

A hosszú emlékezet összehasonlító elemzése piaci sertésárak esetében

Dr. Kovács Sándor

PhD, a Debreceni Egyetem
egyetemi adjunktusa

E-mail: kovacss@agr.unideb.hu

Dr. Balogh Péter

PhD, a Debreceni Egyetem
egyetemi docense

E-mail: balogh@agr.unideb.hu

A tanulmány a sertések havi piaci átlagárainak változását vizsgálja 1991 és 2010 között abból a szempontból, hogy rendelkeznek-e hosszú emlékezettel (long memory). A hosszú emlékezet vizsgálatában három módszert alkalmaztak a szerzők *a*) a *H*-exponens kiszámítására (újraszámított tartományt), *b*) a trendtől megtisztított fluktuációelemzést, *c*) a tört rendben integrált ARMA-modellt (ARFIMA). A teljes idősorra, valamint a megfigyelt időszakot négy szakaszra bontva is elvégezték az elemzést. Az eredmények alapján megállapították, hogy a vágósertés piaci átlagára szabálytalan mozgású, a malac- és süldőárak változása egymáshoz hasonlóan alakult és hosszú emlékezetűek, az anyakoca felvásárlási árváltozásai pedig rövid emlékezettel rendelkeznek. A tanulmányt az ARFIMA- és a hagyományos ARIMA-modellek előrejelző képességének összehasonlításával zárták, melynek során megállapították, hogy az ARFIMA kisebb átlagos abszolút százalékos eltéréssel jelez előre az ARIMA-modellnél a hosszú emlékezetű és a véletlen bolyongást mutató idősorok esetén.

TÁRGYSZÓ:

Árváltozás.

ARIMA-modell.

ARMA-modell.

A szabálytalan jellegű mozgást a szakirodalom Brown-mozgásnak, vagy másként véletlen bolyongásnak nevezi. 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 százalék 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 égvűrűinek 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. Jelen tanulmány keretein belül a piaci sertésárakra – négy különböző kategóriában – vizsgáljuk meg azt, hogy rendelkeznek-e a fent említett tulajdonsággal, és kiszámoljuk az ún. Hurst-exponenst mindegyik termék esetében.

1. A hosszú emlékezet definíciója

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

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

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

Az autokorrelációs függvény az i -edik időszaki és az $i+k$ -adik időszaki adat korrelációját fejezi ki. Külön kiemelendő, hogy az $1/k$ 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. Amennyiben $0,5 < H < 1$, akkor magasabb értékű adatokra (0,5-nél nagyobb valószínűséggel) a jövőben magasabb értékű következnek, 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–Veres [2002]). Az alacsony Hurst-értékkel jellemezhető folyamatok másik jellegzetesége a relaxációs idő jelenléte, ez olyan átlagos időtartamot jelent, amely alatt a rendszer egy külső zavar után visszaáll eredeti állapotába (Bozsonyi–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 önhasonló alakzatok, amelyek bármely része ugyanolyan, mint a teljes alakzat. Egy idősor statisztikai értelemben véve önhasonló, ha bármely részintervallumot választva a statisztikai jellemzők ugyanazok, mint bármely más részintervallumon.

1.1. 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 ökonomiai és pénzügyi irodalomban (Lo [1991], Chow *et al.* [1995], Eisler [2007], Erfani–Samimi [2009], Telcs [2009]). Fellelhetők továbbá tanulmányok az inflációs ráta vizsgálatára (Scacciavillani [1994], Hassler–Wolters [1995]), az arany árfolyamának tanulmányozására (Cheung–Lai [1993]), valamint a devizaárfolyamok változására (Booth–Kaen–Koveos [1982], Fang–Lai–Lai [1994], Alptekin [2006]), az azonnali és a határ-idős fémárfolyamok vizsgálatára (Fraser–MacDonald [1992]). Másrészt viszont megemlítenő, hogy Lo [1991] és Cheung és Lai [1993] bizonyos részvények és az arany árfolyamának vizsgálatokor 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–Veres* [2002], *Veres* [2008]) és a meteorológiai adatok elemzésére (*Weber–Talkner* [2001], *Király* [2005]), valamint az informatikában a hálózati forgalmak ingadozásának mérésére vonatkozóan (*Gyires* [2005]). 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–Kaen–Rosenman* [1984], *Kohzadi et al.* [1996], *Wei–Leuthold* [2000], *Shahwan–Odening* [2007], *Nagy* [2009], *Power–Turvey* [2010]). A magyarországi szakirodalomban eddig sem a sertés sem más mezőgazdasági termékek árainál ilyen jellegű elemzést nem végeztek.

