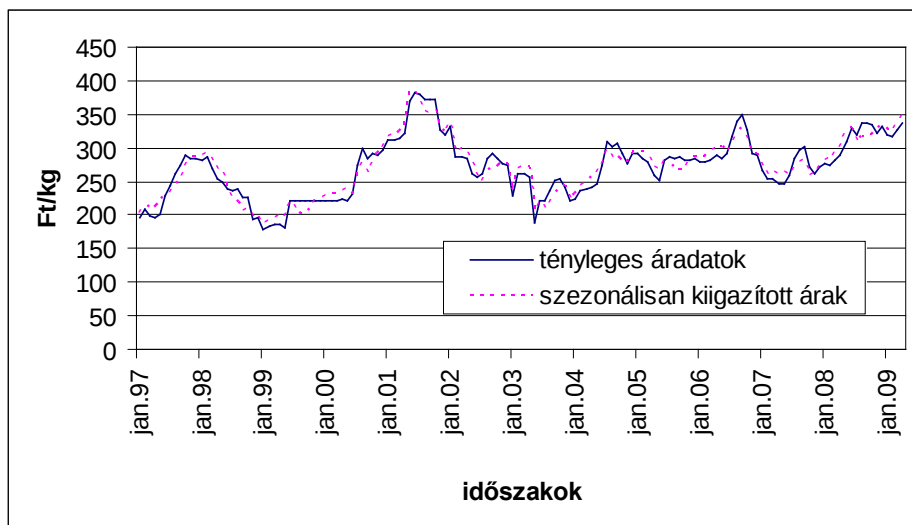
4.2.3. Becsült nem stacionárius idősorok a sertésárak előrejelzéséhez Bayesi statisztikával

Vizsgálataim alapjául az egyik valamikori legjelentősebb magyarországi vágóhíd (Debreceni Hús ZRt.) sertésfelvásárlási árainak adatsorát használtam fel (33. ábra), melynek áradatai az ország többi vágóhídjának is irányadóak voltak. Az empirikus elemzéshez 148 megfigyelés, 1997. január és 2009. április között megfigyelt havi sertésfelvásárlási átlagár állt rendelkezésemre.

Vágóhídi sertésfelvásárlási áradatak havi alakulása 1997 és 2009 között

Az ársorozat meglehetősen nagy változékonyságot mutat. Ez abból is adódhat, hogy a megfigyelt időszak kezdete a mezőgazdasági termelés átmeneti szakaszának tekinthető (Bakucs és Fertő, 2005). Amint a 33. ábrán is látható, az adatsorban három nagy kiugrás volt, az első 1997 vége, 1998 eleje, a másik a 2001-es év közepére esett és a harmadik már a csatlakozást követő időszakban volt megfigyelhető a 2006. év végén.

33. ábra: Vágóhídi sertésfelvásárlási árak és a szezonálisan kiigazított adatok alakulása havonta 1997-2009 között

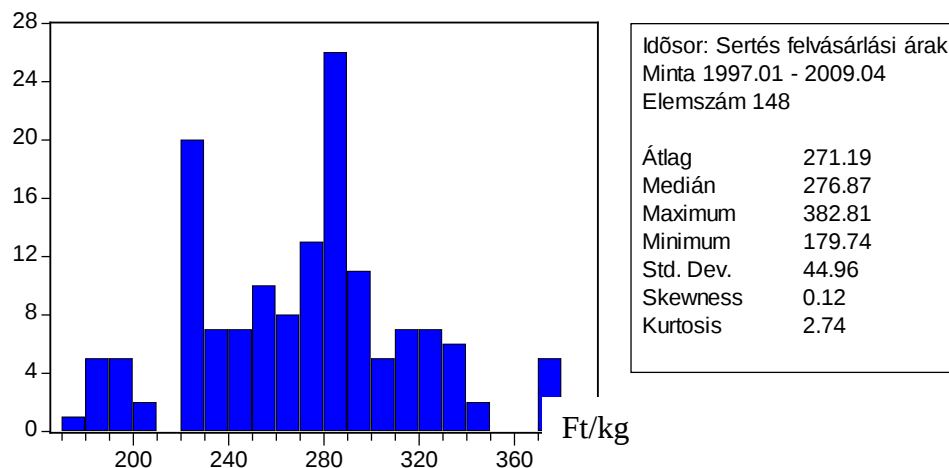


Megjegyzés: A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.

Forrás: Saját szerkesztés Vágóhídi adatok (2009) alapján

Ezekre az időszakokra jellemző, hogy az átlagostól nagyobb volt az áringadozás mértéke. Egy növekvő trendhatás figyelhető meg 2002. év közepéig, majd az év második felétől kezdve emelkedés nem mutatható ki. A 2002. évtől az árak egy stabil középérték körül nagy amplitúdóval ingadoztak. 1998 decemberében volt az ár a legalacsonyabb, 179,74 Ft/kg, míg 2001 szeptemberében érte el a legmagasabb értéket 382,81 Ft/kg-mal. A 2002. év utáni időszakok átlagos értéke körülbelül 282,5 Ft/kg volt. A hazai sertésárak 2004-2007 között hasonló szinten alakultak az EU-régió áraival. Magyarországon az árfelzárkózás már az EU-csatlakozás előtt megtörtént, a 2004. év közepétől bekövetkezett áremelkedés elsősorban a sertéspiac keresleti jellegéből adódott. Az újonnan csatlakozott tagállamok közül a legalacsonyabb árak a lengyel sertéshúspiacon alakultak ki. Magyarországon a vágósertés felvásárlási árak 2004-ben alig haladták meg a 260 Ft/kg árszintet (élő súly). Ezt követően az árak emelkedésnek indultak és 2006-ban már meghaladták a 290 Ft/kg-ot is. 2007-ben az árak ismét visszaestek. Magyarországon a hízósertéstáp értékesítési ára 2007 szeptemberében 33%-kal nőtt 2006 szeptemberéhez viszonyítva, ugyanakkor a sertésárak csaknem 15%-kal voltak alacsonyabbak. A 2008-as évet magas takarmányárakkal, alacsony felvásárlási árakkal kezdték a sertéstartók (Antal, 2008). Az év második felében ez a tendencia megfordult, ami 2009 első negyedévében is tartott. A megfigyelt időszakban a sertésfelvásárlási árak átlagosan 271 Ft/kg körül alakultak (34. ábra). Az ehhez tartozó szórás érték 44,96 Ft/kg volt, így a relatív szórás (CV) 16,58%, ami közepesen változékony áradatsort jelez. A 148 időpont felében 276,87 Ft/kg-nál kisebb adatokat figyeltem meg, míg az adatok másik 50%-ban ettől magasabb átvételi árakat tapasztaltam. Az adatok eloszlása jobbra „elnyújtott” volt (Skewness: 0,12), amihez egy leptokurtikus (Kurtosis: 2,74), azaz csúcsos eloszlás társult.

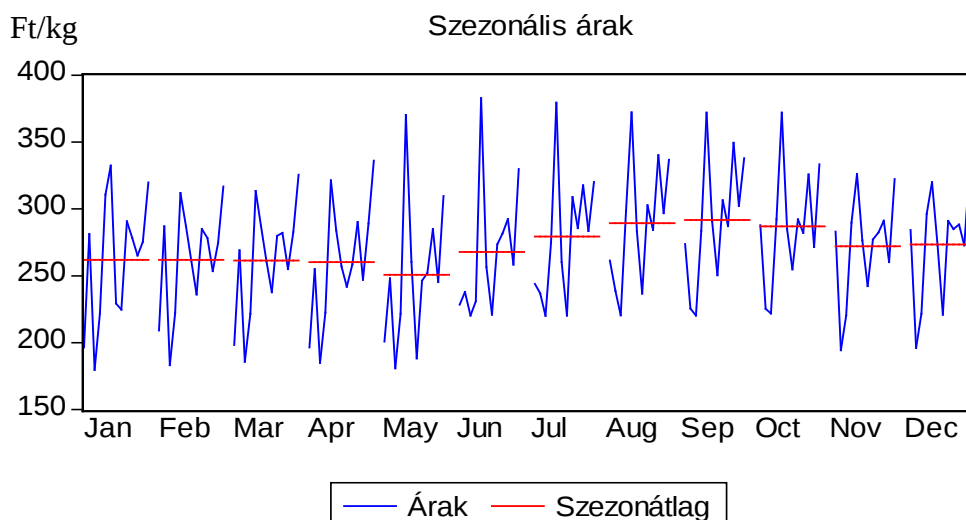
34. ábra: A vágóhídi sertésfelvásárlási árak leíró statisztikai mutatói



Forrás: Saját szerkesztés vágóhídi adatok alapján (2009)

Az egyes hónapokhoz tartozó szezonátlagok azt mutatják, hogy a vizsgált 12 év adott hónapjaiban átlagosan hogyan alakult a sertés felvásárlási ár (35. ábra). Megállapítható, hogy a legalacsonyabb átlagértékek májusban 250,8 Ft/kg körül, míg a legmagasabb átlag szeptember hónap folyamán 291,7 Ft/kg volt megfigyelhető. Ha megvizsgáljuk az egyes hónapok átlagának éven belüli alakulását, azt lehet megállapítani, hogy a tavaszi időszak végétől (május) emelkedett az ár az őszi időszakra (szeptemberre) a legnagyobb intenzitással (4 hónap alatt) és az év többi részében lassabb ütemű csökkenés volt megfigyelhető. Ez a tendencia egyedül decemberben törik meg, ennek oka lehet a megnövekedett kereslet miatti átmeneti áremelkedés.

35. ábra: A vágóhídi sertésfelvásárlási árak értékeinek alakulása havonta és az azokból számított havi átlagok (szezonátlagok)



Forrás: Saját szerkesztés vágóhídi adatok alapján (2009)

Mielőtt az idősor ökonometria vizsgálatát elvégezném, szükséges a szezonhatások kiszűrése (Pou és Dabus, 2008). Ezen folyamat során az idősort egyszerűsítjük a lényegi folyamatok

bemutatása céljából olyan módon, hogy lényeges információkat ne veszítsünk (Sugár, 1999a). Az általam használt idősor 12 teljes évet foglal magába, és 4 hónapot a 2009-es évből, ezért erre az időtávra már érdemes elvégezni a szezonális simítást. A szezonális kiigazítás céljából a Spanyol Nemzeti Bankban kifejlesztett, valamint az EUROSTAT által is ajánlott TRAMO/SEATS-programot (illetve a róla elnevezett eljárást) használtam. Ezt számos szerző használta a különböző áradatok szezonális kiigazítására (Giordano és mtsai., 2007; Golinelli és Parigi, 2008; Economidou és Kool, 2009). A TRAMO egy olyan regressziós modellt illeszt az idősorra, ahol a hibatag egy ARIMA folyamat, és automatikusan azonosítható a modell és becsülhetők a paraméterei. A regressziós változókat megadhatja a felhasználó, vagy a program generálja (Sugár, 1999b; Bauer és Földesi, 2005). A program által generált változóként megadtam a munkanap-, a hónap hossza- és a húsvéthatást, illetve az outliereket leíró változókat. Beállítottam azt is, hogy ezeket a hatásokat csak akkor vegye figyelembe a program, ha azok szignifikánsak. Az ARIMA-modellt a programmal automatikusan határoztam meg, így a modellbecslés, és az outlierok felderítése automatikusan történt. Az outlierok esetében figyelembe vettem az additív outliereket, a szinteltolódást és a csillapodó jellegű törést. Az idősor hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. Korábban a 33. ábrán látható volt, hogy a szezonálisan kiigazított adatsorban már nem figyelhető meg olyan nagy ingadozás, mint az eredeti áradatok esetén.

Az adatsor ökonometriai vizsgálata

Az adatok egyszerű leíró statisztikai elemzése után elsőként azt teszteltem az EvIEWS 5.0 program segítségével, hogy a folyamat stacionárius-e, vagyis nem tartalmaz egységgyököt. A differenciálatlan idősor esetében $p = 0,323$ szignifikanciával nem tudtam elutasítani azt a nullhipotézist, hogy az árak alakulását leíró folyamat egységgyököt tartalmaz. Az idősor 1. rendű differenciálása után $p = 0,000$ szignifikanciával megállapítottam, hogy egy differenciastacionárius folyamat adódik, azaz a differenciált sorozat nem tartalmaz már egységgyököt. Ezután illesztettem az eredeti idősorra egy véletlen bolyongás folyamatot az EvIEWS 5.0 program segítségével, majd ugyanezt az OpenBUGS 3.0.2. programmal is elvégeztem. A modellek megfelelő illeszkedésének vizsgálatára a likelihood-függvény értékeit számítottam ki időpontonként, valamint az AIC-kritériumot. Az OpenBUGS-program esetén tízezerszer futtattam az MCMC-t, azaz a θ paramétervektor értékeire a $\pi(\theta|Y)$ eloszlásból tízezer véletlen mintát vettem. A hibatagok apriori eloszlására az EvIEWS-program eredményeire támaszkodva a $N(0;14,25)$ normális eloszlást alkalmaztam. Az EvIEWS-programban a véletlenbolyongás-modell illesztése után megvizsgáltam, hogy maradt-e ARCH-hatás a hibatagokban. Az erre alkalmas ARCH LM- (Lagrange Multiplier) teszt alapján $p = 0,905$ szignifikanciával nem tudtam elutasítani a nullhipotézist azaz azt, hogy nincs ARCH-hatás a hibatagokban. Az előbbieket alapján kijelenthető, hogy a véletlen bolyongás így tökéletesen leírja az idősor adatait. Elvégeztem a két program által becsült modell illeszkedésének, illetve az előrejelzéseknek az összehasonlítását is (19. táblázat).

19. táblázat: A véletlen bolyongású folyamat előrejelzéseinek összehasonlítása

Programok	Megnevezés	Előrejelzett ár (Ft/kg)	Szórás	Konfidencia- intervallum	
				alsó határa	felső határa
Eviews 5.0	$Y_{2009.jan}$	335,34	14,33	307,00	363,68
	$Y_{2009.feb}$	336,12	20,29	295,99	376,25
	$Y_{2009.már}$	336,89	24,88	287,68	386,10
	$Y_{2009.ápr}$	337,67	28,76	280,78	394,56
	$Y_{2009.máj}$	338,45	32,19	274,78	402,12
	$Y_{2009.jún}$	339,24	35,31	269,40	409,08
	logL	-598,73	—	—	—
	AIC	8,16	—	—	—
OpenBUGS 3.0.2.	$Y_{2009.jan}$	335,21	4,11	327,08	343,34
	$Y_{2009.feb}$	337,00	5,79	325,55	348,45
	$Y_{2009.már}$	330,17	7,07	316,19	344,15
	$Y_{2009.ápr}$	334,16	8,14	318,06	350,26
	$Y_{2009.máj}$	340,79	9,12	322,75	358,83
	$Y_{2009.jún}$	337,22	9,96	317,52	356,92
	logL	-279,30	—	—	—
	AIC	3,74	—	—	—

Megjegyzés: A konfidenciaintervallumok 95%-os megbízhatósági szint mellett készültek.

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

Négy mintán belüli és két mintán kívüli előrejelzést készítettem el az összehasonlításhoz. Az előrejelzések hasonlóan alakultak, azonban a szórások lényegesen kisebbek lettek az OpenBUGS modell esetében, így a konfidenciaintervallumok is szűkebbek.

Második lépésként egy (7) képlet szerinti modell alakú, $X_t = Y_{t-1}$ kitétellel bővített GARCH(2,0) folyamatot illesztettem az adatsorra a két program segítségével. Az OpenBUGS programot tízezer véletlen mintavétellel futtattam, változatlanul négy mintán belüli és két mintán kívüli előrejelzést készítettem. Az egyes paraméterek estében használt apriori eloszlásokat az Eviews 5.0 becslései alapján alakítottam ki (20. táblázat).

20. táblázat: Az apriori eloszlások az Eviews 5.0 program becslései alapján kialakított paraméterekből

Paraméter	Eloszlás
C	$N(16,2)$
α	$N(0,1)$
β	$N(0,1)$
γ	$N(0,8, 0,07)$
η	$N(0,8, 1)$
ε	$N(0,14)$

Megjegyzés: Megkötések: $\gamma \geq 0$ és $\eta \geq 0$.

A két program paraméterbecsléseit a 21. táblázatban hasonlítottam össze.

21. táblázat: A két program paraméter becsléseinek összehasonlító táblázata

Paraméterek	OpenBUGS 3.0.2.		Eviews 5.0	
	Érték	Standard hiba	Érték	Standard hiba
c	17,024	0,574	16,922	7,733
α	0,439	0,027	1,926	0,051
β	0,513	0,025	-0,931	0,053
γ	0,891	0,038	0,878	0,461
η	0,939	0,009	0,940	0,028

Megjegyzés: Az Eviews-program becsült paraméterei szignifikánsak 95%-os megbízhatóság mellett.

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

Amennyiben a GARCH-folyamat megfelelően illeszkedik az adatsorra, akkor az $\alpha + \beta < 1$ összefüggésnek teljesülnie kell, így a folyamat stacionárius a GARCH-hatás kiszűrése után. Az Eviewsban ez az érték 0,995, míg az Openbugsban 0,952, tehát ez a feltétel jobban teljesült az OpenBUGS programmal illesztett modell esetében. Az ARCH LM-teszt alapján $p = 0,763$ szignifikanciával nem tudtam elutasítani a nullhipotézist, hogy nincs ARCH-hatás a hibatagokban, így a modell kellőképpen leírja az idősor adatait. Megvizsgáltam a programokkal azt is, hogyan alakultak a GARCH(2,0)-modellel készített előrejelzések (22. táblázat).

22. táblázat: A GARCH(2,0)-M modellel készített előrejelzések

Programok	Megnevezés	Előrejelzett ár (Ft/kg)	Szórás	Konfidencia intervallum	
				alsó határa	felső határa
Eviews 5.0	$Y_{2009.jan}$	331,54	14,58	302,70	360,38
	$Y_{2009.feb}$	328,69	20,01	288,93	368,45
	$Y_{2009.már}$	326,01	23,79	278,95	373,07
	$Y_{2009.ápr}$	323,49	26,69	270,70	376,28
	$Y_{2009.máj}$	321,12	29,01	281,54	360,70
	$Y_{2009.jún}$	318,90	30,92	257,74	380,06
	logL	-578,08	—	—	—
	AIC	8,15	—	—	—
OpenBUGS 3.0.2.	$Y_{2009.jan}$	331,32	5,42	320,60	342,04
	$Y_{2009.feb}$	328,29	8,30	311,87	344,71
	$Y_{2009.már}$	325,47	10,53	304,64	346,30
	$Y_{2009.ápr}$	322,80	12,39	298,29	347,31
	$Y_{2009.máj}$	320,43	13,85	293,03	347,83
	$Y_{2009.jún}$	318,19	14,93	288,66	347,72
	logL	-96,66	—	—	—
	AIC	1,30	—	—	—

Megjegyzés: A konfidencia intervallumok 95%-os megbízhatósági szint mellett készültek.

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

Az Eviews-program által készített 2009 márciusi és áprilisi előrejelzések kis mértékben eltértek az OpenBUGS-program előrejelzéseitől, ezért valamennyivel közelebb állnak ugyan a szezonálisan kiigazított adatokhoz (336,37; 349,77), azonban a modell összességében vett illeszkedése rosszabb az Eviews esetében. Az előrejelzett értékek szórásai lényegesen kisebbek lettek az OpenBUGS-modell esetében, így a konfidenciaintervallumok is szűkebbek.

A modellillesztés utolsó szakaszában megpróbáltam már csak az OpenBUGS használatával egy, az előző GARCH (2,0)-modellnél jobban illeszkedő, és a valóságot jobban visszatükröző

modellt találni. A sertésárak esetében ugyanis egy enyhe növekedésre lehetett számítani az árakban is. Ennek érdekében a (8) képlet szerinti modellt illesztettem. Egyrészt azért a két időszakkal korábbi árakat alkalmaztam, mert ebben az esetben kaptam kedvezőbb értékeket a $p(\alpha + \beta < 1 | Y)$ valószínűsége, másrészt pedig azért, mert így kaptam szignifikáns modellt az Eviews-programmal készült előzetes elemzések során. A véletlen minták száma 10 000 volt, az apriori eloszlásokat az Eviews-programmal készített GARCH (2,0)-M-modellnek megfelelően állítottam be, a GARCH(2,0)-modellhez képest adódott változásokat és az újabb paraméterekre alkalmazott apriori eloszlásokat tartalmazza a 23. táblázat.

23. táblázat: A GARCH (2,0)-M modell paramétereire alkalmazott apriori eloszlások

Paraméter	Eloszlás
c	$N(18, 2)$
α	$N(0, 1)$
β	$N(0, 1)$
γ	$N(0,8, 0,07)$
η	$N(0,8, 1)$
κ	$N(1,7, 0,5)$
λ	$N(0,9, 1)$
ε	$N(0,14)$

Megjegyzés: Megkötések: $\gamma \geq 0$ és $\eta \geq 0$.

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

A program paraméterbecsléseit a 24. táblázatban közlöm.

24. táblázat: A GARCH (2,0)-M-modell paraméterbecslései az OpenBUGS-programmal

Paraméter	OpenBUGS 3.0.2.	
	Érték	Standard hiba
c	20,654	2,898
α	0,285	0,102
β	0,143	0,035
γ	0,570	0,057
η	0,966	0,038
κ	0,733	0,108
λ	-0,568	0,589

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

A $p(\alpha + \beta < 1 | Y) = 1$ valószínűség mutatja, hogy a folyamat stacionárius a GARCH-hatás kiszűrése után. Az $\alpha + \beta = 0,428$ érték lényegesen kisebb, mint az egyszerűbb GARCH (2,0) modell esetében (0,952). A GARCH (2,0)-M-moddellel készített előrejelzéseket a 25. táblázat tartalmazza.

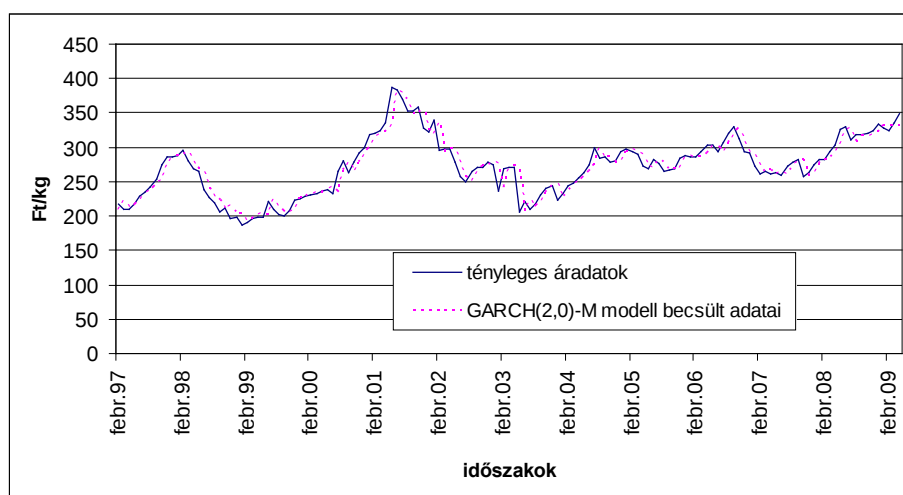
25. táblázat: A GARCH (2,0)-M modellel készített előrejelzések alakulása

Megnevezés	Előrejelzett ár (Ft/kg)	Szórás	Konfidenciaintervallum	
			alsó határa	felső határa
$y_{2008.jan}$	334,40	5,72	323,09	345,71
$y_{2008.feb}$	334,32	8,95	316,61	352,03
$y_{2008.mar}$	334,50	15,18	304,45	364,53
$y_{2008.apr}$	332,76	14,07	304,92	360,60
$y_{2008.maj}$	330,28	13,51	303,55	357,01
logL	-94,09	—	—	—
AIC	1,27	—	—	—

Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján (2009)

Ezek alapján megállapítható, hogy a mintán belüli árelőrejelzések, a modell illeszkedése, mind a stacionaritás tekintetében egy alkalmasabb modellt találtam a GARCH (2,0)-hez képest, mivel az abszolút átlagos hibaszázalék (MAPE) értéke 3,71% volt. Mindezt az eredeti és a becsült értékek összehasonlításával a 36. ábrán is szemléltetni kívántam. Ezen túlmenően a korábbi becslésnél az átlagokban megfigyelhető erőteljes csökkenést is sikerült kiküszöbölnöm (25. táblázat).

36. ábra: Az eredeti és a GARCH (2,0)-M-modellel becsült adatok összehasonlítása



Megjegyzés: MAPE (Mean Absolute Percentage Error): 3,71%.

