

Bakucs Lajos Zoltán

**Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió
a magyar sertéshúspiacon**

Agrárközgazdasági és Vidékfejlesztési Tanszék

Témavezető: Dr. Fertő Imre

Bíráló Bizottság:

© *Bakucs Lajos Zoltán, 2004*

BUDAPESTI CORVINUS EGYETEM

Gazdálkodástani Doktori Iskola

Agrárközgazdasági Doktori Program

**Kereskedelmi árrés és ártranszmisszió
a magyar sertéshúspiacon**

Ph.D. értekezés

Bakucs Lajos Zoltán

Budapest, 2004.

Tartalomjegyzék

Ábrák és táblázatok jegyzéke.....	8
Köszönetnyilvánítás.....	12
Bevezetés.....	13
I. Rész. Az elméleti háttér.....	18
1. Fejezet. Az idősor elemzés problémája.....	18
1.1. Stacionárius és egységgyök folyamatok.....	18
1.2. Kointegráció.....	22
2. Fejezet. Ártranszmisszió és árrés elmélet.....	24
2.1. Ártranszmissziós aszimmetria típusok.....	24
2.2. Aszimmetrikus ártranszmisszió okai.....	27
2.2.1. Keresési vagy árfelfedezési költségek.....	28
2.2.2. Menü költségek.....	28
2.2.3. Romlandó termékek problémája.....	30
2.2.4. Oligopol erő alkalmazása (piaci erő).....	31
2.2.5. Termelői árak kormányzati támogatása.....	33
2.2.6. Egyéb okok.....	33
2.3. Ártranszmisszió kutatás módszertana.....	34
2.4. Kereskedelmi árrés.....	39
2.4.1. A Gardner féle kereskedelmi árrés modell.....	40
2.4.1.1. Lineáris költségfüggvény.....	43
2.4.1.2. Másodfokú költségfüggvény.....	45
2.4.2. Egyéb kereskedelmi árrés modellek.....	46
2.4.2.1. A mark-up modell.....	46
2.4.2.2. Nem kompetitív piacok modellje.....	47
2.4.2.3. A Relatív Árrés modell.....	48
2.4.2.4. A marketing kínálatot eltoló tényezők.....	49
2.5. Empirikus kutatás előzménye – Ártranszmisszió és kereskedelmi árrés az állati eredetű termékek piacán.....	51
2.5.1. Pre – kointegrációs módszerrel végzett kutatások.....	52
2.5.2. Kointegrációs módszerrel végzett kutatások.....	56

2.5.3. Következtetések.....	64
2.6. Összefoglalás.....	65
Függelék – Ártranszmisszió és árrés vizsgálatok.....	66
3. Fejezet. A magyar sertés piac.....	70
3.1. A magyar sertésállomány alakulása.....	70
3.2. A magyar sertés piac struktúrája.....	73
3.2.1. A farm struktúra.....	73
3.2.2. A feldolgozóipar struktúrája.....	78
3.2.3. A kereskedelem szerkezete.....	80
3.2.4. Sertéshús kereslet alakulása.....	81
3.3. Külkereskedelem.....	82
3.4. Kormányzati beavatkozások a sertésszektorba.....	83
3.5. Összefoglalás.....	87

II. Rész. Az empirikus elemzés.....88

4. Fejezet. Árrés és ártranszmisszió elemzés.....	89
4.1. Adatok.....	89
4.1.1. Stacionaritás vizsgálat: ADF tesztek.....	95
4.1.2. Stacionaritás vizsgálat: Zivot – Andrews tesztek.....	97
4.2. Kereskedelmi árrés elemzés.....	99
4.2.1. Modell választás.....	99
4.2.2. Kointegráció vizsgálat.....	101
4.2.3. Hosszú távú exogenitás	108
4.2.4. Homogenitás vizsgálat.....	112
4.3. Ártranszmisszió elemzés.....	114
4.3.1. Modellezési problémák.....	114
4.3.2. Diagnosztikai tesztek.....	115
4.3.3. Aszimmetrikus ártranszmisszió teszt eredmények.....	118
4.4. Összefoglalás.....	142
5. Fejezet. Következtetések.....	143
5.1. Összegezés.....	143
5.2. A kutatás eredményei és a magyar sertés piac.....	149
5.3. További lehetséges kutatások.....	151

Hivatkozások	153
I. Függelék – Az idősor elemzés módszertana	160
1.1. Egységgyök folyamatok.....	160
1.2. Az integráció rendjének a meghatározása.....	163
1.2.1. Integrált Durbin-Watson statisztika.....	163
1.2.2. Dickey-Fuller egységgyök teszt.....	163
1.2.3. Bővített Dickey-Fuller egységgyök teszt.....	165
1.2.4. Egységgyök tesztek strukturális törések jelenlétében.....	166
1.3. Kointegráció.....	167
1.3.1. Hiba korrekciós modellek.....	168
1.3.2. Engle és Granger eljárás.....	169
1.3.3. Johansen féle kointegrációs eljárás.....	172
1.4. Exogenitás.....	177
1.4.1. Hosszútávú exogenitás.....	178
1.4.2. Rövidtávú exogenitás tesztelése.....	179
1.5. A késleltetés hosszának megválasztása.....	180
1.5.1. Akaike információs kritérium (AIC).....	181
1.5.2. Schwarz-Bayesian kritérium (SBC).....	181
II. Függelék – Leíró statisztikák	182
III. Függelék – Ábrák	188
IV. Függelék – Egyes változók és reziduumok eloszlása	198