2. Alkalmazott módszerek

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

1. újráskálázott 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-e 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 csengnek le 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–Kaen–Koveos [1982]).

2.1. 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 kidolgozója 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]):

$$y_i = \sum_{j=1}^i x_j . \quad /2/$$

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

$$D_k = y_k - \frac{k}{n} y_n . \quad /3/$$

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

$$\frac{R_n}{S_n} \cong C \cdot n^H . \quad /4/$$

A Nílus vízállásának elemzésekor Hurst a /3/ képletben szereplő hányadosra 0,7-et kapott (Telcs [2009]).

2.2. 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]):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_j = S_j^{-1} \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_j) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{i=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_j) \right], \quad /5/$$

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]):

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left(\frac{R}{S}\right)_j. \quad /6/$$

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 /7/ képlet szerinti regressziós becslés adja:

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log(C) + H \log(n). \quad /7/$$

Az /7/ képlet a /4/ képlet logaritmizált változata, amely az R/S -értékeket az idő függvényében logaritmikus felosztású koordináta-rendszerben ábrázolja. A Hurst-exponens 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.

2.3. Trendtől megtisztított fluktuáció analízis (DFA)

A DFA-módszer előfutárának tekinthető fluktuációanalízist elsőként Peng és társai [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 társai [1994] nevéhez kötődik.

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

$$y(j) = \sum_{i=1}^j x_i \quad (j = 1, \dots, N). \quad /8/$$

A /8/ képlet az idősor adatainak összegzéseit adja egy tetszőleges j időpontig. A trajektóriákat ezután felosztjuk n hosszú szakaszokra (időablakokra), így a szakaszok maximális számát $\left[\frac{N}{n} \right]$ 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 /9/ képlet szerint (Király [2005]):

$$z_p(j) = y(j) - f_k^p(j) \quad (j = 1, \dots, N). \quad /9/$$

Adott hosszú időablakokra az átlagos négyzetes fluktuációt a következőképpen mérhetjük (Peng *et al.* [1994], Király [2005]):

$$F_p(n) = \frac{1}{n \cdot \left[\frac{N}{n} \right]} \cdot \sqrt{n \cdot \left[\frac{N}{n} \right] \sum_{j=1}^{\left[\frac{N}{n} \right]} z_p^2(j)}. \quad /10/$$

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 hatvány-szerű függvénykapcsolat illeszthető: $\rho(k) = k^{-\alpha}$, ahol α az autokorrelációs exponens.

A két exponens közötti összefüggés (Talkner–Weber [2000]):

$$\alpha = 2 - 2\delta. \quad /11/$$

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 $\delta < 0,5$, az idősor rövid emlékezetű (*Koscielny-Bunde et al.* [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]).

2.4. 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 /12/ képlet alakú, lag-operátor használatával felírt ARIMA(p, d, q)-modell:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i\right) (1-L)^d x_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i\right) \varepsilon_t, \text{ ahol } L^i x_t = x_{t-i}. \quad /12/$$

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 az egységgyökteszt 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 /13/ képlet szerint (*Korkmaz-Cevik-Özatac* [2009]):

$$\begin{aligned} (1-L)^d = & 1 - dL + \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 + \\ & + \dots + (-1)^k \frac{d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)}{k!} L^k. \end{aligned} \quad /13/$$

Másképpen fogalmazva a törtdifferenciálást 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. Az eddigiek alapján a d -paraméter értékéhez 0,5-öt hozzáadva jutunk a Hurst-exponens becsléséhez.