Forrás: Saját szerkesztés vágóhídi adatok alapján (2009)

4.2.4. A sertésárak elemzése hosszú emlékezet összehasonlító módszerrel

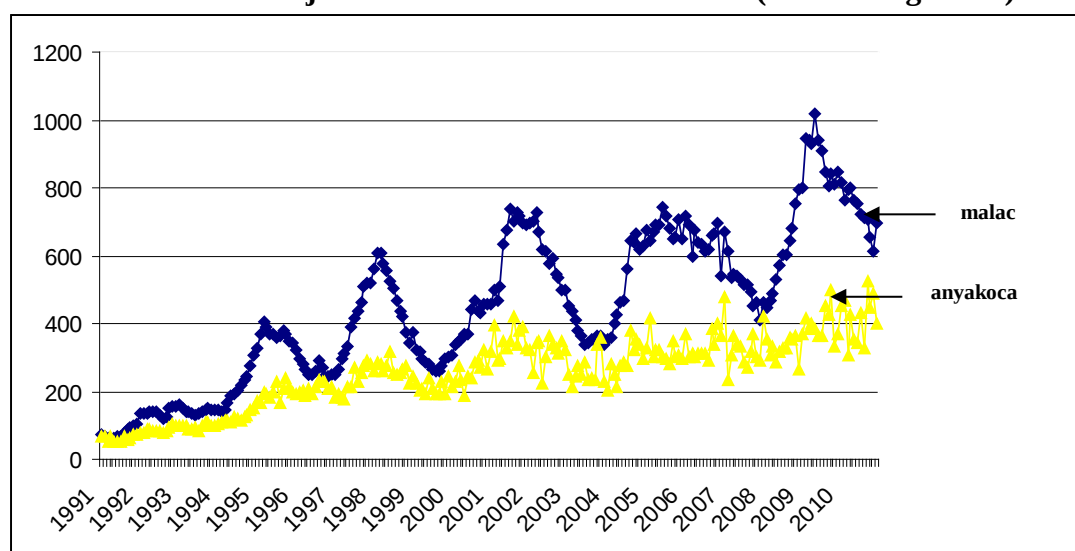
A sertéságazatot elemző tanulmányok jelentős része megemlíti, hogy az ágazat kibocsátását és az árakat ciklikus mozgások jellemzik. Nyárs (2005) részletesen elemezte az EU jelentős sertéstartó tagállamait, valamint Magyarország és Lengyelország sertéságazatának jellemző folyamatait és megállapította, hogy a vizsgált országokban eltérő hosszúságban kimutatható volt a sertésciklus a felvásárlási árak alakulásában. A piaci folyamatok szabályozásának szakértői már évtizedek óta vizsgálják az ároscillálások és a sertésciklus kialakulását. A késedelmes felzárkózás pókhálóelmélete a klasszikus közgazdaságtani irodalomban megtalálható. Ennek lényege, hogy a piaci információ hiánya befolyásolja a ciklus viselkedését. A vágósertés ára, a takarmányárak, valamint ezek egymáshoz viszonyított aránya jelentősen befolyásolja a sertéstartók döntéseit, különösen a kisebb tételekben eladásra termelők

tevékenysége esetében. A hazai felvásárlási árak alakulását rövidebb lefutású ciklusok jellemzik, mint az EU fejlett sertéstartással rendelkező tagállamait. Az EU-ban kilencéves periódusok léteznek, míg hazánkban a sertésciklusok három-négy éves periódusban ismétlődnek. A hosszú ciklusok oka egyrészt a kiszámítható piacsabályozás, másrészt a koncentrált termelési struktúra. Ezért vizsgálataim alapjául a rendszerváltás utáni időszak hazai havi piaci átlagárait¹ választottam ki a különböző korú sertésekre vonatkozóan. A megfigyelt árak a következők voltak: a malac, a süldő, az anyakoca és a vágósertés átlagára az állatpiacokon és állatvásárokon. Az empirikus elemzéshez mind a négy kategóriában 240 megfigyelés, azaz az 1991. január és a 2010. december között megfigyelt havi piaci átlagár állt rendelkezésemre.

A szezonálisan kiigazított sertésárak havi alakulása 1991. január és 2010. december között

Az általam összegyűjtött idősor husz teljes évet foglalt magába és hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. Hasonlóan az előző részben vizsgált vágóhídi adatokhoz, ezeknél az áradoatoknál is szükséges volt a szezonhatások kiszűrése, amit hasonló beállításokkal végeztem el, mint az előző áradoatok elemzésekor tettem. A továbbiakban bemutatom a szezonálisan kiigazított adatsorokat.

37. ábra: A szezonálisan kiigazított piaci sertésáradoatok (malac, anyakoca) havi alakulása 1991. január és 2010. december között (forint/kilogramm)

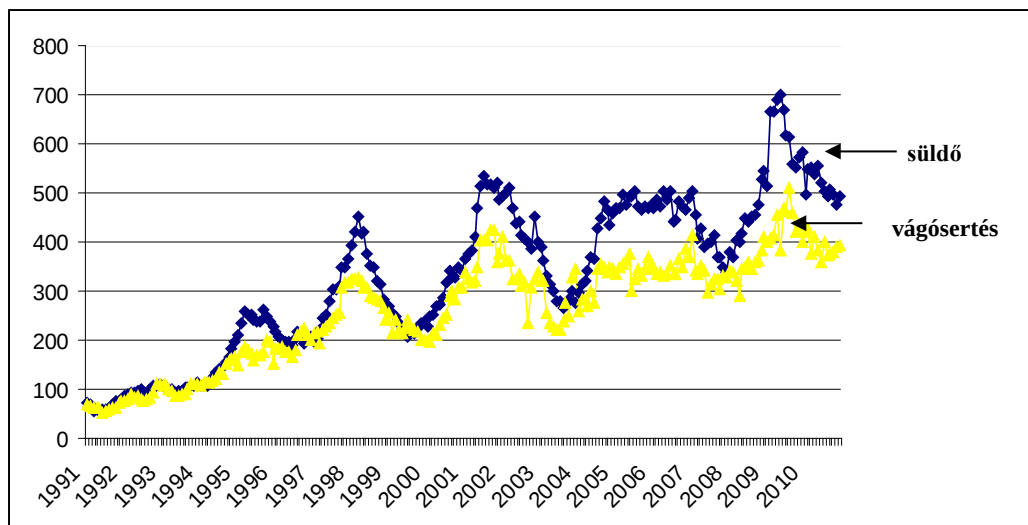


Megjegyzés: A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.

Forrás: KSH (1991-2006), KSH (2010)

¹ *Piaci átlagár*: a termelők által a piacokon és az állatvásárokon közvetlenül a lakosságnak értékesített mezőgazdasági termékek, állatok és állati termékek kínálati átlagára. A termékek átlagára a felhozatali mennyiségek móduszárrel (a leggyakrabban előforduló ár) beszorzott értéke és a hozzátartozó mennyiség hányadosa. A mezőgazdasági termékek áradatainak forrása a feldolgozó és a továbbértékesítő vállalatok havi felvásárlási jelentése, valamint a KSH piaci és állatvásári összeírása.

38. ábra: A szezonálisan kiigazított piaci sertésárak (süldő, vágósertés) havi alakulása 1991. január és 2010. december között (forint/kilogramm)



Megjegyzés: A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.

Forrás: KSH (1991-2006), KSH (2010)

A 37. és a 38. ábra alapján a rendszerváltozás óta eltelt időszak alatt a különböző sertésárak alapvető trendje emelkedést mutatott. A magyar sertésfelvásárlási árakat a németországi és hollandiai árak határozták meg, ami napjainkban is érvényes. Az árak alakulását a szezonális és ciklikus hatások mellett befolyásolta a piac alapvetően keresleti jellege is. Mind a négy kategória szezonálisan kiigazított piaci átlagárainál megfigyelhető, hogy az EU-csatlakozást megelőzően körülbelül hároméves ciklusban változtak az árak (hároméves volt az ún. sertésciklus), de 2004-től már átalakult egy hosszabb körülbelül négyéves időszakká. Az ársorozat meglehetősen nagy változékonyságot mutat. A sertésárak közül a vágósertés és az anyakoca ára volt a legalacsonyabb, míg ezektől átlagosan magasabb szinten mozgott a süldőár. A malac ára jóval meghaladta a többi korosztály árát és a teljes időszakban a legmagasabb volt. A megfigyelt idősort nemcsak a teljes időszakra vizsgáltam (1991-2010), hanem szakmai szempontok alapján négy részre osztottam és ezeket a szakaszokat külön-külön is elemeztem. Az első szakasz az 1991-1994 közötti áradatokat tartalmazta, mivel ebben az időszakban majdnem folyamatos áremelkedést tapasztaltam és jelentősebb ciklushatás nem volt megfigyelhető. A második szakasz 1995-2004 közötti adatokat tartalmazott. Ekkor már kifejezett volt a ciklushatás, ami többé-kevésbé hároméves mozgást követett. A harmadik szakasz hazánk Európai Unió csatlakozását követő időszak első részét ölelte fel, amelyben az árak stagnálása és/vagy csökkenése volt megfigyelhető. Az utolsó szakasz 2008 júliustól 2010 decemberéig tartott. Ebben az időszakban egy következő ciklus kezdett kialakulni, mely a vizsgálat végéig még nem ért véget.

Az adatsor ökonometriai vizsgálata

Mielőtt az idősorlemezési módszereket alkalmaztam a szezonálisan kiigazított adatokat további vizsgálatoknak vettem alá annak érdekében, hogy a hosszú emlékezetre utaló jeleket keressem. Vizsgáltam az idősorok normalitását, az autokorrelációs függvények lecsengését, valamint stacionaritását. A hosszú emlékeztető idősorok a nemnormális, nemstacionárius, és lassú lecsengésű autokorrelációs függvény jellegzetességeit hordozzák magukon. A normalitástesztek eredményei a 26. táblázatban láthatók.

26. táblázat: A szezonálisan kiigazított idősorok normalitástesztjeinek eredményei

Teszt	Anyakoca	Malac	Süldő	Vágósertés
Doornik-Hansen	9,168 (0,010)	7,985 (0,018)	12,155 (0,002)	15,227 (0,000)
Shapiro-Wilk	0,969 (0,000)	0,969 (0,000)	0,965 (0,000)	0,959 (0,000)
Lilliefors	0,085 (0,000)	0,062 (0,030)	0,075 (0,000)	0,114 (0,000)
Jarque-Bera	6,296 (0,043)	8,26 (0,016)	8,799 (0,012)	9,229 (0,010)

Megjegyzés: A normalitás vizsgálata GRETL-programmal történt, a zárójelben a szignifikancia értéke látható.

Forrás: Saját számítás (2011)

A normalitástesztek nullhipotézise az, hogy az adatsor normális eloszlású. Az összes teszt szignifikánsnak bizonyult 5%-os szignifikanciaszinten, ezért 95%-os biztonsággal elvethetjük a normalitás hipotézisét valamennyi adatsor esetében. A 26. táblázatban szereplő tesztek közül a Doornik – Hansen-, valamint a Lilliefors-tesztek nem közismertek, ezért ezeket röviden itt ismertetem. Doornik és Hansen (2008) az általuk bevezetett normalitástesztben a csúcosság- és ferdeség- mutatót transzformálták, és e két paraméter között függetlenséget tételtek fel. A ferdeségmutatót D’Agostino (1970) munkájában leírt módon transzformálták, míg a csúcosságot khi-négyzet eloszlásúvá alakították a Wilson és Hilferty (1931) köbgyök transzformációját alkalmazva. Lilliefors (1967) a hagyományos Kolmogorov – Smirnov-tesztet alakította át. Az eljárás először az adatok alapján egy átlag- és szórásparamétert becsül, majd a maximális különbséget keresi meg az elméleti normális eloszlásfüggvény és a paraméterek alapján becsült eloszlásfüggvény között. Ez lesz az a tesztstatisztika, amely azt teszteli, hogy elég nagy-e a maximális különbség a nullhipotézis elutasításához, azaz a normalitás elvetéséhez.

27. táblázat: A szezonálisan kiigazított idősorok stacionaritástesztjének eredményei ADF-teszttel

Modell	Anyakoca	Malac	Süldő	Vágósertés
Konstans	-1,587 (0,488)	-2,39509 (0,1431)	-2,134 (0,231)	-1,547 (0,509)
Konstans és Trend	-3,274 (0,071)	-4,57618 (0,001)	-4,446 (0,001)	-2,962 (0,143)
Differenciált idősor	-10,917 (0,000)	-8,19323 (0,000)	-7,549 (0,000)	-7,544 (0,000)

Megjegyzés: A stacionaritás vizsgálata a GRETL-programmal történt Augmented-Dickey-Fuller-teszttel.

Forrás: Saját számítás (2011)

Az ADF-teszt nullhipotézise az, hogy az idősor egységgyököt tartalmaz, azaz nem stacionárius. A teszt értelmében egyik idősor sem stacionárius önmagában, mivel a nullhipotézist nem sikerült elvetni 5%-os szignifikanciaszinten (27. táblázat). A malac és a süldő piaci felvásárlási árai trendstacionáriusnak bizonyultak, a másik két adatsor viszont nem. A differenciált idősorok minden esetben már stacionáriusnak mondhatók, ezért célszerűnek találtam a szezonálisan kiigazított adatokat differenciálni és a Hurst-exponenst becsülő módszereket ezekre alkalmazni. Így a további elemzésekben az árfolyamatok differenciált idősoráról sikerült (vagy éppen nem sikerült) megállapítani, hogy hosszú emlékezetűek, nem pedig magukról az árakról (hiszen differenciáltam az áridősorokat). A 28. táblázat a differenciált áradatak leíró statisztikai

mutatóit tartalmazza. Ennek alapján megállapítható, hogy a teljes idősnál a malacárak változásának átlaga volt a legnagyobb (2,61 forint/kilogramm), ami összefügghet azzal, hogy az egységár is itt volt a legmagasabb. Ezzel ellentétesen alakult a medián értéke, mivel a süldőknél a havi változások 50%-a 2,26 forint/kilogrammnál volt alacsonyabb. A szórás az anyakoca-árváltozások esetében volt a legjelentősebb. A változások minimuma és maximuma is itt volt megfigyelhető (-244,99 és 201,39 forint/kilogramm árváltozás).

28. táblázat: A differenciált áradatak leíró statisztikai értékei (forint/kilogramm)

Megnevezés	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
Teljes idősor				
Átlag	2,61	1,76	1,40	1,36
Medián	0,82	2,26	0,54	1,29
Szórás	35,32	23,16	49,94	24,02
Minimum	-156,76	-86,07	-244,99	-86,51
Maximum	144,37	149,74	201,39	84,08
Első szakasz				
Átlag	4,97	2,68	1,78	2,08
Medián	3,09	2,91	1,25	1,19
Szórás	10,23	5,93	8,03	6,66
Minimum	-10,34	-14,29	-16,08	-8,61
Maximum	32,33	19,35	19,99	20,96
Második szakasz				
Átlag	2,68	2,18	1,21	1,49
Medián	0,15	0,76	0,15	0,69
Szórás	30,86	21,08	42,57	25,30
Minimum	-58,76	-51,48	-128,23	-86,51
Maximum	123,02	65,00	103,62	77,96
Harmadik szakasz				
Átlag	-1,38	-0,23	0,44	0,06
Medián	-1,42	2,01	-3,18	0,44
Szórás	50,22	24,31	66,01	25,82
Minimum	-156,76	-61,72	-244,99	-75,65
Maximum	130,68	39,08	128,75	55,67
Negyedik szakasz				
Átlag	4,20	1,42	2,90	1,52
Medián	-6,05	1,84	7,09	5,56
Szórás	50,65	40,95	82,24	33,04
Minimum	-78,86	-86,07	-165,30	-71,07
Maximum	144,37	149,74	201,39	84,08

Forrás: Saját számítás (2011)

A 28. táblázatban a teljes idősor jellemzői mellett feltüntettem az egyes szakaszok jellemzőit is. Hasonlóan a teljes idősorban megfigyeltekhez – a harmadik szakasz kivételével – a malacárváltozás átlaga volt a legnagyobb (2,68-4,97 forint/kilogramm). A medián értéke a második szakaszban 0 és 1 között ingadozott, míg a többi szakaszt ennél nagyobb ingadozás jellemezte. Érdekes megfigyelni, hogy a szórások értéke egyre növekszik és hasonlóan a teljes adatsorhoz itt is minden szakaszban az anyakocák esetében volt a legnagyobb az átlagos eltérés. Ezzel összefügg a minimum értékek alakulása, mivel a harmadik szakaszban az anyakoca esetében volt a két időpont közötti legkisebb ár differencia -244,99 forint/kilogramm. Ez az

érték azt mutatja, hogy az egymást követő hónapok között a termelők milyen nagyságrendű veszteséget szenvedtek el, ha az adott időszakban voltak kénytelenek értékesíteni az állataikat. A maximum értékek vizsgálata esetében megállapítható, hogy a negyedik szakasz kivételével a malacnál volt megfigyelhető a legnagyobb ármozgás a két hónap között. Azaz a termelők a malac értékesítésével tudták a legnagyobb jövedelmet elérni, ha kihasználták az árváltozásból adódó előnyöket. Tehát a 28. táblázat alapján összességében megállapítható, hogy a differenciált áradatok a különböző szakaszokban nagyon eltérően alakultak az egyes termékek esetében. Mielőtt áttérek a Hurst-exponensek bemutatására, hangsúlyoznom kell azt, hogy $H=0,5$ esetén az eredeti idősor hasonlít egy véletlen bolyongáshoz, hiszen az nem stacionárius, míg a differenciált idősor stacionárius, így nem hasonlíthat egy nemstacionárius véletlen bolyongáshoz.

29. táblázat: A DFA-2 módszerrel becsült Hurst-exponensek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,639	0,765	0,459	0,824
2.	0,852	0,785	0,223	0,477
3.	0,397	0,555	0,256	0,497
4.	0,588	0,686	0,274	0,525
Teljes idősor	0,750	0,709	0,162	0,402

Megjegyzés: A becslés a DFA-programmal $p=2$ értékkel történt, azaz másodfokú polinomokkal detrendáltam (PhysioNet, 2010).

Forrás: Saját számítás (2011)

Az anyakocák esetében a piaci árváltozások minden szakaszban és a teljes idősort figyelembe véve is rövid emlékezetűek voltak (29. táblázat). A vágósertés- árak változásai az első szakaszban hosszú emlékezetűnek bizonyultak, míg a többi szakaszban és összességében nem azok. A süldő és a malac piaci árának változásaira kapott Hurst-exponensek igen hasonlóak egymáshoz, a 3. időszakot leszámítva minden más időszakban és a teljes szakaszban is hosszú emlékezetűek. A vágósertés esetében a 2-4. szakaszban az eredeti idősor adatai hasonlítanak egy véletlen bolyongáshoz, összességében pedig rövid emlékezetűek.

30. táblázat: Az R/S módszerrel becsült Hurst-exponensek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,765	0,734	0,426	0,531
2.	0,657	0,659	0,354	0,525
3.	0,458	0,568	0,365	0,504
4.	0,849	0,669	0,287	0,582
Teljes idősor	0,484	0,487	0,280	0,419

Megjegyzés: A becslés a Rescaled range analysis (Újraskálázott tartomány elemzés) programmal történt (Sewell, 2010).

Forrás: Saját számítás (2011)

Az R/S-módszerrel becsült Hurst-exponensek néhány kivételtől eltekintve megegyeztek a DFA-2-módszerrel becsült értékekkel (30. táblázat). A teljes szakaszra vonatkozó exponens a malac és a süldő árainál, valamint az 1. szakasz értéke az R/S-módszer alapján a vágósertésárak esetében szabálytalan mozgásra utal. Az anyakocaárak változásai pedig rövid emlékezetűek, mint azt a DFA-2-módszer is mutatta.

31. táblázat: Az ARFIMA-módszerrel becsült Hurst-exponensek és a modellparaméterek

Szakasz	Malac	Süldő	Anyakoca	Vágósertés
1.	0,736 ($p=3, q=2$)	0,759 ($p=2, q=2$)	0,274 ($p=3, q=2$)	0,563 ($p=1, q=4$)
2.	0,863 ($p=1, q=0$)	0,652 ($p=4, q=2$)	0,174 ($p=2, q=1$)	0,392 ($p=4, q=4$)
3.	0,581 ($p=2, q=3$)	0,655 ($p=3, q=2$)	0,213 ($p=4, q=4$)	0,394 ($p=1, q=1$)
4.	0,869 ($p=4, q=4$)	0,773 ($p=4, q=4$)	0,317 ($p=0, q=1$)	0,459 ($p=4, q=1$)
Teljes idősor	0,885 ($p=4, q=3$)	0,739 ($p=1, q=0$)	0,223 ($p=4, q=3$)	0,428 ($p=3, q=4$)

Megjegyzés: A becslés a Matrxer programmal történt (Tsypalkov, 2004)

Forrás: Saját számítás (2011)

Az ARFIMA-modellekkel becsült exponensek igen hasonlóak a DFA-2 módszer eredményeihez és a belőlük levonható következtetések pontosan egyeznek a DFA-2 módszernél leírtakkal, kivéve a vágósertésárak változását (31. táblázat). A 2-4. szakaszban és a teljes periódust tekintve is a vágósertés-árváltozások exponensei inkább rövid emlékezetre utalnak. A korábbiakkal összhangban még arra hívnám fel a figyelmet, hogy az ARFIMA-módszer egyik fő előnye a hosszú emlékezet erősségének meghatározásában rejlik. Mindez megfigyelhető a malacárak változásának elemzésében, ahol a hosszú emlékezetre utaló paraméterek minden szakaszban magasabbak a DFA-2 módszernél adódó értékeknél, a süldők esetében ugyanez csak a 3-4. és a teljes szakaszra igaz. Mindemellett az anyakocák esetében mutatkozó rövid emlékezetre utaló paraméterek az első három szakaszban sokkal alacsonyabbak a DFA-2-módszernél kapott értékeknél.

32. táblázat: A szezonálisan kiigazított adatok alapján az ARFIMA- és ARIMA-módszerrel becsült előrejelzések összehasonlítása

Idősor	Modell	Árak 2010-ben						MAPE*
		Július	Augusztus	Szeptember	Október	November	December	
Malacárák	ARFIMA (5;0.485;3)	727,0	706,1	684,0	661,5	641,0	622,0	3,367
	ARIMA (4,1,4)	725,8	706,2	686,2	665,2	650,0	632,5	3,373
	Szezonálisan kiigazított adat	724,4	709,9	704,6	654,0	614,6	698,3	
Süldőárak	ARFIMA (1;0.085;0)	513,5	508,8	504,6	500,5	496,6	492,9	1,786
	ARIMA (2,1,2)	536,0	531,4	514,2	501,1	501,5	511,8	4,211
	Szezonálisan kiigazított adat	504,9	492,2	508,1	497,3	476,5	492,5	
Anyakocaárak	ARFIMA (1;-0.1;1)	364,7	362,7	361,4	360,1	358,9	357,7	19,009
	ARIMA (0,1,1)	377,1	378,5	379,9	381,4	382,8	384,3	16,032
	Szezonálisan kiigazított adat	429,8	325,9	527,2	445,0	486,1	401,4	
Vágósertésárak	ARFIMA (3;-0.011;4)	369,4	375,6	371,2	371,5	380,3	379,5	2,894
	ARIMA (3,1,4)	360,4	374,9	368,5	357,4	369,7	373,2	4,685
	Szezonálisan kiigazított adat	400,9	372,9	374,3	379,3	390,3	392,5	

* Mean Absolute Percentage Error, azaz átlagos abszolút százalékos eltérés.

Forrás: Saját számítás az R 2.11.1 program forecast és fracdiff csomagjának használatával (2011)

A hosszú emlékezet kimutatására alkalmas módszerek közül az ARFIMA alkalmas az előrejelzések készítésére. A 32. táblázatban összefoglaltam a módszer előrejelző képességét a szezonálisan kiigazított adatokra illesztett hagyományos ARIMA-modellhez képest. A táblázatban a MAPE-mutató alapján hasonlítottam össze a két módszer teljesítményét. Az ARFIMA-modell átlagos abszolút százalékos eltérése rosszabbnak bizonyult a jellemzően rövid emlékezetű anyakocaárak előrejelzésében, míg a jellemzően hosszú emlékezetű malac- és különösen a süldőárak esetében ez a módszer bizonyult hatékonyabbnak az előrejelzés terén. Az anyakoca esetén mindkét módszernél 5%-kal jelentősen nagyobb mértékű MAPE-mutató adódott, mivel ezen árak változása sokkal hektikusabb mozgást mutat a többi sertésárhoz képest. Mindennek a hátterében az állhat, hogy a piacon megjelenő anyaaállatok ára részben független az előző időszakok tenyészállatairól. A véletlen bolyongáshoz hasonló vágósertésárak előrejelzésében is az ARFIMA-módszer bizonyult eredményesebbnek.

4.3. Fogyasztói fizetési hajlandóság vizsgálata feltételes választási modellekkel tradicionális élelmiszerek esetében

Az Európai Unió mezőgazdasági termelői folyamatosan romló kereskedelmi körülményekkel és csökkenő reáljövedelemmel szembesülnek, illetve általánosságban továbbra is a közvetlen kifizetésektől és egyéb, csupán a túlélést lehetővé tevő segélyektől függnek (European

Comission, 2014). 2012-ben a támogatások az EU-s mezőgazdasági termelők nettó bevételének több, mint 50%-át tették ki és a termelésből származó bevételek abszolút és relatív értelemben is alacsonyabbak a közép- és kelet-európai új tagállamokban (European Comission, 2014, 2014). Az új tagállamok vidéki területei jobban függenek a mezőgazdaságtól, mely számukra a bevétel és foglalkoztatás fő forrása, ugyanakkor a nem mezőgazdasági jellegű vidéki gazdaság viszonylag kevés lehetőséget tartogat számukra jól jövedelmező foglalkoztatás terén (Davidova és mtsai., 2013). A versenyképesség és a jövedelmezőség növelése érdekében az EU támogatja a nagy hozzáadott értékű termelést melynek célja a minőségi áru arányának növelése (European Parliament and the Council of the European Union, 2012). A minőségi áruk egyik lehetséges fajtája a tradicionális élelmiszer. Tradicionális élelmiszernek minősül az “olyan termék [...], mely egy pontosan meghatározott módon került előállításra a gasztronómiai hagyományoknak megfelelően [...], illetve melynek ismertsége jellegzetes tulajdonságain, illetve egy adott területhez, régióhoz, vagy országhoz való kötődésén alapul” (Guerrero és mtsai., 2009). Ezek az élelmiszerek általánosságban pozitív megítélés alá esnek különleges ízviláguk, a nosztalgia és/vagy az etnocentrizmus miatt (Almli és mtsai., 2011; Vanhonacker és mtsai., 2010). Ugyanakkor **a tradicionális élelmiszerek hozzájárulása a termelésből származó bevételekhez bármilyen támogatás igénybe vétele nélkül annak függvénye, hogy a fogyasztók hajlandóak-e többet fizetni ezekért a termékekért az olcsóbb alternatívával szemben.** Úgy is fogalmazhatnám, hogy ugyan a tradicionális élelmiszerek semmilyen közvetlen, kiegészítő támogatásban nem részesülnek és a keresleti oldalon megjelent a hozzáadott érték, az azonban továbbra sem egyértelmű, hogy a fogyasztók hajlandóak-e fizetni ezekért a termékekért, illetve a termékek meghatározott, jellegzetes tulajdonságaiért.

