

---

# Prognosztizáló módszerek alkalmazása az árelemzésben

**Balogh Péter**

Debreceni Egyetem Agrártudományi Centrum,  
Agrárgazdasági és Vidékfejlesztési Kar,  
Gazdaságelemzési és Statisztikai Tanszék, Debrecen

## ÖSSZEFOGLALÁS

*A termékek árainak alakulása nemcsak szezonálisan változik az időfüggvényében, hanem hektikus mozgást is követ. A termelők számára alapvetően szükséges, hogy előre ki tudják számítani a várható árbevétel nagyságát, ami a gazdaságos termelés egyik alapvető feltétele. Az árak változását sok szerző vizsgálta, de mivel az árak változásának tendenciája tisztán önmagában ritkán figyelhető meg, ezért nehéz elkülöníteni. Kutatásom során elemeztem, hogy 1991 óta az alapvető sertéstakarmányok közül a kukorica havi árai és a vágósertések havi felvásárlási árai hogyan alakultak és mennyi lesz a várható értékük. Azt vizsgáltam, hogy a Brown-féle kettős exponenciális simítás és a korrigált kettős exponenciális simítás esetén a minimális reziduális variancia értéket adó  $\alpha$  tényező mennyi és az így kiszámított 2002-re becslt jövőbeli értékek hogyan alakulnak összehasonlítva ezeket a tényleges piaci árakkal.*

## SUMMARY

*The cost of products changes not only seasonally in relation to time, but also follows a hectic motion. It is necessary for the farmers to calculate in advance the size of the future income, which is one of the basic conditions of the economical production. Many authors have examined the change of the prices but since the tendency of the change of the prices can be only rarely observed purely by itself, therefore it is difficult to separate it. During my research I examined how the monthly prices of corn and the monthly buying prices of pigs for slaughter have changed since 1991 and how much their future value will be. I examined how much is the  $\alpha$  factor which gives the minimal residual variation in case of the Brownian dual exponential smoothing and the corrected dual exponential smoothing and how will the future (2002) prices, which were in this way calculated, change compared to their real market prices.*

## BEVEZETÉS

A termékek árainak alakulása nemcsak szezonálisan változik az idő függvényében (Gardner és Anderson, 1997), hanem hektikus mozgást is követ, ami fokozottan érvényes a mezőgazdaságban. (Arthur et al., 1997; Nábrádi et al., 2000). A termelők számára létfontosságú, hogy előre tudják a várható árbevételt, ami alapvető a gazdaságos termelés fenntartása érdekében (Bai et al., 2002). Ahhoz, hogy képesek legyenek megállapítani egy magasabb ráfordítási szintről, hogy jövedelmező-e, feltétlen ismerniük kell viszonylag pontosan az árbevétel értékét (Fildes et al., 1998). Az agrárágazat speciális problémája a termelői árakban mutatkozó ciklikus mozgás és az időről időre megjelenő túlermelési válság. Ezért tartom aktuálisnak a prognosztizáló módszerek alkalmazását. Ezek a matematikai

módszerek az élet számos területén alkalmazhatók, többféle felhasználásuk lehetséges az ökonómiától a biológiai jelenségek leírásáig. (Routledge, 1999; Pötzelberger és Sögner, 1999; Fricker és Goodhardt, 2000).

Az árak változását sok szerző vizsgálta (Kurz, 1997; Horst, 1999; Posta, 2002), nem csak a mezőgazdaságban, hanem a termelőszféra más területein is. Megpróbálták az alapvető ármozgásokat leírni, de a tendenciák tisztán önmagukban ritkán jelentkeznek, ezért nehéz elkülöníteni ezeket az idősor többi összetevőjétől (Balogh és Ertsey, 1999; Gaunersdorfer, 2000).

Dolgozatomban azt vizsgáltam, hogy 1990 óta az alapvető sertés takarmányok közül a kukorica havi piaci árai és a vágósertések havi termelői felvásárlási árai hogyan alakultak (Bíró és Ózsvári, 2002) és ezek jövőbeli értéke mennyi lesz. Természetesen tisztában vagyok azzal, hogy pontosan kiszámítani a piaci mozgásokat előre nem lehet, de arra keresem a választ, hogy a becslés hibájának minimalizálásával kaphatunk-e a termelőszféra számára is elfogadható eredményt.

## ANYAG ÉS MÓDSZER

Az idősorokban rejlő információk lehetőséget nyújtanak prognosztizálásra is, tehát a vizsgált jelenség jövőbeni várható értékeinek becslésére a múltbeli tapasztalatok alapján (Brown, 1959; Köves és Pánczki, 1960). Ennek egyik módszerét képezik a simító eljárások, amelyek folyamatosan korrigálják a modellt az előrejelzések hibái alapján, mialatt a közelmúlt információit nagyobb súllyal szerepeltetik, mint a régebbi megfigyeléseket (Brown, 1967; Chatfield et al., 2001). Ennek magyarázata, hogy minél régebben történt egy esemény, annál kevesebb az összefüggés a jelen történéseivel. A simító eljárások közül a Brown féle exponenciális simítást használtam fel. A módszer leírását a következőkben mutatom be:

Legyen  $\hat{y}_i$  az  $i$ -edik időszakra készített becslésünk,  $e_i$  pedig a becslés hibája, tehát a megfigyelt és a becslt érték közötti eltérés. A simító eljárás rendelkezik a szisztematikus tanulás tulajdonságával (Harvey, 1989), tehát a következő,  $i+1$ -edik időszakra készített becslésbe immár beleépíti, valamilyen függvény segítségével az  $i$ -edik időszak becslésének hibáját (Ralph et al., 2002). Egyenlettel felírva tehát az általános alak:

$$\hat{y}_{i+1} = \hat{y}_i + \alpha f(e_i), \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (1)$$

Az  $\alpha$  úgynevezett simító paraméter felelős azért, hogy a modell milyen mértékben veszi figyelembe a

---

hibát (Rappai, 2001). Ha az  $\alpha$  0-hoz közeli érték, akkor a hibát „elhanyagoljuk”, a következő becslésünkben alig vesszük figyelembe, aminek az értéke így alig tér el az előző időszaki becsléstől, a modell „kisimítja” az idősor tényleges ingadozásait. Ha viszont az  $\alpha$  1-hez közeli érték, akkor a hibát jól beépítjük a modellbe, ennek hátránya viszont, hogy mivel ezáltal a véletlen ingadozások is erősen beépülnek, a modell nem képes a meglévő tendenciák leírására (Hunyadi et al., 1996).

A modell felépítésénél induljunk ki a legegyszerűbb esetből, amikor is az  $f$  hibakorrekciós függvény konstans. Ezzel az egyenletünk a következő:

$$\hat{y}_{i+1} = \hat{y}_i + \alpha(y_i - \hat{y}_i) \quad (2)$$

Ebből

$$\hat{y}_{i+1} = \alpha y_i + (1 - \alpha)\hat{y}_i \quad (3)$$

Ezt az egyenletet írjuk fel az előző időszakra:

$$\hat{y}_i = \alpha y_{i-1} + (1 - \alpha)\hat{y}_{i-1} \quad (4)$$

Szorozzuk be a (4) egyenletet  $(1-\alpha)$ -val:

$$(1 - \alpha)\hat{y}_i = \alpha(1 - \alpha)y_{i-1} + (1 - \alpha)^2 \hat{y}_{i-1} \quad (5)$$

Az új egyenlet jobb oldalát pedig helyettesítsük be a (3) egyenletbe:

$$\hat{y}_{i+1} = \alpha y_i + \alpha(1 - \alpha)y_{i-1} + (1 - \alpha)^2 \hat{y}_{i-1} \quad (6)$$

Ha az eljárást hasonlóan folytatjuk a megelőző időszakokra, végül a következő összefüggéshez jutunk:

$$\hat{y}_{i+1} = \alpha y_i + \alpha(1 - \alpha)y_{i-1} + \alpha(1 - \alpha)^2 y_{i-2} + \dots + \alpha(1 - \alpha)^{i-1} y_1 + (1 - \alpha)^i \hat{y}_1 \quad (7)$$

Ez az egyenlet megmutatja a modellnek azt a tulajdonságát, hogy az  $i+1$ -edik időszakra adott becslés az idősor korábbi értékeinek függvényeként adódik, méghozzá oly módon, hogy minél régebbi az érték – minél alacsonyabb az adott  $y$ -hoz tartozó index –, annál kisebb az érték  $\alpha(1-\alpha)^i$  szorzója, vagyis az egyre régebbi értékek egyre kisebb súllyal szerepelnek a prognózisban.

A simító eljárásokat nagyban befolyásolja az  $\alpha$  paraméter értékének megválasztása. Nem létezik egyetlen legjobb megoldás erre a problémára, a kutatók többféle módszert alkalmaznak az  $\alpha$  kiválasztására. A legelterjedtebb, hogy a legkisebb négyzetek módszerével határozzák meg az  $\alpha$ -t, de nem feltétlenül ez a módszer adja a legjobb simítást, illetve a legkisebb előrejelzési hibát. A legkisebb négyzetek módszere abban áll, hogy a simított és az eredeti sor közötti  $\sum e_i^2$  eltéréseket kiszámítjuk  $\alpha$ -nként, és amelyik  $\alpha$ -ra ez az összeg a legkisebb lesz, az elemzésben ezt a paraméterértéket alkalmazzuk (Gardner et al., 2001).

## KETTŐS EXPONENCIÁLIS SIMÍTÁSOK

Lineáris trendet követő idősorok simítására és előrejelzésre nem alkalmas az egyszeres exponenciális simítás, mert az előrejelzés bizonyíthatóan torzított lenne (Hunyadi et al., 1996). Ebben az esetben a Brown féle kettős simítás a

legegyszerűbben alkalmazható módszer az idősor kisimítására (Brown, 1959). A módszer lényege, hogy az egyszer kisimított sort ismételtelen kisimítom. Az egyszeres simítás az:

$$S_i^{(1)} = \alpha y_i + (1 - \alpha)S_{i-1}^{(1)} \quad (8)$$

alakban írható fel, ahol az  $S_{i-1}^{(1)}$  jelentése a  $i$ -edik időszakban végzett, egyszeres simítás. A kisimított idősort simítom még egyszer, analóg módon:

$$S_i^{(2)} = \alpha S_i^{(1)} + (1 - \alpha)S_{i-1}^{(2)} \quad (9)$$

Ezekből az előrejelzés a következő módon adódik:

$$\hat{y}_{i+1} = 2S_i^{(1)} - S_{i-1}^{(2)} \quad (10)$$

Az induló értéknek a folyamat első elemét tekintem.