Ábrák és táblázatok jegyzéke

1. Fejezet

1.1. Ábra. Egy nem - stacionárius és különbség stacionárius sorozat.....	19
1.2. Ábra. Trend – stacionárius sorozat.....	20
1.3. Ábra. Struktúrális törés az Y_t sorozatban.....	21
1.4. Ábra. Két különböző irányba sodródó változó.....	22
1.5. Ábra. Két együtt mozgó változó.....	23

2. Fejezet

2.1. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió.....	24
2.2. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió.....	25
2.3. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió.....	26
2.4. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió.....	26
2.5. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió.....	27
2.6. Ábra. Kereslet és kínálat két piac szinten.....	39
2.7. Ábra. Az összes változó költségek q lineáris függvénye.....	44
2.8. Ábra. Az összes változó költségek q másodfokú függvénye.....	46

3. Fejezet

3.1a. Táblázat. Sertés és koca állomány alakulása Magyarországon, 1990 – 1996..	70
3.1b. Táblázat. Sertés és koca állomány alakulása Magyarországon, 1997 – 2002.....	71
3.1. Ábra. Sertés állomány alakulása Magyarországon, 1989 – 2001.....	71
3.2. Ábra. Tenyészkoca állomány alakulása Magyarországon, 1989 – 2001.....	72
3.3. Ábra. Sertés állomány alakulása Magyarországon, 1996 – 2002.....	73
3.4. Ábra. Tenyészkoca állomány alakulása Magyarországon, 1996 -2002.....	73
3.2a. Táblázat. Sertésállomány alakulása termelési egységek szerint, 1990 – 1995 jún. 30/aug. 1	74
3.2b. Táblázat. Sertésállomány alakulása termelési egységek szerint, 1996 – 2001 jún.30/aug. 1.....	75
3.5. Ábra. Sertés állomány struktúrájának az alakulása Magyarországon, 1989-2001.....	75
3.6. Ábra. Tenyészkoca állomány struktúrájának az alakulása Magyarországon 1989 – 2001.....	76
3.3. Táblázat. Vágósertés hatékonysági mutatóinak az összehasonlítása.....	76

3.4. Táblázat. Jövedelmezőségi mutatók.....	77
3.5a. Táblázat. Csontos nyershús és sertéshústermelés, 1991 – 1996.....	78
3.5b. Táblázat. Csontos nyershús és sertéshústermelés, 1997 – 2002.....	79
3.6a. Táblázat. Termelés és értékesítés a húsiparban folyó árakon, 1991 – 1996...	79
3.6b. Táblázat. Termelés és értékesítés a húsiparban folyó árakon, 1997 – 2002...	79
3.7. Táblázat. Termelékenységi indexek a húsfeldolgozás, tartósítás iparban.....	80
3.8. Táblázat. Egy főre eső sertéshús fogyasztás alakulása Magyarországon.....	81
3.9. Táblázat. Egy főre jutó húsfogyasztás alakulása és megoszlása.....	82
3.10a. Táblázat. A sertés szektor külkereskedelme 1990 -1995, 1000 USD.....	82
3.10b. Táblázat. A sertés szektor külkereskedelme 1996 – 2002, 1000 USD.....	82
3.7. Ábra. Az élősertés felvásárlási és piaci ára, 1992 januári árakon.....	84
3.11. Táblázat. Termelői támogatási egyenérték (PSE). Összehasonlítás a szektorok között.....	84
3.12. Táblázat. Fogyasztói támogatási egyenérték (CSE). Összehasonlítás a szektorok között.....	85
3.13. Táblázat. A termelői támogatási egyenérték (PSE) struktúrája.....	86

4. Fejezet

4.1. Táblázat. Az elemzéshez használt idősorok meghatározása.....	90
4.1. Ábra. Deflált RP1, RP2 fogyasztói valamint FP farm árak	91
4.2. Ábra. Deflált lnRP1, lnRP2 fogyasztói és lnFP farm árak logaritmusban.....	91
4.3. Ábra. Nem-deflált URP1, URP2 fogyasztói, és UFP farm árak	92
4.4. Ábra. Nem-deflált lnURP1, lnURP2 fogyasztói valamint lnUFP farm árak logaritmusban.....	92
4.5. Ábra. Deflált RP1, RP2 fogyasztói valamint FP farm árak (1996 - 2002).....	94
4.6. Ábra. Deflált lnRP1, lnRP2 fogyasztói valamint lnFP farm árak logaritmusban, (1996 - 2002).....	94
4.2. Táblázat. Egységgyök teszt eredmények 1992 – 2002.....	95
4.3. Táblázat. Egységgyök teszt eredmények 1996 – 2002.....	96
4.4. Táblázat. Zivot – Andrews egységgyök teszt eredmények.....	97
4.7. Ábra. Fogyasztói, farm árak, valamint a kereskedelmi árrés.....	99
4.5. Táblázat. Kointegráció vizsgálat.....	102
4.6. Táblázat. Kointegrációs vektorok (normalizált forma).....	103
4.7. Táblázat. Reziduum tesztek.....	104
4.8. Ábra. A deflált, szint modellek kointegrációs vektoraiból származó hibatagok.....	105