Ez a fő kérdése ennek a fejezetnek a fizetési hajlandóság (WTP) legújabb módszertani fejlesztéseire alapozva, melyet a tradicionális élelmiszerek – a mangalica szalámi – példáján alkalmaztam. A mangalica szalámi nagyon jó példa a fizetési hajlandóság felmérésének egy tradicionális élelmiszer esetén, mivel a fő motiváció a megvásárlására Magyarországon – ahogy az alábbiakban kifejtésre kerül – őshonos mivolta és örökség jellege. Az adatgyűjtést az Észak-Alföldi régióban, Magyarország egy hátrányos helyzetű régiójában végeztem. Az ország ezen területén magas a mezőgazdaságtól való függés szintje és a gazdálkodásból származó reáljövedelem az EU átlag alatt van (MARD, 2011). A fejezet célja, hogy megismerje a fogyasztói érték-percepciókat és meghatározza a targetálás (az adott marketingkommunikációnak kifejezetten a célcsoportra hangolása) szempontjából ígéretes szegmenseket. Az általam alkalmazott modell a WTP térben került kiértékelésre diszkrét választási kísérlet (DCE) alapján, kifejezetten a kapcsolódó WTP együtthatók rejtett heterogenitását és a mérhető demográfiai/társadalmi-gazdasági jellemzőket középpontba állítva. Train és Weeks (2005) úgy alkalmazta ezt a megközelítést kutatásukban, hogy újra-parametrizálták a véletlen paraméterű (kevert) logit modellt a WTP eloszlásának közvetlen meghatározásával. Ugyanakkor a WTP tér megközelítés egyértelmű előnyei ellenére csupán nagyon ritkán került alkalmazásra az élelmiszergazdasági szakirodalomban, néhány kivételtől eltekintve (pl.: Balcombe és mtsai., 2010). Ennek eredményeképp a legtöbb korábbi élelmiszerral kapcsolatos WTP tanulmány feltételezi, hogy az ár-együttható egy rögzített tényező az összes fogyasztó esetében, így a WTP értéke egyenértékű a nem anyagi jellegű attribútum együtthatóval, melynek arányát az ár-együttható adja meg. Ugyanakkor nem egyértelmű azt feltételezni, hogy az érzékenységi homogén. Ezen túlmenően, ahogy Train és Weeks (2005) is rámutat, a rögzített ár-együttható arra utal, hogy a skála paraméter és ebből eredően a rejtett hasznosság, illetve a döntések bizonytalanságának mértéke ugyanakkora minden egyes válaszadó esetén. Az ilyen modellekben a potenciális skála-heterogenitást a döntéshozók körében hibásan rendelhetik hozzá a WTP változékonyságához.

Greene és Hensher (2010) szemléltették, hogy a WTP tér modell a Fiebig és mtsai. (2010) által nemrégiben kifejlesztett Általánosított Multinomiális Logit Modell (GMNL) része. Ez a rendszer nem csupán random preferenciákat vesz figyelembe, de képes arra is, hogy leválassza a preferencia heterogenitást a skála heterogenitásról, mely a hibatag varianciájában lévő különbségekhez kapcsolódik (azaz a döntéshozatali folyamat véletlenszerűségének fokában tapasztalt különbségekhez). Ez érvényes lehet azon tanulmányok esetében, amelyek feltárt preferenciaértékelési (stated preference) adatokat használnak, mivel a fogyasztók adott esetben különbözően értelmezik és dolgozzák fel a választási feladatokat, így a választásaik bizonytalansági szintje különböző lehet. Következésképp a GMNL modell alkalmazásával szemléltetem, hogyan magyarázható legjobban a preferencia és skála heterogenitás, továbbá szintén számításba veszem a válaszadók demográfiai jellemzőit. Vannak nemzetközi szinten agrárközgazdasági tanulmányok, melyek ezt a módszert alkalmazták. Például Balcombe és mtsai (2009) megbecsülték a fogyasztók fizetési hajlandóságát a növényvédőszer arányának csökkentésével kapcsolatban. Balcombe és mtsai. (2010) nem egy konkrét terméket, hanem vásárlói kosarakat vettek alapul és így vizsgálták a WTP értékét a különféle tápanyagok (zsír, cukor, só) csökkenését illetően. Zanolli és mtsai. (2013) vizsgálták az olasz fogyasztók fizetési hajlandóságát a marhahús tulajdonságaival kapcsolatban, míg Campbell és Doherty (2013) felmérte a hozzáadott értékkel rendelkező csirkehússal összefüggő választásokat. Ugyanakkor a demográfiai változókat Balcombe és mtsai (2010), illetve Campbell és Doherty (2013) nem vonták be a vizsgálatba, így a szerzők nem számoltak mérhető preferencia heterogenitással. Zanolli és mtsai (2013) úgy próbálták értékelni ezeket a hatásokat, hogy a feltételes WTP paraméter becsléseket hasonlították össze különböző demográfiai csoportok között. Ezzel szemben, Train (2009) eljárását követve, ebben a fejezetben egy GMNL specifikációt alkalmazok, melynek egyik tagja a WTP értékek és a demográfiai változók közötti kapcsolatot jelzi. Így a fizetési hajlandóságban és a terméktulajdonságokban tapasztalható jelentős különbségeket szintén meg lehet magyarázni a mérhető válaszadó-specifikus tulajdonságok alapján és könnyebben lehet javaslatokat tenni a piaci szegmentációra és a termékpozicionálásra vonatkozóan.

A legtöbb WTP tér vizsgálattal szemben (kivéve Balcombe és mtsai., 2009; Balcombe és mtsai, 2010) szintén fontos tulajdonság, hogy ebben a vizsgálatban lehetséges a különféle attribútumok véletlenszerű WTP együtthatói közötti összefüggés, így realisztikusabb képet kaphatunk a vásárlói preferenciákról bizonyos meghatározott élelmiszerekkel (pl.: mangalica szalámi) kapcsolatban. Ugyanakkor Balcombe és mtsai. (2010) vizsgálatával szemben én egy konkrét terméket vizsgállok, nem pedig egy összevont vásárlói kosarat. Különös figyelmet fordítok a minőségi tanúsítvány (egyesületi igazolás) hatásának, a kiskereskedelmi értékesítési csatornáknak és a mangalica hús arányára a szalámiban, figyelembe véve ezen terméktulajdonságokkal kapcsolatos vásárlói értékelések közötti összefüggéseket. Ennek eredménye a gyakorlatban is alkalmazható javaslatok a piaci szereplők és döntéshozók számára, melyek vásárlói szegmenseket és stratégiákat tartalmaznak a tradicionális élelmiszerek hozzáadott értékének növelésére vonatkozóan.

4.3.1. Mangalichúsból készült termék, mint tradicionális élelmiszer példája

Az Európai Parlament és az Európai Unió Tanácsa (European Parliament and the Council of the European Union, 2012) által közzétett definíció szerint a tradicionális élelmiszerek azon termékek, melyek "bizonyítottan olyan hosszan voltak jelen a hazai piacon, amely lehetővé teszi a generációk közötti átörökítést; ez a periódus legalább 30 év". A fogyasztók megítélése szerint a tradicionális élelmiszerek a múltban gyökereznek (Guerrero és mtsai., 2009), meghatározott helyekhez, régiókhoz, vagy országokhoz kötődnek és jellemzően markáns gyerekkori emlékeket hívnak elő (Cerjak és mtsai., 2014; Rudawska, 2014). Emellett a

tradicionális élelmiszerek előállításával kapcsolatos tudás egyik generációról száll a másikra, általában otthoni környezetben, vagy kézművesek által (Guerrero és mtsai., 2009). A tradicionális élelmiszerek szintén jellegzetes érzékszervekre ható tulajdonságokkal rendelkeznek (Molnár és mtsai., 2011), melyeket általában pozitívan értékelnek (Almli és mtsai, 2011). Fontos kiemelni, hogy a fogyasztók egy adott tradicionális élelmiszer érdemeit annak eredetiségén keresztül értékelik (Tregear és mtsai, 1998), mivel ezek az élelmiszerek a fogyasztók gondolatvilágában egy adott földrajzi terület gasztronómiai örökségének valódi részét képezik (Guerrero és mtsai., 2009).

Pieniak és mtsai (2009) modellezték az összefüggést a Steptoe és mtsai. (1995) által meghatározott, élelmiszerek kiválasztására irányuló motiváció és a tradicionális élelmiszerek fogyasztását célzó magatartás között. Arra a következtetésre jutottak, hogy egy adott élelmiszer ismertsége és a természetes összetevők fontossága pozitívan kapcsolódik a tradicionális élelmiszerek megközelítéséhez, illetve az azokra irányuló fogyasztási szokásokhoz. Ezzel ellentétben a fogyasztók által a kényelemhez és testtömeg kontrollhoz kapcsolt fontosság negatív összefüggésben volt a tradicionális élelmiszerek megközelítésével, illetve az azokra irányuló fogyasztási szokásokkal. Ugyanakkor nem volt jelentős összefüggés az árérzékenység, illetve a tradicionális élelmiszerek fogyasztása és aközött, hogy a fogyasztók mennyire értékelték az érzékszervekre ható tulajdonságokat. Ennek oka lehet a tradicionális élelmiszerek kategóriájának heterogenitása, amely korlátozza annak mértékét, hogy az általános attitűd mennyire érvényesül az adott termékek megvásárlásában.

A tradicionális ételek jellemzően, de nem minden esetben erősen kötődnek a származásuk jellegéhez és helyéhez (Verbeke és mtsai., 2016). Ennélfogva néhány tradicionális étel az EU-ban alkalmas a védelemre és jelenleg is védelem alatt áll a következő három oltalmi rendszer valamelyike szerint: Oltalom Alatt Álló Eredetmegjelölés (PDO), Oltalom Alatt Álló Földrajzi Jelzésű Termék (PGI) és Garantáltan Hagyományos és Különleges Termékek (TSG). Ezeknek az oltalmi rendszereknek a célja, hogy védjék a termelőket és a fogyasztókat a silány minőségű másolatoktól, így csupán egy jóváhagyott termelői csoport/vállalkozás tagjai használhatnak egy-egy bejegyzett nevet. 2015-ben nagyjából 1200 termék állt a PDO, PGI, vagy TSG oltalma alatt az Európai Unióban és számos kiemelkedő minőségű tradicionális élelmiszer élvez jogalkotásból származó előnyöket (De Roest és Menghi, 2000). Ugyanakkor az oltalmi rendszerek hatása számos országban korlátozott a címkék szegényes ismerete miatt vásárlói és termelői oldalról egyaránt, illetve a különféle oltalmi rendszerek közötti különbségek ismeretének hiánya miatt (Gorton és Tregear, 2008; Tregear és mtsai., 1998). Ebből kiindulva a magánkézben lévő márkanév sokszor fontosabb minőségjelzők a fogyasztók számára, mint az eredetmegjelölés címkéje (Kizos és Vakoufari, 2011; Tregear és mtsai., 2007). Egyéb esetekben a nemzeti tanúsítványok, vagy alternatív minőségjelző címkék gyakoribbak lehetnek (De Pelsmacker és mtsai, 2005). Emellett nem az összes tradicionális élelmiszer vonható be a PDO, PGI vagy TSG eredetmegjelölés rendszerébe – például azokban az esetekben, amikor a gyártás nagyon szétszabdalt, vagy az adott termék már általánosan elterjedtnek minősül.

A földrajzi megjelölés és egyéb minőségjelző címkék fogyasztói preferenciáit modellező tanulmányok rámutattak azok heterogenitására (Resano és mtsai., 2012; Vanhonacker és mtsai., 2010). Ezért lényeges kihívás, hogy megértsük ennek a heterogenitásnak a társadalmi-gazdasági és demográfiai sarokpontjait. Ezt a legkönnyebben egy konkrét tradicionális élelmiszerral kapcsolatosan lehet elérni, mivel a tradicionális élelmiszerek kategóriájának heterogenitásából fakadóan az általános kijelentések korlátozottan járulhatnak hozzá a konkrét termékekhez kapcsolódó fogyasztói választás hátterének megértéséhez. Következésképp, Molnár és mtsai. (2011) kijelölt egy olyan kutatási irányt, amely túlmutat az általános fogyasztói percepciókon és preferenciákon a tradicionális élelmiszerekkel és élelmiszerkategóriákkal kapcsolatban.

A mangalica szalámi egy ideális termék a tradicionális élelmiszerekkel kapcsolatos fogyasztói viselkedés felmérésére, mivel ismertsége már hosszú időszakra tehető és egyértelműen része Magyarország gasztronómiai örökségének. Amíg a 19. század második feléig a mangalica volt a legelterjedtebb sertésfajta Magyarországon, az 1970-es évekre szinte teljesen eltűnt a nagyfehér fajtához képest alacsony szintű takarmányhasznosító képessége, hús/szalonna aránya és szaporodási teljesítménye miatt (Egerszegi és mtsai., 2003). 1990-re összesen 200 mangalica maradt, ezáltal a fajta a kihalás szélére jutott (Pocsa, 2012a). Ugyanakkor a fajta iránti érdeklődés újjáéledt és 2011-re már nagyjából 6 200 kocára sikerült megnövelni az állományt és 115 ellenőrzött mangalicatenyésztő működött Magyarországon (Pocsa, 2012a). A mangalicának semmilyen védett státusza nincs európai szinten (pl.: PDO, TSG), ugyanakkor a Mangalicatenyésztők Országos Egyesülete (MOE) végez hazai koordinációs tevékenységet. A MOE tanúsítványt bocsát ki a mangalica sertésekről, ezáltal hivatalosan is garantálva az eredeti mangalicatermékek eredetét. Ugyanakkor az utóbbi években a mangalicatenyésztők többször kerültek nehéz helyzetbe és életképességük megőrzéséhez szükségük van megfelelő számú fogyasztóra, akik hajlandóak megfizetni azt a többletet, amivel ellensúlyozható a fajta gyengébb takarmányhasznosítása és szaporodási mutatója. Ennélfogva kiemelkedően fontos a vásárlók fizetési hajlandósága a mangalica termékekkel kapcsolatban, illetve a megfelelő stratégiák kidolgozása a WTP meghatározására, továbbá a címkézés és a legalkalmasabb kiskereskedelmi láncok megtalálása. Ezeket a szempontokat vizsgálom a következő részekben.

4.3.2. A feltételes választási kísérlet felépítése és adatai

Felépítés

A kísérlet előtt fókuszcsoportos vizsgálatot végeztem a magyarországi sertéságazat szakértőiből, illetve potenciális és jelenlegi vásárlókból annak érdekében, hogy meghatározzam a legfontosabb termékjellemzőket és azok szintjeit. A 33. táblázat bemutatja az eredményként kapott termékjellemzőket és szintjeiket, nevezetesen a különböző kiskereskedelmi árakat, minőségi bizonyítványt (MOE igazolást), a mangalicahús arányát a szalámiban és az értékesítési csatornákat.

A vásárlás idején és a fogyasztást követően lehetetlen felmérni a bizalommal összefüggő minőségi terméktulajdonságokat (Darby és Karni, 1973). Ez jelen esetben egy lényeges szempont, mivel sajnos a mangalicatermékekkel kapcsolatos megtévesztés gyakori jelenség hazánkban. Mivel ezen termékek jellemző kiskereskedelmi ára lényegesen magasabb a megszokott serteshús áránál, a hamisítás és csalás ösztönző ereje viszonylag nagy (Pocsa, 2012b). Annak érdekében, hogy megelőzzük az aszimmetrikus információból eredő piaci bukást és hogy növeljük a fogyasztói bizalmat, harmadik fél általi minősítésre van szükség, mely biztosítja a megfelelő szertederdeknek való megfelelést, így kiemelkedően lényeges a termékek egymástól való megkülönböztetése szempontjából. A mangalica esetében a harmadik fél általi minősítést a MOE végzi.

33. táblázat: A mangalica szalámi termékjellemzői (attribútumok), attribútumszintek és kódolás a diszkrét választási kísérletben

Attribútum	Szint	Hatás kódolás	
A mangalica szalámi kiskereskedelmi ára	1,500 Ft/kg	Folytonos változó	
	2,000 Ft/kg		
	2,500 Ft/kg		
	3,000 Ft/kg		
MOE tanúsítvány	Nincs	-1	-
	Van	1	-
A mangalichús aránya a szalámiban*	50%	-1	-1
	75%	1	0
	100%	0	1
Kiskereskedelmi vásárlási csatorna	Termelői piac	-1	-1
	Hentesüzlet / kisbolt	1	0
	Hiper-/szupermarket	0	1

* Az őshonos állatfajtákból (pl.: mangalica, szürke marha) készült termék megnevezésében akkor szerepelhet az adott állatfajta neve, ha a termék hústartalmának 70%-a az adott fajtából származik. Amennyiben mangalica szaláminaknak nevezik a terméket, a hústartalom legalább 70%-ának mangalichúsból kell lenni. A termék gyártójának, illetve forgalmazójának rendelkezni kell az adott egyedre vonatkozó fajtaazonossági igazolással is, amit a Jr. 6.§ (8) bekezdése ír elő.

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

A mangalichús arányát a szalámiban fontos szempontnak értékeltem a termék megkülönböztetésével kapcsolatban. Egy mangalichúst nem tartalmazó szalámi bevonása is lehetséges lett volna, viszont ezt az alternatívát a – „nem vásárolok (opt-out) opcióba helyeztem bele annak érdekében, hogy a vizsgálatot a lehető legkövethehetőbbé tegyem. Ehelyett a válaszok között a mangalichús különböző arányokkal szerepelt (50%, 75%, 100%). Végezetül, a kiskereskedelmi csatornák típusa (termelői piac; hentes/kis független kiskereskedők; hipermarketek/szupermarketek) szintén jelentős hatással lehet a fogyasztók vásárlási döntéseire (De Pelsmacker és mtsai, 2005; Vecchio, 2010), így ezt a szempontot is figyelembe vettem. A legtöbb szakirodalmi forráshoz hasonlóan nem történt valódi pénzmozgás a kísérlet során. Ez ugyanakkor egyfajta torzításhoz vezethet, viszont Lusk és Schroeder (2004) szerint a marginális WTP értékek becslése esetén az ilyen torzítás elhanyagolható, mivel az eredmények nem különböznek jelentős mértékben a nem hipotetikus körülményektől.

Hatáskódolást (effect code) alkalmaztam dummy kódolás helyett annak érdekében, hogy elkerüljem a bázisszintek és a tengelymetszet-hatás (opt-out) keveredésének problémáját. Bech és Gyrd-Hansen (2005) javaslatának megfelelően egy termékjellemzőn belül a bázisszinteket (nincs tanúsítvány, 50% mangalichús arány és termelői piac, minden egyes jellemzőre vonatkozóan) az egyéb szintek becsült együtthatóinak negatív összegével egyenértékűvé állítottam be. Ez lehetővé tette a hatások becslését az összes szintre vonatkozóan.

Az attribútumok és szintjeik meghatározását követően a teljes faktoriális felépítés (az attribútumszintek összes lehetséges kombinációja) $2^1 \cdot 3^2 \cdot 4^1 = 72$ hipotetikus forgatókönyvet tartalmazott (választási kártyák száma). Nem volt célszerű, hogy a válaszadók a létező választási kártyák összes lehetséges kombinációját értékeljék. Emiatt egy ún. „részleges faktoriális ortogonális főhatás” vizsgálati elrendezést (fractional factorial orthogonal main design) (Kuhfeld és mtsai., 1994) alkalmaztam (ez az attribútumszintek lehetséges kombinációjának csak kis számát tartalmazta), amivel ezt a számot 16-ra csökkentettem. A kártyákat ún. döntési halmazokba (choice set) rendeztem és a kísérlet során a résztvevők 8 választási csoport közül választhattak (34. táblázat). Minden döntési halmaz esetén volt egy „nem vásárolok/kiugrási (opt-out)” lehetőség azért, hogy a felmérés emlékeztessen a

gyakorlatban előforduló vásárlási helyzetre és hogy megelőzzem a kikényszerített választásokat, amelyek egyébként eltúloznák egy adott alternatíva választásának valószínűségét (Hensher és mtsai., 2005).

34. táblázat: **Példa a választási kártyákra**

Megnevezés	‘A’ termék	‘B’ termék	Egyik sem
Ár (Ft/kg)	1 500	2 500	
MOE tanúsítvány	Van	Van	
Mangalicahús aránya a szalámiban	75%	50%	
Kiskereskedelmi egység	Hiper- /szupermarket	Hentesüzlet / kisbolt	
Az Ön választása	☐	☐	

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

Az ortogonális főhatás elrendezés feltételezi, hogy nincs kapcsolat a különféle attribútumok között (azaz szintjeik függetlenek egymástól). Louviere és mtsai. (2000) és Lusk és mtsai. (2003) feltételezése szerint a főhatások jellemzően a variancia jelentős részét magyarázzák a modellben és az ilyen kialakítás rendszerint jó előrejelző képességgel rendelkezik.

Adatok

A kérdőívet előzetesen 50 véletlenszerűen kiválasztott fogyasztóval teszteltem és ennek megfelelően később módosítottam. A végső felmérés 2012. augusztus és október között történt az Észak-Alföldi régióban. Azért választottam ezt a térséget, mivel hazánkban ez a legjelentősebb régió a mangalicatenyésztés szempontjából – a teljes kocaállomány közel 40%-át tenyésztik itt, továbbá szintén itt található a MOE székhelye. Az adatgyűjtés személyes kérdőíves megkérdezéssel történt kérdezőbiztosok segítségével. Összesen 309 személy válaszait sikerült összegyűjtenem. Az adatgyűjtést a régió hat városában és 18 községében végeztem. A városokban a fogyasztókat öt hiper- és szupermarketben (Auchan, Tesco, Interspar/Spar, Match), hét termelői piacon és 11 hentesboltban/kisboltban kérdeztem meg. A 2000-es évek közepétől már a magyarországi hiper- és szupermarketekben is elérhetőek voltak a mangalicatermékek. A községekben 23 hentesboltban/kisboltban és 18 termelői piacon végeztem adatgyűjtést.

A kérdőív három részből állt. Az első részben a válaszadók beszámoltak a jelenlegi sertéshús vásárlási szokásaikról (vásárolt termékféleségek és jellemző kiskereskedelmi egységek), illetve hogy fogyasztottak-e korábban mangalica termékeket (*Tapasztalat* változó). A második részben a válaszadók részt vettek a diszkrét választási kísérletben. A harmadik rész a demográfiai/társadalmi-gazdasági kérdésekre vonatkozott. A válaszadókat kvótás mintavétel alapján választottam ki a reprezentativitás érdekében (kor, nem és lakóhely tekintetében) az Észak-Alföldi régióból. A diszkréció és a maximális válaszadási arány biztosítása érdekében a jövedelemre vonatkozó kérdés nem közvetlen volt, hanem a válaszadók kategóriákba sorolhatták magukat, miután közölték velük az egy főre eső havi bruttó jövedelem országos átlagát. A 35. táblázat tartalmazza a minta jellemzőit. Ezeket a jellemzőket a következő báziskategóriák szerint kódoltam: férfi, legalacsonyabb iskolai végzettség, legalacsonyabb jövedelem és nincs tapasztalata a mangalica hússal kapcsolatban.

35. táblázat: A felmérés leíró statisztikája

Demográfiai / társadalmi-gazdasági kategóriák	Minta (n=309)	Észak-Alföldi régió*
Nem (%)		
Nő	56,3	52,1
Férfi	43,7	47,9
Életkor (átlag)	40,1	40,2
Lakóhely		
Városi	62,8	68,1
Vidéki	37,2	31,9
Legmagasabb iskolai végzettség (%)		
(1): Általános iskola	8,8	–
(2): Középiskola	51,1	–
(3): Egyetem	40,1	–
Havi bruttó jövedelem (%)		
(1): Jelentősen az átlag alatt	39,6	–
(2): Átlag alatt	18,4	–
(3): Átlagos	25,2	–
(4): Átlag felett	16,8	–
Tapasztalat – korábban fogyasztott mangalicát (%)		
Igen	51,5	–
Nem	48,5	–

*A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) adata (2011)

http://www.ksh.hu/nepszamlalas/tables_regional_00?lang=en

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

4.3.3. A kérdőíves elemzés eredményei

Mielőtt rátérnék a modellbecslésekre, röviden áttekintem a sertéshússal (ezen belül a mangalicával) kapcsolatos kutatásom eredményeit, részletezve a megkérdezettek vásárlási szokásait, illetve a vásárlási motivációit. A felmérés kimutatta, hogy friss sertéshúst vásárolnak leggyakrabban hentesüzletekben / kisboltokban (51%), hiper- és szupermarketekben (29%), illetve termelői piacokon (15%), továbbá a válaszadók 5%-a nem vásárol friss sertéshúst. A többszatsornás kiskereskedők nagyobb piaci részesedéssel rendelkeznek az olyan feldolgozott sertéshúskészítmények kapcsán, mint a szalámi, a válaszadók 49%-a esetében ugyanis ez a vásárlás legfőbb helye, szemben a hentesüzletekkel / kisboltokkal (34%), illetve a termelői piacokkal (8%), ugyanakkor a válaszadók 9%-a soha nem vásárol feldolgozott sertéshúskészítményeket. A fogyasztás gyakoriságát illetően a válaszadók 43%-a heti egyszer, vagy sűrűbben fogyaszt friss sertéshúst / sertéshústermékeket, 45% havonta egyszer, 5% félévente és 7% soha nem fogyaszt. A felmérés kitért a válaszadók mangalicafogyasztási szokásaira is. A válaszadók 51%-a (N=159) rendszeresen vásárol, vagy fogyaszt mangalicatermékeket, míg a többiek soha nem kóstolták még a mangalicát. A fogyasztás nagy része a hagyományos feldolgozott formára (szalámi) irányul, nem pedig a friss húsrá. Összességében a rendszeres mangalicafogyasztók 31%-a fogyasztja ezt a tradicionális élelmiszert havonta egyszer, 36% fogyasztja körülbelül évente kétszer és 23% ritkábban, mint félévente egyszer. A válaszadók kis százaléka (9%) heti egyszer, vagy még gyakrabban fogyaszt mangalicahúst. A fogyasztás indoka kapcsán elmondható, hogy a rendszeres mangalicavásárlók nagy része (N=76) azért részesíti előnyben ezt a húst, mert őshonos és része a gasztronómiai örökségnek, de a további jelentősebb indokok között megemlíthetők az egészségügyi előnyei (N=69) és a kiemelkedő ízvilága (N=64).