3. Eredmények

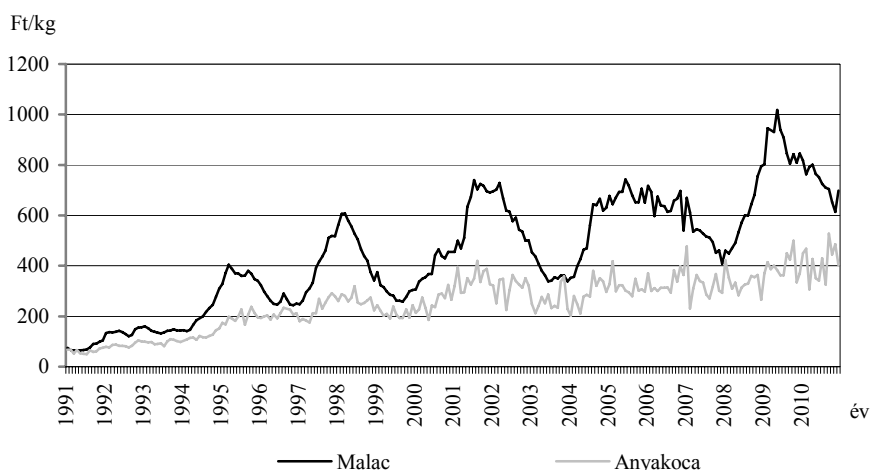
A sertéságazatot elemző tanulmányok jelentős része megemlíti, hogy az ágazat kibocsátását és az árakat ciklikus mozgások jellemzik. *Nyárs* [2005] részletesen elemezte az EU jelentős sertéstartó tagállamait, valamint Magyarország és Lengyelország sertéságazatának jellemző folyamatait és megállapította, 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 vizsgálataink alapjául a rendszerváltás utáni időszak hazai havi piaci átlagairait¹ választottuk ki a különböző korú sertésekre vonatkozóan. A megfigyelt árak a következők voltak: a malac, a süldő, az anyakoca és a vágósertés átlagára az állatpiacon 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 rendelkezésünkre.

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 móduszárral (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.

