

Bayesi statisztikával becsült nem stacionárius idősorok a sertésárak előrejelzésében*

Kovács Sándor

PhD, a Debreceni Egyetem
Agrár és Műszaki Tudományok
Centrumának egyetemi
tanársegéde

E-mail: kovacss@agr.unideb.hu

Balogh Péter

PhD, a Debreceni Egyetem
Agrár és Műszaki Tudományok
Centrumának egyetemi
adjunktusa

E-mail: balogh@agr.unideb.hu

Elemzésünk célja az volt, hogy összehasonlítsuk – az áradatok előrejelzésére alkalmas – két program (az Eviews 5.0 és az OpenBUGS 3.0.2.) vágóhídi sertésfelvásárlási árak becslésére felhasználható modelljeit és ezen modellek becsléseinek pontosságát számszerűsítsük. Az OpenBUGS-program alapját – a becslésben új technológiai megoldásként alkalmazott – Bayes-féle statisztikán alapuló szimuláció képezi. Az általunk illesztett nem stacionárius idősormodellek (véletlen bolyongás és GARCH(2,0)) előrejelzései a két program esetén minimális mértékben eltértek egymástól, de a várható áralakulást megbízhatóan követték. Mindkét modell esetében az OpenBUGS 3.0.2. programmal kaptuk a jobb illeszkedésű modellt, és a pontosabb paraméterbecslést. Ezen információk ismeretében a sertésfelvásárlási árakra végül az OpenBUGS 3.0.2. programmal állítottuk elő a legjobb illeszkedésű GARCH(2,0)-M-modellt, amelyben magyarázóváltozóként használtuk a két időszakkal korábbi árakat is. Ezzel a modellel az abszolút átlagos hibaszázalék értéke 3,71 százalék volt.

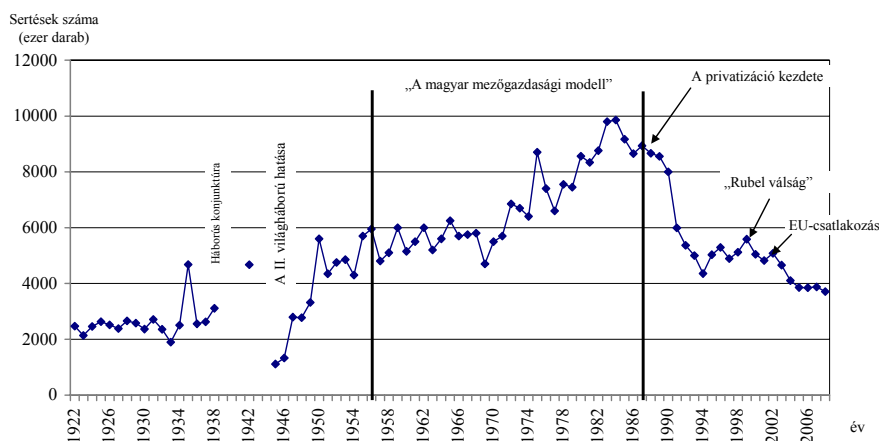
TÁRGYSZÓ:
Bayesi statisztika.
Sertésárak.
Előrejelzés.

* A szerzők köszönetet mondanak *Sugár András*nak a Budapesti Corvinus Egyetem (BCE) Statisztika tanszék egyetemi adjunktusának értékes szakmai segítségéért, lényeges kritikai megjegyzéseikért. A tanulmányban ismertetett elemzésekért, következtetésekért és az esetleges hibákért kizárólag a szerzőt terheli felelősség.

A különféle állati termékek iránti kereslet a világon bővülést mutat, ami a kínálat felfutásáig árnövekedést eredményezhet és segíthet a növekvő takarmányköltségek elviselésében. A világ sertéshústermelése az elkövetkező években lassuló ütemben ugyan, de átlagosan évi 1,5-1,7 százalékkal bővülni fog. Ez a fejlődő, illetve fel-törekvő országok (elsősorban Brazília, India és Kína) növekvő kibocsátásának lesz köszönhető (Nyárs [2008a]).

A magyarországi sertésállomány létszámának alakulását az 1. ábra hosszú távú időszora szemlélteti.

1. ábra. A magyar sertésállomány hosszú távú időszora a környezet változásának függvényében (1922–2008)



Forrás: Bíró et al. [2008].