Három modellspecifikáció eredménye

36. táblázat: A modellbecslések eredményei

Megnevezés	MNL	RPL (lognormál ár)		GMNL-WTP-tér	
	Átlag	Átlag	Eloszlás	Átlag	Eloszlás
Ár (ezer Ft)	-1,079*** (0,081)	-0,538*** (0,109)	-0,927*** (0,050)	-1 (normalizált) -	-
Opt-out	-3,043*** (0,411)	-7,351*** (1,051)	5,378*** (0,525)	-6,251*** (0,892)	2,419*** (0,300)
Tanúsítvány	0,493** (0,228)	1,048** (0,490)	1,744*** (0,199)	0,504** (0,203)	0,682*** (0,062)
Arány75	0,254 (0,186)	0,694** (0,289)	0,228 (0,150)	0,236 (0,152)	0,298*** (0,066)
Arány100	0,481*** (0,172)	0,819** (0,397)	0,887*** (0,133)	0,421** (0,166)	0,305*** (0,056)
Hipermarket	-0,771*** (0,215)	-1,499*** (0,389)	0,959*** (0,154)	-0,641*** (0,187)	0,458*** (0,072)
Hentesüzlet	0,376** (0,191)	0,921** (0,341)	0,538*** (0,139)	0,291** (0,130)	0,236*** (0,059)
skála (átlag)	-	-	-	2,199*** (0,145)	-
skála hetero- genitás (τ)	-	-	-	0,557*** (0,062)	-
Opt-out $\times$ z					
Jövedelem4	0,224 (0,306)	-1,198* (0,717)	-	-0,454 (0,655)	-
Tapasztalat	-0,368* (0,191)	-0,495 (0,469)	-	-0,666 (0,437)	-
Tanúsítvány $\times$ z					
Jövedelem4	-0,316* (0,176)	-0,734* (0,403)	-	-0,247 (0,159)	-
Végzettség3	0,449** (0,217)	0,761 (0,469)	-	0,365* (0,197)	-
Arány75 $\times$ z					
Tapasztalat	0,210** (0,100)	0,324* (0,174)	-	0,190** (0,079)	-
Hipermarket $\times$ z					
Jövedelem2	0,409** (0,165)	0,558* (0,279)	-	0,335*** (0,130)	-
Jövedelem3	0,297* (0,156)	0,366 (0,265)	-	0,224* (0,120)	-
Jövedelem4	0,324 (0,201)	0,547* (0,318)	-	0,210 (0,150)	-
Hentesüzlet $\times$ z					
Végzettség3	-0,319* (0,181)	-0,595* (0,318)	-	-0,146 (0,125)	-
megfigyelések száma: 7416	PseudoR ²	LL	AIC	BIC	
MNL	0,161	-2278,597	4655,194	4993,852	
RPL (lognormális áregyűthető)	0,315	-1861,091	3876,181	4408,358	
GMNL-WTP-tér	0,293	-1918,748	3979,497	4470,206	

a *, **, és *** 10%, 5%, és 1% statisztikai szignifikancia szintjét jelzik; Paraméter értékek (Robosztus standard hiba) A hatáskódok bázisszintjei (átlagok)

Nincs egyesületi igazolás/tanúsítvány: -0,493 (MNL); -1,048 (RPL); -0,504 (GMNL)

Arány 50%: -0,735 (MNL); -1,513 (RPL); -0,657 (GMNL)

Termelő: 0,395 (MNL); 0,578 (RPL); 0,350 (GMNL)

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

A 36. táblázat bemutatja a három modellspecifikáció eredményeit. Az első oszlopban az egyszerű MNL modell részletei láthatóak, amikor az összes paraméter rögzített. A második oszlop az RPL modell becslését mutatja be az ár együttható lognormális eloszlásával. Végül a GMNL-WTP tér modell látható, ahol az ár együtthatót -1-re normáltam és az attribútum együtthatókat WTP értékeként értelmezem. Az RPL és a GMNL-WTP tér modellek becslése a felhasználók által írt STATA modul Gu és mtsai. (2013) segítségével történt. 1 000 Halton-kiválasztást alkalmaztam az összes olyan modell esetében, ahol szükséges volt a szimuláció. A 36. táblázat felső része tartalmazza a véletlenszerű (válaszadó-specifikus) együtthatók átlagát és szórását. A skálát 1-re normáltam az első két modell esetén és csupán a GMNL specifikációra végeztem el a becslést. Az alsó rész a szocio-demográfiai összefüggések hatásait mutatja az együtthatók átlagával. A hasznossági együtthatók bázisszintjeit is közlöm, hasonlóan más diszkrét választási kísérletet bemutató vizsgálatokhoz, ahol kódolást alkalmaztak (pl.: Collins és mtsai., 2011). A hatáskódolás miatt ezek az adott attribútum egyéb szintjeinek negatív összegei. Következésképp, a dummy kódolástól eltérően ezek az értékek nem keverednek az ASC-vel, vagy egymással.

A 36. táblázat alapján kijelenthető, hogy összességében a fogyasztók nagymértékben preferálják a mangalica szalámit. Szinte az összes attribútum (és WTP – 37. táblázat) együttható – majdnem mindegyik specifikáció tekintetében – statisztikailag szignifikáns a bázis demográfiai szegmensre vonatkozóan, mely igazolja azt, hogy a megfelelő főbb terméktulajdonságok kerültek kiválasztásra a kutatás során. Ugyanakkor néhány attribútum átlaga nem különbözik jelentősen a nullától. Az egyszerű MNL modellben ez ahhoz a következtetéshez vezethetne, hogy a válaszadók nem gondolják, hogy ezek a termékjellemzők fontosak a választási döntéseik szempontjából. Ez persze helytelen következtetés lenne, mivel a GMNL modell együtthatóinak szórásai jelentősen különböznek a nullától. A fogyasztók különbözőképp súlyozzák az attribútumokat és ha ezeket a súlyozásokat átlagoljuk, az statisztikai nem szignifikáns eredményhez vezet. Az RPL és GMNL specifikációk a látens preferencia heterogenitást mérik fel, mely az MNL eredményekben rejtve marad (Hu, 2006).

37. táblázat: **WTP becslés leíró statisztikai adatai**

Attribútum /szint	Modell	Átlag	Medián	Szórás	CV	Százalék (5%)	Százalék (95%)	Min.	Max.
Igazolás / Tanúsítvány	RPL	0,942	0,451	2,648	2,811	-1,463	4,868	-124,619	264,666
	GMNL MNL	0,504 0,457	0,504 0,457	0,682 0	1,352 0	-0,617 0,457	1,626 0,457	-3,115 0,457	4,185 0,457
Nincs igazolás / tanúsítvány	RPL	-0,942	-0,451	2,648	2,811	-4,868	1,463	-264,666	124,619
	GMNL MNL	-0,504 -0,457	-0,504 -0,457	0,682 0,457	1,352 0	-1,626 -0,457	0,617 -0,457	-4,185 -0,457	3,115 -0,457
Arány 50%	RPL	1,359	-0,769	2,029	1,493	-4,662	-0,0023	-173,128	32,197
	GMNL MNL	-0,657 -0,680	-0,657 -0,680	0,426 0	0,649 0	-1,358 -0,680	0,0438 -0,680	-2,857 -0,680	1,543 -0,680
Arány 75%	RPL	0,623	0,384	0,793	1,273	0,070	1,947	-1,908	67,470
	GMNL MNL	0,236 ^a 0,235 ^a	0,236 0,235 ^a	0,298 0	1,261 0	-0,253 0,235 ^a	0,726 0,235 ^a	-1,452 0,235 ^a	1,758 0,235 ^a
Arány 100%	RPL	0,736	0,376	1,495	2,032	-0,432	3,060	-46,540	109,541
	GMNL MNL	0,421 0,445	0,421 0,445	0,305 0	0,725 0	-0,080 0,445	0,923 0,445	-1,092 0,445	1,993 0,445
Hipermarket	RPL	-1,347	-0,755	2,059	1,529	-4,680	0,033	-193,496	38,370
	GMNL MNL	-0,641 -0,715	-0,641 -0,715	0,458 0	0,714 0	-1,395 -0,715	0,112 -0,715	-3,271 -0,715	1,686 -0,715
Hentesüzlet	RPL	0,827	0,471	1,220	1,474	0,013	2,812	-17,079	112,246
	GMNL MNL	0,291 0,349	0,291 0,349	0,236 0	0,811 0	-0,097 0,349	0,679 0,349	-0,935 0,349	1,525 0,349
Termelő	RPL	0,519	0,244	1,638	3,154	-1,024	2,906	-70,682	164,398
	GMNL MNL	0,350 0,366	0,351 0,366	0,515 0	1,470 0	-0,497 0,366	1,198 0,366	-2,553 0,366	3,286 0,366

^a Az attribútum együttható átlaga nem különbözött szignifikánsan a nullától.

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

38. táblázat: A WTP együtthatók variancia-kovariancia mátrixa – GMNL-WTP-tér modell

Megnevezés	$\beta_{opt-out}$	$\beta_{Tanúsítvány}^*$	$\beta_{Arány75}^*$	$\beta_{Arány100}^*$	$\beta_{Hipermarket}^*$	$\beta_{Hentesüzlet}^*$
$\beta_{opt-out}$	5.85*** (1.452); [1]	1.00*** (0.235); [0.61]	0.00 (0.184); [0.00]	0.36** (0.177); [0.49]	-0.32 (0.225); [-0.29]	0.17 (0.142); [0.29]
$\beta_{Tanúsítvány}^*$		0.46*** (0.084); [1]	0.12*** (0.043); [0.59]	0.05 (0.046); [0.24]	-0.09* (0.047); [-0.28]	0.02 (0.032); [0.14]
$\beta_{Arány75}^*$			0.09** (0.039); [1]	0.02 (0.023); [0.18]	-0.09*** (0.035); [-0.66]	0.02 (0.019); [0.31]
$\beta_{Arány100}^*$				0.09*** (0.034); [1]	-0.02 (0.034); [-0.11]	-0.02 (0.025); [-0.23]
$\beta_{Hipermarket}^*$					0.21*** (0.066); [1]	-0.09*** (0.034); [-0.86]
$\beta_{Hentesüzlet}^*$						0.06** (0.028); [1]

*, **, és *** jelöli a 10%-os, az 5%-os és az 1%-os szignifikancia szinteket; Paraméter értékek (Robosztus standard hiba); [Korrelációs együtthatók]

Forrás: Balogh és mtsai. (2016)

A random paramétereket úgy határoztam meg, hogy vizsgáltam a közöttük lévő korrelációkat. A 38. táblázat tartalmazza a GMNL-WTP tér modell teljes variancia-kovariancia mátrixát. Az összes véletlenszerű modell becslése először korrelálatlan együtthatókkal történt. Ezekkel összehasonlítva a 36. táblázatban feltüntetett eredményeket látható az, hogy a korrelált esetek sokkal jobban illeszkednek az általam összegyűjtött adatokra. A preferencia heterogenitás mellett szintén statisztikailag szignifikáns a skála heterogenitás, ezért az egyénenként azonos léptékű skálák feltételezését el kell vetni. A modell illesztések jóságát Wald-tesztekkel vizsgáltam, amelyek megmutatták minden egyes modell esetében a magyarázó változók együttes szignifikanciáját.

A különféle specifikációk (modellváltozatok) összehasonlítása kapcsán látható, hogy az RPL modell jobban illeszkedik az adatokhoz, mint a másik két modell típus. Ez hasonló Train és Weeks (2005) eredményeihez, de a piaci értékesítés szempontjából, amelyben a WTP eloszlás létező momentumaira (különösen átlagaira) van szükség, szemben a szimulált arányú együtthatók megközelítésével, a GMNL-WTP tér modell sokkal realisabb eredményeket adott. Ezek az eredmények a 37. táblázat értékei között láthatók, ahol megfigyelhető, hogy nagyon nagy különbségek vannak az RPL modell által becsült átlag és medián értékek között. A modell megfelelő illeszkedése ellenére a becsült eloszlások erősen torzulnak. Az RPL modell értékei minden esetben nagyobb szórást mutattak. A kiugró értékek vizsgálata után kijelenthető, hogy a százaléktér, illetve a minimum és a maximum értékek nem a gazdaságilag elfogadható intervallumban helyezkednek el. A GMNL-WTP tér modellben ezek a mutatók egy jóval alacsonyabb intervallumban szóródnak.

Hole és Kolstad (2011) kutatása alapján a szimuláció során tízmillió véletlenszerű mintavételt végeztem az RPL modell attribútum együttható eloszlásából (melyeket aztán elosztottam az ár együttható eloszlásából vett futtatásokkal) és a GMNL modell WTP eloszlásaiból. A 37.

táblázat tartalmazza a WTP eloszlásokat a demográfiai bázisszegmensre vonatkozóan az adott modellvariánsok esetében. A három modell eredményei előjelüket illetően megegyeznek, de a 37. *táblázat* rámutat, hogy a három specifikáció eredményei különböző WTP értékeket generálnak. Ez fontos információ a marketing szakemberek és más döntéshozók számára, akik arra törekednek, hogy igazolják ezekhez az attribútumokhoz tartozó extra (magasabb) árakat. A hatáskódolás eredményeit felhasználva lehetséges kiszámolni az összes attribútumszint pénzben kifejezett értékét. Az olyan bináris attribútum esetén, mint az egyesületi igazolás az attribútum hiánya (“nincs igazolás”) az együttható negatív értékét jelenti. Így a hasznossági különbség egy termék igazolással ellátott és igazolás nélküli változata között úgy számítható ki, hogy vesszük az igazolás együtthatójának kétszeresét. Általánosságban véve az egyik attribútum szintről a másikra váltás fizetési hajlandósága a megfelelő együtthatók különbsége (Collins és mtsai., 2011).

A megkérdezettek átlagosan pozitívan értékelik az egyesületi igazolás, mint minőségi tanúsítvány meglétét és hajlandóak 914 Ft – 1 884 Ft-tal is többet fizetni egy olyan termékért, amely rendelkezik igazolással, mint egy olyanért, amely nem ($WTP_{\text{igazolás}} - WTP_{\text{nincs igazolás}}$). Ez az eredmény összhangban áll a harmadik fél által biztosított tanúsítvány értékével a bizalmi minőségi attribútumok valódiságának igazolása érdekében (van Ittersum és mtsai., 2007; Zanolli és mtsai., 2013). A termékkel szembeni átlagos preferenciával kapcsolatos kutatási eredményeket alátámasztja, hogy a fajtatiszta mangalicából készült szalámi vonzóbb alternatíva a fogyasztóknak, mint a keresztezett fajtákból készült hasonló termék.

A vásárlás helyét illetően érdekes információ az, hogy a hiper- és szupermarketek kevésbé preferáltak a termelői piacokhoz és a kisebb hentesboltokhoz képest. A döntéshozók a termelői piac attribútumát a következő szinteken értékelik: 366 Ft (MNL), 519 Ft (RPL) és 350 Ft (GMNL), így a következők szerint alakul a felárfizetési hajlandóság az eltérő modellek esetében: 1 081 Ft, 1 866 Ft, 992 Ft, szemben a hiper- és szupermarketekben történő beszerzéssel ($WTP_{\text{termelői piac}} - WTP_{\text{hiper- és szupermarket}}$). Ez az eredmény összhangban van azzal, ahogy a fogyasztók jellemzően előnyben részesítenek kisebb, helyi termelőket különlegesebb élelmiszerek vásárlásakor (Kneafsey, 2012; Tregear és Ness, 2005; Vecchio, 2010). A termék jellemzők implicit értékének számszerűsítése során jelentős különbségek tapasztalhatóak a válaszadók között. Emellett minden egyes attribútum esetén vannak olyan fogyasztók, akik az adott attribútumot a sokaság átlagával ellentétesen értékelik (a válaszadók 23%, 21%, 8%, 8% és 11%-a a GMNL attribútum együtthatók esetén a 36. *táblázatban*). Ezekkel a vásárlókkal számolni kell a piac-szegmentáció során. Ahelyett, hogy csupán átlagos WTP értékeket alkalmaznánk, ezt a heterogenitást figyelembe kell venni. A vásárlók anyagi helyzetének részletesebb ismerete nagy előnye a véletlenszerű együttható modelleknek az MNL-lel való összehasonlításban, amely preferencia heterogenitást feltételez. Emellett mivel a WTP értékében jelentős különbségek tapasztalhatók az RPL és GMNL specifikációk között, a skála heterogenitás szerepe fontosnak tűnik.

A következőkben elemzem az attribútum értékelések közötti összefüggéseket. A 38. *táblázat* tartalmazza a WTP együttható variancia-kovariancia mátrixát a GMNL-WTP tér specifikációja kapcsán, mivel ez a modell adta a gyakorlatban legjobban hasznosítható eredményeket. Statisztikailag szignifikáns pozitív összefüggést tapasztaltam a minőségi tanúsítvány megléte és a 75% mangalicahús arány értékelése között, azaz azok a fogyasztók, akik magasabb fizetési hajlandóságot mutatnak az egyesületi igazolással ellátott szalámi iránt jellemzően magasabbra értékelik a 75%-os mangalicahús arányt is. Ugyanakkor ezek a fogyasztók kevesebbet fizetnének a hiper- és szupermarketekben kapható ugyanolyan beltartalmú termékekért, aminek egyik lehetséges magyarázata ezen válaszadók minőség tudatosságában, illetve abban a tényben rejlik, hogy bíznak a kisebb, helyi üzletekben. Emellett azok a fogyasztók, akik magasabbra értékelik a hentesboltokat és a kisebb üzleteket, alacsonyabb WTP értékkel rendelkeznek a

hiper- és szupermarketek esetében, amely nem meglepő, ha figyelembe vesszük ezen kiskereskedelmi csatornák közötti versenyt és egymással ellentétes tulajdonságaikat.

Megfigyelve az opt-out értékeket a mangalica szalámi választásából eredő kevésbé pozitív hasznosság (nagyobb elutasítási együttható) kapcsán nagyobb WTP értékekről beszélhetünk az egyesületi igazolás meglétét, illetve a fajtatiszta mangalicából készült szalámit illetően. **Azok a válaszadók, akik kevésbé hajlandóak a termék megvásárlására és ugyanakkor nincs tapasztalatuk a mangalica termékek fogyasztásában (36. táblázat) nagyobb hangsúlyt fektetnek a minőségi tanúsítvány meglétére.** Ezt egy fontos kutatási eredménynek tartom a tradicionális élelmiszerek marketing politikája szempontjából. **Az egyesületi igazolás csökkenti az információs aszimmetriát és ezáltal jelentős hatással lehet a potenciális fogyasztókra,** akik – minden tényezőt azonosnak tekintve – kevésbé döntésképesek a választásaik során és viszonylag gyengébb preferenciával rendelkeznek ezen konkrét termék esetén. Ezért is emelném ki azt, hogy **a tradicionális élelmiszerek fogyasztói bázisának növelése érdekében nagyon lényeges valamilyen minőségi tanúsítvány feltüntetése a csomagoláson.**

Ami a szocio-demográfiai összefüggéseket illeti, a termékkel kapcsolatos valamilyen előzetes tapasztalat, a jövedelem és az iskolai végzettség láthatóan jelentősen befolyásolják a fogyasztói preferenciákat és a fizetési hajlandóságot. **Az MNL modellben, ahogy ez várható volt, a korábbi tapasztalatnak statisztikailag szignifikáns negatív hatása van az opt-out opcióra. Azok a fogyasztók, akik már kóstolták a mangalica szalámit sokkal kevésbé valószínű, hogy lemondanak a termékről.** Ez azt sugallja, hogy a termék kipróbálásának ösztönzése által kiváltott hatás megjelenik a WTP értékében is. **A több tapasztalattal rendelkező fogyasztók szintén jobban preferálják a 75%-os mangalicahús arányú termékeket, mint a kevésbé tapasztalt fogyasztók.** Ez szintén alátámaszthatja a korábbi fogyasztás pozitív hatását a jelenlegi preferenciákra. **A nagyobb jövedelemmel rendelkező válaszadók jellemzően kevésbé utasítják el a hipermarketeket mangalica szalámi vásárlása szempontjából, mint az alacsonyabb jövedelműek.** A jobb anyagi helyzetben lévő döntéshozók valószínűbb, hogy rendelkeznek személygépkocsivalemiatt számukra könnyebben elérhetőek a város szélén elhelyezkedő hipermarketek.

Végezetül, összhangban Nayga és mtsai. (1998) és Drichoutis és mtsai. (2005) kutatásaival, a kapott eredményeim alapján kijelenthető, hogy **az egyetemi végzettséggel rendelkező válaszadók még nagyobb hangsúlyt fektetnek a minőségi tanúsítvány meglétére.** Ezek a fogyasztók jellemzően jobban ismerik ennek az extra információnak a fontosságát. Ezért fontos lenne az egyesületi igazolással kapcsolatos információ hozzáférhetőségének a szélesítése azáltal, hogy a fő üzenetet (azaz, hogy a mangalica szalámi egy harmadik fél által hitelesített) a lehető legerőteljesebben és legegyszerűbben fogalmazzuk meg. Összességében ezek a társadalmi-gazdasági / demográfiai eszközök nagyon relevánsak és – ellentétben számos hasonló kutatással, melyek nem veszik figyelembe ezeket a hatásokat a WTP megállapítása során – vizsgálatuk hozzájárul a fogyasztói magatartás jobb megértéséhez, illetve a tradicionális élelmiszerek piacának javításához szükséges stratégiákhoz.

A heterogenitás forrásának látens osztályú (LC) modellelemzése

A GMNL-WTP-tér modell eredményeinek demográfiai jellemzőkkel történő kiegészítése érdekében látens osztályú modellelemzést végeztem. A fogyasztói szegmensek számát illeszkedési statisztikával határoztam meg. A BIC és a CAIC mutatók értékeinek csökkenése mutatja meg azt, hogy melyik modell változat a legjobb (Pacífico és Yoo, 2012). Ebből az következik, hogy a három osztállyal rendelkező modell illeszkedett a legjobban az adatokhoz (39. táblázat).

39. táblázat: LC modell illeszkedési statisztikái

LC modellek	Paraméterek száma	LL	CAIC	BIC
2 osztály	26	-2020,432	4215,931	4189,931
3 osztály	45	-1952,168	4207,337	4162,337
4 osztály	64	-1908,594	4248,121	4184,121
5 osztály	83	-1878,500	4315,868	4323,868

Forrás: Saját számítás (2017)

A 40. táblázat tartalmazza a LC becsléseket. A táblázat felső része az attribútum együtthatókat, míg a második része a demográfiai változók osztályonkénti együtthatóit mutatja. A 41. táblázatban az LC modell WTP becsléseit mutatom be. Az első két szegmens majdnem ugyanolyan nagy, míg az utolsó körülbelül az összes válaszadó felét tartalmazza. Jelentős különbségek figyelhetők meg a három osztály között. Érdekes, hogy a 2. osztályba tartozó egyének kevésbé érzékenyek és egyben a legkevésbé valószínű, hogy mangalica szalámit vásárolnak hiper-, vagy szupermarketekben. Ehelyett jobban befolyásolja őket az egyesületi igazolás megléte és vásárlás szempontjából előnyben részesítik a termelői piacokat. Ezt az osztályt elneveztem „fogyasztói célcsoportnak”, mivel nem nagyon zavarja őket a magas ár és elég tudatosak ahhoz, hogy figyeljenek a különböző igazolásokra/tanúsítványokra, ugyanakkor mégis kicsi a valószínűsége, hogy mangalica terméket vásárolnak. Ők lehetnek a jövőbeli marketing kampányok célcsoportja. Ami az adott osztályba tartozás valószínűségét illeti, ez a csoport jellemzően képzetesebb és városi környezetben él. A korábbi kutatások összhangban vannak a jelenlegi eredményeimmal, mivel Nayga és mtsai. (1998) és Drichoutis és mtsai. (2005) szerint az érzékenyebb fogyasztók kevesebb figyelmet fordítanak a táplálkozási információkra és címkékre, míg a magasabb képzettséggel rendelkezők jellemzően jobban megértik és értelmezik ezeket az információkat. Tény, hogy az 1. osztályba tartozó fogyasztók nagyon érzékenyek, ugyanakkor nem annyira befolyásolja őket a minőségi tanúsítvány megléte. A GMNL modellhez hasonlóan ebbe az osztályba tartozó egyének pozitívabb véleménnyel rendelkeznek a mangalica termékekről. Ezeket a válaszadókat „kedvezménykeresőknek” nevezném, mivel őket könnyebb vásárlásra ösztönözni árengedményekkel. Végezetül, a 3. osztályba tartozó egyénekre a leginkább jellemző, hogy mangalica szalámit vásárolnak (a GMNL modellel összhangban és jellemzően fiatal fogyasztók), mérsékelten érzékenyek és hajlandóak többet fizetni a hentesboltból származó szalámiért, ugyanakkor nem annyira vannak rossz véleménnyel a hipermarketekről sem. Ez az osztály rendelkezik a legnagyobb fizetési hajlandósággal a 75%-os mangalica-arányú szalámmal kapcsolatban, amely – a tapasztalatok alapján – a legjobb ízű. Ezt a csoportot „tapasztalt vásárlóknak” neveztem el.