3.1. A szezonálisan kiigazított piaci sertésáradatok havi alakulása 1991. január és 2010. december között

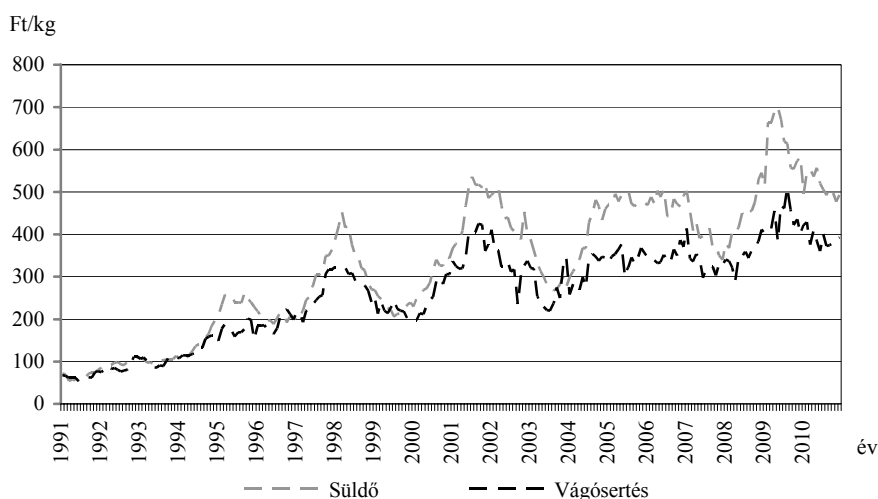
Mielőtt az idősor ökonometriai vizsgálatát elvégeznénk, szükséges a szezonhatások kiszűrése. Ezen folyamat során az idősort egyszerűsítjük a lényegi folyamatok bemutatása céljából olyan módon, hogy ne veszítsünk lényeges információkat (Sugár [1999a]). Az általunk használt idősor húsz teljes évet foglal magába és hiányzó megfigyeléseket nem tartalmazott. A szezonális kiigazítás céljából a Spanyol Nemzeti Bankban kifejlesztett, valamint az Eurostat által is ajánlott TRAMO/SEATS-programot alkalmaztuk. Ezt számos szerző használta a különböző áradatok szezonális kiigazítására (Golinelli–Parigi [2008]). A TRAMO olyan regressziós modellt illeszt az idősorra, ahol a hibatag egy ARIMA-folyamat, 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 változóként megadtuk a munkanap-, a hónap hossza és a húsvéthatást, illetve az outliereket leíró változókat. Beállítottuk azt is, hogy a munkanap-, a hónap hossza változókat és a húsvéthatást csak akkor vegye figyelembe a program, ha azok szignifikánsak. Az ARIMA-modellt a programmal automatikusan határoztuk meg, így a modellbecslés és az outlierok felderítése automatikusan történt. Az outlierok esetében figyelembe vettük az additív outliereket, a szinteltolódást és a csillapodó jellegű törtést. A továbbiakban bemutatjuk a szezonálisan kiigazított adatsorokat.

1. ábra. A szezonálisan kiigazított piaci sertésáradatok (malac, anyakoca) havi alakulása 1991. január és 2010. december között



Megjegyzés. A szezonális kiigazítás a TRAMO/SEATS-programmal történt.
Forrás: KSH [1991–2006], [2010].

2. ábra. A szezonálisan kiigazított piaci sertésárak (süldő, vágósertés) havi alakulása 1991. január és 2010. december között



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

Forrás: KSH [1991–2006], [2010].

Ahogy az 1. és a 2. ábra mutatja, 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 európai uniós 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. Ez abból is adódhat, hogy a megfigyelt időszak kezdete a mezőgazdasági termelés átmeneti szakaszának tekinthető (*Bakucs–Fertő* [2005]) és a változás még jelenleg sem ért véget. 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 vizsgáltuk (1991–2010), hanem szakmai szempontok alapján négy részre osztottuk és ezeket a szakaszokat külön-külön is elemeztük. Az első szakasz az 1991 és 1994 közötti áradatokat tartalmazta, mivel ebben az időszakban majdnem folyamatos áremelkedést tapasztaltunk és jelentősebb ciklushatás nem volt megfigyelhető. A második szakaszban 1995 és 2004 közötti adatok szerepeltek. Ekkor már kifejezett volt a ciklushatás, ami többé-kevésbé

hároméves mozgást követett. A harmadik szakasz hazánk európai uniós 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 időszokban egy következő ciklus kezdett kialakulni, mely a vizsgálat végéig még nem ért véget.

3.2. Az adatsor ökonometriai vizsgálata

Mielőtt az idősolelemzési módszereket alkalmazzuk a szezonálisan kiigazított adatokat további vizsgálatoknak vetettük alá annak érdekében, hogy a hosszú emlékezetre utaló jeleket keressünk. Vizsgáltuk 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 az 1. táblázatban láthatók.

1. táblázat

A szezonálisan kiigazított idősorok normalitásteszteinek 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.

A normalitástesztek nullhipotézise az, hogy az adatsor normális eloszlású. Az összes teszt szignifikánsnak bizonyult 5 százalékos szignifikanciaszinten, ezért 95 százalékos biztonsággal elvethetjük a normalitás hipotézisét valamennyi adatsor esetében.