Megállapítható, hogy a 2008 évi 3,8 milliós állomány nagysága az 1950-es évek létszámadataival egyezik meg. A sertésállomány visszaesése miatt Magyarország 2005-ben nettó importórré vált vágósertésből. 2006-ban a behozatali többlet közel 40 ezer tonnát tett ki. Bár a csatlakozás óta számottevően nőtt a sertéshúsimport volumene, a külkereskedelmi egyenleg pozitív maradt. 2006-ban a közvetlen támogatás megszűnt, azóta a termelés folyamatosan csökken, mivel a termelési költségek erőteljesen nőttek. 2007-ben a magyar export volumenben gyakorlatilag nullszaldós volt (az export és az import mennyisége kiegyenlítette egymást), értékben pedig pozitív szaldót mutatott (Popp [2008]). A magyar sertésfelvásárlási árakat a németországi és hollandiai árak határozzák meg. Az árak alakulását a szezonális hatások mellett befolyásolja a piac alapvetően keresleti jellege. A hazai sertésárak 2004 és 2008 között a

régió áraihoz hasonló szinten alakultak, de magasabbak voltak a lengyelországi áraknál. Magyarországon 2008. április és 2009. április között mintegy 18 százalékkal nőtt a vágósertések termelői felvásárlási ára. Ez az ár 2009 februárjában 20 százalékkal haladta meg a dániai, és közel 13 százalékkal a hollandiai árat (*Aliczki et al.* [2009]). A sertéshús világpiaci ára a takarmányfélék drasztikus drágulása miatt nőni fog, 2013-ban kilogrammonként 1,6 dollár körül alakulhat (*Nyárs* [2008b]).

A mezőgazdasági termelésben realizálható jövedelem mértékét erősen befolyásolja az árak alakulása (*Tóth* [2003], *Bakucs* [2005], *Bakucs–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 vágósertés, 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–Myers* [1991], *Amin–Ng* [1997], *Shao–Roe* [2001])). Az idősorok nem stacionárius modelljei közül elsősorban az ARIMA, SARIMA, ARCH, GARCH-modelleket alkalmazzák (*Bollerslev* [1986], *Holt–Aradhyula* [1998], *Klonaris* [2001], *Rezitis* [2003], *Pakurár–Huzsvai–Huzsvai* [2007], *Fenyves* [2008], *Lien–Yang* [2008]). Előfordul néhány speciális genetikai alkalmazás is (*Cantet et al.* [2007]).

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

1. Módszertan

Elemzésünk célja az, hogy összehasonlítsuk – az áradatak előrejelzésére szolgáló – két program (az Eviews 5.0 és az OpenBUGS 3.0.2.) vágóhídi sertésfelvásárlási

árak becslésére alkalmas modelljeit és számszerűsítjük ezen modellek becsléseinek pontosságát.

1.1. 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 mutatjuk be:

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

A GARCH(2,0)-M-modell esetében a GARCH-hatás az átlagba is beépíthető. Ezen túlmenően a variancia egyenletébe magyarázóváltozóként használtuk a két időszakos korábbi árakat:

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

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 időszakos hibák mennyire tartósan hatnak a következő időszak előrejelzési hibájának varianciájára. A h_t variancia abban az értelemben feltételes, hogy az előző időszakos hibáktól függ. Ez a függőség egyben a hibatagok heteroszkedaszticitását is jelenti.

1.2. 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 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 inference Using Gibbs Sampler) nevű programot (*Spiegelhalter et al.* [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]).

1.3. A MCMC-szimuláció és a Gibbs-mintavételezés lényege

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

$$E_{\pi}(h(\boldsymbol{\theta})) = \int h(\boldsymbol{\theta}) \pi(\boldsymbol{\theta} | Y) d\boldsymbol{\theta} . \quad /3/$$

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

$$E_{\pi}(h(\boldsymbol{\theta})) \approx \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k h(\boldsymbol{\theta}^{(i)}). \quad /4/$$

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 $\pi(\boldsymbol{\theta}|Y)$. Igaz, hogy ezek a $\boldsymbol{\theta}^{(0)}, \dots, \boldsymbol{\theta}^{(k)}$ véletlen minták többé nem lesznek függetlenek, de enyhe regularitási feltételek mellett teljesül, hogy $\boldsymbol{\theta}^{(i)}$ eloszlása $\pi(\boldsymbol{\theta}|Y)$ -hoz konvergál $i \rightarrow \infty$ esetén, a várhatóértékre pedig fennáll, hogy (David–Scollnik [2001]):

$$E_{\pi}(h(\boldsymbol{\theta})) \approx \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k h(\boldsymbol{\theta}^{(i)}), \quad k \rightarrow \infty \text{ esetén.} \quad /5/$$