40. táblázat: A Látens osztályú modell (LC) becsült paraméterei (a referencia kategória a 3. osztály)

Megnevezés	1: „kedvezmény- keresők”	2: „fogyasztói célcsoport”	3: „tapasztalt vásárlók”
Opt-out	-5,372*** (1,207)	-0,380 (0,939)	-6,108*** (1,275)
Ár (ezer Ft)	-2,471*** (0,674)	-0,754*** (0,308)	-1,273*** (0,222)
Igazolás	0,558* (0,301)	2,129*** (0,398)	0,609*** (0,167)
75% mangalica	0,397** (0,192)	0,383*** (0,121)	0,717*** (0,163)
100% mangalica	0,353 (0,217)	0,344 (0,241)	0,151* (0,089)
Hipermarket	-0,997*** (0,176)	-1,003*** (0,195)	-0,648*** (0,118)
Hentesbolt	0,176 (0,164)	0,306* (0,185)	0,505*** (0,161)
Osztály részaránya (%)	24,9	25,4	49,7
A szocio-demográfiai csoportok paraméterei			
Tapasztalat	-0,890* (0,528)	-0,464 (0,330)	-
Kor2	0,838 (0,567)	0,543 (0,407)	-
Kor3	1,494** (0,625)	1,098** (0,494)	-
Kor4	1,406** (0,646)	1,116** (0,507)	-
Végzettség2	-0,208 (0,568)	1,176 (0,716)	-
Végzettség3	-0,171 (0,632)	1,529** (0,745)	-
Jövedelem2	0,892 (0,576)	0,176 (0,426)	-
Jövedelem3	1,054 (0,648)	-0,080 (0,379)	-
Jövedelem4	-0,166 (0,740)	-0,738* (0,443)	-
Nő	-0,210 (0,560)	-0,441 (0,331)	-
Városi lakos	-0,502 (0,393)	0,649* (0,355)	-
Konstans	1,065 (1,103)	-2,412*** (0,872)	
	LL	CAIC	BIC
Elemzés: 7416	-1952,168	4207,337	4162,337
Pszedo R ² = 0,2812			

*, **, és *** jelöli a 10%-os, az 5%-os és az 1%-os szignifikancia szinteket; Paraméter értékek (Robosztus standard hiba)

Forrás: Saját számítás (2017)

41. táblázat: LC modell WTP becsléseinek értékei

LC modell osztályai	Igazolás	75% mangalica	100% mangalica	Hipermarket	Hentesbolt
1. osztály	0,223 (0,147; 0,299)	0,159 (0,061; 0,250)	0,142 (0,051; 0,244)	-0,401 (-0,492; -0,311)	0,071 (-0,008; 0,151)
2. osztály	2,802 (1,927; 5,363)	0,506 (0,174; 0,992)	0,457 (0,067; 0,994)	-1,323 (-2,714; -0,776)	0,401 (0,084; 0,971)
3. osztály	0,478 (0,336; 0,637)	0,563 (0,427; 0,698)	0,119 (-0,028; 0,298)	-0,510 (-0,727; -0,355)	0,396 (0,284; 0,509)

Megjegyzés: WTP átlagok (95% konfidencia intervallumok); A WTP és a konfidencia intervallum meghatározása a Krinsky – Robb bootstrapp eljárással történt (Krinsky és Robb, 1986), 10 000 ismétlésszámmal

Forrás: Saját számítás (2017)

Végezetül, a minden egyes válaszadóra megkapott becsült osztályhoz tartozó valószínűségek, illetve a releváns dummy magyarázó változók alapján lehetséges számszerűsíteni a három csoport minden egyes változójának elvárt értékét (Hess és mtsai., 2011). Például nő_n = 1,

amennyiben az n válaszadó nő, egyéb esetben 0. A (44) egyenlet adja meg az s osztály női dummy változójának elvárt értékét.

$$n\check{o}_{osztály_s} = \frac{\sum_{n=1}^N P(n_s) \cdot n\check{o}_n}{\sum_{n=1}^N P(n_s)} \quad (44)$$

Ezek az értékek megerősítik az LC együtthatók alapján kapott eredményeket a 40. táblázatban. Ahogy a 42. táblázat értékeiből is látszik, a tapasztalt vásárlók aránya a 3. osztályban a legmagasabb, a „fogyasztói célcsoportban” a legnagyobb az egyetemi végzettséggel rendelkezők és a városi lakosok aránya, a „kedvezménykeresők” osztályra pedig a legjellemzőbb az, hogy a legmagasabb jövedelem kategóriában ők vannak a legkevesebben.

42. táblázat: Várható értékek a demográfiai dummy változók esetében

Megnevezés	1: „kedvezmény- keresők”	2: „fogyasztói célcsoport”	3: „tapasztalt vásárlók”
Tapasztalat	0,39	0,51	0,58
Kor2	0,26	0,25	0,28
Kor3	0,30	0,26	0,18
Kor4	0,29	0,26	0,21
Végzettség2	0,58	0,51	0,48
Végzettség3	0,29	0,46	0,43
Jövedelem2	0,23	0,19	0,16
Jövedelem3	0,35	0,23	0,21
Jövedelem4	0,10	0,15	0,21
Nő	0,54	0,53	0,59
Városi lakos	0,49	0,74	0,64

Forrás: Saját számítás (2017)

Az eddigiek alapján megállapítható, hogy vizsgáltam egy meghatározott tradicionális ételkészítési (mangalica szalámi) attribútumaival kapcsolatos fogyasztói fizetési hajlandóságot (WTP). A kiskereskedelmi ár, a minőségi tanúsítvány, a kiskereskedelmi csatorna és a hús összetétele (fajtatiszta, vagy keresztezett) fontos attribútumként szerepelnek a fogyasztók döntéseiben. A kapott eredményekből kijelenthető, hogy a javasolt modell specifikációk különösen hasznosak lehetnek a döntéshozók és marketinges szakemberek szempontjából, mivel – a szimulált együttható arányokkal szemben – értelmezhető és kézenfekvő WTP eloszlásokat eredményeztek. A diszkrét választási kísérlet (DCE) során kimutattam, hogy a fogyasztók általánosságban fontosnak tartják a minőségi tanúsítványt (egyesületi igazolást), a termelői piacokról származó termékeket és a teljes mértékben mangalicahúsból készült szalámit. Ugyanakkor a vizsgált termék attribútumok kapcsán kiszámított WTP értékek jelentős különbségeket mutatnak a válaszadók között.

Az eddigi eredményeimből három döntéshozói következtetést tudok levonni. Először is a tradicionális ételkészítési hajlandóságért a fogyasztók hajlandóak jelentős pluszkiadást fizetni az egyéb általános (kommersz) alternatív termékekkel szemben. Ez a jelenség még az elmaradottabb EU régiókban is megfigyelhető és bizonyítható az elvégzett diszkrét választási kísérlet eredményeivel és valós kiskereskedelmi adatokkal is. Ebből következően tehát lehetőség nyílik arra, hogy a tradicionális ételkészítési növeljék a termelés hozzáadott értékét a keresleti oldalú innováción keresztül, nem pedig anyagi támogatás útján. Másodsorban az adott kiskereskedelmi egységek, hentesüzletek és termelői piacok kapcsán összességében szintén megfigyelhető, hogy a fogyasztók hajlandóak többet fizetni, mint a hiper- és szupermarketekben. Számos kezdeményezés irányul a rövid ellátási láncok és a termelői

piacok fejlesztésére Magyarországon és egyéb helyeken is (Benedek és Balázs, 2014; Benedek és Balázs, 2015; Kneafsey, 2013). Habár ezek a kezdeményezések növelhetik az árbevétel mértékét néhány termelő számára, ez csupán marginális eredménnyel jár, mivel a kiskerekedők egy bizonyos hányada birtokolja a piaci részesedés domináns és növekvő hányadát az egész EU-ban, beleértve az új tagállamokat (Dries és mtsai., 2004). Ezért a termelőknek kompromisszumot kell kötni a piaci csatornák megválasztásakor. Amíg a független hentesüzletek és termelői piacok nagyobb felár lehetőségével kecsegtetnek, ez a hentesüzletek esetében lehet, hogy nem minden esetben jelent magasabb termelői árakat és a jövedelem is alacsony maradhat. Számos kiskereskedő ígér a termelők számára sokkal nagyobb eladási volument alacsonyabb felárral. Harmadrészt a hatékony tanúsítási és szabályozó rendszerek elengedhetetlen fontosságúak a nagyobb felár realizálása és a tradicionális élelmiszerek integritásának védelme érdekében. Ez egyértelműen látszik a mangalica esetében, ugyanis a minőségi tanúsítvány intézménye csupán helyi szinten működik és nem a hivatalos PDO/PGI keretében. A tanúsítás különösen lényeges kérdés a vásárlói bázis szélesítése érdekében, mivel a kevesebb tapasztalattal, illetve gyengébb preferenciával rendelkező fogyasztók nagyobb hangsúlyt fektetnek a minőségi tanúsítvány meglétére. Sajnos számos minőségi címke helytelenül hivatkozik a szabályozó rendszerre (European Court of Auditors, 2011a, b), melynek oka a tapasztalat hiánya és a korlátozott források. Emiatt fontos lenne megosztani a tapasztalatokat a sikeres és a kevésbé fejlett háttérű tradicionális élelmiszerek között, mivel előbbiekért a fogyasztók hajlandóak komoly többletárat fizetni és egy erőteljes szabályozórendszer részei is.

A vizsgálatom kitért a fogyasztók korábbi tapasztalatainak fontosságára is – azok, akik korábban nem fogyasztottak mangalicát kevésbé valószínű, hogy ezt a terméket fogják választani. Ez egyértelműen mutatja a tradicionális élelmiszerek piaci erejét és gyengeségét is. A fogyasztók a tradicionális élelmiszereket az egyik generációról a másikra szálló szokásokkal és örökséggel azonosítják, amely lényeges árprémiumot generálhat. Ugyanakkor a tradíciókat nem lehet könnyen exportálni, így a „hatáskörén kívül eső” tradicionális élelmiszereket különösebb múltbéli tapasztalatból fakadó érzelmi kötődés híján csupán egy újabb konvencionális versenyterméknek tartják egy túlszűfolt piacon. Habár folyamatosan új tradíciókat alapoznak meg és importálnak, ahogy például Verbeke és mtsai. (2016) említést tesz a kuszkuszról Franciaországban, a nem tradicionális élelmiszerek tradicionálissá változása időt vesz igénybe. Ezért a tradicionális élelmiszerek saját hatáskörükön kívüli értékesítésének gyors növekedése sokkal kevésbé függ a tradícióhoz való kötődéstől.

A látens osztályú modell elemzése során három szegmenst sikerült elkülöníteni (*kedvezménykereső, fogyasztói célcsoport és tapasztalt*) a demográfiai változók figyelembevételével, amellyel magyarázható a válaszok heterogenitása. Ez megerősíti a GMNL specifikáció eredményeit is. A „*fogyasztói célcsoportot*” úgy jellemezhetném, hogy fontos számára az egyesületi igazolás/minőségi tanúsítvány megléte, ugyanakkor általánosságban nem annyira hajlandó a mangalica szalámi megvásárlására. Ezért a marketing kampányoknak úgy kell megszólítaniuk ezeket az embereket, hogy a mangalica más hasonló termékekkel szembeni kiemelkedő tulajdonságait hangsúlyozzák. Ez a csoport a legkevésbé árérzékeny, jellemzően magasabb iskolai végzettséggel rendelkeznek és városi környezetben laknak. Az árérzékenyebb válaszadók nem tartják annyira fontosnak a minőséggel kapcsolatos extra információt, mint a kevésbé árérzékeny társaik. A „*kedvezménykereső*” válaszadók rendelkeznek a legkevésbé negatív véleménnyel a hipermarketekről és potenciálisan vásárlásra ösztönözhetőek árleszállításokkal. Végül megállapítható, hogy a „*tapasztalt*” fogyasztók preferálják legjobban a mangalica szalámit és leginkább ők vásárolnak ilyen mangalica terméket hentesüzletekben és kisboltokban.

Összefoglalás

Az értekezés a sertéshús-előállítás és -fogyasztás gazdasági elemzésének kérdéseivel foglalkozott és közben számos következtetésre jutott.

Megállapítható, hogy az EU-n belül még mindig a sertéshús számít a legkeresettebb húsfélének. **A jövőt tekintve a sertéshús fogyasztása ugyanakkor előreláthatóan nem a fejlett országokban nő leginkább.** A hazai sertéstartás jövője az előállított termékek piaci versenyben való eredményes részvételétől fog függni. Ezeknek a termékeknek a skáláját, árát és minőségét alapvetően az dönti el, hogy mire van kereslet és milyen áron. A harmadik országok piacaira (Kína, Japán, Dél-Korea, Oroszország, Délkelet-Ázsia) irányuló exportot agrárdiplomáciai, kereskedelmi diplomáciai és közösségi marketing eszközökkel (kiállításokon való részvétel, üzletember-találkozók) segítheti a kormányzat. **A hazai piacon – a versenyképes ár mellett – a magyar termékhez kapcsolódó lojalitás, a fogyasztói igényekre irányuló, piackutatásra épülő termékfejlesztést célszerű erősíteni. Fontos a magyar termékekhez kapcsolódó, hatékony kommunikáció a fogyasztók felé.** Fel kell mérni a meglévő és a potenciális külföldi piacok igényeit (termékkör, minőség, ár), a jelenlegi értékesítési csatornák fejlesztési lehetőségeit és újak kialakításának módját. A termelést a gazdálkodóknak, feldolgozóknak és a különböző integrációknak a piaci információk alapján szükséges szervezniük.

A tenyészállomány jövedelmezőségének maximalizálása szempontjából lényeges az élettartamra vonatkozó tulajdonságok figyelembe vétele. Az irodalmi áttekintésemben a tenyészkocák élettartamát meghatározó tényezőket mutattam be. A témában publikált tanulmányok a tenyészkocák élettartamának gazdasági aspektusait vizsgálják, illetve azokat az okokat, amelyek miatt a tenyészkocákat leselejtezik a tenyészállományokból. A tanulmányok foglalkoznak még a genetikai háttérrel, a tartástechnológiai aspektusokkal, a szaporodási teljesítménnyel és egyéb olyan tényezőkkel, melyek meghatározzák a tenyészkocák élettartamát. Ezek alapján javasolható, hogy a tenyésztésből történő selejtezéskor a fialás, a tenyészkoca élettartama során született összes malac száma, illetve kettő, vagy több alom előállításának képessége alapján történjen az élettartamra szelektálás. Emellett a kocasüldők külső jegyek alapján, fenotípusos nyilvántartás segítségével történő szelekciója szintén hozzájárulhat a tenyészkocák hosszabb élettartamához. **A tenyészkocák élettartamának gazdasági vizsgálata kihathat a termelékenység, a gazdasági hatékonyság és a tenyészállományok jólétének növelésére.**

A selejtezési okok vizsgálata során megállapítottam, hogy a leggyakoribb selejtezéshez vezető problémák a termékenységgel kapcsolatban fellépő gondok voltak, amelyek a szaporasági problémákkal együtt a selejtezések 44%-át jelentették az általam vizsgált állományokban. Továbbá a termékenységi problémák okozták az életkor kezdeti szakaszában a selejtezések többségét is. A legmagasabb selejtezési életkorral az öregség miatt leselejtezett egyedek rendelkeztek (átlagosan 1 555 nap), mely statisztikailag igazolható különbséget mutatott az összes többi selejtezési kategória átlag életkorához képest ($P < 0,001$). **Nagyság szerint a következő sorrendet figyeltem meg a túlélési valószínűség szempontjából: termékenységi problémák, elhullás és kényszervágás, lábszerkezeti problémák, szaporasági problémák, öregség.**

Két eltérő padozattípusú telepen tartott tenyészkocák esetében megfigyeltem, hogy a két tenyészállomány fialási teljesítménye szignifikánsan ($P \leq 0,001$) eltért egymástól. Az A telep kocáinak reprodukzív teljesítménye jelentősen meghaladta a B telep (ugyanazon genetikájú) tenyészkocáinak teljesítményét. A selejtezési okok megoszlása is statisztikailag igazolható különbséget jelzett a két telep között. **Az eredmények alapján számszerűen bizonyítottam, hogy a szalmával borított betonpadozaton tartott kocák szaporodási és lábszerkezeti**

problémák okozta selejtezési kockázata jelentősen kisebb, mint a rácspadozaton tartott kocák selejtezési kockázata.

A nevelés intenzitás hatásának vizsgálata során megállapítottam, hogy az eltérő tömegkategóriába tartozó kocák között szignifikáns különbség ($P \leq 0,001$) van az összes mért ÜSVT paraméter átlagában (kivéve a színhús %-ot). Továbbá a legalább 5 fialást megélt kocáknál az optimálisnál nagyobb testtömegű egyedek szignifikánsan kisebb túlélési valószínűséggel és alacsonyabb fialási átlagértékekkel is rendelkeznek, mint az optimális testtömegű kocák. A selejtezés kockázata az optimálisnál nagyobb testtömeggel rendelkező kocáknál 1,5-szer nagyobb volt, mint az optimális testtömeggel rendelkező kocák esetében.

A hízóalapanyag előállító telepek telepi értékeit figyelembe véve elkészítettem egy olyan sertéstelepi szimulációs modellt, amelybe a különböző kockázati tényezők beépítésével előrejelzés adható a kocatartás és a malacnevelés jövedelmezőségi mutatóira. A modell jelentőségét a tetszőlegesen változtatható bemeneti paraméterek biztosítják, mely által bármely sertéstelep esetében alkalmazható, lehetőséget teremtve a különböző konstitúcióval rendelkező állományok gazdasági elemzéséhez. A lefuttatott modell eredményei alapján kimutattam, hogy a termelési (naturális) tényezők közül a fialási átlag és a malacok takarmányfogyasztásának ingadozása a legmeghatározóbb a telep jövedelmezőségére vonatkozóan, míg a piaci tényezők közül a malac takarmányár, valamint a süldő értékesítési ár rendelkezik a legnagyobb kockázati értékkel.

Lineáris programozási hálózati modell alkalmazásával bizonyítottam, hogy a vizsgált telepeken nagyobb értékesítési volumennél sikeresen kiaknázható a vágóhidak különböző minőségi igényéből fakadó áringadozás és többletbevétel érhető el. Azonban további jövedelemnövekedést jelenthet a pontosabb húsminőség előrejelzés, mert a modell adatok korrekciójára leginkább e miatt volt szükség. Ezek a korrekciók az eredeti modell célfüggvény értékét kisebb-nagyobb mértékben minden esetben csökkentették. Sajnos a telepeken jelenleg csak a korábbi időszakok adataira, és saját tapasztalatukra hagyatkoznak, mert mérőműszerekkel nem rendelkeznek. A modell segítségével vizsgálható a szövetkezeti tagok árbevételre gyakorolt hatása. A modell az információk visszacsatolásával a hálózat tagjainak biztonságot, és olyan tudásanyagot ad, amely lehetővé teszi a versenyben maradáshoz jelentő homogén végtermék előállítását, valamint csökkenti a termelők pénzügyi kockázatát. Azonban a gyakorlati megvalósítást nehezítheti a telepi nyilvántartások hiányossága, hisz a várható minőség és átlagár számítását bizonytalanná teheti. A szövetkezet információ visszacsatolási gyakorlata a gyengébb színvonalon termelő gazdákat is arra serkenti, hogy minél jobb minőségű, minél egyöntetűbb vágó alapanyagot állítsanak elő, ezáltal nő a jövedelmük is. A modell alkalmazásával nyerhető többletjövedelem lehetőséget biztosít a túlélésre, illetve a fejlődésre a különböző évjáratokban.

A @RISK 4.5 kockázatelemző program segítségével végzett szimulációs modell-számításaimmal olyan eredményt kaptam, ami alapján a döntéshozók számára részletes információval tudtam szolgálni azzal kapcsolatban, hogy egy sertéstelepi bővítő beruházást milyen körülmények között érdemes megvalósítani és ehhez milyen mértékű kockázat kapcsolódik. Ennek a kockázatnak lehetséges csökkenteni a nagyságát pl.: Beszerző és Értékesítő Szövetkezeti tagsággal, ez esetben a hízó árak 5-8 Ft-tal magasabbak lehetnek, mintha önállóan értékesítenének, míg a vásárolt takarmányok ára nem lesz olyan magas, mint a maguk által beszerzett alapanyagoké, így csökkenthető a bizonytalanság.

További eredményeim alapján megállapítható, hogy a vágóhídi sertés-felvásárlási adatsorok elemzésére mind az Eviews 5.0, mind az OpenBUGS 3.0.2. program megfelelően használható. Az általam illesztett nem stacionárius idősormodellek (véletlen bolyongás, GARCH(2,0))

előrejelzései mindkét program esetén megbízható módon követték a várható áralakulást, és csak minimális eltérés mutatkozott az eredményekben. Az **OpenBUGS 3.0.2. program** alapját képező Bayes-féle statisztikán alapuló Markov-lánc, Monte Carlo-szimuláció azonban új megoldást jelent a becslésben. Mindkét modell esetében az **OpenBUGS-programmal** kaptam a jobb illeszkedésű modellt, és a pontosabb paraméterbecslést. Mivel a sertésárakban a vizsgált időszakot követően kismértékű áremelkedéssel lehetett kalkulálni, ezért szükségesnek láttam azt, hogy a GARCH-hatást az átlagba építsem. A legjobban illeszkedő GARCH(2,0)-M-modellt az OpenBUGS-programmal állítottam elő úgy, hogy a variancia egyenletében magyarázó változóként használtam a két időszakkal korábbi árakat, mivel ezek adták a legkedvezőbb értékeket a stacionaritási kritériumra. **A különféle modellekkel nyert információk hozzájárulhatnak a döntéshozók jövőbeli kalkulációinak kialakításához és ezzel a sertésárakban is megfigyelhető sztochasztikus folyamatok eredményeként bekövetkező árbizonytalanság egy része elkerülhető.**

A vizsgált vágósertés ár jellemző módon szabálytalan mozgású volt, a malac- és süldőfelvásárlási árak hasonlóan alakultak és változásaik hosszú emlékezetűek, az anyakoca felvásárlási árainak változása pedig rövid emlékezetű, azaz a növekedést hosszabb távon valószínűleg csökkenés követi és viszont. A hosszú emlékezet kimutatására alkalmas módszerek közül az ARFIMA-módszer előrejelző képességét teszteltem és hasonlítottam össze az eredeti adatokra illesztett hagyományos ARIMA-modellével a MAPE-mutató alapján. Az ARFIMA-modell átlagos abszolút százalékos eltérése rosszabbnak bizonyult a jellemzően rövid emlékezetű anyakocaárak előrejelzésében, míg a jellemzően hosszú emlékezetű malac- és süldőárak esetén ez a módszer bizonyult hatékonyabbnak az előrejelzés terén.

Értekezésem utolsó fejezetében egy jellegzetes tradicionális élelmiszertermékkel kapcsolatos különböző fogyasztói preferenciákat vizsgáltam a fogyasztók és döntéshozók érdeklődése, illetve a fizetési hajlandóság (WTP) továbbfejlesztett módszertana alapján. **A tradicionális mangalica szalámmal végzett diszkrét választási kísérlet meghatározott preferencia adatait használtam fel a tanulmányban. Az általánosított multinomiális logit modellben WTP-tér meghatározást végeztem, amely magyarázatot ad nem csupán a preferenciák heterogenitására, hanem az idioszinkratikus – egyedi és időbeli együttes változású – hibatag különbségeire is. A kapott eredmények alapján kijelenthető, hogy a tradicionális élelmiszerekért a fogyasztók hajlandóak jelentősen többet fizetni, ugyanakkor ennek feltétele a megfelelő minőségi tanúsítás, az eredeti termékösszetétel és a megfelelő kiskereskedelmi egység kiválasztása. A látens osztályelemzés eredményei arra utalnak, hogy a válaszadókat három egymástól jól elkülöníthető csoportba (*kedvezménykeresők, fogyasztói célcsoport és tapasztaltak*) lehet sorolni az értékeléseik és demográfiai jellemzőik alapján. Összességében megállapítható, hogy eltérő fogyasztói szegmenseket és döntéshozatali tendenciákat sikerült azonosítanom.**

A kapott eredményeim ellenére meg kell említeni az értekezés korlátait is. Először is a felhasznált adataim egy része néhány kiválasztott sertéstelepre vonatkozik, ezért további telepek adatainak gyűjtésével még jobban megalapozhatóak lennének az általam kidolgozott modellek. Másodszor az alkalmazott modelleknek és módszereknek vannak korlátozó tényezői és további változók bevonásával még jobban kiterjeszthetők lennének az eredményeim. A fogyasztói vizsgálatom szélesíthető újabb termékek és termék változatok bevonásával a kérdőíves elemzések során. Esetleg az eddig még általam nem alkalmazott diszkrét választási modell típusokat (*Hybrid choice models, MDCEV, Bayesian analysis – logit and mixed logit*) is lehetne alkalmazni.

Az eddigiekkel összhangban számos további kutatási téma vizsgálható az értekezésem eredményei alapján. A sertéstelepi szimulációs modellek segíthetik a telepi

döntéselőkészítést, a gyakorlati irányítást. Hálózati modellem hozzájárulhat az eltérő telepi húsminőséggel rendelkező állományok vágóhidak közötti optimális elosztásához, ezzel növelve a telepek jövedelmezőségét. A rendelkezésemre álló áradatok kiegészítésével a jövőbeli árak becslésének bizonytalansága csökkenthető. Módszertani szempontból a feltételes választási modellek eredményeiből látható, hogyan lehet egy ilyen elemzést kiterjeszteni egyéb piacokra annak érdekében, hogy jobban megértsük a fogyasztói preferenciákat adott terméktulajdonságok terén. A termelőknek és kiskereskedőknek egyaránt előnyös ismerniük a korrelált együtthatójú modell specifikációt, mivel megmutatja az ilyen feltételes választási értékelések egymással összefüggő természetét. A bemutatott módszertant jól lehet alkalmazni egyéb élelmiszerkategóriákra, mivel az együttható és skála heterogenitás valószínűsíthetően fontos jellemzői a fogyasztói magatartásnak más termékek esetében is. A további kutatást illetően elmondható, hogy a fogyasztói szegmensek feltérképezését nagyban gazdagítaná a termék tulajdonságok és a demográfiai/társadalmi-gazdasági jellemzők figyelembe vétele. A választási kísérletek hipotetikus és nem hipotetikus körülményeinek, illetve ezen körülmények valós vásárlási magatartással történő összehasonlítása szintén hozzájárulhatna ismereteink bővítéséhez.