Meg kell állapítani, hogy az előrejelzés még így is torzított, viszont a torzítás már lényegesen kisebb, mint az egyszeres exponenciális simítás esetében lenne, és nagy  $\alpha$ -k esetében még kisebb ez a torzítás,  $\alpha=1$  esetében pedig teljesen el is tűnik.

A Brown féle kettős simítás továbbfejlesztett változata a Brown féle korrigált kettős exponenciális simítás, amely nemcsak a trendértékeket becsüli, hanem minden lépésben a trend  $a$  és  $b$  paramétereit is korrigálja, módosítja, tehát magának a trendfüggvénynek a változtatásain keresztül készíti az újabb előrejelzéseket, ahol a kiinduló paraméterek az illesztett lineáris trendfüggvény paraméterei lesznek (Brown, 1959).

Az eljárás az előbb bemutatott (8), (9) simító egyenletekből indul ki, és a kiinduló értékeket a következő módon becsüli az illesztett trendfüggvény paramétereiből:

$$S_0^{(1)} = a - \frac{1 - \alpha}{\alpha} b \quad \text{és} \quad (11)$$

$$S_0^{(2)} = a - 2 \frac{1 - \alpha}{\alpha} b \quad (12)$$

Ettől kezdve minden egyes  $i$  időszakban újra számítom az  $a$  és  $b$  paramétereket, ezzel magát a trendfüggvényt módosítva:

$$a_i = 2S_i^{(1)} - S_i^{(2)} \quad (13)$$

$$b_i = \frac{\alpha}{1 - \alpha} (S_i^{(1)} - S_i^{(2)}) \quad (14)$$

Az így módosított trendparaméterek segítségével pedig már becsülhetők az előre jelzett értékek, a  $i$ -edik időszak korrigált trendfüggvényéből az  $i+k$ -adik időszakra tett előrejelzés a következő módon alakul:

$$\hat{y}_{i+k} = a_i + b_i \cdot k \quad (15)$$

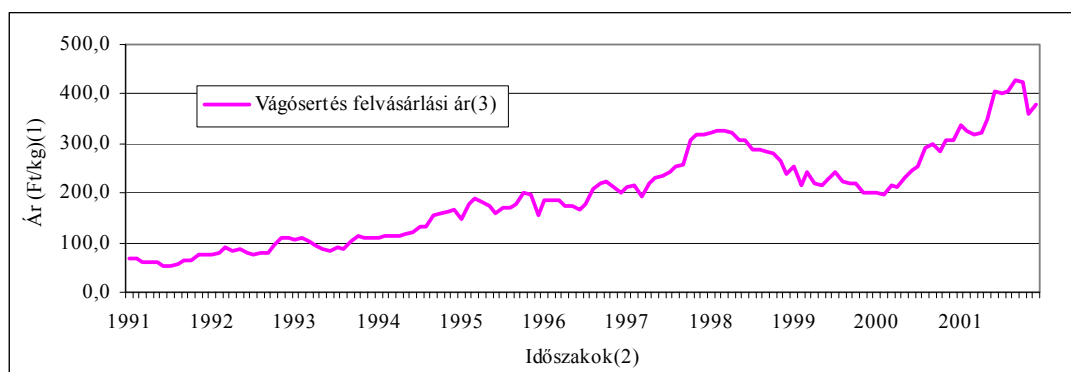
## EREDMÉNYEK, MEGÁLLAPÍTÁSOK

A rendszerváltás óta eltelt időszak alatt a vágósertés egységára 548%-kal emelkedett (*1. ábra*). Ebben az ár növekedésben jelentős szerepet játszott az infláció. Az emelkedés nem volt folyamatos, megfigyelhető az időszakonkénti hirtelen növekedés és csökkenés is. Az adatok lineáris trendhez

viszonyított mozgását csak szezonindexszel lehetne leírni, mivel az idő előrehaladtával az ármozgás egyre nagyobb kilengéseket mutat. Ebben a kutatási

anyagban a szezonindex számítását nem közlöm, mert a területi korlátok miatt erre nem volt lehetőségem.

1. ábra: A hízósertés felvásárlási árának alakulása Magyarországon 1991-2001 között



Forrás: KSH Havi Közlemények (1991-2001)

Figure 1: The change of the buying price of slaughter pigs in Hungary between 1991-2001

Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of slaughter pigs(3)

Ezért a Brown-féle kettős exponenciális simítás módszerével különböző  $\alpha$  paraméterekkel simítottam az adatsort.

Az eredmények az 1. táblázatban találhatók.

Amint a táblázatból leolvasható az  $\alpha=0,5$  esetében a reziduális variancia értéke minimális, ha pontosan akarom megállapítani az  $\alpha$  értékét a solver segítségével ez könnyen kiszámítható, a pontos adat az  $\alpha=0,471$  amikor is a reziduális variancia értéke a legkisebb 274,53 lesz. Ezzel az  $\alpha=0,471$  paraméterrel simított adatokat mutatja be a 2. ábra.

Az ábrán jól látszik, hogy a becült értékek az eredeti idősor értékeinek mozgását jól követik, a torzítás kicsi. A jövőre becült adatok növekvő linearitást mutatnak. Ezzel szemben a 2002-es tényleges egységár lefelé esett így megállapítható az, hogy ezt az adatsort a kettős exponenciális simítás jövőre becült értékei nem jellemzik megfelelően.