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

$$\begin{aligned} \theta_1^{(1)} &\approx \pi(\theta_1 | Y, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}), \\ \theta_2^{(1)} &\approx \pi(\theta_2 | Y, \theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}), \\ \theta_j^{(1)} &\approx \pi(\theta_j | Y, \theta_1^{(1)}, \theta_{j-1}^{(1)}, \theta_{j+1}^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}). \end{aligned} \quad /6/$$

Ez tulajdonképpen egy olyan lépéssorozatot valósít meg, amellyel áttérünk a $\boldsymbol{\theta}^{(0)}$ -ról $\boldsymbol{\theta}^{(1)}$ paramétervektorra. Véges számú iteráció után a korábban tárgyalt tulajdonságú Markov-lánchoz jutunk, a várhatóérték is a /4/ képlet alapján számolható. Általában véve néhány ezer szimulációs futás során elérjük a kívánt feltételeket, de sokszor több tízezer iterációra is szükség van.

1.4. A bayesi statisztikai szemlélet értékelése

A statisztikai szakemberek megosztottak a módszer használatát illetően. Ennek oka az előzetes valószínűség-eloszlás létezésével kapcsolatos vitákban és a számítá-

sok 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 következtetéselmélet három fontos momentum-ból 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]):

$$\frac{-2\log L}{n} + \frac{2k}{n}, \text{ ahol}$$

$$\log L = -\frac{1}{2} \sum_t \left[\left(\frac{y_t - y_t^*}{\delta_t} \right)^2 - \log \delta_t^2 - \log 2\pi \right], \quad y_t^* = y_t - \varepsilon_t. \quad /7/$$

Az n az adatok számát jelöli, k pedig a függő változó becslésében szerepet játszó magyarázóváltozók 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. Az említett kritériumot, illetve a maximum likelihood-értéket az idősoros elemzésekben is alkalmazzák.

2. Eredmények

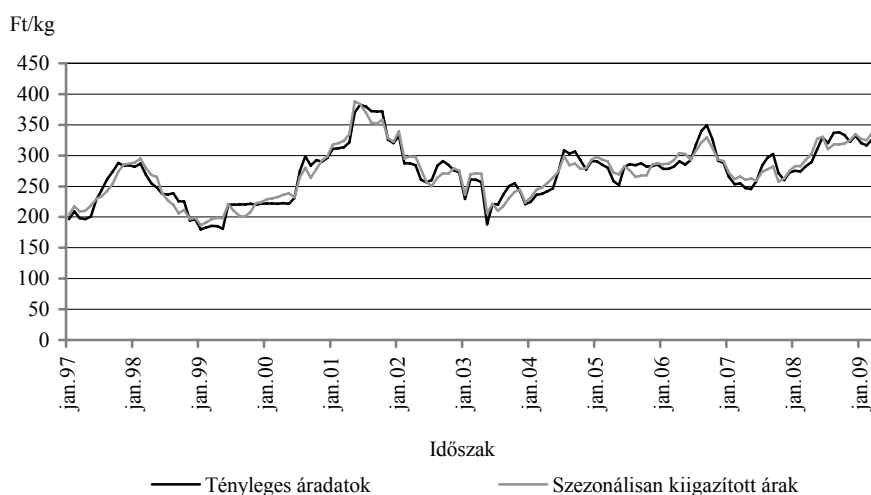
Vizsgálataink alapjául az egyik legjelentősebb magyarországi vágóhíd (Debreceni Hús ZRt.) sertésfelvásárlási árainak adatsorát használtuk fel (lásd a 2. ábrát), melynek áradatai az ország többi vágóhídjának is irányadóak. Az empirikus elemzéshez

148 megfigyelés, 1997. január és 2009. április között megfigyelt havi sertésfelvásárlási átlagár állt rendelkezésünkre.

2.1. Vágóhídi sertésfelvásárlási árak 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–Fertő* [2005]), amely még napjainkig is tart (2007. év irreális takarmány árai). Amint a 2. 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.

2. ábra. Vágóhídi sertésfelvásárlási árak és a szezonálisan kiigazított adatok alakulása havonta 1997 és 2009 között