Irodalomjegyzék

1. Abell, C.E. – Jones, G.F. – Stalder, K.J. – Johnson, A.K. (2010): Using the genetic lag value to determine the optimal maximum parity for culling in commercial swine breeding herds. *The Professional Animal Scientist*. 26, 404-411.
2. Adamowicz, V. (1995): Alternative Valuation Techniques: A Comparison and Movement to a Synthesis. In: (eds. Willis, K.G. and Corkindale, J.T.) *Environmental Valuation. New Perspectives*. Cab International, Wallingford, 144-159.
3. Adamowicz, W.L. – Boxall, P. – Williams, M. – Louviere, J. (1998). Stated preference approaches for measuring passive use values: choice experiments and contingent valuation. *American Journal of Agricultural Economics*. 80, 64-75.
4. Akaike, H. (1974): A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*. 19:6. 716-723.
5. AKI (2016): Agrárpiaci Jelentések. Élőállat és hús. <https://www.aki.gov.hu/publikaciok/publikacio/a:742/%C3%89l%C5%91%C3%A1llat+%C3%A9s+H%C3%BAs+2016.+%C3%A9v>
6. AKI–SIR (2016a): Sertésinformációs Rendszer. Az élő sertés külkereskedelmének mennyisége
<https://sertesinfo.aki.gov.hu/publikaciok/publikacio/a:741/Az+%C3%A9l%C5%91+s%C3%A9rt%C3%A9s+k%C3%BClkereskedelm%C3%A9nek+mennyis%C3%A9ge>
7. AKI–SIR (2016b): Sertésinformációs Rendszer. A sertéshús külkereskedelmének mennyisége.
<https://sertesinfo.aki.gov.hu/publikaciok/publikacio/a:746/A+s%C3%A9rt%C3%A9sh%C3%BAs+k%C3%BClkereskedelm%C3%A9nek+mennyis%C3%A9ge>
8. Aliczki K. – Bartha A. – Garay R. – Nyárs L. – Papp G. – Popp J. – Potori N. – Vőneki É. (2009): A főbb állattenyésztési ágazatok helyzete. *Agrárgazdasági tanulmányok*. Agrárgazdasági Kutató Intézet. Budapest.
9. Almli, V.L. – Verbeke, W. – Vanhonacker, F. – Næs, T. – Hersleth, M. (2011): General image and attribute perceptions of traditional food in six European countries. *Food Quality and Preference*. 22, 129-138.
10. Alptekin, N. (2006): Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate. *International Journal of Social Sciences*. 1:2. 111-116.
11. Amaya-Amaya, M. – Gerard, K. – Ryan, M. (2008): Discrete Choice Experiments in a Nutshell. In: Ryan, M. – Gerard, K. – Amaya – Amaya, M. (Szerk.): *Using Discrete Choice Experiments to Value Health and Health Care*. Springer. Dordrecht. 13-46.
12. Amin, K. – Ng, V. (1997): Inferring Future Volatility from the Information in Implied Volatility in Eurodollar Options: A New Approach. *The Review of Financial Studies*. 10:2. 333-367.
13. An4 (2015): Kursübersicht: Ferkel Eurex. <http://agrarticker.aid-net.de/cgi-bin/ix.cgi?IXpg=start;bi=LX0000637013;u=0>
14. An5 (2015): Seasonal Hog Price Patterns. Extension and Outreach. Iowa State University. <http://www.extension.iastate.edu/agdm/livestock/html/b2-14.html>

15. Andersen, I.L. – Boe, K. E. (1999): Straw bedding or concrete floor for loose-housed pregnant sows: Consequences for aggression, production and physical health. *Acta Agriculturae Scandinavica. Section A, Animal Science.* 49, 190-195.
16. Anil S. – Anil L. – Deen J. (2009): Effect of lameness in pigs in terms of 'five freedoms'. *Journal of Applied Animal Welfare Science.* 12, 144-145.
17. Aradhyula, S.V. – Holt, M.T. (1988): GARCH Time Series Models: An Application to Retail Livestock Prices. CARD Working Paper Series, Center for Agricultural and Rural Development. Iowa State University. Issue: 88-WP 29., 1-19.
18. Bácskai T. – Huszti E. – Meszéna Gy. – Mikó Gy. – Szép J. (1976): A gazdasági kockázat és mérésének módszerei. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó. Budapest, 70.
19. Baillie, R. – Myers, R. (1991): Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge. *Journal of Applied Econometrics.* 6:2. 109-124.
20. Baji P. (2012): A diszkrét választás módszere. *Statisztikai Szemle.* 90:10. 943-963.
21. Bakucs L. Z. (2005): Kereskedelmi árres és ártranszmisszió a magyar sertéshúspiacon. *Közgazdasági Szemle.* 52:9. 648-663.
22. Bakucs, L. Z. – Fertő, I. (2005): Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market. *Agribusiness.* 21:2. 273-286.
23. Bakucs, L. Z. – Fertő, I. (2006): Marketing and Pricing Dynamics in the Presence of Structural Breaks – The Hungarian Pork Market. 98th EAAE Seminar 'Marketing Dynamics within the Global Trading System: New Perspectives', Chania, Crete, Greece. Június 29 – Július 2.
24. Balcombe, K. – Chalak, A. – Fraser, I. (2009): Model selection for the mixed logit with Bayesian estimation. *Journal of Environmental Economics and Management.* 57, 226-237.
25. Balcombe, K. – Fraser, I. – Falco, S.D. (2010): Traffic lights and food choice: A choice experiment examining the relationship between nutritional food labels and price. *Food Policy.* 35, 211-220.
26. Balogh P. – Ertsey I. – Kovács S. (2006): A kocasejtezés kockázatának vizsgálata egy nagyüzemi sertéstartó telepen. *Acta Agraria Kaposváriensis.* 10:3. 263-268.
27. Balogh, P. – Ertsey, I. – Kovács, S. (2007): Study on sow culling risks in a Large-scale pig farm. *Lucrari Stiintifice Zootehnie Si Biotehnologii.* 40:2. 235-240.
28. Balogh P. – Ertsey I. – Fenyves V. – Nagy L. (2009): Analysis and optimization regarding the activity of a Hungarian Pig Sales and Purchase Cooperation. *Studies In Agricultural Economics.* 109, 35-54.
29. Balogh, P. – Kapelanski, W. – Jankowiak, H. – Nagy, L. – Kovács, S. – Huzsvai, L. – Popp, J. – Posta, J. – Soltész, A. (2015): The productive lifetime of sows on two farms from the aspect of reasons for culling. *Annals of Animal Science.* 15:3. 747-758.
30. Balogh, P. – Békési, D. – Gorton, M. – Popp, J. – Lengyel, P. (2016): Consumer willingness to pay for traditional food products, *Food Policy.* 61, 176-184.
31. Bárány L. – Pupos T. – Szöllősi L. (2013): Az integráció kapcsolódó kérdései. In.: Bárány L. – Pupos T. – Szöllősi L. (szerk.): *Versenyképes brojlerhizlalás.* Budapest: Szaktudás Kiadó Ház Zrt., 71-79.

32. BAT (2013): Best Available Techniques Reference Document for the Intensive Rearing of Poultry and Pigs. Joint Research Centre. European IPPC Bureau. Draft 2. 2013 http://eippcb.jrc.ec.europa.eu/reference/BREF/IRPP_D2_082013online.pdf
33. Bauer P. – Földesi E. (2005): Szezonális kiigazítás. Statisztikai Módszertani Füzetek 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
34. Baxter, E.M. – Jarvis, S. – Sherwood, L. – Farish, M. – Roehe, R. – Lawrence, A.B. – Edwards S.A. (2011): Genetic and environmental effects on piglet survival and maternal behaviour of the farrowing sow. *Applied Animal Behaviour Science*. 130:1-2. 28-41.
35. Beaver, W. H. – Parker, G. (1995): Risk Management: Problems and Solutions. Stanford University. 1-17.
36. Bech, M., Gyrd – Hansen, D. (2005): Effects coding in discrete choice experiments. *Health Economics*. 14, 1079-1083.
37. Benedek Zs. – Balázs, B. (2014): Az élelmiszertermelés relokalizációjának térbeli-társadalmi különbségei Magyarországon. *Tér és Társadalom*. 28:4. 63-76.
38. Benedek, Z. – Balázs, B. (2015): Current status and future prospect of local food production in Hungary: a spatial analysis. *European Planning Studies*. 24:3. 1-18.
39. Bennett, J. – Blamey, R. (2001): The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation. Edward Elgar. Cheltenham, 287.
40. Beran, J. (1994): Statistics for Long-Memory Processes. Chapman and Hall Publishing Inc. New York.
41. Bhati, U.N. (1987): Supply and Demand Responses for Poultry Meat in Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 31:3. 256-265.
42. Bíró O. – Ózsvári L. – Lakner Z. (2008): Az állat-egészségügyi menedzsment hatása a sertésstenyésztő telepek teljesítményére – egy módszertani kísérlet és tanulságai. *Magyar Állatorvosok Lapja*. 130:3. 138-147.
43. Bliemer, M. (2016): Course in choice modelling and stated choice survey design, (szóbeli közlés)
44. Boehlje, M.D. – Trede, L.D. (1977): Risk management in agriculture. *Journal of the American Society of Farm Managers and Rural Appraisers*. 41, 20-29.
45. Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31:3. 307-327.
46. Booth, G.G. – Kaen, F.R. – Koveos, P.E. (1982): R/S Analyses of Foreign Exchange Rates under Two International Monetary Regimes. *Journal of Monetary Economics*. 10:3. 407-415.
47. Boxall, P.C. – Adamowicz, W.L. (2002): Understanding Heterogeneous Preferences in Random Utility Models: a Latent Class Approach. *Environmental and Resource Economics*. 23, 421-446.
48. Boxall, P.C. – Adamowicz, W.L. – Swait, J. – Williams, M. – Louviere, J. (1996): A comparison of stated preference methods for environmental valuation. *Ecological Economics*. 18, 243-253.
49. Boyle, L. – Leonard F.C. – Lynch, B. – Brophy, P. (1998): Sow culling patterns and sow welfare. *Irish Veterinary Journal*. 51, 354-357.

50. Bozsonyi K. – Veres E. (2002): Nagy időfelbontású öngyilkossági idősorok nemlineáris viselkedése. *Magyar Tudomány*. 47:10. 1330-1335.
51. Brandtmüller Á. (2008): Diszkrét választási kísérlet magyar házi orvosok körében. *Statisztikai Szemle*. 87:12. 1153-1174.
52. Brant H. – von Brevern N. – Glodek P. (1999): Factors affecting survival rate of crossbred sows in weaner production. *Livestock Production Science*. 57:2. 127-135.
53. Burgaz, F. (2000): Insurance systems and risk management in Spain. 107-113. o. In: OECD: Income risk management in agriculture. Párizs, Franciaország: OECD. 150.
54. Buzás Gy. (2000): A gazdasági kockázat kezelése, biztosítás. 434-459. In: Mezőgazdasági üzemtan I. (Szerk. Buzás Gy. – Nemessályi Zs. – Székely Cs.). Mezőgazdasági Szaktudás Kiadó, Budapest
55. Cameron, R. (2012): Integumentary system: skin, hoof and claw. In: Zimmerman J., Karriker L., Ramirez A., Schwartz K., Stevenson G. (Eds.), *Diseases of Swine*, Wiley-Blackwell, West Sussex, 264-269.
56. Campbell, D. – Doherty, E. (2013): Combining discrete and continuous mixing distributions to identify niche markets for food. *European Review of Agricultural Economics*. 40, 287-312.
57. Cantet, R.J.C. – Suarez M.J. – Leguizamon, S.M. – Cappa, E.P. – Birchmeier, A.N. (2007): Evidence for Autoregressive Conditional Heteroscedastic Errors in Growth Traits of Beef Cattle. *Archiv für Tierzucht*. 50:5. 464-475.
58. Castle, E.N. – Becker, M.H. – Nelson, A.G. (1992): Farm Business Management. In: Farmgazdálkodás. (Szerk. Nemessályi Zs.). Mezőgazda Kiadó, Budapest. 211.
59. Cerjak, M. – Haas, R. – Brunner, F. – Tomić, M. (2014): What motivates consumers to buy traditional food products? Evidence from Croatia and Austria using word association and laddering interviews. *Brit Food Journal*. 116, 1726-1747.
60. Chavas, J.P. – Holt, M.T. (1991): On Nonlinear Dynamics – The Case of the Pork Cycle. *American Journal of Agricultural Economics*. 73:3. 819-828.
61. Chavas, J.P. – Johnson, S.R. (1981): An Econometric Model of the US Egg Industry. *Applied Economics*. 13:3. 321-335.
62. Cheung, Y.W. – Lai, K.S. (1993): Do Gold Market Returns Have Long Memory? *The Financial Review*. 282, 181-202.
63. Chow, K.V. – Denning, K.C. – Ferris, S. – Noronha, G. (1995): Long-Term and Short-Term Price Memory in the Stock Market. *Economic Letters*. 49:3. 287-293.
64. Chung H. – Flaherty B.P. – Schafer J.L. (2006): Latent class logistic regression: application to marijuana use and attitudes among high school seniors. *Series A. Statistics in Society*. 169:4. 723-743
65. Collins, A.T. – Rose, J.M. – Hess, S. (2011): Interactive stated choice surveys: a study of air travel behaviour. *Transportation*. 39, 55-79.
66. Congdon, P. (2007): Bayesian statistical modelling. Wiley. New York.
67. Cox, D.R. (1972): Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*. 34:2. 187-220.
68. Csete M. (2012): Regionális és környezetgazdaságtan http://www.tankonyvtar.hu/hu/tartalom/tamop412A/2010-0017_15_reg_kornygazdtan/ch02s05.html

69. Csonka A. – Fertő I. (2016): Crisis and Agglomeration in the Hungarian Hog Sector. In: 149th EAAE Seminar 'Structural change in agri–food chains: new relations between farm sector, food industry and retail sector. <http://ageconsearch.umn.edu/handle/244787>
70. Csonka A. (2012): Strukturális folyamatok a vágósertés–piacon az EU-csatlakozás után. *Közép-Európai Közlemények*. 4:2. 115-122.
71. D'Agostino, R. B. (1970): Transformation to Normality of the Null Distribution of g_1 . *Biometrika*. 57:3. 679-681.
72. D'Allaire S. – Stein, T.E. – Leman, A.D. (1987): Culling patterns in selected Minnesota swine breeding herds. *Canadian Journal of Veterinary Research*. 51:4. 506-512.
73. Darby, M.R. – Karni, E. (1973): Free competition and the optimal amount of fraud. *Journal of Law and Economics*. 16, 67-88.
74. Darvas, Zs. (2004): Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági Nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*. 82:3. 296-319.
75. David, P. – Scollnik, M. (2001): Actuarial Modeling with MCMC and BUGS. *North American Actuarial Journal*. 5:2. 96-124.
76. Davidova, S. – Bailey, A. – Dwyer, J. – Erjavec, E. – Gorton, M. – Thomson, K. (2013): Semi-subsistence farming – value and directions of development Policy Department B: Structural and Cohesion Policies, European Parliament, Brussels.
77. DCM Softwares (2016): Software for discrete choice model estimation http://wiki.ece.cmu.edu/ddl/index.php/software_for_discrete_choice_model_estimation).
78. De Pelsmacker, P. – Janssens, W. – Sterckx, E. – Mielants, C. (2005): Consumer preferences for the marketing of ethically labelled coffee. *International Marketing Review*. 22:5. 512-530.
79. De Roest, K. – Menghi, A. (2000): Reconsidering 'traditional' food: The case of Parmigiano Reggiano cheese. *Sociologia Ruralis*. 40, 439-451.
80. Dekker, T. (2016): Advanced choice modelling course London (szóbeli közlés)
81. Dijkhuizen, A.A. – Krabbenborg, R.M.M. – Huirne R.B.M. (1989): Sow replacement: A comparison of farmers' actual decisions and model recommendations. *Livestock Production Science*. 23:1-2. 207-218.
82. Doornik, J.A. – Hansen, H. (2008): An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 70:1. 927-939.
83. Drichoutis, A. C. – Lazaridis, P. – Nayga, R. M., Jr. (2005): Nutrition knowledge and consumer use of nutritional food labels. *European Review of Agricultural Economics*. 32:1. 93-118.
84. Dries, L. – Reardon, T. – Swinnen, J.F.M. (2004): The Rapid Rise of Supermarkets in Central and Eastern Europe: Implications for the Agrifood Sector and Rural Development, *Development Policy Review*. 22:5. 525-556.
85. Ducrocq, V.P. (1987): An analysis of length of productive life in dairy cattle. Ph.D. dissertation, Cornell University, Ithaca, NY, USA.
86. Ducrocq, V. – Sölkner, J. (1998): The Survival Kit-V3.0. A package for large analyses of survival data. 447-448. In: Proceedings. Presented at 6. World congress on genetics applied to livestock production, Armidale, University of New England.

87. Dudás, Gy. – Takács-György, K. (2009): Motivation factors for joining fruit and vegetable producer organizations (POs) from growers' viewpoint. *Hungarian Agricultural Research*. 18:6. 10-15.
88. Economidou, C. – Kool, C. (2009): European Economic Integration and (A)Symmetry of Macroeconomic Fluctuations. *Economic Modelling*. 26:4. 778-787.
89. Egerszegi, I. – Ratky, J. – Solti, L. – Brüssow, K.P. (2003): Mangalica: an indigenous swine breed from Hungary (Review). *Archiv für Tierzucht*. 46, 245-256.
90. Ehlorsson, C.J. – Olsson, O. – Lundeheim, N. (2002): Investigations of housing and environmental factors affecting the claw health in group housed dry sows. *Svensk Veterinärtidning*. 54, 297-304.
91. Eisler, Z. (2007): Fluctuation Phenomena on the Stock Market, PhD. Thesis, Budapest University of Technology and Economics. Budapest.
92. Engblom, L. – Lundeheim, N. – Dalin, A.M. – Andersson, K. (2007): Sow removal in Swedish commercial herds. *Livestock Science*. 106, 76-86.
93. Engblom, L. – Lundeheim, N. – Strandberg, E. – Schneider, M. – Del, P. – Dalin, A.M. – Andersson, K. (2008): Factors affecting length of productive life in Swedish commercial sows, *Journal of Animal Science*. 86, 432-441.
94. Engle, R. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50:4. 987-1007.
95. English, P.R. – Fowler, V.R. – Baxter, S. – Smith, B. (1988): The growing and Finishing Pig: Improving Efficiency. Farming Press Books, United Kingdom, 469-474.
96. Erfani, A. – Samimi, A. J. (2009): Long Memory Forecasting of Stock Price Index Using a Fractionally Differenced Arma Model. *Journal of Applied Sciences Research*. 5:10. 1721-1731.
97. Erneyi Gy. – Takácsné György K. (2003): A temékpálya–menedzsment szerepe az élelmiszertermelésben. *Gazdálkodás*. 47:4. 86-88.
98. Esposti, F. – Signorini, M.G. (2006): Evaluation of a blind method for the estimation of Hurst's exponent in time series. 14th European Signal Processing Conference. Florence. Italy.
99. Euromonitor (2014): Grocery Retailers in Hungary. Euromonitor, London.
100. Európai Bizottság (2001): Risk management tools for EU agriculture with a special focus on insurance (Working Document). http://ec.europa.eu/agriculture/publi/insurance/text_en.pdf
101. Európai Bizottság (2016a): Short-Term Outlook for EU arable crops, dairy and meat markets in 2016 and 2017. https://ec.europa.eu/agriculture/sites/agriculture/files/markets-and-prices/short-term-outlook/pdf/2016-10_en.pdf
102. Európai Bizottság (2016b): EU Agricultural Outlook Prospect for the EU agricultural markets and income 2016-2026. https://ec.europa.eu/agriculture/sites/agriculture/files/markets-and-prices/medium-term-outlook/2016/2016-fullrep_en.pdf

103. Európai Tanács (2009): Irányelvek a Tanács 2008/120/EK irányelve a sertések védelmére vonatkozó minimumkövetelmények megállapításáról. Az Európai Unió Hivatalos Lapja. L47/5–13. http://www.eu-info.hu/mvh/library/32008L0120_HU.pdf
104. European Commission (2014): EU agricultural income 2014 – first estimates. DG Agriculture and Rural Development, Brussels. https://ec.europa.eu/agriculture/sites/agriculture/files/rural-area-economics/briefs/pdf/003_en.pdf
105. European Court of Auditors (2011a): ECA PRESS Luxembourg, 2. http://www.eca.europa.eu/Lists/ECADocuments/ECA1243/ECA1243_EN.PDF
106. European Court of Auditors (2011b): Do the design and management of the Geographical Indications Scheme allow it to be effective? European Court of Auditors, Luxembourg. <https://publications.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/34c80c73-a6f9-4c28-99cd-16b79b1d1df4>
107. European Parliament and the Council of the European Union (2012): Agricultural Product Quality Schemes (COM (2010)0733 – C7–0423/2010 – 2010/0353(COD)). European Parliament, Brussels. <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52010PC0733&from=EN>
108. EUROSTAT (2016): Production of meat <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tag00042>
109. Fabiosa, J. (2002): Assessing the Impact of the Exchange Rate and its Volatility on Canadian Pork and Live Swine Exports to the United States and Japan. Working Paper – Center for Agricultural and Rural Development. Iowa State University. Issue: 02–WP 305.
110. Fang, H.K. – Lai, S. – Lai, M. (1994): Fractal Structure in Currency Futures Price Dynamics. The Journal of Futures Markets. 14:2. 169-181.
111. FAO (2011): Looking ahead in world food and agriculture: perspectives to 2050. Edited by Piero Conforti. Agricultural Development Economics Division Economic and Social Development Department Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2011, Paris Pages 539 (ISBN 978–92–5–106903–5) <http://www.fao.org/docrep/014/i2280e/i2280e.pdf>
112. FAOSTAT (2016): World Agriculture: Towards 2015/2030. An FAO perspective. <http://www.fao.org/3/a-y4252e.pdf>
113. Farkas Sz. – Szabó J. (2005): A vállalati kockázatkezelés kézikönyve, Dialóg Campus Kiadó, Budapest – Pécs
114. Fenyves, V. – Kovács, S. – Ertsey, I. (2008): A Comprehensive Study for Hungarian and Italian Lamb Prices with Forecasting Methods. MACE Conference. Berlin. <http://mace-events.org/greenweek2008/5198-MACE/version/last/part/19/data?branch=1&language=2>
115. Fenyves V. (2008): A magyar juhágazat gazdasági tényezőinek elemzése. PhD értekezés. Debreceni Egyetem. Debrecen.
116. Fenyves, V. – Ertsey, I. – Kovács, S. (2007a): Comparison of the Statistical Methods Used for Analysing the Hungarian Lamb Prices. Sborník Prací, Agrární Perspektivy XVI., Evropské trendy v rozvoji zemědělství. Česká zemědělská univerzita v Praze, Provozně ekonomická fakulta. Praha. 1087-1093.

117. Fenyves, V. – Ertsey, I. – Kovács, S. (2007b): Methods for Analysing Time Series in Forecasting Lamb Prices. Proceedings of the Third Scientific Conference on Rural Development, Akademia, Kaunas Region. Lithuania. 287-293.
118. Fernández de Sevilla, X. – Fàbrega, E. – Tibau, J. – Casellas, J. (2008): Effect of leg conformation on survivability of Duroc, Landrace, and Large White sows. *Journal of Animal Science*. 86, 2392-2400.
119. Fernández de Sevilla, X. – Fàbrega, E. – Tibau, J. – Casellas, J. (2009): Competing risk analyses of longevity in Duroc sows with a special emphasis on leg conformation. *Animal*. 3:3. 446-453.
120. Fertő I. – Csonka A. (2016): A sertésállomány térbeli változása Magyarországon. *Statisztikai Szemle*. 94: 7. 757-772.
121. Fiebig, D.G. – Keane, M.P. – Louviere, J. – Wasi, N. (2010): The Generalized Multinomial Logit Model: Accounting for Scale and Coefficient Heterogeneity. *Marketing Science*. 29, 393-421.
122. Fleisher, B. (1990): *Agricultural risk management*. USA: Lynne Rienner Publishers. 149.
123. Fokasz N. (2002): Nemlineáris idősorok – a tőzsde káosza? *Magyar Tudomány*. 47:10. 1312-1329.
124. Fox, J. (2002): Cox Proportional-Hazard Regression for Survival Data. Appendix to An R and S-PLUS Companion to Applied Regression. <http://cran.r-project.org/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-cox-regression.pdf>
125. Fraser, P. – MacDonald, R. (1992): Spot and Forward Metals Prices: Efficiency and Time Series Behavior. *The Review of Futures Markets*. 11:1. 24-34.
126. Friendship, R.M. – Wilson, M.R. – Almond, G.W. – McMillan, I. – Hacker, R.R. – Pieper, R. – Swaminathan, S.S. (1986): Sow Wastage: Reasons for and Effect on Productivity. *Canadian Journal of Veterinary Research*. 50, 205-208.
127. Füzesi, I. – Lengyel, P. – Csobán, K. – Szilágyi, R. (2016a): Analysis of ICT Support in Hungarian Meat Sector. *Journal of Agricultural Informatics*. 7:2. 60-69.
128. Füzesi, I. – Lengyel, P. – Szilágyi, R. – Ráthonyi, G. (2016b): Application of EDI Technologies in the Food Supply Chains. *Journal of Ecoagritourism*. 12:1. 69-77.
129. Gabriel, S.C. – Baker, C.B. (1980): Concepts of business and financial risk. *American Journal of Agricultural Economics*. 62:3. 560–564.
130. Giordano, R. – Momigliano, S. – Neri, S. – Perotti, R. (2007): The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. *European Journal of Political Economy*. 23:3. 707-733.
131. Gjein, H. – Larssen, R.B. (1995): Housing of pregnant sows in loose and confined systems – a field study. 3. The impact of housing factors on claw lesions. *Acta Veterinaria Scandinavica*. 36, 443-450.
132. Golinelli, R. – Parigi, G. (2008): Real-Time Squared: A Real-time Data set for Real-Time GDP Forecasting. *International Journal of Forecasting*. 24:3. 368-385.
133. Gorton, M. – Tregear, A. (2008): Government support to regional food producers: an assessment of England's Regional Food Strategy. *Environment and Planning C- Government and Policy*. 26, 1047-1060.