A Brown féle kettős simítás tovább fejlesztett változata a Brown féle korrigált kettős exponenciális simítás, amelynek reziduális variancia értékeit

különböző  $\alpha$  paraméterek esetén a 2. táblázat tartalmazza.

1. táblázat

A reziduális variancia értéke a hízó sertés felvásárlási árának kettős exponenciális simítása során különböző  $\alpha$  paraméterek esetén

$\alpha$	Reziduális variancia(1)	$\alpha$	Reziduális variancia(1)
0,01	5997,96	0,6	288,98
0,1	794,39	0,7	318,56
0,2	404,27	0,8	364,54
0,3	309,40	0,9	429,71
0,4	279,48	0,95	471,16
0,5	275,32	0,99	509,53

Table 1: The value of residual variation during the dual exponential smoothing of slaughter pigs in case of different  $\alpha$  parameters

residual variation(1)

2. ábra: A vágósertés árának kétszeres exponenciális simítása,  $\alpha = 0,471$

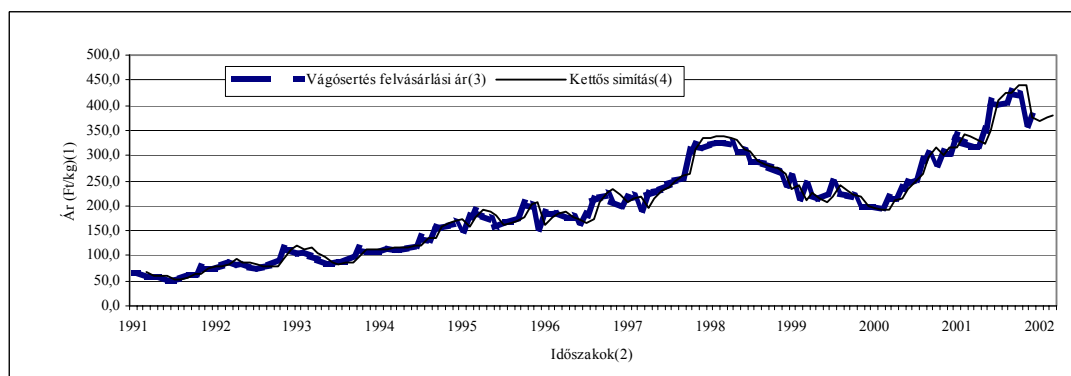


Figure 2: Dual exponential smoothing of the price of slaughter pigs in case of  $\alpha=0,471$  parameter

Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of slaughter pigs(3), Dual smoothing(4)

2. táblázat

A reziduális variancia értéke a hizosertés felvásárlási árának korrigált kettős exponenciális simítása során különböző  $\alpha$  paraméterek esetén

$\alpha$	Reziduális variancia(1)	$\alpha$	Reziduális variancia(1)
0,01	1508,37	0,6	294,54
0,1	788,34	0,7	324,50
0,2	407,32	0,8	371,08
0,3	314,02	0,9	437,14
0,4	284,60	0,95	479,17
0,5	280,65	0,99	518,07

Table 2: The value of residual variation during the dual exponential smoothing of slaughter pigs in case of different  $\alpha$  parameters residual variation(1)

Amint a táblázatból leolvasható az  $\alpha=0,5$  esetében a reziduális variancia értéke minimális, ha pontosan akarom megállapítani az  $\alpha$  értékét a solver segítségével ebben az esetben is ez könnyen kiszámítható, a pontos adat az  $\alpha=0,469$  amikor is a reziduális variancia értéke a legkisebb 279,8 lesz.

Néhány kiszámított paramétert és előre jelzett értéket tartalmaz a 3. és 4. táblázat.

A 3. táblázatból megállapítható, hogy az 1991. januári becslés trendérték jóval alatta marad az eredeti idősor értékének, de a februári adat már meghaladja az eredeti értéket. Március és június között a becslés adatok nagyobbak az idősor értékeinél. A júliusi illeszkedés már elfogadható, mivel ez közel helyezkedik el a kiindulási adathoz. Általánosságban elmondható az, hogy az év első felében túl becslés, míg az év második felében alul becslés történt.

3. táblázat

A hizosertés felvásárlási áraiból számított Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az első évben

Időszak(1)	$y_i$	$S_1$	$S_2$	a	b	$\hat{Y}_i$
nulladik(2)	-	42,35	39,80	-	-	-
1991. jan.	68,7	54,72	46,80	44,90	2,26	47,2
február	66,7	60,34	53,16	62,64	7,00	69,6
március	61,7	60,98	56,83	67,53	6,36	73,9
április	61,3	61,13	58,85	65,13	3,67	68,8
május	61,1	61,12	59,91	63,41	2,02	65,4
június	53,8	57,68	58,87	62,32	1,06	63,4
július	54,5	56,19	57,61	56,50	-1,05	55,5
augusztus	57,7	56,90	57,28	54,77	-1,26	53,5
szeptember	63,9	60,18	58,64	56,52	-0,33	56,2
október	62,8	61,41	59,94	61,73	1,37	63,1
november	74,7	67,65	63,56	62,88	1,30	64,2
december	77,0	72,04	67,54	71,74	3,62	75,4

Table 3: The values of the Brownian corrugated dual exponential smoothing which is counted from the buying prices of slaughter pigs in first year period(1), before the first time(2)

A 4. táblázat értékeit vizsgálva megállapítható, hogy az időszak végén a túl becslés jelentős, a 12 hónapból 7 alkalommal nagyobb értéket kaptam, mint a kiindulási időszak adatai. Ennek ellenére a 2002-es évre becslés adatok áprilisig alacsonyabbak, mint a valóságban megfigyelhető értékek, de a két utolsó hónap adata már túl becslés. Megállapítható, hogy a becslés iránya és nagysága is megegyezik a tényleges értékekkel, tehát ez az eljárás alkalmas az előrejelzésre. Az előre jelzett és a tényleges értékek összefüggései a 3. ábráról olvashatók le.