4.9. Ábra. A deflált, logaritmus modellek kointegrációs vektoraiból származó hibatagok.....	105
4.10. Ábra. A nem-deflált, szint modell kointegrációs vektorából származó hibatag.....	106
4.11. Ábra. A nem-deflált, logaritmus modellek kointegrációs vektoraiból származó hibatagok.....	106
4.8. Táblázat. A hibatagok egységgyök teszt eredményei.....	107
4.9.. Táblázat. Alkalmazkodási sebesség (factor loading matrix) (α).....	108
4.10. Táblázat. Gyenge exogenitás tesztek.....	109
4.11 Táblázat. Kointegrációs vektorok – újra becsült modellek (normalizált forma).....	110
4.12. Táblázat. Reziduuum tesztek – újra becsült modellek.....	111
4.13. Táblázat. Az újra becsült modellek – homogénitás teszt.....	112
4.14. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: FP – RP1 modell, a függő változó ΔFP	119
4.15. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: FP – RP2 modell, a függő változó ΔFP	120
4.16. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: $\ln FP$ – $\ln RP1$ modell, a függő változó $\Delta \ln FP$	121
4.17 Táblázat. Aszimmetrikus VECM: $\ln FP$ – $\ln RP2$ modell, a függő változó $\Delta \ln FP$	122
4.18. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: UFP – URP2 modell, a függő változó ΔUFP	123
4.19. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: $\ln UFP$ – $\ln URP1$ modell, a függő változó $\Delta \ln UFP$	124
4.20. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: $\ln UFP$ – $\ln URP2$ modell, a függő változó $\Delta \ln UFP$	125
4.21. Táblázat. Marginális VECM: RP1 - FP modell, a függő változó $\Delta RP1$	126
4.22. Táblázat. Marginális VECM: RP2 - FP modell, a függő változó $\Delta RP2$	127
4.23. Táblázat. Marginális VECM: $\ln RP1$ - $\ln FP$ modell, a függő változó $\Delta \ln RP1$	128
4.24. Táblázat. Marginális VECM: $\ln RP2$ - $\ln FP$ modell, a függő változó $\Delta \ln RP2$	129
4.25. Táblázat. Marginális VECM: URP1 - UFP modell, a függő változó $\Delta URP2$	130
4.26. Táblázat. Marginális VECM: $\ln URP1$ - $\ln UFP$ modell, a függő változó $\Delta \ln URP1$	131
4.27. Táblázat. Marginális VECM: $\ln URP2$ - $\ln UFP$ modell, a függő változó $\Delta \ln URP2$	132
4.28. Táblázat. Szimmetrikus VECM: FP - RP1 modell, a függő változó ΔFP	136

4.29. Táblázat. Szimmetrikus VECM: FP – RP2 modell, a függő változó ΔFP	137
4.30. Táblázat. Szimmetrikus VECM: $\ln FP$ - $\ln RP1$ modell, a függő változó $\Delta \ln FP$	138
4.31. Táblázat. Szimmetrikus VECM: $\ln FP$ - $\ln RP2$ modell, a függő változó $\Delta \ln FP$	139
4.32. Táblázat. Szimmetrikus VECM: UFP – URP2 modell, a függő változó ΔUFP ...	140
4.33. Táblázat. Szimmetrikus VECM: $\ln UFP$ – $\ln URP2$ modell, a függő változó ΔUFP	141

5. Fejezet

5.1. Táblázat. Az aszimmetrikus ártranszmisszió modellek összehasonlítása.....	144
--	-----

Köszönetnyilvánítás

Itt szeretnék köszönetet mondani mindazoknak, akik segítségemre voltak a dolgozat elkészítésében.

Elsősorban *Dr. Fertő Imréné* tartozok köszönettel, aki először mint tanár, majd mind témavezető, újabban pedig mint kollega irányította-irányítja munkámat, és akinek a segítsége és szakértelme nélkül ez a dolgozat nem született volna meg. Nemzetközi kapcsolatai valamint ösztönzése nélkül nem vehettem volna részt nemzetközi konferenciákon, illetve mutathattam volna be a jelen kutatás eredményeit külföldön is.

Köszönet illeti *Dr. Lionel Hubbard* professzort a Newcastle upon Tyne-i Egyetemről, aki kétéves külföldi tanulmányutamat koordinálta, valamint *Dr. Phil Dawson* professzort szintén a Newcastle upon Tyne-i Egyetemről, aki elsőként vezetett be az időszerelemzés rejtelseibe.