134. Granger, C.W.J. – Joyeux, R. (1980): An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractal Differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 14:1. 15-29.
135. Gravelle, H. – Rees, R. (1992): *Microeconomics* (2nd ed.). Harlow, England: Pearson Education Ltd. 752.
136. Greene, W.H. – Hensher, D.A. (2010): Does scale heterogeneity across individuals matter? An empirical assessment of alternative logit models. *Transportation*. 37, 413-428.
137. Gu, Y. – Hole, A.R. – Knox, S. (2013): Fitting the generalized multinomial logit model in Stata. *Stata Journal*. 13, 382-397.
138. Guerrero, L. – Guàrdia, M.D. – Xicola, J. – Verbeke, W. – Vanhonacker, F. – Zakowska-Biemans, S. – Sajdakowska, M. – Sulmont-Rossé, C. – Issanchou, S. – Contel, M. – Scalvedi, M.L. – Granli, B.S. – Hersleth, M. (2009): Consumer-driven definition of traditional food products and innovation in traditional foods. A qualitative cross-cultural study. *Appetite*. 52, 345-354.
139. Guo, S.F. – Gianola, D. – Rekaya, R. – Short, T. (2001): Bayesian analysis of lifetime performance and prolificacy in Landrace sows using a linear mixed model with censoring. *Livestock Production Science*. 72:3. 243-252.
140. Gyires, T. (2004): Hálózatok szimulációja. In: Iványi A. (szerk.): *Informatikai algoritmusok I*. ELTE Eötvös Kiadó. Budapest.
141. Hajdu, O. (2011): Diszkrét választás és conjoint preferenciák. In: Gulácsi L. (Szerk.): *Egészséggazdaságtan és technológiaelemzés*. Medicina Könyvkiadó. Budapest. 295-315.
142. Hardaker, J.B. – Huirne, R.B.M. – Anderson, J.R. (1997): *Coping with risk in agriculture*. Wallingford, Nagy-Britannia: CAB International. 274.
143. Harwood, J. – Heifner, R. – Coble, K. – Perry, J. – Somwaru, A. (1999): *Managing risk in farming: concepts, research, and analysis*. Agricultural Economic Report. Washington D.C., USA: USDA Economic Research Service. 774 o. <http://webarchives.cdlib.org/sw1tx36512/http://www.ers.usda.gov/Publications/AER774/>
144. Hassler, U. – Wolters, J. (1995): Long Memory in Inflation Rates: International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*. 13:1. 37-45.
145. Heinonen, M. – Oravainen, J. – Orro, T. – Seppä-Lassila, L. – Ala-Kurikka, E. – Virolainen, J. – Tast, A. – Peltoniemi, O.A.T. (2006): Lameness and fertility of sows and gilts in randomly selected loose-housed herds in Finland. *Veterinary Research*. 159, 383-387.
146. Helms, B.P. – Kaen, F.R. – Rosenman, R.E. (1984): Memory in Commodity Futures Contracts. *The Journal of Futures Markets*. 4:4. 559-567.
147. Hensher, D.A. – Rose, J.M. – Greene, W.H. (2005): *Applied Choice Analysis A Primer*. Cambridge University Press, First edition, Cambridge University Press, 717.
148. Hensher, D.A. – Rose, J.M. – Greene, W.H. (2015): *Applied Choice Analysis A Primer*. Second edition, Cambridge University Press, 1216.
149. Hess, S. (2014): Latent class structures: taste heterogeneity and beyond, 311-330. in.: *Handbook of Choice Modelling*, Szerk.: Hess S., Daly A., Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK, 2014. 720.
150. Hess, S. (2016): Advanced choice modelling course London (szóbeli közlés)

151. Hess, S. – Stathopoulos, A. – Daly, A. (2011): Allowing for heterogeneous decision rules in discrete choice models: an approach and four case studies. *Transportation*. 39, 565-591.
152. Hoge, M.D. – Bates, R.O. (2011): Developmental factors that influence sow longevity. *Journal of Animal Science*. 89, 1238-1245.
153. Holendová, K. – Čechová K. – Sládek, L. (2007): Production traits and causes of culling established in sows of maternal pig breeds. *Research in Pig Breeding*. 1:1. 34-35.
154. Holder, R.B. – Lamberson, W.R. – Bates, R.O. – Safranski, T.J. (1995): Lifetime productivity in gilts previously selected for decreased age at puberty. *Animal Science*. 61, 115-121.
155. Hole, A.R. – Kolstad, J.R. (2011): Mixed logit estimation of willingness to pay distributions: a comparison of models in preference and WTP space using data from a health-related choice experiment. *Empirical Economics*. 42, 445-469.
156. Holmgren, N. – Eliasson-Selling, L. – Lundeheim, N. (2000): Claw and leg injuries in group-housed dry sows. In: *Proceedings of the 16th International Pig Veterinary Society Congress*. Melbourne, Australia, 352.
157. Holt, M.T.– Aradhyula, S.V. (1990): Price Risk in Supply Equations: An Application of GARCH Time-Series Models to the U.S. Broiler Market. *Southern Economic Journal*. 57:1. 230-242.
158. Holt, M.T. – Aradhyula, S.V. (1998): Endogenous Risk in Rational-Expectations Commodity Models: A Multivariate Generalized ARCH–M Approach *Journal of Empirical Finance*. 5:2. 99-129.
159. Holt, M.T.– Moschini, G. (1992): Alternativ Measures of Risk in Commodity Models: An Analysis of Sow Farrowing Decisions in the United States. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 17:1. 1-12.
160. Hosking, J.R.M. (1981): Fractal Differencing. *Biometrika*. 68:1. 165–176.
161. Hoving, L.L. – Soede, N.M. – Graat, E.A.M. – Feitsma, H. – Kempa, B. (2011): Reproductive performance of second parity sows: Relations with subsequent reproduction. *Livestock Science*. 140:1-3. 1-7.
162. Hu, W. (2006): Exploring Heterogeneity in Consumers' Meat Store Choices in an Emerging Market. *Journal of Agribusiness*. 24, 155–170.
163. Hunyadi L. (2006): A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 84:1. 75-82.
164. Hurst, H.E. (1951): Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*. 116:3. 770-799.
165. Hurst, H.E. (1952): *The Nile*. Constable and Company. London.
166. Husti I. (szerk.) (1999): *A mezőgazdasági gépesítés ökonómiája és menedzsmentje*. Budapest: Szaktudás Kiadó Ház, 1999. 266.
167. Huzsvai L. – Megyes A. – Rátonyi T. – Bakó K. – Ferencsik S. (2012): Modelling the soil-plant water cycle in maize production: A case study for simulation of different sowing dates on chernozem soil, *Növénytermelés*. 61, 279-282.

168. Jain, R.C.A. – Parshad, M. (2006): Report of the working group on risk management in agriculture for the eleventh five year plan (2007-2012). New Delhi, India: Government of India Planning Commission.
169. Jorgensen, B. (2003): Influence of floor type and stocking density on leg weakness, osteochondrosis and claw disorders in slaughter pigs. *Animal Science*. 77, 439-449.
170. Jorgensen, E. (2000): Monte Carlo Simulation Models: Sampling from the Joint Distribution of „State of Nature” – Parameters. In: Van der Fels – Klerx, I. – Mourits, M. (eds.): Proceedings of the Symposium on „Economic Modelling of Animal Health and Farm Management”. Farm Management Group, Dept. of Social Sciences. Wageningen University. 73-84.
171. Jorgensen, B. – Sorensen, M.T. (1998): Different rearing intensities of gilts: II. Effects on subsequent leg weakness and longevity. *Livestock Production Science*. 54:2. 167-171.
172. Juhász Cs. (2001): Környezeti menedzsment rendszerek. In: Minőségbiztosítás a mezőgazdaságban. (Szerk. Juhász Cs.). Mezőgazdasági Szaktudás Kiadó, Budapest, 112.
173. Just, R. (1974): An Investigation of the Importance of Risk in Farmer's Decisions. *American Journal of Agricultural Economics*. 56:1. 14-25.
174. Kalbfleisch, J.D. – Prentice, R.L. (1980): The Statistical Analysis of Failure Time Data. John Wiley and Sons, New York
175. Kaplan, E.L. – Meier, P. (1958): Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association*. 53:282. 457-481.
176. Kaplan, I. (2003): Estimating the Hurst Exponent. http://www.bearcave.com/misl/misl_tech/wavelets/hurst/
177. Kapombe, C. M. – Coyler, D. (1998): Modeling U.S. Broiler Supply Response: A Structural Time Series Approach. *Agricultural and Resource Economics Review*. 27:2. 241-251.
178. Kapronczai I. (2016): A magyar agrárgazdaság helyzete napjainkban – kockázatok és lehetőségek. *Gazdálkodás*. 60:5. 369-426.
179. Katonka L. – Nagy T. – Gályász J. (2001): Minőségügyi rendszerek a mezőgazdaságban. In: Minőségbiztosítás a mezőgazdaságban. (Szerk. Juhász Cs.). Mezőgazdasági Szaktudás Kiadó, Budapest, 70.
180. Kay, R.D. – Edwards, W.M. (1994): Farm management. McGraw-Hill Series in Agricultural Economics. McGraw-Hill. 458.
181. Kesavan, T. – Aradhyula, S. V. – Johnson, S. R. (1992): Dynamics and Price Volatility in Farm-Retail Livestock Price Relationships. *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 17:2. 348-361.
182. Kilbride A.L. – Gillman C.E. – Green L.E. (2010): A cross sectional study of prevalence and risk factors for foot lesions and abnormal posture in lactating sows on commercial farms in England. *Animal Welfare*. 19, 473-480.
183. Király A. (2005): Hosszútávú korrelációk vizsgálata a napi hőmérsékleti adatokban, Doktori disszertáció. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest.
184. Kizos, T. – Vakoufari, H. (2011): Valorisation of a local asset: The case of olive oil on Lesbos Island, Greece. *Food Policy*. 36, 705-714.

185. Kjaer, T. (2005): A Review of the Discrete Choice Experiment – With Emphasis on its Application in Health Care. Health Economics Papers. University of Southern Denmark. Odense.
186. Kleinbaum, D.G – Klein, M. (2012): Survival Analysis. Springer, New York
187. Klonaris, S. (2001): Structural Change in Greek Meat Demand. Agricultural Economics Review. 2:2. 31-41.
188. Knauer, M.T. – Cassady, J.P. – Newcom, D.W. – See, M.T. (2011): Phenotypic and genetic correlations between gilt estrus, puberty, growth, composition, and structural conformation traits with first-litter reproductive measures. Journal of Animal Science. 89:4. 935-942.
189. Kneafsey, M. (2012): Local foods and short supply chains: consumer and producer perspectives, Local agriculture and short food supply chains. European Commission, Brussels.
190. Kneafsey, M. (2013): Short Food Supply Chains and Local Food Systems in the EU. A State of Play of their Socio-Economic Characteristics. Technical Report, European Commission, 123.
191. Kohzadi, N. – Boyd, M.S. – Kermanshahi, B. – Kaastra, I. (1996): A Comparison of Artificial Neural Network and Time Series Models for Forecasting Commodity Prices. Neurocomputing. 10:2. 169-181.
192. Korkmaz, T. – Cevik, E.I. – Özatac, N. (2009): Testing for Long Memory in ISE Using ARFIMA-FIGARCH Model and Structural Break Test. International Research Journal of Finance and Economics. 4:26. 186-191.
193. Koscielny-Bunde, E. – Bunde, A. – Havlin, S. – Roman, H. E. – Goldreich, Y. – Schellnhuber, H. J. (1998): Indication of an Universal Persistence Law Governing Atmospheric Variability. Physical Review Letters. 81:3. 729-732.
194. Kovács S. – Csipkés M. (2010): A case study of crop structure modelling and decision making by using a stochastic programming model. Agrárinformatika Folyóirat. 1:1. 1-7.
195. Kovács S. (2009): A technológiai kockázat elemzésének módszerei az állattenyésztésben. Doktori (PhD) értekezés. Debrecen. 148.
196. Kovács S. (2006): Az eseménytörténet-analízis módszertana és alkalmazása a nyers tej minőségének vizsgálataiban. Agrártudományi Közlemények. 20, 74-79.
197. Krinsky, I. – Robb, A.L. (1986): On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. Review of Economic and Statistics. 68, 715-719.
198. KSH (2017a): Mezőgazdasági számlák rendszere, folyó alapáron (1998–), hosszú idősorok. Központi Statisztikai Hivatal. STADAT-táblák. http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_omr002a.html
199. KSH (2017b): Sertésállomány, december 1. (2000–), hosszú idősorok. Központi Statisztikai Hivatal. STADAT-táblák. http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_oma005.html
200. KSH (2017c): Állatállomány. http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_oma001.html
201. KSH (2017d): Élő állatok és állati termékek termelése, felhasználása (2013–). http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_oma001c.html

202. KSH (Központi Statisztikai Hivatal) (1991-2006): Magyar statisztikai évkönyv. Budapest. https://www.ksh.hu/apps/shop.lista?p_lang=HU&p_session_id=240597244262294&p_kereses_id=3999
203. KSH (Központi Statisztikai Hivatal) (2010): KSH stADAT-táblák: A fontosabb élő állatok átlagára az állatpiacokon és -vásárokon. Malac, süldő, anyakoca, vágósertés átlagára az állatpiacokon és -vásárokon 2006-tól 2010-ig. http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_evkozi/e_qsma006b.html
204. Kuhfeld, W.F. – Tobias, R.D. – Garratt, M. (1994): Efficient Experimental Design with Marketing Research Applications. *Journal of Marketing Research*. 31, 545-557.
205. Lancaster, K.J. (1966): A new approach to consumer theory. *The Journal of Political Economy*. 74:2. 132-157.
206. Le Cozler, Y. – Dagorn, J. – Lindberg, J.E. – Aumaitre, A. – Dourmad, J.Y. (1998): Effect of age at first farrowing and herd management on long-term productivity of sows. *Livestock Production Science*. 53, 135-142.
207. Lien, D. – Yang, L. (2008): Asymmetric Effect of Basis on Dynamic Futures Hedging: Empirical Evidence from Commodity Markets. *Journal of Banking & Finance*. 32:2. 187-198.
208. Lilliefors, H. (1967): On the Kolmogorov–Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown. *Journal of the American Statistical Association*. 62:318. 399-402.
209. Lo, A. (1991): Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*. 5:59. 1279-1313.
210. Lopez-Serrano, M. – Reinsch, N. – Looft, H. – Kalm, E. (2000): Genetic correlations of growth, backfat thickness and exterior with stayability in large white and landrace sows. *Livestock Production Science*. 64, 121-131.
211. Louviere, J. J. – Hensher, D. A. – Swait, J. D. (2000): Stated choice methods: Analysis and applications, Cambridge University Press, Cambridge. 399.
212. Louviere, J. – Street, D. – Carson, R. – Ainslie, A. – Deshazo, J.R. – Cameron, T. – Hensher, D. – Kohn, R. – Marley, T. (2002): Dissecting the Random Component of Utility. *Marketing Letter*. 13, 177-193.
213. Lőrincz Zs. (2007): Kockázatelemzés a növénytermesztésben. Doktori (PhD) értekezés. Mosonmagyaróvár. 158.
214. Luce, R. D. (1959): Individual choice behaviour: A Theoretical Analysis. New York: Wiley. p. 168.
215. Lucia, T. – Dial, G.D. – Marsh, W.E. (2000a): Lifetime reproductive and financial performance of female swine. *Journal of the American Veterinary Medical Association*. 216:11. 1802-1809.
216. Lucia, T. – Dial, G.D. – Marsh, W.E. (2000b): Lifetime reproductive performance in female pigs having distinct reasons for removal. *Livestock Production Science*. 63:3. 213-222.
217. Lusk, J.L. – Schroeder, T.C. (2004): Are Choice Experiments Incentives Compatible? A Test with Quality Differentiated Beefsteaks. *American Journal of Agricultural Economics*. 85, 840-856.
218. Lusk, J.L. – Roosen, J. – Fox, J. (2003): Demand for Beef from Cattle Administered Growth Hormones or Fed Genetically Modified Corn: A Comparison of Consumers in

- France, Germany, the United Kingdom, and the United States. *American Journal of Agricultural Economics*. 85, 16-29.
219. Madai, H. – Nábrádi, A. (2005): Kockázati tényezők és kockázatkezelési módok vizsgálata a magyar juhászatban. In: *A mezőgazdaság tőkeszükséglete és hatékonysága Szerk. Jávor András, Debreceni Egyetem Agrártudományi Centrum, Debrecen*, 186-191.
 220. Magyar Közlöny (2012): 1323/2012. (VIII. 30.) Korm. határozat a sertéságazat helyzetét javító stratégiai intézkedésekről. 2012 (114): 19447-19449.
 221. Mandelbrot, B. (1969): The Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long-Run Statistical Dependence. *Water Resources Research*. 5:5. 967-988.
 222. MARD, (2011): New Hungary Rural Development Programme: version 7. Ministry of Agriculture and Rural Development, Budapest.
 223. Marjainé Szerényi Zs. (2005): A természetvédelemben alkalmazható közgazdasági értékelési módszerek, *A Környezetvédelmi és Vízügyi Minisztérium Természetvédelmi Hivatalának tanulmánykötete, Budapest*, 157.
 224. Marsh, J.M. – McDonnell, T. (2006): Livestock Mandatory Price Reporting and Effects on Lamb Price Risk. *Agricultural Marketing Policy Center. Agricultural Marketing Policy Paper. No. 18*.
 225. McFadden, D. (1974): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. In: *Zarembka, P. (Szerk.) Frontiers in Econometrics. Academic Press. New York*. 105-142.
 226. McFadden, D. – Train, K. (2000): Mixed MNL models for discrete response. *Journal of Applied Econometrics*. 15, 447-470.
 227. McGready, J. (2005): When Time is of Interest: The Case for Survival Analysis, *John Hopkins University*. 109.
 228. Meyerhoff, J. – Liebe, U. (2009): Status quo effect in choice experiments: empirical evidence on attitudes and choice task complexity. *Land Economics*. 85:3. 515-528.
 229. MNB (2015): Árfolyam lekérdezések. Magyar Nemzeti Bank. <http://www.mnb.hu/arfolyam-lekerdezes>
 230. Molnár, A. – Gellynck, X. – Vanhonacker, F. – Gagalyuk, T. – Verbeke, W. (2011) Do chain goals match consumer perceptions? the case of the traditional food sector in selected European Union countries. *Agribusiness*. 27, 221-243.
 231. Moschini, G. – Hennessy, D.A. (2001): Uncertainty, risk aversion, and risk management for agricultural producers. 87–144. p. In: *Handbook of Agricultural Economics. (Szerk. Gardner, B. L. – Raussier, G. C.). Volume 1A: Agricultural Production. Handbooks in Economics 18. Amsterdam, Hollandia: Elsevier Science*. 836.
 232. Nagy I. – Csató L. – Farkas J. – Radnóczy L. – Vigh Zs. (2002): A magyar nagy fehér húsertés és magyar lapálysértés központi hízeletkonyság-vizsgálatának (HVT) elemzése túlélés becslés (survival analysis) alkalmazásával. *Acta Agraria Debreceniensis*. 9, 37-40.
 233. Nagy L. (2009): Some Possibilities for Risk Analysis in the Decision Support of Crop Production. *Apsctract*. 3:1-2.79-86.
 234. Nayga, R.M. – Lipinski, D. – Savur, N. (1998): Consumers' use of nutritional labels while food shopping and at home. *Journal of Consumer Affairs*. 32:1. 106-120.
 235. Ngene software: <https://dl.dropboxusercontent.com/u/9406880/NgeneManual112.pdf>

236. Nyárs L. (2005): A magyar sertéshústermelés gazdasági környezetének vizsgálata. PhD-értekezés. Gödöllő.
237. OECD/FAO (2016): OECD–FAO Agricultural Outlook 2016-2025 http://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=HIGH_AGLINK_2016&lang=en#
238. OpenBUGS (2009): A Computer Software for the Bayesian Analysis. <http://mathstat.helsinki.fi/openbugs/>
239. Orosz G.T. (2003): keV-os Elektronok visszaszórt energiaspektrumának Monte-Carlo szimulációja, Doktori (Ph.D.) értekezés, Veszprémi Egyetem, 92.
240. Pacifico, D. – Yoo, il H. (2012): A Stata module for estimating latent class conditional logit models via the Expectation–Maximization algorithm, Discussion Papers, School of Economics, The University of New South Wales. 2012. 2049.
241. Pakurár, M. – Huzsvai, D. – Huzsvai, L. (2007): Forecasting methods in the North Great Plain Region. Integrated Systems for Agrifood Production Proceedings of the 5th International Conference. Sibiu. Romania.
242. Pálincás P. (2011): Kockázatkezelési eljárások alkalmazása az Európai Unió mezőgazdaságában. Doktori (PhD) értekezés. Gödöllő, 202.
243. Patterson, J.L. – Beltranena, E. – Foxcroft, G.R. (2010): The effect of gilt age at first estrus and breeding on third estrus on sow body weight changes and long-term reproductive performance. *Journal of Animal Science*. 88:7. 2500-2513.
244. Peng, C.K – Buldyrev S.V. – Havlin, S. – Simons, M. – Stanley, H.E. – Goldberger A. L. (1994): Mosaic Organization of DNA Nucleotides. *Physical Review E*. 49:2. 1685-1689.
245. Peng, C.K. – Buldyrev, S.V. – Goldberger, A.L. – Havlin, S. – Sciortino, F. – Simons, M. – Stanley, H.E. (1992): Long–Range Correlations in Nucleotide Sequences. *Nature*. 356:6365. 168-170.
246. PhysioNet statisztikai szoftvere (2010): Detrended Fluctuation Analysis, <http://www.physionet.org/physiotools/dfa/>
247. Pieniak, Z., Verbeke, W., Vanhonacker, F., Guerrero, L., Hersleth, M., 2009. Association between traditional food consumption and motives for food choice in six European countries. *Appetite*. 53, 101-108.
248. Pluym, L. – Van Nuffel, A. – Maes, D. (2013). Treatment and prevention of lameness with special emphasis on claw disorders in group–housed sows. *Livestock Science*. 156, 36-43.
249. Pocsai K. – Balogh P. (2011): A @RISK program bemutatása egy sertéstelepi beruházás esettanulmányán keresztül. *Agrárinformatika Folyóirat*. 2:1. 77-85.
250. Pocsai, K. (2012a): A Comparison of the Hungarian Mangalitza and Dutch Organic Pork Chains. *Apstract*. 6:5-6. 75-78.
251. Pocsai, K. (2012b): Competitiveness in the Hungarian Mangalica Pig Sector. *Bulletin of University of Agricultural Sciences and Veterinary Medicine Cluj–Napoca*. 69, 258-265.
252. Pokorádi L. (2008): Rendszerek és folyamatok modellezése, Campus Kiadó, Debrecen, 242.
253. Pokorádi L. – Molnár B. (2010): A Monte-Carlo szimuláció szemléltetése, *Szolnoki Tudományos Közlemények*. 14, 13.

254. Pope, R.D. (2003): Risks and Agriculture: Some Issues and Evidence. 127-167. In: The Economics of Risk (Szerk. Meyer, D. J.). W. E. Upjohn Institute for Employment Research
255. Popp J. – Szakály Z. – Pető K. – Harangi-Rákos M. (2015): A sertésenyésztés helyzete a globális kihívások tükrében. Állattenyésztés és Takarmányozás. 64:3. 207-225.
256. Popp J. (2008): A fontosabb állati termékek világpiaci kilátásai, Sertéshús. In: Udovecz G. (ed.), Nemzetközi agrárpiaci kilátások 2008. XI. Magyarországi Mezőgazdasági Előrejelzési Konferencia. Agrárgazdasági Kutató Intézet. Budapest.
257. Pou, M.A.C. – Dabus, C. (2008): Nominal rigidities, skewness and inflation regimes. Research in Economics. 62:1. 16-33.
258. Power, G.J. – Turvey, C.G. (2010): Long-Range Dependence in the Volatility of Commodity Futures Prices: Wavelet-Based Evidence. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications. 389:1. 79-90.
259. Pötter, U. – Rohwer, G. (2007): Introduction to Event History Analysis. <http://www.stat.ruhr-uni-bochum.de/pub/eha/eha082.pdf>
260. Resano, H. – Sanjuán, A.I. – Albisu, L.M. (2012): Consumers' response to the EU Quality policy allowing for heterogeneous preferences. Food Policy. 37, 355-365.
261. Reynolds, R.G. – Gardiner, B. (1980): Supply response in the Australian sheep industry: A case for disaggregation and dynamics. Australian Journal of Agricultural Economics. 24:3. 196-206.
262. Rezitis, A.N. – Stavropoulos, K.S. (2008): Supply Response and Price Volatility in the Greek Pork Industry. International Conference Applied Economics. Kastoria. Május 15-17. 775-782.
263. Rezitis, A.N. (2003): Mean and Volatility Spillover Effects in Greek Producer–Consumer Meat Prices. Applied Economics Letters. 10:6. 381-384.
264. Rodriguez-Zas, S.L. – Davis, C.B. – Ellinger, P.N. – Schnitkey, G.D. – Romine, N.M. – Connor, J.F. – Knox, R.V. – Southey, B.R. (2006): Impact of biological and economic variables on optimal parity for replacement in swine breed-to-wean herds. Journal of Animal Science. 84:9. 2555-2565.
265. Rodriguez-Zas, S.L. – Southey, B.R. – Knox, R.V. – Connor, J.F. – Lowe, J.F. – Roskamp, B.J. (2003): Bioeconomic evaluation of sow longevity and profitability. Journal of Animal Science. 81:12. 2915-2922.
266. Roh, J.S. – Lim, S.S. – Adam, B.D. (2006): The Impact of Foot-and-Mouth Disease (FMD) on Hog, Pork, and Beef Prices: the Experience in Korea. Paper presented at the NCCC–134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Április 17-18. St. Louis. Missouri.
267. Rohács D. (2007): Kisrepülőgépek elérhetőségének hosszútávú előrejelzése. Repüléstudományi Közlemények, Különszám, 8.
268. Roóz J. (2001): Vezetésmódszertan, Perfekt Kiadó, Budapest, 343.
269. Rouwendal, J. – Meijer, E. (2001): Preferences for Housing, Jobs, and Commuting: A Mixed Logit Analysis. Journal of Regional Science. 41:3. 475-505.
270. Rudawska, E.D. (2014): Customer loyalty towards traditional products – Polish market experience. Brit Food Journal. 116, 1710-1725.