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

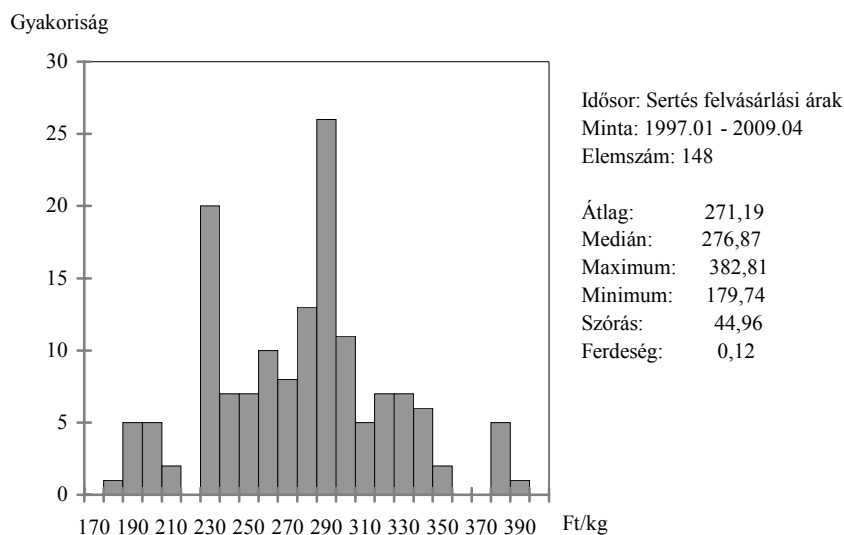
Forrás: Vágóhídi adatok [2009]. Debrecen Hús Zrt. adatközlése.

Ezekre az időszakokra jellemző, hogy az átlagostól nagyobb volt az áringadozás mértéke. Egy növekvő trendhatás figyelhető meg 2001. 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 és 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 sertés piac keresleti jellegeből adódott. Az újonnan csatlakozott tagállamok közül a legalacsonyabb árak a lengyel sertés húspiacon 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 százalékkal nőtt 2006 szeptemberéhez viszonyítva, ugyanakkor a sertésárak csaknem 15 százalékkal voltak alacsonyabbak. A 2008-as évet magas takarmányárakkal, alacsony felvásárlási árakkal kezdték a sertés tartók (*Antal* [2008]). Az év második felében ez a tendencia megfordult, ami 2009 első negyedében is még megfigyelhető volt.

A megfigyelt időszakban a sertésfelvásárlási árak átlagosan 271 Ft/kg körül alakultak (lásd a 3. ábrát). Az ehhez tartozó szórás érték 44,96 Ft/kg volt, így a relatív szórás (CV) 16,58 százalék, ami közepesen változékony áradatsort jelez. A 148 időpont felében 276,87 Ft/kg-nál kisebb adatokat figyeltünk meg, míg az adatok másik 50 százalékában ettől magasabb átvételi árakat tapasztaltunk. Az adatok eloszlása jobbra „elnyújtott” volt (Skewness: 0,12), amihez egy leptokurtikus (Kurtosis: 2,74), azaz csúcsos eloszlás társult.

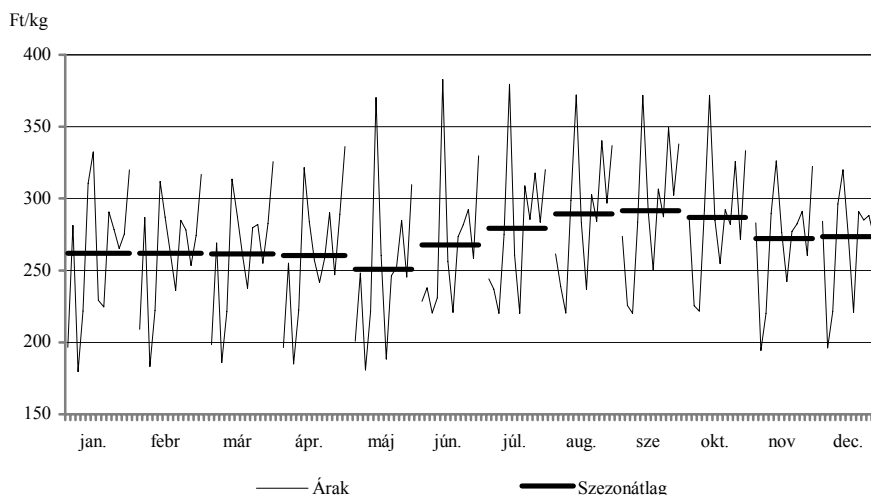
3. ábra. A vágóhídi sertésfelvásárlási árak leíró statisztikai mutatói



Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján.

Az egyes hónapokhoz tartozó szezonátlagok azt mutatják, hogy a vizsgált 12 év adott hónapjaiban átlagosan hogyan alakult a sertés felvásárlási ár. (Lásd a 4. ábrát.) 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.

4. ábra. A vágóhídi sertésfelvásárlási árak értékeinek alakulása havonta és az azokból számított havi átlagok (szezónátlagok)



Forrás: Saját számítás vágóhídi adatok alapján.