Természetesen köszönet illeti a Corvinus Egyetem Agrárközgazdasági Tanszékén oktató tanárait is, akik a tanszékre jellemző barátságos környezetben tanítottak és ha szükség volt rá, bármikor szívesen segítettek.

Utoljára, de természetesen nem utolsó sorban említem szüleimet is. Köszönöm a szeretetteljes segítséget, a biztatást, és hogy nem adták fel a reményt hogy ez a dolgozat valaha is elkészül.

Bevezetés

A fogyasztók élelmiszerre költött pénze két részre bontható. Egyik a farm komponens, a másik pedig a marketing költségek. Bármilyen, e két komponens nagyságában, arányaiban, beállt változás a szakmai közönség és a nagyközönség megkülönböztetett figyelmében részesül hisz a farmtermelés, farm bevételek, marketing költségek, szolgáltatások, profitok trendje szociálisan és politikailag is igen érzékeny témának minősül.

Kohls és Uhl (1990) mezőgazdasági termékek marketingjével foglalkozó alapműve nyomán, kezdjük néhány, széles körben elterjedt hiedelem felsorolásával és rövid cáfolatával:

1. A kis kereskedelmi árrés a hatékony marketing tevékenység jele, és ez kívánatosabb, mint a nagy kereskedelmi árrés.

Ha ez igaz lenne, akkor az útmenti piacok, ahol a kereskedelmi árrés nulla, lennének a leghatékonyabb piacok. Nehéz elképzelni, hogy összes élelmiszerünket termelői piacokról szerezzük be. Sok esetben az élelmiszer marketing feladatokat a cégek nem látják el tökéletesen, de ezt nem lehet pusztán a kereskedelmi árrés mértékével megítélni.

2. A nagy kereskedelmi árrés a 'túl sok' közvetítőnek köszönhető, és ezek kikapcsolásával az árrés csökkenthető lenne.

Az állítás szerint kiküszöbölhetőek lennének a köztes szereplők, de nem az általuk elvégzett marketing feladatok és azok költségei. Helyesebb állítás, hogy a kereskedelmi árrés a köztes elvégzett feladatok *számától*, illetve ezek költségétől függ és nem a feladatokat elvégző marketing ágensek *számától*.

3. A nagy kereskedelmi árrés alacsony farmárakat eredményez és a kereskedelmi árrés növekedése szükségszerűen a farm árak csökkenésével jár együtt.

Valójában a marketing feladatok értéket és költséget adnak hozzá a nyers mezőgazdasági termékekhez. Így egy növekedő árrés növelheti mind a fogyasztói mind a termelői árakat. Egyes kereskedelmi árrésből finanszírozott feladatok, mint például a reklámozás, növeli az élelmiszerek iránti keresletet, implicit növelve a farmárakat is.

4. Az élelmiszerek kereskedelmi árrését sokszor úgy tekintik, mint a fogyasztók és/vagy termelők számára elérhető lehetséges profit nagyságát amennyiben ezek átvállalják egyes marketing feladatok elvégzését.

A fogyasztói és termelői szövetkezetek léte megalapozott, és egyes feladatok átvállalásával profitot termelnek tagjaik számára. Ugyanakkor az említett marketing feladatok elvégzése költségből és profitból áll, és nem biztos, hogy a szövetkezetek ugyanolyan hatékonyak lesznek, mint a közvetítő cégek és sikerül-e egyáltalán profitot termelni az átvállalt feladatok elvégzésével.

A másik, a kereskedelmi árréshez mérhetően érzékeny téma az ártranszmisszió. Úgy a termelői csoportok, mint egyes fogyasztói szervezetek úgy vélik, hogy a mezőgazdasági illetve élelmiszer piacokat aszimmetrikus ártranszmisszió jellemzi. Ez a feltételezett aszimmetria általában a fogyasztók és a farmerek számára egyaránt előnytelen. Lényege, hogy az esetleges termelői árnövekedéseket a feldolgozók, nagy –és kiskereskedők hamarabb és teljesen továbbítják a fogyasztóknak, míg az esetleges árcsökkenéseket csak lassan, több szakaszban közvetítik.

Az empirikus kutatások eredményei vegyes képet mutatnak az ártranszmisszióról. Peltzman (2000), „Az árak gyorsabban nőnek, mint csökkennek” című nagyhatású cikkében több terméket tanulmányozva jut a címben megfogalmazott következtetésre. Egyes kutatók azonban ezzel ellentétes következtetésekre jutottak.