Az ábra jól szemlélteti az ármozgás és a becslés közötti kölcsönhatás érvényesülését és az alapvető tendenciát.

Az anyag második részében a kukorica árváltozását elemeztem. A vizsgált 11 évben a kukorica felvásárlási árának alakulását a 4. ábra mutatja be. A rendszerváltás óta eltelt időszak alatt a kukorica egységára 214%-kal emelkedett, ez fele akkora nagyságú növekedés volt, mint a vágosertésár emelkedése.

Az ábráról leolvasható, hogy az ár növekedés nem volt egyenletes, időszakonként hullám völgyek és hullám hegyek figyelhetők meg. A szezonindex számítását a kukorica esetében sem közlöm a már említett területi korlátok miatt.

Először a Brown-féle kettős exponenciális simítás módszerével különböző  $\alpha$  paraméterekkel simítottam ezt az adatsort is.

Az eredmények az 5. táblázatban találhatók.

A táblázatból leolvasható, hogy az  $\alpha=0,4$  esetében lesz a reziduális variancia értéke minimális, ami ebben az esetben a solver segítségével kiszámított pontos adat, amelyhez a legkisebb 7,32 érték tartozik.

Ezzel az  $\alpha=0,4$  paraméterrel számított adatokat mutatja be az 5. ábra.

A hizosertés felvásárlási áraiból számított Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az utolsó évben és 2002-ben

Időszak(1)	$y_i$	$S_1$	$S_2$	a	b	$\hat{y}_i$
2001. jan.	336,5	316,83	302,69	308,65	8,17	316,8
február	326,3	321,27	311,41	330,96	12,50	343,5
március	319,3	320,35	315,61	331,13	8,72	339,9
április	320,5	320,42	317,87	325,09	4,19	329,3
május	349,4	334,02	325,45	322,97	2,26	325,2
június	405,7	367,67	345,27	342,60	7,58	350,2
július	402,8	384,16	363,52	390,07	19,82	409,9
augusztus	404,8	393,85	377,76	404,80	18,26	423,1
szeptember	426,4	409,13	392,48	409,94	14,23	424,2
október	422,8	415,55	403,31	425,77	14,73	440,5
november	360,0	389,47	396,81	427,78	10,83	438,6
december	376,9	383,57	390,60	382,13	-6,50	375,6
2002. jan.	379,7	203,52	302,78	376,54	-6,22	370,3
február	370,2	-	-	-	-	364,11
március	373,1	-	-	-	-	357,89
április	367,3	-	-	-	-	351,68
május	338,3	-	-	-	-	345,46
június	332,6	-	-	-	-	339,24

Table 4: The values of the Brownian corrigated dual exponential smoothing which is counted from the buying prices of slaughter pigs last year and 2002 period(1)

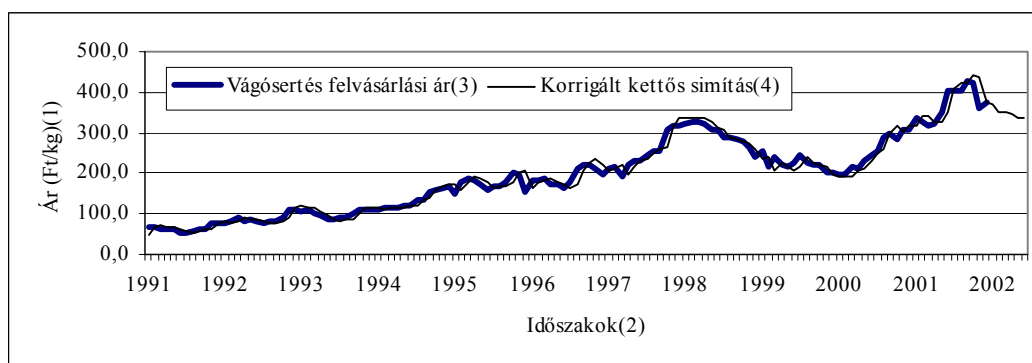
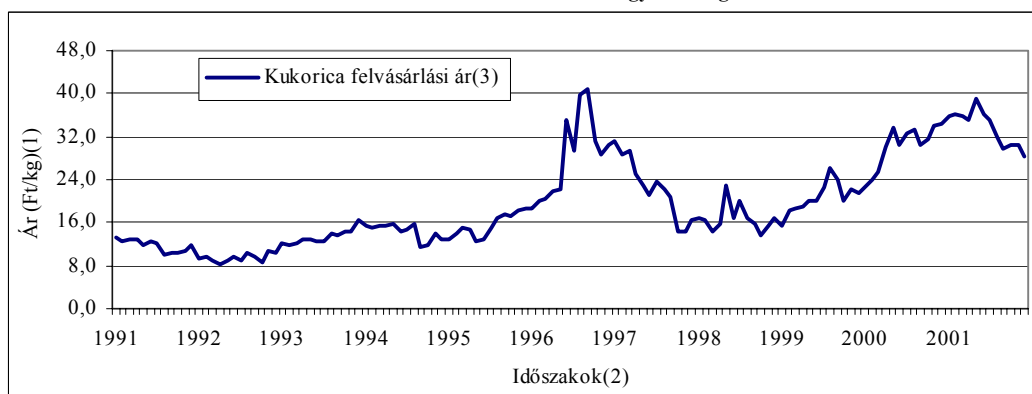
3. ábra: A Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az  $\alpha=0,469$  paraméter esetén