Mielőtt az idősor ökonometriai vizsgálatát elvégeznénk, szükséges a szezonhatások kiszűrése (Pou–Dabus [2008]). Ezen folyamat során az idősort egyszerűsítjük a lényegi folyamatok bemutatása céljából olyan módon, hogy lényeges információkat ne veszítsünk (Sugár [1999a]). Az általunk 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) használtuk. Ezt számos szerző használta a különböző áradatok szezonális kiigazítására (Giordano *et al.* [2007], Golinelli–Parigi [2008], Economidou–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–Földesi [2005]).

A program által generált változókként megadtuk a munkanap-, a hónap hossza- és a hűsvéthatást, illetve az outliereket leíró változókat. Beállítottuk azt is, hogy a munkanap, a hónap hossza változókat és a hűsvéthatást csak akkor vegye figyelembe a program, ha azok szignifikánsak. Az ARIMA-modellt a programmal automatikusan határoztuk meg, így a modellbecslés, és az outlierek felderítése automatikusan történt. Az outlierek esetében figyelembe vettük az additív outliereket, a szinteltolódást és a csillapodó jellegű törést. Az idősor hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. Korábban a 2. ábrán jól volt látható, hogy a szezonálisan kiigazított adatsorban már nem figyelhető meg olyan nagy ingadozás, mint az eredeti áradatok esetén.

2.2. Az adatsor ökonometriai vizsgálata

Az adatok egyszerű leíró statisztikai elemzése után elsőként azt teszteltük Eviews 5.0 program segítségével, hogy a folyamat stacionárius-e, vagyis nem tartalmaz egységgyököt. A differenciálatlan idősor esetében $p = 0,323$ szignifikanciával nem tudtuk elutasítani azt a nullhipotézist, hogy az árak alakulását leíró folyamat egységgyököt tartalmaz. Az idősor 1. rendű differenciálása után $p = 0,000$ szignifikanciával megállapítottuk, hogy egy differenciastacionárius folyamat adódik, azaz a differenciált sorozat nem tartalmaz már egységgyököt. Ezután illesztettünk az eredeti idősorra egy véletlen bolyongás folyamatot az Eviews 5.0 program segítségével, majd ugyanazt az OpenBUGS 3.0.2. programmal is elvégeztük. A modellek megfelelő illeszkedésének vizsgálatára a likelihood-függvény értékeit számítottuk ki időpontonként, valamint az AIC-kritériumotó. Az OpenBUGS-program esetén tízezerszer futtattuk az MCMC-t, azaz a θ paramétervektor értékeire a $\pi(\theta|Y)$ eloszlásból tízezer véletlen mintát veszünk. A hibatagok apriori eloszlására az Eviews-program eredményeire támaszkodva a $N(0, 14, 25)$ normális eloszlást alkalmaztuk. Az Eviews-programban a véletlenbolyongás-modell illesztése után megvizsgáltuk, hogy maradt-e ARCH-hatás a hibatagokban. Az erre alkalmas ARCH LM- (Lagrange Multiplier) teszt alapján $p = 0,905$ szignifikanciával nem tudtuk elutasítani a nullhipotézist azt, hogy nincs ARCH-hatás a hibatagokban. A véletlen bolyongás így tökéletesen leírja az idősor adatait. Elvégeztük a két program által becsült modell illeszkedésének, illetve az előrejelzéseknek az összehasonlítását is (lásd az 1. táblázatot).

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

1. táblázat

A véletlen bolyongású folyamat előrejelzéseinek összehasonlítása

Programok	Megnevezés	Előrejelzett ár (Ft/kg)	Szórás	Konfidenciaintervallum	
				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
	$\log L$	-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
	$\log L$	-279,30	-	-	-
	AIC	3,74	-	-	-

Megjegyzés. A konfidenciaintervallumok 95 százalékos megbízhatósági szint mellett készültek.

2. táblázat

Az apriori eloszlások az Eviews 5.0 program becslései alapján kialakított paramétereiből

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 $\eta \geq 0$.

Második lépésként egy /1/ alakú, $X_t = Y_{t-1}$ kitéttel bővített GARCH(2,0) folyamatot illesztettünk az adatsorra a két program segítségével. Az OpenBUGS prog-

ramot tízezer véletlen mintavétellel futtattuk, változatlanul négy mintán belüli és két mintán kívüli előrejelzést készítettünk. Az egyes paraméterek estében használt apriori eloszlásokat az Eviews 5.0 becslései alapján alakítottuk ki. (Lásd a 2. táblázatot.)

A két program paraméterbecsléseit a 3. táblázatban hasonlítottuk össze.

3. 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 százalékos megbízhatóság mellett.