271. Russel, R.S. – Taylor B.W. (1998): Operations Management, Focusing on quality and competitiveness, New Jersey. 613.
272. Sasaki Y. – Koketsu Y. (2011): Reproductive profile and lifetime efficiency of female pigs by culling reason in high-performing commercial breeding herds. *Journal of Swine Health Production*. 19:5. 284-291.
273. Sánchez, J.P. – Baselga, M. – Peiró, R. – Silvestre, M.A. (2004): Analysis of factors influencing longevity of rabbit does. *Livestock Production Science*. 90:2-3. 227-234.
274. Scacciavillani, F. (1994): Long Memory Processes and Chronic Inflation. *International Monetary Staff Papers*. 41:3. 488-501.
275. Schukken, Y.H. – Buurman, J. – Huirne, R.B.M. – Willemse, A.H. – Vernooy, J.C.M. – van den Broek J. (1994): Evaluation of optimal age at first conception in gilts from data collected in commercial swine herds. *Journal of Animal Science*. 72, 1387-1392.
276. Segura-Correa J.C. – Ek-Mex, E. – Alzina-López, A. – Segura-Correa, V.M. (2009): Frequency of removal reasons of sows in Southeastern Mexico. *Tropical Animal Health Production*. 43:8. 1583-1588.
277. Serenius, T. – Stalder, K.J. (2004): Genetics of length of productive life and lifetime prolificacy in the Finnish Landrace and Large White pig populations. *Journal of Animal Science*. 82, 3111-3117.
278. Serenius T. – Stalder K.J. (2007): Length of productive life of crossbred sows is affected by farm management, leg conformation, sow's own prolificacy, sow's origin parity and genetics. *Animal*. 1:5. 745-750.
279. Sewell, M. (2010): Rescaled Range Analysis Software. <http://www.long-memory.com/>
280. Shahwan, T. – Odening, M. (2007): Forecasting Agricultural Commodity Prices using Hybrid Neural Networks. In: Shu-Heng Chen, Paul P. Wang and Tzu-Wen Kuo (eds.): *Computational Intelligence in Economics and Finance*. Springer. Berlin.
281. Shao, R. – Roe, B. (2001): Underpinnings for Prospective, Net Revenue Forecasting in Hog Finishing: Characterizing the Joint Distribution of Corn, Soybean Meal and Lean Hogs Time Series. *American Agricultural Economics Association Annual Meetings*. Augustus 5-8. Chicago. Illinois.
282. Shephard, N. (1996): Statistical Aspects of ARCH and Stochastic Volatility. In: Cox, D. – Hinkley, D. – Barndorff-Nielsen, O. (eds.): *Time Series Models in Econometrics, Finance and Other Fields*. Chapman & Hall: London.
283. Sipos B. (2006): Hosszú ciklusok és évszázados trendek alakulása a magyar mezőgazdaságban. *Statisztikai Szemle*. 84:2. 150-175.
284. Sobczyńska, M. – Blicharski, T. – Tyra, M. (2014): A canonical correlation analysis of relationships between growth, compositional traits and longevity, lifetime productivity and efficiency in polish landrace sows. *Annals of Animal Science*. 14:2. 257-270.
285. Sonka, S.T. – Patrick, G.F. (1984): Risk management and decision making in agricultural firms. 95-115. o. In: *Risk Management in Agriculture* (Szerk. Barry, P. J.). Iowa, USA: Iowa State University Press. 282.
286. Spiegelhalter, D. – Thomas, A. – Best, N. – Gilks, W. (1996): Bayesian Inference Using Gibbs Sampling (BUGS). Version 0.50. MRC Biostatistics Unit. Cambridge.

287. Stalder, K.J. – Knauer, M. – Baas, T.J. – Rothschild, M.F. – Mabry, J. W. (2004): Sow longevity. *Pig News and Information*. 25. 1N-22N.
288. Stalder, K.J. – Lacy, R.C. – Cross, T.L. – Conatser, G.E. (2003): Financial impact of average parity of culled females in a breed – to – wean swine operation using replacement gilt net present value analysis. *Journal of Swine Health Production*. 11:2. 69-74.
289. Stalder, K.J. – Saxton, A.M. – Conatser, G.E. – Serenius, T.V. (2005): Effect of growth and compositional traits on first parity and lifetime reproductive performance in U.S. Landrace sows. *Livestock Production Science*. 97:2-3. 151-159.
290. Stein, T.E. – Dijkhuizen, A. – D’Allaire, S. – Morris, R.S. (1990): Sow culling and mortality in commercial swine breeding herds. *Preventive Veterinary Medicine*. 9, 85-94.
291. Steptoe, A. – Pollard, T.M. – Wardle, J. (1995): Development of a Measure of the Motives Underlying the Selection of Food: the Food Choice Questionnaire. *Appetite*. 25, 267-284.
292. Sterning, M. – Rydhmer, L. – Eliasson- Selling, L. (1998): Relation ship between age at puberty and interval from weaning to oestrus and between oestrus signs at puberty and after the first weaning in pigs. *Journal of Animal Science*. 76, 353-359.
293. Sugár A. (1999a): Szezonális kiigazítási eljárások (I.). *Statisztikai Szemle*. 77:9. 705-721.
294. Sugár A. (1999b): Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 77:10-11. 816-832.
295. Swait, J. (1994): A Structural Equation Model of Latent Segmentation and Product Choice for Cross-Sectional Revealed Preference Choice Data. *Journal of Retailing and Consumer Services*. 1:2. 77-89.
296. Szabó G. G. (2013): Gondolatok az élelmiszer-gazdasági szövetkezés gazdasági lényegéről és integrációs jelentőségéről. *Gazdálkodás*. 57:3. 203-223.
297. Szőke Sz. – Nagy L. – Balogh P. (2010): Monte-Carlo szimuláció alkalmazása a sertéstelepi technológia kockázatelemzésében. *Acta Agraria Kaposváriensis*. 14:3. 183-194.
298. Szőke Sz. (2005): A variancia és a beltenyésztettség vizsgálata számítógépes szimulációval. Doktori (PhD) értekezés. Debrecen. 122.
299. Szűcs I. – Szöllősi L. (2015a): Potential of vertical and horizontal integration in the Hungarian fish product chain. *Apstract*. 8:2-3. 5-15.
300. Szűcs I. – Szöllősi L. (2015b): Problems of the Hungarian dairy sector in connection with the abolition of the milk quota system. *Annals of The Polish Association of Agricultural and Agribusiness Economists*. 17:3. 379-385.
301. Takács I. – Baranyai Zs. (2013): A géphasználati együttműködések, avagy a "virtuális üzemek" elmélete és gyakorlata a magyar mezőgazdaságban. *Gazdálkodás*. 57:3. 270-282.
302. Takács, I. – Takácsné György, K. – Baranyai, Zs. (2012): The role of trust in cooperation between farmers – the outcomes of a survey in Békés county. *Apstract*. 6:5. 105-114.
303. Takácsné György K. – Takács I. (2011): Risk Assessment and Examination of Economic Aspects of Precision Weed Management. *Sustainability*. 3:8. 1114-1135.
304. Talkner, P. – Weber, R. O. (2000): Power Spectrum and Detrended Fluctuation Analysis: Application to Daily Temperatures. *Physical Review E*. 62:1. 150-160.

305. Tarres, J. – Tibau, J. – Piedrafita, J. – Fabrega, E. – Reixach, J. (2003): Factors affecting longevity in maternal Duroc swine lines. Proc. 54th Annu. Meet. Euro. Assoc. Anim. Prod., Rome, Italy.
306. Tarres, J. – Tibau, J. – Piedrafita, J. – Fàbrega, E. – Reixach, J. (2006a): Factors affecting longevity in maternal Duroc swine lines. *Livestock Science*. 100:2-3. 121-131.
307. Tarres, J. – Bidanel, J.P. – Hofer, A. – Ducrocq, V. (2006b): Analysis of longevity and exterior traits on Large White sows in Switzerland. *Journal of Animal Science*. 84:11. 2914-2924.
308. Taylor, S. (1986): *Modelling Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. New York.
309. Telcs A. (2009): Igazságos játékok a pénzfeldobástól a tőzsdéig. BME. Budapest. 157-158. <http://www.szit.bme.hu/~telcs/pfj.pdf>
310. Tholen, E. – Bunter, K.L. – Hermes, S. – Graser, H.U. (1996): The genetic foundation of fitness and reproduction traits in Australian pig populations. 2. Relationships between weaning to conception interval, farrowing interval, stayability and other common reproduction and production traits. *Australian Journal of Agricultural Research*. 47, 1275-1290.
311. Tomek, W.G. (1994): Dependence in Commodity Prices: A Commen. *The Journal of Futures Markets*. 14:1. 103-109.
312. Tóth J. (2003): Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal. *Közgazdasági Szemle*. 4, 370-380.
313. Tóth M. (1981): *Döntés és döntéselemzés a mezőgazdasági nagyüzemekben (Válogatás)*, Budapest, Mezőgazdasági Kiadó.
314. Train, K. (2003): *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press. Cambridge.
315. Train, K. – Weeks, M. (2005): *Discrete Choice Models in Preference Space and Willingness – to – Pay Space*, in: Scarpa, R., Alberini, A. (Eds.), *Applications of Simulation Methods in Environmental and Resource Economics*. Springer, Dordrecht, 1-16.
316. Train, K.E. (2009): *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
317. Tregear, A. – Arfini, F. – Belletti, G. – Marescotti, A. (2007): Regional foods and rural development: The role of product qualification. *Journal of Rural Studies*. 23, 12-22.
318. Tregear, A. – Kuznesof, S. – Moxey, A. (1998): Policy initiatives for regional foods: some insights from consumer research. *Food Policy*. 23, 383-394.
319. Tregear, A. – Ness, M. (2005): Discriminant Analysis of Consumer Interest in Buying Locally Produced Foods. *Journal of Marketing Management*. 21, 19-35.
320. Tsypalkov, A. (2004): *Matrixer Econometric Program*. <http://matrixer.narod.ru/>
321. USDA (1997): *Introduction to risk management – Understanding agricultural risks: production, marketing, financial, legal and human resources*. Washington D.C., USA: USDA Risk Management Agency. <http://www.ncrme.org/docs/IntrotoRiskManagement.pdf>
322. USDA (2015): *USDA Agricultural Projections to 2023*. Washington: United States Department of Agriculture, USA, <http://www.ers.usda.gov/publications/oce-usda-agricultural-projections/oce141.aspx>

323. van Ittersum, K. – Meulenbergh, M.T.G. – van Trijp, H.C.M. – Candel, M.J.J.M. (2007): Consumers' appreciation of regional certification labels: A pan-European study. *Journal of Agricultural Economics*. 58, 1-23.
324. Valros, A. – Ala-Kurikka, E. – Mustonen, K. – Kettunen, S. – Ahonen, P. – Vainio, O. – Peltoniemi, O. – Heinonen, M. (2009): Behavioural changes associated with lameness in sows. In: *Proceedings of International Society for Animal Ethology*
325. Vanhonacker, F. – Lengard, V. – Hersleth, M. – Verbeke, W. (2010): Profiling European traditional food consumers. *Brit Food Journal*. 112, 871-886.
326. Várpalotai V. (2008): Modern Bayes-i ökonometriai elemzések, simasági priorok alkalmazása az üzleti ciklusok szinkronizációjának mérésére és az infláció előrejelzésére. Doktori értekezés. BCE. Budapest.
327. Vecchio, R. (2010): Local food at Italian farmers' markets: three case studies. *International Journal of Sociology of Agriculture and Food*. 17, 122-139.
328. Verbeke, W. – Guerrero, L. – Lengard Almli, V. – Vanhonacker, F. – Hersleth, M. (2016): European Consumers' Definition and Perception of Traditional Foods, 3-16. o. In: *Traditional Foods General and Consumer Aspects*, Kristbergsson K., Oliveira, J. (Szerk.) Springer New York, 416.
329. Veres E. (2008): Mediatizált öngyilkosságok – a „Werther effektus” szociológiai vizsgálata. Doktori értekezés. BCE. Budapest.
330. Watson, H. (1981): *Computer Simulation in Business*, Wiley, New York
331. Winston, W.L. (2006): *Financial models using simulation and optimization*, Palisade Corporation, Newfield, 505.
332. Winston, W.L. (1997): *Operations Research Applications and Algorithms*. Wadsworth Publishing Company. 870.
333. Vizvári, B. – Lakner, Z. – Csizmadia, Zs. – Kovács, G. (2011): A stochastic programming and simulation based analysis of the structure of production on the arable land. *Annals of Operations Research*. 190:1. 325-337.
334. Vose, D. (2006): *Risk analysis, A quantitative guide*. New York. Wiley.
335. Wais, R. (2004): *Algorithmen für SPSS 12*. <http://www.rz.uni-hamburg.de/RRZ/Software/SPSS/Algorith.120/km.pdf> (2005. augusztus)
336. Weber, R. O. – Talkner, P. (2001): Spectra and Correlations of Climate Data From Days to Decades. *Journal of Geophysical Research*. 106:20. 131-144.
337. Wei, A. – Leuthold, R. M. (2000): *Agricultural Futures Prices and Long Memory Processes*, Working paper. No. 00.04. Social Science Research Network. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=229795
338. Wilson, E. B. – Hilferty, M. M. (1931): The Distribution of Chi-Square. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 17:12. 684-688.
339. Xue, J.L. – Dial, G.D. – Marsh, W.E. – Lucia, T. (1997): Association between lactation and sow reproductive performance and longevity. *Journal of the American Veterinary Medical Association*. 210, 935-938.
340. Yazdi, M.H. – Lundeheim, N. – Rydhmer, L. – Ringmar-Cederberg, E. – Johansson, K. (2000a): Survival of Swedish Landrace and Yorkshire sows in relation to osteochondrosis: a genetic study. *Animal Science*. 71:1. 1-9.

341. Yazdi, M.H. – Rydhmer, L. – Ringmar-Cederberg, E. – Lundeheim, N. – Johansson, K. (2000b): Genetic study of longevity in Swedish Landrace sows. *Livestock Production Science*. 63:3. 255-264.
342. Zanolì, R. – Scarpa, R. – Napolitano, F. – Piasentier, E. – Naspètti, S. – Bruschi, V. (2013): Organic label as an identifier of environmentally related quality: A consumer choice experiment on beef in Italy. *Renewable Agriculture and Food Systems*. 28, 70-79.

Köszönetnyilvánítás

Megkülönböztetett köszönetemet fejezem ki Prof. Dr. Ertsey Imrének, aki frissen végzett diplomásként karolt fel és vett a tanszékére tanszéki mérnöknek, majd a PhD munkámat is vezette. Mindvégig segítette kutatásaimat, egyengette karrieremet, a vele való beszélgetések és a közös munka meghatározó mértékben formálták gondolkodásmódomat. Ez az együtt gondolkodás döntően meghatározta és előrevitte munkámat. Különös büszkeség tölt el, hogy az általa létrehozott tanszéken lettem egyetemi tanár.

Köszönöm Intézetvezetőmnek Prof. Dr. Popp Józsefnek a folyamatos biztatást, a számtalan lehetőséget és azt, hogy mindig hitt bennem. Ő volt az, aki bátorította az MTA doktori fokozatra való pályázásomat és segítséget nyújtott a pályázat elkészítésében is. Bár még PhD munkám vezetésében nem vett részt, de az utóbbi években meghatározó módon segítette és folyamatosan segíti ma is az oktató és kutató munkámat. Az általa koordinált kiemelkedő szintű kutatások és az ezekből megszületett nagyon magas szintű publikációk is hozzá segítettek sikereim eléréséhez. Külföldi szakmai útjaim során folyamatosan biztosította az anyagi és erkölcsi háttérrel számomra.

Köszönöm a Doktori Iskola jelenlegi és korábbi vezetőjének Dr. Popp József és Dr. Szabó Gábor professzoroknak, hogy tudományos tevékenységemet folyamatosan segítették. Ők voltak azok, akik meglátták bennem azt a kutatót, akiből módszertani orientáltságú ember lett. Köszönöm Prof. Dr. Pető Károly Dékán Úrnak, hogy mindvégig biztatott az értekezés benyújtására és támogatta a külföldi képzéseimet és nemzetközi konferencia részvételeimet.

Hálás köszönetemet kell kifejeznem a Debreceni Egyetem Gazdaságelemzési és Statisztikai tanszéke összes munkatársának, mivel mindig segítőkészek voltak velem, bármilyen problémával is fordultam hozzájuk. Köszönöm Dr. Huzsvai Lászlónak, Dr. Nagy Lajosnak, Dr. Szőke Szilviának és Dr. Kovács Sándornak, hogy a számítógépes modellszámításaim során folyamatosan rendelkezésemre álltak és bevezettek ennek a speciális területnek a megismerésébe. Dr. Huzsvai Lászlónak, pedig hálás vagyok azért is, hogy együtt dolgozhattunk az SPSS és az R programmal végzett kísérleti számítások vizsgálatában. Úgy gondolom, hogy tapasztalataink és gondolkodásmódunk nagyon jól kiegészítik egymást.

Köszönöm Dr. Bai Attila kollégámnak azt a baráti, szakmai és erkölcsi támogatást, mely nélkül a megújuló energiával kapcsolatos nemzetközi közleményeim nem készültek volna el.

Köszönöm Prof. Dr. Szűcs István emeritus professzornak azt, hogy tapasztalataival, lényeglátó javaslataival nagymértékben segítette későbbi módszertani munkáimat. Csáki Csaba akadémikus és Mészáros Sándor professzor operációkutatási és szimulációval kapcsolatos publikációi nagy segítségemre voltak a rendszerszemléletű gondolkodásmódom kialakításában és a korszerű szimulációs eszközök szerepének felismerésében a gazdasági döntések megalapozása során.

Külön köszönet illeti Dr. Pocsai Krisztinát (volt PhD hallgatómat) és Dr. Soltész Angélat (tanársegéd kolléganőmet) akik még egyetemi hallgatóként majd később, mint PhD hallgatóim csatlakoztak munkámhoz. Idejüket nem kímélve, rendkívül sok időigényes számítási és terepi feladatot végeztek el velem. Talán ennél is fontosabb, hogy a kezdetektől kérdéseik, saját ötleteik voltak, melyek nagyon nagymértékben inspirálóan hatottak munkámra. Ugyanígy hálával tartozom jelenlegi PhD hallgatónak, Dogi Ilonának, aki legújabb eredményeivel járult hozzá a sikereimhez és jelenleg is nagymértékben segíti kutatásaimat.

Hálás köszönetemet szeretném kifejezni Dr. Oláh Judit docens asszonynak, aki nagy lelkesedéssel segítette munkámat és problémáim megoldására mindig a leggyorsabb válaszokat adta.

Köszönet illeti meg Dr. Csipkés Margitot is a számos segítségért, mellyel folyamatosan megkönnyítette munkámat az időigényes adminisztratív feladataim ellátásában. Érdekes felvetései és konzultációink mindig gondolkodásra készítettek és nyitottá tettek az új problémák iránt.

Mindenek előtt köszönet illeti Dr. Harangi-Rákos Mónikát, aki közvetlen intézeti és doktori iskolai munkatársamként szintén fontos szerepet játszott kutatásaim megalapozásában, közös publikációink megszületésében, illetve a PhD képzésben oktatott tárgyait adminisztratív feladatainak csökkentésében.

Köszönetet mondok Erdősné Varga Mónika titkárnőnek az Ágazati Gazdaságtan és Módszertani Intézet adminisztrátorának azért, hogy mindig a rendelkezésemre állt és nagymértékben megkönnyítette számomra az ügyintézésnek menetét.

Köszönetet mondok ezen túl minden egyetemi kollégámnak, aki közvetve támogatott az értekezés megírásához vezető úton.

Kutatásaimat az OTKA Iroda és a Magyar Tudományos Akadémia Bolyai János Kutatási Ösztöndíj Kuratóriuma is támogatta, amit szintén nagyon köszönök.

Külföldi munkáim során az ottani egyetemi vezetők, illetve munkatársak segítése példaértékű volt. Első pillanattól kezdve egyenrangú partnerként tekintettek rám és mindent megtettek a közös siker elérésének érdekében. Elsősorban hét intézmény munkatársainak kell köszönetet mondanom: a lengyelországi University of Technology and Life Sciences in Bydgoszcz, a thaiföldi Chiang Mai University professzorainak, a bécsi Vienna University of Economics két munkatársának, az angliai Newcastle University Business School munkatársai közül Prof. Matthew Gortonnak, a texasi Tarleton State University dékánjának és számos munkatársának, a prágai Institute of Animal Science sertéskutató két munkatársának, végül a lengyelországi West Pomeranian University of Technology in Szczecin dékánjának és két dékánhelyettesének.

A bécsi egyetemen Prof. Christoph Weiss tanszékvezetőt illeti meg a köszönet, hogy nyitott volt az együttműködésre és mindig segítette a tanszékén folyó munkámat. Köszönetemet fejezem ki Dr. Békési Dániel kollégának azért, hogy bevezetett a feltételes választási modellekkel végzett szimuláció alapjaiba és hogy megismertette velem a STATA programot. Ezzel lehetővé téve számomra a DCM modelljeim eredményeinek véglegesítését.

Prof. Matthew Gortonnak az angliai Newcastle University Business School tanszékvezetőjének, aki a Journal of Agricultural Economics lapban betöltött editori tapasztalatával hozzájárult sikereimhez.

Prof. Stephan Hessnek a Journal of Choice Modelling nemzetközi módszertani folyóirat főszerkesztőjének azért, hogy lehetőségem volt Londonban két alkalommal is (1-1 hét) résztvenni az általa koordinált feltételes választási modelleket (DCM) bemutató kurzuson. Akkor és azóta is számos teendője mellett mindig szentelt időt arra, hogy az általam felvetett módszertani és gyakorlati kérdésekre kimerítő válaszokat adjon.

A Bydgoszcz-i munkatársak közül pedig Prof. Wojciech Kapelańskinak (volt rektorhelyettes) és Dr. Hanna Jankowiaknak (dékánhelyettes) megkülönböztetett hálával tartozom a közös lengyelországi nemzetközi konferenciák szervezése: 2011-2016 PhD conferences Bydgoszcz, Poland (International Scientific Symposium for PhD Students and Students of Agriculture Colleges) és a sertéstartással és -tenyésztéssel kapcsolatos túlélési kutatások miatt. Az egyetemeink és kollégáink közötti együttműködés az elmúlt 6 évben nagyon sikeres volt, mely remélhetőleg továbbra is folytatódni fog.

A prágai sertéskutatók közül Prof. Miroslav Roskot és Dr. Eva Vaclavkova nevét kell kiemelni, hiszen velük az elmúlt 6 évben olyan szoros kapcsolatot sikerült kialakítanom, hogy a *Research in Pig Breeding* nemzetközi folyóiratban szerkesztő bizottsági taggá választottak, mint a sertéstartás ökonómiájának nemzetközi szakértője.

Külön ki kell emelni Prof. Barry Lambert (dékán) nevét a texasi Tarleton State University oktatói közül, akinek lényeglátása és nemzetközi tapasztalatai nagyon sokat segítettek nekem a közös lengyelországi konferenciaszervezéseink során és az angol nyelvű publikációim megírásakor.

A West Pomeranian University of Technology lengyel egyetemen Dr. Arkadiusz Terman dékánhelyettest illeti meg a köszönet, hogy nyitott volt az együttműködésre és mindig segítette a közös munkát.

Végül, de messze nem utolsó sorban, ki nem fejezhető hálával tartozom családomnak. Elsősorban feleségemnek, gyermekeimnek, feleségem szüleinek és édesanyámnak az áldozatos, folyamatos támogatásukért.

Mellékletek

1. számú melléklet

Kockázati források az állattenyésztésben

Kockázati forrás		Az egyes kockázati forrásokra vonatkozó kérdések
<i>Működési kockázat</i>	<i>Termelési kockázat</i>	Kiszámíthatatlan mennyiségű éves csapadék Éghajlati tényezők kockázata: szél, fagy, hó Természeti katasztrófák: árvíz, földrengés, tűzvész Járványok megjelenése Szaporodásbiológia problémából adódó kockázat Állategészségügyi problémából adódó kockázat
	<i>Piaci vagy ár kockázat</i>	Termékek árának változása, árkockázat Melléktermék értékesíthetőségi kockázata Költségek árának változása, költségkockázat
	<i>Technológiai kockázat</i>	Technológiai váltás miatti kockázat Tenyésztéspolitikai, fajtaváltási problémák
	<i>Jogi és szabályozási kockázat</i>	Értékesítési szerződések hiányából adódó kockázat Szerződésben vállalt kötelezettség nem teljesítése Etikátlan kereskedői magatartásból adódó kockázat A kormány mezőgazdaság–politikai, szabályozási rendszerváltozásának kockázata Helyi önkormányzat rendeletei, adóztatási rendszere Környezetvédelmi előírások szigorodásából eredő kock. A terméktanács működésében történő változás kock. A föld bérleti díjának és árának változása miatti kock. Integráció nem kielégítő működéséből, hiányából adódó kockázat Vagyonvédelem, lopás kockázata
<i>Pénzügyi kockázat</i>	<i>Emberi erőforrások kockázata</i>	Balesetből, betegségből eredő kockázat Családi állapotban bekövetkező változás Munkaerő árának emelkedéséből bekövetkező kock. Nemzetközi politikai, gazdasági változásokból eredő kockázat Magyarország gazdasági helyzetében bekövetkező változás kockázata Kamatok nagyságának változása, kamatkockázat

Forrás: Madai és Nábrádi (2005)