Jelen disszertáció célja, hogy empirikusan megvizsgálja egy kiválasztott termékpályán az árképzési mechanizmusokat a kereskedelmi árrés, valamint az ártranszmisszió szabályait. A magyar mezőgazdaságban, az élelmiszeriparban

betöltött fontossága, valamint a nemzetközi kutatásokkal való egyszerűbb összehasonlítás végett, a sertéshús szektort választottuk kutatásunk témájaként. Az alábbi kérdéseket kívánjuk megválaszolni kutatásunkban:

1. Létezik – e hosszú távú kapcsolat a sertéshús termelői illetve fogyasztói árai között? Másképpen fogalmazva kointegráltak – e a termelői és fogyasztói árak?
2. Melyik a domináns piac szint, amelynek az árai hosszú és rövidtávon is mozgatják a többi piac szint árait is? Más szavakkal, melyik piaci szinten határozódnak meg a magyar sertéshús árak?
3. Milyen az árreakció mechanizmusa a termelői és fogyasztói piacok között? Magyarán, kompetitív vagy nem – kompetitív árreakció stratégiák jellemzik a sertés szektort?
4. Milyen típusú ártranszmisszió (szimmetrikus/aszimmetrikus) jellemzi hosszú távon a szektort?
5. Milyen típusú ártranszmisszió (szimmetrikus/aszimmetrikus) jellemzi rövidtávon a szektort?
6. Több lehetséges modellspecifikáció közül, melyik modell teljesíti a legjobban, illetve vannak-e szignifikáns eltérések a modellek között?

Kutatásunk elvégzéséhez, egy viszonylag új idősor elemzési módszertant, a kointegrációt választottuk. Ez szakít az idősorok hagyományos elemzési technikájával, és lehetővé teszi az amúgy gyakran előforduló értelmetlen regresszió elkerülését. A kointegrációhoz szorosan kapcsolódó vektor hiba korrekciós modell (Vector Error Correction Modell, VECM), pedig lehetővé teszi egy közgazdaságtani kapcsolat rövid, illetve hosszú távú viselkedésének szimultán modellezését. A kointegrációs technikák a kilencvenes években terjedtek el a nemzetközi irodalomban, és azóta is folytonosan fejlődnek. Itthon még kevés kutatás alkalmazta ezt a technikát, ezek közül Király és Kőrösi (1990) a fogyasztás, lakásberuházás és

megtakarítást vizsgálta hiba korrekciós modellel, Mellár és Rappai (1998) a fogyasztói árindex összetevői közötti kointegrációt vizsgálta, Darvas (2001), a nominális árfolyamnak az árakra gyakorolt hatását tanulmányozza, Darvas és Simon (2002) az egyensúlyi kibocsátási szintet modellezi hibakorrekciós technikával, végül pedig, Darvas (2004) foglalja össze a kointegráció elméletet és hozzáfűződő technikákat. Agrárközgazdasági témával foglalkozó kutatások, pedig ilyen módszerrel Magyarországon még nem készültek.

Kutatásunk egy izgalmas periódust ölel át, a kilencvenes évek kezdetétől szinte napjainkig tartó úgynevezett „átmeneti” időszakot. Ez idő alatt a teljes magyar gazdaság, benne a mezőgazdaság átalakult. Az elemzéshez használt adatsorok tükrözték az imént említett átalakulást, amely főleg a periódus elején nagymértékű változékonyságban nyilvánult meg. Ez az egyik oka annak, hogy egyes modellek elemzéshez az időszak második felét, az 1996 – 2002 éveket lefedő adatsorokat használtunk.

A dolgozat egy elméleti és egy empirikus részből épül fel:

Az elméleti rész három fejezetből áll. Az első fejezetben röviden bemutatjuk az idősoros ökonometriai elemzéssel kapcsolatos problémákat (ezek részletesen az I. függelékben vannak kifejtve), majd a második fejezetben részletesen tárgyaljuk az aszimmetria és kereskedelmi árrés elméleti hátterét. Kitérünk a különböző árrés elméletekre, illetve modellekre, azok feltevés rendszerére. Az ártranszmisszió elméletében felsoroljuk az aszimmetriát kiváltó okokat, valamint az aszimmetria fajtáit majd részletesen tanulmányozzuk az ártranszmisszió modellezésének és tesztelésének a problémáit.

Végül áttekintjük a kereskedelmi árréssel, illetve az ártranszmisszióval foglalkozó nemzetközi és hazai empirikus tanulmányokat.

A harmadik fejezet zárja az elméleti háttérrel foglalkozó részét a dolgozatnak. Ebben általános képet nyújtunk a sertés szektor helyéről a magyar mezőgazdaságban, áttekintve a kilencvenes években végbement állomány és struktúrabeli átalakulásokat, külkereskedelmet és kormányzati szabályozást.

A dolgozat második része foglalkozik az empirikus kutatással, és ez két fejezetből, magából az empirikus elemzést bemutató fejezetből, illetve a következtetésekből áll.

Az empirikus elemzés, sorrendben a negyedik fejezetben, az előző fejezetekben leírt technikákat alkalmazzuk a rendelkezésünkre álló adatokra. Elvégezzük az egységgyök teszteket, megvizsgáljuk a kointegráció létezését, teszteljük az exogén változókat, felírjuk az árrést modellező egyenletet. Végül, a rövid és hosszú távú aszimmetriát teszteljük.