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 tudtuk elutasítani a nullhipotézist, hogy nincs ARCH-hatás a hibatagokban, így a modell kellőképpen leírja az idősor adatait. Megvizsgáltuk a programokkal azt is, hogyan alakultak a GARCH(2,0)-modellel készített előrejelzések. (Lásd a 4. táblázatot.)

Az Eviews-program által készített 2009 márciusi és áprilisi előrejelzések kis mértékben eltérnek 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 megpróbáltunk 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 lehet számítani az árakban is. Ennek érdekében a /2/ képlet szerinti modellt illesztettünk. Egyrészt azért a két időszakkal korábbi árakat alkalmaztuk, mert ebben az esetben kaptunk kedvezőbb értékeket a $p(\alpha + \beta < 1 | Y)$ valószínűségekre, másrészt pedig azért, mert így kaptunk szignifikáns modellt az Eviews-programmal készült előzetes elemzések során.

4. táblázat

A GARCH(2,0)-modellel készített előrejelzések

Programok	Megnevezés	Előrejelzett ár (Ft/kg)	Szórás	Konfidenciaintervallum	
				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 százalékos megbízhatósági szint mellett készültek.

5. 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 $\eta \geq 0$.

A véletlen minták száma tízezer volt, az apriori eloszlásokat az Eviews-programmal készített GARCH(2,0)-M-modellnek megfelelően állítottuk be, a

GARCH(2,0)-modellhez képest adódott változásokat és az újabb paraméterekre alkalmazott apriori eloszlásokat tartalmazza az 5. táblázat.

A program paraméterbecsléseit a 6. táblázatban közöljük.

6. 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

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-moddal készített előjelzéseket a 7. táblázat tartalmazza.

7. táblázat

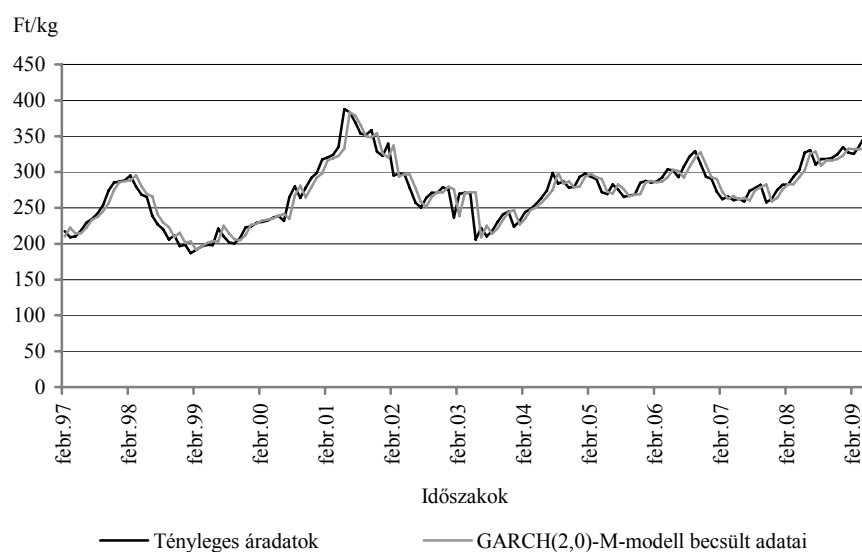
A GARCH(2,0)-M-moddal készített előjelzések alakulása

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
$y_{2008.már}$	334,50	15,18	304,45	364,53
$y_{2008.ápr}$	332,76	14,07	304,92	360,60
$y_{2008.máj}$	330,28	13,51	303,55	357,01
$\log L$	-94,09	-	-	-
AIC	1,27	-	-	-

Mind a mintán belüli árelőjelzések, mind a modell illeszkedése, mind a stacionaritás tekintetében egy alkalmasabb modellt találtunk a GARCH(2,0)-hez ké-

pest, az abszolút átlagos hibaszázalék (MAPE) értéke 3,71 százalék volt. Mindezt az eredeti és a becült értékek összehasonlításával az 5. ábrán is szemléltetni kívántuk. Ezen túlmenően a korábbi becslésnél az átlagokban megfigyelhető erőteljes csökkenést is sikerült kiküszöbölnünk. (Lásd a 7. táblázatot.)