Figure 3: The values of the Brownian corrigated dual exponential smoothing in case of the  $\alpha=0,469$  parameter Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of slaughter pigs(3), Corrigated dual exponential smoothing(4)

4. ábra: A kukorica felvásárlási árának alakulása Magyarországon 1991-2001 között



Forrás: KSH Havi Közlemények (1991-2001)

Figure 4: The change of the buying price of corn in Hungary between 1991-2001 Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of corn(3)

5. táblázat

A reziduális variancia értéke a kukorica felvásárlási árának kettős exponenciális simítása során különböző  $\alpha$  paraméterek esetén

$\alpha$	Reziduális variancia(1)	$\alpha$	Reziduális variancia(1)
0,01	53,32	0,6	8,30
0,1	16,71	0,7	9,42
0,2	9,62	0,8	11,03
0,3	7,68	0,9	13,32
0,4	7,32	0,95	14,80
0,5	7,60	0,99	16,18

Table 5: The value of residual variation during the dual exponential smoothing of corn in case of different  $\alpha$  parameters residual variation(1)

Az 5. ábrán jól látszik, hogy a becült értékek az eredeti idősor értékeinek mozgását jól követik, a torzítás kicsi. A jövőre becült adatok növekvő linearitást mutatnak, de a tényleges értékeknek ezzel ellentétes mozgása van.

A másik prognosztizáló módszer a Brown féle korrigált kettős exponenciális simítás, amelynek reziduális variancia értékeit különböző  $\alpha$  paraméterek esetén a 6. táblázatban közlöm.

A 7. táblázatból megállapítható, hogy az 1991. januári kiindulási érték sokkal magasabb a becült trendértéknél, de a februári előre jelzett érték már megközelíti az eredetit és márciustól szeptemberig meg is haladja azt. Az első év végén jellemző az, hogy a számított értékek nem érik el az eredeti idősor értékeit.

A 8. táblázat értékeit vizsgálva megállapítható, hogy az időszak közepén jellemző a túl becslés. A 2002-es évre prognosztizált adatok csökkenő

6. táblázat

A reziduális variancia értéke a kukorica felvásárlási árának korrigált kettős exponenciális simítása során különböző  $\alpha$  paraméterek esetén

$\alpha$	Reziduális variancia(1)	$\alpha$	Reziduális variancia(1)
0,01	29,26	0,6	8,53
0,1	17,00	0,7	9,66
0,2	9,94	0,8	11,31
0,3	7,94	0,9	13,65
0,4	7,55	0,95	15,16
0,5	7,82	0,99	16,58

Table 6: The value of residual variation during the dual exponential smoothing of corn in case of different  $\alpha$  parameters residual variation(1)

A táblázatból leolvasható, hogy az  $\alpha=0,4$  esetében a reziduális variancia értéke minimális, ha pontosan akarom megállapítani az  $\alpha$  értékét a solver segítségével ez könnyen kiszámítható, a pontos adat az  $\alpha=0,399$  amikor is a reziduális variancia értéke a legkisebb 7,554 lesz.

Néhány kiszámított paramétert és előre jelzett értéket tartalmaz a 7. és 8. táblázat.

tendenciát mutatnak (6. ábra), mivel a 2001-es év utolsó két hónapjában a felvásárlási ár esése következett be és ez tovább folytatódott 2002. júniusig a februári időszak áremelkedést követően. Így 27,5 Ft/kg-ról júniusra 22,8 Ft/kg a simított előrejelzés, ami összehasonlítva a tényleges adatokkal alul becslést jelent a teljes időszakra.

Az ábra jól szemlélteti az ármozgásnak a becslésre gyakorolt hatását és az alapvető tendenciák érvényesülését.

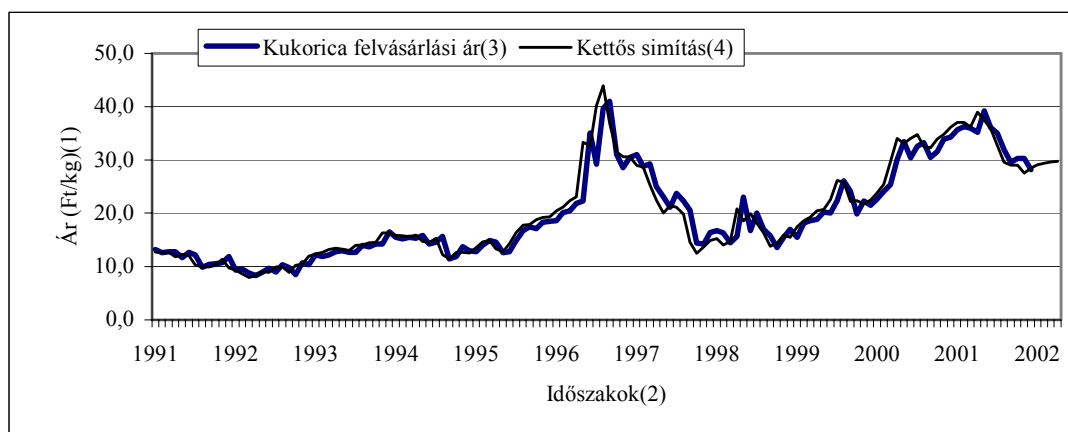
5. ábra: A kukorica árának kétszeres exponenciális simítása,  $\alpha = 0,4$ 