Az 1. táblázatban szereplő tesztek közül a Doornik–Hansen-, valamint a Lilliefors-tesztek nem közismertek, ezért ezeket röviden ismertetjük. *Doornik* és *Hansen* [2008] az általuk bevezetett normalitástesztben a csúcosság- és ferdeségmutatót transzformálták, és e két paraméter között függetlenséget tételeztek 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 szórásparámért 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.

2. táblázat

A szezonálisan kiigazított idősorok stacionaritásteesztjének 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.

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 százalékos szignifikanciaszinten. (Lásd a 2. táblázatot.) 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 találtuk a szezonálisan kiigazított adatokat differenciálni és a Hurst-exponens becslő 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 differenciáltuk az áridősorokat).

A 3. táblázat a differenciált áradatok 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 százaléka 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).

3. táblázat

A differenciált áradatok 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

A 3. táblázatban a teljes idősor jellemzői mellett feltüntettük az egyes szakaszok jellemzőit is. Hasonlóan a teljes idősorban megfigyeltekhez – a harmadik szakasz ki-

vételével – 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 állományukat. 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 3. táblázat alapján összességében megállapítható, hogy a differenciált ár adatok a különböző szakaszokban nagyon eltérően alakultak az egyes termékek esetében.

Mielőtt áttérünk a Hurst-exponensek bemutatására, hangsúlyoznunk 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.

4. 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 szűrtük ki a trendet (*PhysioNet* [2010]).

Az anyakocák esetében a piaci ár változások minden szakaszban és a teljes idősort figyelembe véve is rövid emlékezetűek voltak. (Lásd a 4. táblázatot.) A vágósertésárak változásai az első szakaszban hosszú emlékezetűnek bizonyultak, míg a többi szakaszban és összességében nem azok. A süldő és a malac piaci árainak változásaira kapott Hurst-exponensek igen hasonlók egymáshoz, a 3. időszakot leszámítva minden más időszakban és a teljes szakaszban is hosszú emlékezetűek. A vágósertés ese-

tében a 2–4. szakaszban az eredeti idősor adatai hasonlítanak egy véletlen bolyongáshoz, összességében pedig rövid emlékezetűek.

5. 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 (újraszkalázott tartomány elemzés) programmal történt (Sewell [2010]).

Az R/S-módszerrel becsült Hurst-exponensek néhány kivételtől eltekintve lényegileg megegyeztek a DFA-2-módszerrel becsült értékekkel. (Lásd az 5. táblázatot.) 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.

6. 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 Matrixer-programmal történt (Tsybakov [2004]).

Az ARFIMA-modellekkel becsült exponensek igen hasonlóak a DFA-2-módszernél kapottakkal és a belőlük levonható következtetések pontosan egyeznek a DFA-2-módszernél leírtakkal, kivéve a vágósertésárak változását. (Lásd a 7. táblázatot.)

7. táblázat

*Az ARFIMA- és ARIMA-módszerrel becsült előrejelzések összehasonlítása
szezónálisan kiigazított adatok alapján*

Idősor	Modell	Árak 2010-ben (Ft/kg)						MAPE*
		Július	Augusztus	Szeptember	Október	November	December	
Malacárak	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
	Szezónálisan 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
	Szezónálisan 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
	Szezónálisan 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
	Szezónálisan 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.

A 2–4. szakaszban és a teljes periódust tekintve is a vágósertés-árváltozások exponensei inkább rövid emlékezetre utalnak. A korábbiakkal összhangban még arra hívnánk fel a figyelmet, hogy az ARFIMA-módszer egyik fő előnye a hosszú emlé-

kezet 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.