5. ábra. Az eredeti és a GARCH(2,0)-M-moddal becült adatok összehasonlítása



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

3. Következtetések

Eredményeink alapján megállapítható, hogy a vágóhidisertes-felvásárlási adatsor elemzésére mind az Eviews 5.0, mind az OpenBUGS 3.0.2. program megfelelően használható. Az általunk 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 kaptuk a jobb illeszkedésű modellt, és a pontosabb paraméterbecslést. Mivel a sertésárakban a vizsgált időszakot követően kismértékű áremelkedéssel lehetett kalkulálni, ezért szükségesnek lát-

tuk azt, hogy a GARCH-hatást az átlagba építsük. A legjobban illeszkedő GARCH(2,0)-M-modellt végezve az OpenBUGS-programmal állítottuk elő úgy, hogy a variancia egyenletében magyarázóváltozóként használtuk 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 feltehetően ezzel a sertésárakban is megfigyelhető sztochasztikus folyamatok eredményeként bekövetkező árbizonytalanság egy része elkerülhető.

Irodalom

- AKAIKE, H. [1974]: A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*. 19. évf. 6. sz. 716–723. old.
- ALICZKI K. ET AL. [2009]: *A főbb állattenyésztési ágazatok helyzete*. Agrárgazdasági tanulmányok. Agrárgazdasági Kutató Intézet. Budapest.
- 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 évf. 2. sz. 333–367. old.
- ANTAL G. [2008]: Milyen lehet a sertéságazat helyzete Magyarországon? *Agronapló*. XII. évf. 1. sz. 100. old.
- 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. old.
- BAILLIE, R. – MYERS, R. [1991]: Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge. *Journal of Applied Econometrics*. 6. évf. 2. sz. 109–124. old.
- BAKUCS L. Z. [2005]: Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió a magyar sertés húspiacon. *Közgazdasági Szemle*. LII. évf. 9. sz. 648–663. old.
- 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.
- BAKUCS, L. Z. – FERTŐ, I. [2005]: Marketing Margins and Price Transmission on the Hungarian Pork Meat Market. *Agribusiness*. 21. évf. 2. sz. 273–286. old.
- BAUER P. – FÖLDESI E. [2005]: *Szezonális kiigazítás*. Statisztikai Módszertani Füzetek 43. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest.
- BHATI, U. N. [1987]: Supply and Demand Responses for Poultry Meat in Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 31. évf. 3. sz. 256–265. old.
- BÍRÓ O. – ÓZSVÁRI L. – LAKNER Z. [2008]: Az állat-egészségügyi menedzsment hatása a sertés-tenyésztő telepek teljesítményére – egy módszertani kísérlet és tanulságai. *Magyar Állatorvosok Lapja*. 130. évf. 3. sz. 138–147. old.
- BOLLERSLEV, T. [1986]: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*. 31. évf. 3. sz. 307–327. old.

- CANTET, R. J. C. ET AL. [2007]: Evidence for Autoregressive Conditional Heteroscedastic Errors in Growth Traits of Beef Cattle. *Archiv für Tierzucht*. 50. évf. 5. sz. 464–475. old.
- CHAVAS, J. P. – HOLT, M. T. [1991]: On Nonlinear Dynamics – The Case of the Pork Cycle. *American Journal of Agricultural Economics*. 73. évf. 3. sz. 819–828. old.
- CHAVAS, J. P. – JOHNSON, S. R. [1981]: An Econometric Model of the US Egg Industry. *Applied Economics*. 13. évf. 3. sz. 321–335. old.
- CONGDON, P. [2007]: *Bayesian statistical modelling*. Wiley. New York.
- DARVAS, ZS. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003. évi közgazdasági nobel-díjasok. *Statisztikai Szemle*. 82. évf. 3. sz. 296–319. old.
- DAVID, P. – SCOLLNIK, M. [2001]: Actuarial Modeling with MCMC and BUGS. *North American Actuarial Journal*. 5. évf. 2. sz. 96–124. old.
- ECONOMIDOU, C. – KOOL, C. [2009]: European Economic Integration and (A)Symmetry of Macroeconomic Fluctuations. *Economic Modelling*. 26. évf. 4. sz. 778–787. old.
- ENGLE, R. [1982]: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50. évf. 4. sz. 987–1007. old.
- 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.
- FENYVES, V. – ERTSEY, I. – KOVÁCS, S. [2007a]: *Comparison of the Statistical Methods Used for Analysing the Hungarian Lamb Prices*. Sbornik Praci, Agrárni Perspektivy XVI., Evropské trendy v rozvoji zemědělství. Česká Zemědělská Univerzita V Praze, Provozne Ekonomická Fakulta. Praha. 1087–1093. old.
- 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. old.
- 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> (Elérés dátuma: 2008. december 14.)
- FENYVES V. [2008]: *A magyar juhágazat gazdasági tényezőinek elemzése*. PhD-értekezés. Debreceni Egyetem. Debrecen.
- GIORDANO, R. ET AL. [2007]: The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. *European Journal of Political Economy*. 23. évf. 3. sz. 707–733. old.
- GOLINELLI, R. – PARIGI, G. [2008]: Real-Time Squared: A Real-time Data set for Real-Time GDP Forecasting. *International Journal of Forecasting*. 24. évf. 3. sz. 368–385. old.
- 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. évf. 2. sz. 99–129. old.
- 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. évf. 1. sz. 230–242. old.
- 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. évf. 1. sz. 1–12. old.