Az utolsó, ötödik fejezetben az empirikus eredményeket összegezzük, majd levonjuk a következtetéseket. Ugyancsak ebben a fejezetben tárgyaljuk a kutatásnak lehetséges továbbfejlesztéseit.

Viszonylagos bonyolultsága miatt nem az első részbe, hanem az I. függelékbe került a dolgozatban alkalmazott idősorelemzés részletes módszertanának a bemutatása. Ebben összehasonlítjuk a stacionárius és nem – stacionárius sorozatokat, bemutatjuk az egységgyök, kointegráció, exogenitás fogalmát valamint a hiba korrekciós modellezés nyújtotta lehetőségeket. Részletesen kitérünk a lehetséges tesztelési eljárásokra.

I. Rész. Az elméleti háttér

Ennek a résznek a feladata, hogy elméletileg megalapozza a következő, magával az empirikus elemzéssel foglalkozó részét a dolgozatnak. Az elméleti háttér rész három fejezetből áll, az első az idősor elemzés problémáját taglalja, meghatározva a dolgozat ökonometriai módszertan irányát. Ebben a fejezetben csak az abszolút szükséges ökonometriai háttér van felvázolva, a részletes módszertan az első függelékben található a dolgozat végén. A második fejezet meghatározza a kutatás problémáját, részletesen tárgyalja az árrés és ártranszmisszió elmélet fejlődését, majd ezek ismeretében áttekinti az empirikus irodalmat. A harmadik fejezet mutatja be a magyar sertés piacot amelyen az árrés és ártranszmissziót vizsgáljuk majd a második részben.

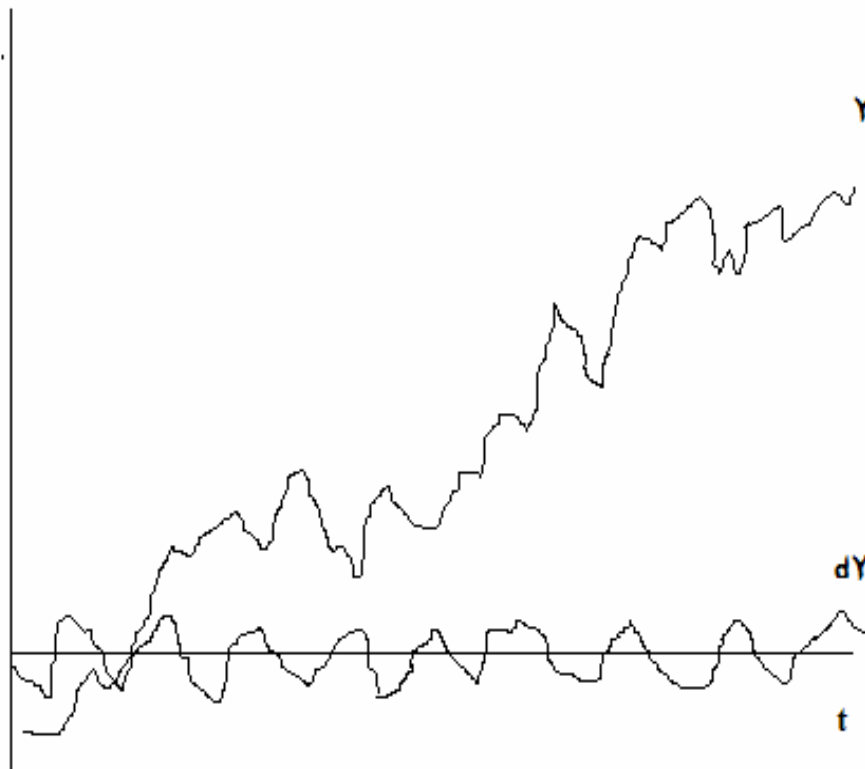
1. Fejezet. Az idősor elemzés problémája

1.1. Stacionárius és egységgyök folyamatok

1982-ben publikált cikkükben Nelson és Plosser 14 hosszútávú makrogazdasági idősort elemeztek, az akkor viszonylag új, Dickey-Fuller (1979) statisztikai technika segítségével. Arra a következtetésre jutottak, hogy 13 a 14 sorozatból nem stacionárius. A legtöbb makrogazdasági idősor időben nem stacionárius. Ez azt jelenti, hogy középértékük és varianciájuk időben nem állandó. Ilyen esetben a klasszikus standard becslési eljárások és statisztikai indukció alkalmazása torzított becslést eredményez és/vagy értelmetlen regressziót eredményez.

A probléma könnyebb megértése érdekében, az 1.1 ábrán, egy nem-stacionárius sorozatot, illetve annak első differenciáját ábrázoltuk.