A hosszú emlékezet kimutatására alkalmas módszerek közül az ARFIMA alkalmas az előrejelzések készítésére. A 7. táblázatban összefoglaltuk a módszer előrejelző képességét a szezonálisan kiigazított adatokra illesztett hagyományos ARIMA-modellhez képest. A táblázatban a MAPE-mutató alapján hasonlítottuk össze a két módszer teljesítményét. Az ARFIMA-modell átlagos abszolút százalékos eltérése rosszabbnak bizonyult a jellemzően rövid emlékezetű anyakocárák 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 százaléknál jelentősen nagyobb mértékű MAPE-mutató adódott, mivel ezen árak változása sokkal hektikusabb mozgást mutat a többi sertésárhoz képest. Mindennek a háttérben az állhat, hogy a piacon megjelenő anyaállatok ára részben független az előző időszakok tenyészállatairól. A véletlen bolyongáshoz hasonló vágósertésárak előrejelzésében is az ARFIMA-módszer bizonyult eredményesebbnek.

4. Következtetések

Elemzésünk alapján megállapítható, hogy a hosszú emlékezet vizsgálatára alkalmas módszerek pontosan visszaadták a szezonálisan kiigazított idősorok egyes szakaszokon ismertett jellegzetességeit. A malac- és a süldőárak változásának vizsgálata során a DFA-2- és az ARFIMA-módszer is csak az EU-csatlakozást követő időszakban (3. szakasz) nem mutatott ki hosszú emlékezetet az árváltozásokban. Ugyanabban a szakaszban az *R/S*-eljárás szerint és a teljes idősort figyelembe véve, szabálytalan mozgása volt a malac- és a süldőáraknak. Az anyakoca esetében mindhárom módszer szerint (DFA, *R/S*, ARFIMA) a piaci átlagárak változásai valamennyi szakaszban és összességében véve is rövid emlékezetűek voltak. Ennek az lehet a magyarázata, hogy a piacon megjelenő anyaállatok ára részben független az előző időszakok tenyészállatairól. A vágósertésárak változásai a DFA- és az ARFIMA-eljárásokkal is – 1991 és 1994 között (1. szakasz) – hosszú emlékezetűnek bizonyultak, amit az *R/S*-módszer nem mutatott ki. Az eredeti idősor adatai a 2–4. szakaszban egy véletlen bolyongáshoz hasonlíthatnak, az árváltozások összességében pedig a DFA-2- és az *R/S*-módszer alapján rövid emlékezetűek. A 2–4. szakaszban és a teljes

periódust tekintve is a vágósertés-árváltozások exponensei inkább rövid emlékezetre utalnak az ARFIMA-módszer szerint. Ami pedig a módszerek összevetését illeti, az *R/S*-módszer kevésbé bizonyult robusztusnak a hosszú emlékezet kimutatásában a malac- és a süldőárváltozások esetén. Mindamellet ezekre az árváltozásokra a másik két módszer egyértelműen igazolta a hosszú emlékezet meglétét. Az ARFIMA-módszer egyik fő előnye a hosszú emlékezet erősségének meghatározásában rejlik, ami különösen megfigyelhető volt a malacárak változásának elemzésében, ahol a hosszú emlékezetre utaló paraméterértékek minden szakaszban magasabbak voltak a DFA-2-módszernél adódó értékeknél.

Összességében véve tehát elmondható, hogy a vágósertés-felvásárlási ár jellemző módon szabálytalan mozgású, a malac- és süldőfelvásárlási árak hasonlóan alakulnak és változásaik hosszú emlékezetűek, az anyakoca felvásárlási árának 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 teszteltük és hasonlítottuk 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.

Irodalom

- ALPTEKIN, N. [2006]: Long Memory Analysis of USD/TRL Exchange Rate International. *Journal of Social Sciences*. 1. évf. 2. sz. 111–116. old.
- BAKUCS, L. Z. – FERTÓ, 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.
- BERAN, J. [1994]: *Statistics for Long-Memory Processes*. Chapman and Hall Publishing Inc. New York.
- 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. évf. 3. sz. 407–415. old.
- BOZSONYI K. – VERES E. [2002]: Nagy időfelbontású öngyilkossági idősorok nemlineáris viselkedése. *Magyar Tudomány*. 47. évf. 10. sz. 1330. old. <http://www.matud.iif.hu/02okt/bozsonyi.html>
- CHEUNG, Y. W. – LAI, K. S. [1993]: Do Gold Market Returns Have Long Memory? *The Financial Review*. 28. évf. 2. sz. 181–202. old.
- 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. évf. 3. sz. 287–293. old.