- HUNYADI L. [2006]: A heteroszkedaszticitásról egyszerűbben. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 1. sz. 75–82. old.
- 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.* (szerk.): *Proceedings of the Symposium on „Economic Modelling of Animal Health and Farm Management”*. Farm Management Group, Dept. of Social Sciences. Wageningen University. 73–84. old.
- JUST, R. [1974]: An Investigation of the Importance of Risk in Farmer’s Decisions. *American Journal of Agricultural Economics*. 56. évf. 1. sz. 14–25. old.
- KAPOMBE, C. M. – COYLER, D. [1998]: Modeling U.S. Broiler Supply Response: A Structural Time Series Approach. *Agricultural and Resource Economics Review*. 27. évf. 2. sz. 241–251. old.
- 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. évf. 2. sz. 348–361. old.
- KLONARIS, S. [2001]: Structural Change in Greek Meat Demand. *Agricultural Economics Review*, 2. évf. 2. sz. 31–41. old.
- LIEN, D. – YANG, L. [2008]: Asymmetric Effect of Basis on Dynamic Futures Hedging: Empirical Evidence from Commodity Markets. *Journal of Banking & Finance*. 32. évf. 2. sz. 187–198. old.
- 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.
- NYÁRS L. [2008a]: A hazai sertéságazat fejlődési kilátásai. *Agrárágazat*. IX. évf. 3. sz. 94–97. old.
- NYÁRS L. [2008b]: A magyar sertéságazat középtávú kilátásai. *Gazdálkodás*. 52. évf. 2. sz. 130–135. old.
- OPENBUGS [2009]: *A Computer Software for the Bayesian Analysis*. <http://mathstat.helsinki.fi/openbugs/>
- 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.
- POPP J. [2008]: A fontosabb állati termékek világpiacon kilátásai, Sertés. In: *Udovecz G.* (szerk.), *Nemzetközi agrárpiacon kilátások 2008*. XI. Magyarországi Mezőgazdasági Előrejelzési Konferencia. Agrárgazdasági Kutató Intézet. Budapest.
- POU, M. A. C. – DABUS, C. [2008]: Nominal rigidities, skewness and inflation regimes. *Research in Economics*. 62. évf. 1. sz. 16–33. old.
- 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 évf. 3. sz. 196–206. old.
- 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. old.
- REZITIS, A. N. [2003]: Mean and Volatility Spillover Effects in Greek Producer-Consumer Meat Prices. *Applied Economics Letters*. 10. évf. 6. sz. 381–384. old.
- 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.
- 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. Augusztus 5–8. Chicago, Illinois.
- 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.
- SIPOS B. [2006]: Hosszú ciklusok és évszázados trendek alakulása a magyar mezőgazdaságban. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 2. sz. 150–175. old.
- SPIEGELHALTER, D. ET AL. [1996]: *Bayesian Inference Using Gibbs Sampling (BUGS). Version 0.50*. MRC Biostatistics Unit, Cambridge.
- SUGÁR A. [1999a]: Szezonális kiigazítási eljárások (I.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 9. sz. 705–721. old.
- SUGÁR A. [1999b]: Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 10–11. sz. 816–832. old.
- TÓTH J. [2003]: Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal. *Közgazdasági Szemle*. 4. sz. 370–380. old.
- VOSE, D. [2006]: *Risk analysis, A quantitative guide*. Wiley. New York.

Summary

Our aim was to compare the models of two price forecasting programs – Eviews 5.0 and Openbugs 3.0.2. – in forecasting selling prices of pig slaughterhouses, and evaluating the accuracy of these models. The methodological background of the Openbugs 3.0.2. program involves an improved simulation based on Bayesian statistics, which is a state-of-the-art method for estimation. Our forecasts with the applied non-stationary models (random walk and GARCH(2,0)) were slightly different in the case of both programs, but still remained accurate according to the original prices. For both methods the Openbugs 3.0.2. program provided the best fitted model as well as the more accurate estimation of parameters. Finally, on the basis of the previous findings, we fit a GARCH(2,0)-M model by using Openbugs 3.0.2., which proved to be the best model for the pig selling prices and contains the prices of the previous two periods as explanatory variables. Using the GARCH(2,0)-M model, the mean absolute percentage error was 3.71 percentage.