Figure 5: Dual exponential smoothing of corn price in case of  $\alpha=0,4$  parameter Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of corn(3), Dual smoothing(4)

7. táblázat

## A kukorica felvásárlási áraiból számított Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az első évben

Időszak(1)	$Y_i$	$S_1$	$S_2$	a	b	$\hat{Y}_i$
nulladik(2)	-	8,05	7,79	-	-	-
1991. jan.	13,2	10,10	8,71	8,30	0,17	8,5
február	12,6	11,10	9,66	11,49	0,92	12,4
március	12,8	11,78	10,51	12,53	0,95	13,5
április	12,8	12,19	11,18	13,05	0,84	13,9
május	11,7	11,99	11,50	13,19	0,67	13,9
június	12,7	12,27	11,81	12,48	0,33	12,8
július	12,2	12,24	11,98	12,74	0,31	13,0
augusztus	9,9	11,31	11,71	12,51	0,17	12,7
szeptember	10,4	10,95	11,41	10,90	-0,27	10,6
október	10,5	10,77	11,15	10,48	-0,31	10,2
november	10,7	10,74	10,99	10,38	-0,26	10,1
december	11,9	11,20	11,07	10,49	-0,16	10,3

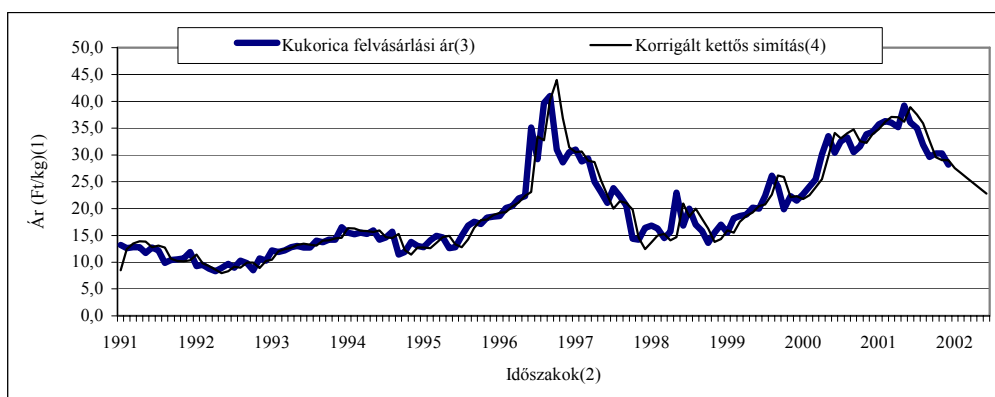
Table 7: The values of the Brownian corrigated dual exponential smoothing which is counted from the buying prices of corn in first year period(1), before the first time(2)

8. táblázat

## A kukorica felvásárlási áraiból számított Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az utolsó évben és 2002-ben

Időszak(1)	$y_i$	$S_1$	$S_2$	a	b	$\hat{Y}_i$
2001. jan.	35,7	34,18	32,97	34,16	0,66	34,8
február	36,3	35,02	33,79	35,38	0,80	36,2
március	36,0	35,41	34,44	36,26	0,82	37,1
április	35,2	35,33	34,79	36,39	0,65	37,0
május	39,2	36,87	35,62	35,86	0,36	36,2
június	36,1	36,56	36,00	38,12	0,83	39,0
július	35,0	35,94	35,98	37,13	0,38	37,5
augusztus	31,9	34,33	35,32	35,91	-0,02	35,9
szeptember	29,6	32,44	34,17	33,34	-0,66	32,7
október	30,3	31,59	33,14	30,71	-1,15	29,6
november	30,3	31,07	32,32	30,03	-1,03	29,0
december	28,2	29,93	31,36	29,83	-0,82	29,0
2002. jan.	28,7	17,99	26,02	28,49	-0,95	27,5
február	34,1	-	-	-	-	26,6
március	29,5	-	-	-	-	25,6
április	29,6	-	-	-	-	24,7
május	27,4	-	-	-	-	23,7
június	25,6	-	-	-	-	22,8

Table 8: The values of the Brownian corrigated dual exponential smoothing which is counted from the buying prices of corn last year and 2002 period(1)

6. ábra: A Brown-féle korrigált kettős exponenciális simítás értékei az  $\alpha=0,399$  paraméter eseténFigure 6: The values of the Brownian corrigated dual exponential smoothing in case of the  $\alpha=0,399$  parameter Price HUF/kg(1), Periods(2), Buying price of corn(3), Corrigated dual exponential smoothing(4)

---

Összefoglalva megállapítható, hogy a kettős exponenciális simítás prognosztizált értékei ellentétes tendenciát mutatnak a valós értékekhez képest.