- D'AGOSTINO, R. B. [1970]: Transformation to Normality of the Null Distribution of g_1 . *Biometrika*. 57. évf. 3. sz. 679–681. old.
- DOORNIK, J. A. – HANSEN, H. [2008]: An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 70. évf. 1. sz. 927–939. old. <http://www.doornik.com/research/normal2.pdf>
- EISLER, Z. [2007]: *Fluctuation Phenomena on the Stock Market*. PhD Thesis. Budapest University of Technology and Economics. Budapest.
- 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. évf. 10. sz. 1721–1731. old. <http://www.aensonline.com/jasr/jasr/2009/1721-1731.pdf>
- 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. September 4–8. Florence.
- FANG, H. K. – LAI, S. – LAI, M. [1994]: Fractal Structure in Currency Futures Price Dynamics. *The Journal of Futures Markets*. 14. évf. 2. sz. 169–181. old.
- FOKASZ N. [2002]: Nemlineáris idősorok – a tőzsde káosza? *Magyar Tudomány*. 47. évf. 10. sz. 1312–1329. old.
- FRASER, P. – MACDONALD, R. [1992]: Spot and Forward Metals Prices: Efficiency and Time Series Behavior. *The Review of Futures Markets*. 11. évf. 1. sz. 24–34. 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.
- GRANGER, C. W. J. – JOYEUX, R. [1980]: An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractal Differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 14. évf. 1. sz. 15–29. old.
- GYIRES T. [2004]: Hálózatok szimulációja. In: *Iványi A. (szerk.): Informatikai algoritmusok I.* ELTE Eötvös Kiadó. Budapest.
- HASSLER, U. – WOLTERS, J. [1995]: Long Memory in Inflation Rates: International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*. 13. évf. 1. sz. 37–45. oldal
- HELMS, B. P. – KAEN, F. R. – ROSENMAN, R. E. [1984]: Memory in Commodity Futures Contracts. *The Journal of Futures Markets*. 4. évf. 4. sz. 559–567. old.
- HOSKING, J. R. M. [1981]: Fractal Differencing. *Biometrika*. 68. évf. 1. sz. 165–176. old.
- HURST, H. E. [1951]: Long-Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*. 116. évf. 3. sz. 770–799. old.
- HURST, H. E. [1952]: *The Nile*. Constable and Company. London.
- KAPLAN, I. [2003]: *Estimating the Hurst Exponent*. http://www.bearcave.com/misl/misl_tech/wavelets/hurst/
- KIRÁLY A. [2005]: *Hosszútávú korrelációk vizsgálata a napi hőmérsékleti adatokban*. Doktori disszertáció. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest. Munkaanyag.
- KOZHADI, 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. évf. 2. sz. 169–181. old.
- 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. évf. 26. sz. 186–191. old.