1.1. Ábra. Egy nem-stacionárius és különbség stacionárius sorozat

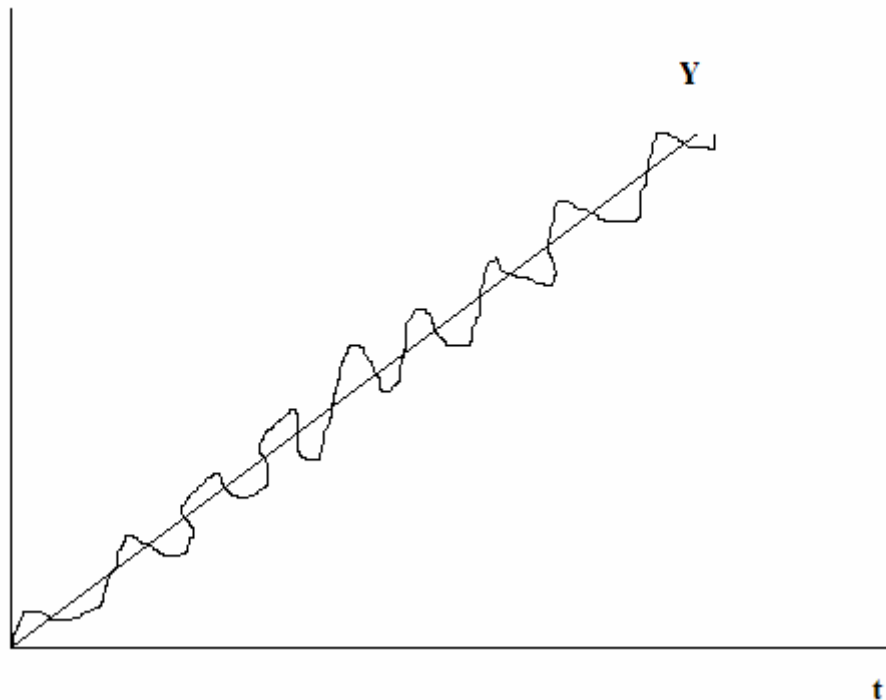


Forrás: Saját számítások

Y_t középértéke kezdetben nulla körül van, majd időben növekszik, nincs egy konstans, állandó középérték. Ellenben ha Y_t sorozatot egyszer differenciáljuk, vagyis a $dY_t = Y_t - Y_{t-1}$ sorozatot kiszámoljuk, akkor egy valószínűleg stacionárius sorozatot kapunk, állandó varianciával és állandó, nulla körül oszcilláló középértékkel.

Ha a vizsgált sorozatban egy lineáris időtrend van, akkor a 1.2 ábrán bemutatott trend-stacionárius folyamatot kaphatunk.

1.2. Ábra. Trend-stacionárius folyamat

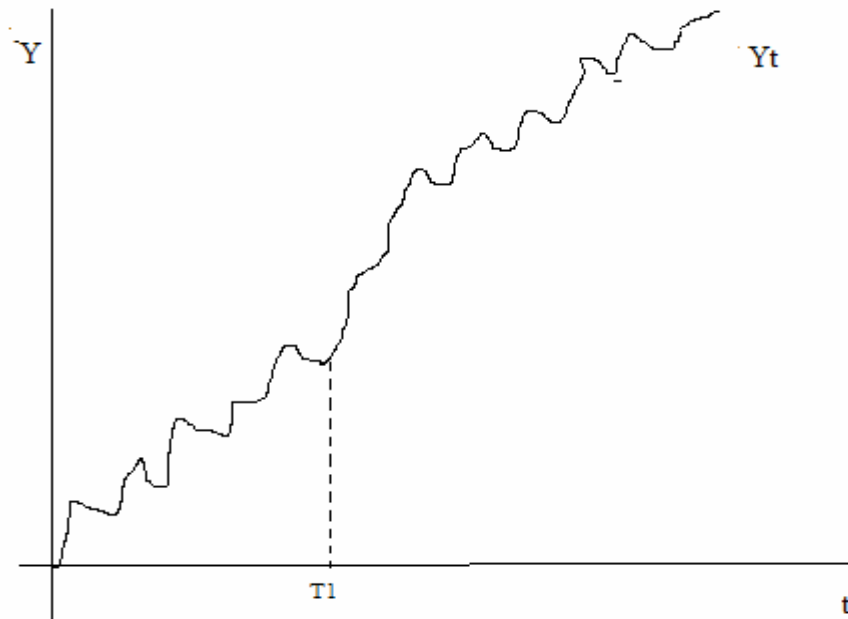


Forrás: Saját számítások

Ebben az esetben a vizsgált változó egy időtrend körül ingadozik. A hasonló sorozatokat idő-determinisztikus sorozatoknak nevezzük. Ellentétben a differencia stacionárius esettel, az időtrend differenciálással nem távolítható el, hanem az Y_t sorozatot regresszálni kell a t idő függvényében, a kapott reziduumok pedig megfelelnek a de-trendelt Y_t -nek.

Ha a vizsgált idősorokban strukturális törés van, akkor ez nagyban befolyásolhatja az egységgyök vizsgálat eredményeit. Peron (1989) tanulmányozza az egységgyökök tesztelésének a lehetőségét, amikor az idősorokban strukturális törés van. Egy strukturális törés, az adott idősor középértékének permanens eltolódását eredményezi, (lásd 1.3. ábra).