Ellenben a kettős korrigáltexponenciális simítás jól írja le a tényleges ármozgást ezzel lehetőséget ad a várható árak prognosztizálására.

#### IRODALOM

- Arthur, B.-Durlauf, S.-Lane, D. (1997): The Economy as an Evolving Complex System II. Santa Fe Institute Studies in the Sciences of Complexity, 27. Addison-Wesley, Reading, MA.
- in: Pötzelberger, K. and Sögner, L. (2002): Stochastic equilibrium: learning by exponential smoothing, Journal of Economic Dynamics and Control, In Press, Corrected Proof, in: Science Direct
- Bai A.-Lakner Z.-Marosvölgyi B.-Nábrádi A. (2002): A biomassza felhasználása. Szakkönyv, Szaktudás Kiadó Ház, Budapest, 168.
- Balogh P.-Ertsey I. (1999): A sertéstartás jellemzése Magyarország észak-keleti régiójában. Tiszántúli Mezőgazdasági Tudományos Napok, Debrecen, 143-148.
- Bíró O.-Ózsvári L. (2002): A sertéságazat helyzete Magyarországon 1990-2000 között. III. Alföldi Tudományos Tájégzaldkódási Napok, Mezőtúr, 3. kötet, Ökonómia, Szervezés, 98-103.
- Brown R. G. (1967): Decision rules for inventory management. Dryden Press, Hinsdale in: Ralph, D.-Snyder, A.-Koehler, B.-Ord, J. K. (2002): Forecasting for inventory control with exponential smoothing. International Journal of Forecasting, 18. 1. 5-18.
- Brown, R. G. (1959): Statistical forecasting for inventory control. McGraw-Hill, New York in: Ralph, D.-Snyder, A.-Koehler, B.-Ord, J. K. (2002): Forecasting for inventory control with exponential smoothing. International Journal of Forecasting, 18. 1. 5-18.
- Chatfield, C.-Koehler, A. B.-Ord, J. K.-Snyder, R. D. (2001): A new look at models for exponential smoothing. The Statistician (2001) in press in: Science Direct
- Fildes, R. (1998): Generalizing about univariate forecasting methods: further empirical evidence (with commentary). International Journal of Forecasting, 14. 339-366.
- Fricke, R. D.-Goodhardt, C. A. (2000): Applying a bootstrap approach for setting reorder points in military supply systems. Naval Research Logistics, 47. 459-478.
- Gardner Jr. E. S.-Anderson-Fletcher, E. A. (1997): Focus forecasting reconsidered. International Journal of Forecasting, 13. 501-508.
- Gardner Jr. E. S.-Anderson-Fletcher, E. A.-Wicks, A. M. (2001): Further results on focus forecasting vs. exponential smoothing. International Journal of Forecasting, 17. 2. 287-293.
- Gaunersdorfer, A. (2000): Endogenous fluctuations in a simple asset pricing model with heterogeneous beliefs. Journal of Economic Dynamics & Control, 24. 799-831.
- Harvey, A. (1989): Forecasting structured time series models and the Kalman filter. Cambridge University Press, Cambridge (1989). in: Ralph, D.-Snyder, A.-Koehler, B.-Ord, J. K. (2002): Forecasting for inventory control with exponential smoothing. International Journal of Forecasting, 18. 1. 5-18.
- Horst, U. (1999): Ergodic fluctuations in a stock market model with interacting agents the mean field case. Discussion paper, 106. Sonderforschungsbereich 373, Humboldt Universität zu Berlin in: Pötzelberger, K. and Sögner, L. (2002): Stochastic equilibrium: learning by exponential smoothing. Journal of Economic Dynamics and Control, In Press, Corrected Proof, in: Science Direct
- Hunyadi L.-Mundruczó Gy.-Vita L. (1996): Statisztika. AULA Kiadó, Budapest, 575-594.
- Köves P.-Pármiczki G. (1970): Általános statisztika. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest, 497-560.
- Kurz, M. (1997): Endogenous Economic Fluctuations. Springer, New York in: Pötzelberger, K. and Sögner, L. (2002): Stochastic equilibrium: learning by exponential smoothing. Journal of Economic Dynamics and Control, In Press, Corrected Proof, in: Science Direct
- Nábrádi A.-Szücs I.-Balogh P. (2000): A sertés hústermelés gazdasági kérdései. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest, 5-94.
- Posta L. (2002): A termőföld használat gazdasági kérdései. Szaktudás Kiadó Ház, Budapest, 15-24.
- Pötzelberger, K.-Sögner, L. (1999): Sample autocorrelation learning in a capital market model. SFB-working paper, 57. Vienna University of Economics and Business Administration. in: Pötzelberger, K. and Sögner, L. (2002): Stochastic equilibrium: learning by exponential smoothing. Journal of Economic Dynamics and Control, In Press, Corrected Proof, in: Science Direct
- Ralph, D.-Snyder, A.-Koehler, B.-Ord, J. K. (2002): Forecasting for inventory control with exponential smoothing. International Journal of Forecasting, 18. 1. 5-18.
- Rappai G. (2001): Üzleti statisztika Excellel. KSH, Budapest, 170-193.
- Routledge, B. (1999): Adaptive learning in financial markets. The Review of Financial Studies 12 (1999), 1165-1202.
- KSH Havi Közlemények (1991-2001), Budapest