- 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. évf. 3. sz. 729–732. old.
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [1991–2006]: *Magyar statisztikai évkönyv*. Budapest.
- 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
- LILLIEFORS, H. [1967]: On the Kolmogorov–Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown. *Journal of the American Statistical Association*. 62. évf. 318. sz. 399–402. old.
- LO, A. [1991]: Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*. 5. évf. 59. sz. 1279–1313. old.
- MANDELBROT, B. [1969]: The Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long-Run Statistical Dependence. *Water Resources Research*. 5. évf. 5. sz. 967–988. old.
- NAGY L. [2009]: Some Possibilities for Risk Analysis in the Decision Support of Crop Production. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*. 3. évf. 1–2. sz. 79–86. old.
- NYÁRS L. [2005]: *A magyar sertéshústermelés gazdasági környezetének vizsgálata*. PhD-értekezés. Szent István Egyetem. Gödöllő. Munkaanyag.
- 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. évf. 2. sz. 1685–1689. old.
- 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. évf. 6365. sz. 168–170. old.
- PHYSIONET STATISZTIKAI SZOFTVERE [2010]: *Detrended Fluctuation Analysis*. <http://www.physionet.org/physiotools/dfa/>
- 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. évf. 1. sz. 79–90. old.
- SCACCIAVILLANI, F. [1994]: Long Memory Processes and Chronic Inflation. *International Monetary Staff Papers*. 41. évf. 3. sz. 488–501. old.
- SEWELL, M. [2010]: *Rescaled Range Analysis Software*. <http://www.long-memory.com/>
- SHAHWAN, T. – ODENING, M. [2007]: Forecasting Agricultural Commodity Prices using Hybrid Neural Networks. In: *Chen, S.-H. – Wang, P. P. – Kuo, T.-W.* (szerk.): *Computational Intelligence in Economics and Finance*. Springer. Berlin.
- SIPOS B. [2006]: Hosszú ciklusok és évszázados trendek alakulása a magyar mezőgazdaságban. *Statisztikai Szemle*. 84. évf. 2. sz. 150–175. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/2006/2006_02/2006_02_150.pdf
- SUGÁR A. [1999]: Szezonális kiigazítási eljárások. (I–II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 9. sz. 705–721. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/1999/1999_09/1999_09_705.pdf, valamint 10–11. sz. 816–832. old. http://www.ksh.hu/statszemle_archive/1999/1999_10-11/1999_10-11_816.pdf
- TALKNER, P. – WEBER, R. O. [2000]: Power Spectrum and Detrended Fluctuation Analysis: Application to Daily Temperatures. *Physical Review E*. 62. évf. 1. sz. 150–160. old.

- TAYLOR, S. [1986]: *Modelling Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- TELCS A. [2009]: *Igazságos játékok a pénzfeladástól a tőzsdéig*. Budapesti Műszaki Egyetem. Budapest. 157–158. old. <http://www.szit.bme.hu/~telcs/pfj.pdf>
- TOMEK, W. G. [1994]: Dependence in Commodity Prices: A Comment. *The Journal of Futures Markets*. 14. évf. 1. sz. 103–109. old.
- TSYPALOV, A. [2004]: *Matrixer Econometric Program*. <http://matrixer.narod.ru/>
- VÁRPALOTAI V. [2008]: *Modern Bayes-i ökonometriai elemzések, simasági priorok alkalmazása az üzleti ciklusok szinkronizációjának mérésére és az infláció előrejelzésére*. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest. Munkaanyag.
- VERES E. [2008]: *Mediatizált öngyilkosságok – a „Werther effektus” szociológiai vizsgálata*. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest. Munkaanyag.
- WEBER, R. O. – TALKNER, P. [2001]: Spectra and Correlations of Climate Data from Days to Decades. *Journal of Geophysical Research*. 106. évf. 20. sz. 131–144. old.
- 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
- WILSON, E. B. – HILFERTY, M. M. [1931]: The Distribution of Chi-Square. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 17. évf. 12. sz. 684–688. old.

Summary

In the present study, the authors tested the long memory property of monthly average pig market price changes including young pigs, piglets, sows and slaughter pigs between 1991 and 2010. They employed three major methods (rescaled range, detrended fluctuation analysis, autoregressive fractionally integrated moving average (ARFIMA)) for computing the Hurst exponent. The analysis was performed for the whole investigation period and for its four particular subparts. The results prove that average slaughter pig prices follow random movement: average young pig and piglet price changes were similar to each other and had long memory, while the changes of average sow purchase prices had just the opposite. The authors compared the forecast accuracy of the standard ARIMA and ARFIMA models too and found that the ARFIMA model was more effective in forecasting than ARIMA, regarding the mean absolute percentage error (MAPE) when time series have long memory or follow random movement.