1.3. Ábra. Strukturális törés az Y_t idősorban



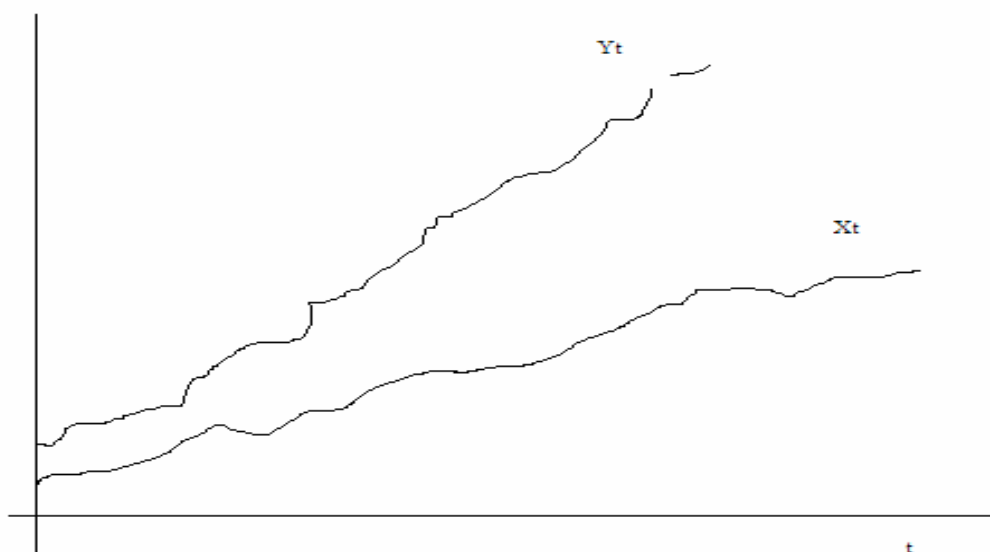
Forrás: Saját számítások

A T_1 pontban az Y_t sorozatban strukturális törés van, és az idősor determinisztikus trendje egy magasabb szintre kerül. Perron szerint, ha a Nagy Gazdasági Válságot, mint strukturális töréspontokat kezeljük, akkor a Nelson és Plosser (1982) által tanulmányozott 14 makróökonómiai idősor közül, 11 mint 'flexibilis' trend-stacionárius folyamatként értelmezhető. Perron szintén bebizonyította, hogy ha a lineáris trendben nem vesszük figyelembe az esetleges töréspontokat, úgy a szokásos tesztelési procedura, a bővített Dickey – Fuller egységgyök teszt, tévesen, nem utasítja el az egységgyök nullhipotézist.

1.2. Kointegráció

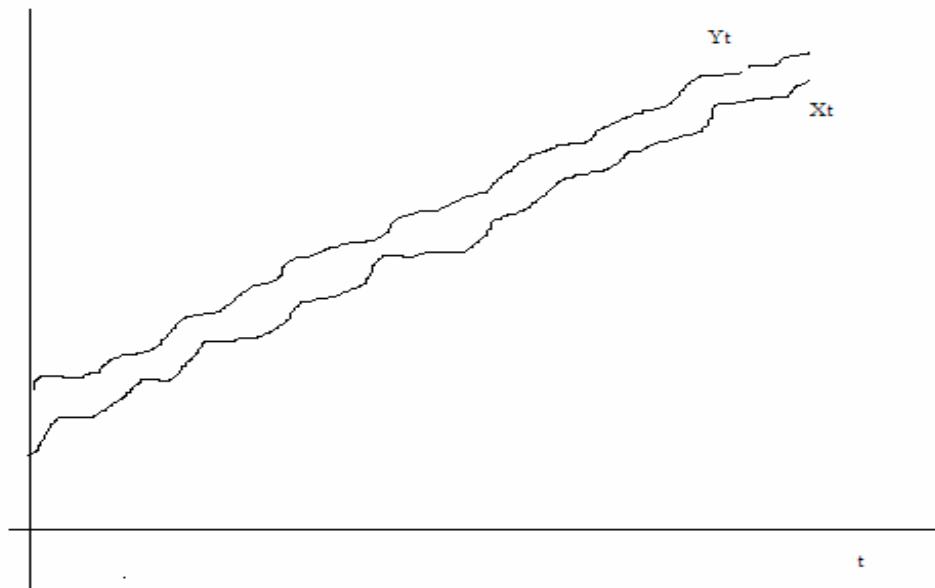
Még ha az egyes idő sorok sztochasztikus trendet is tartalmaznak, (vagyis nem stacionerek), sok közülük együtt mozog hosszú távon, egy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat létezését sugallva. Ha létezik egy ilyen típusú hosszú távú kapcsolat két vagy több változó között, akkor azt mondjuk, hogy ezek kointegráltak. A 1.4. ábrán két különböző irányba sodródó idősort, míg az 1.5. ábrán két hosszú távon együtt mozgó idősort ábrázoltunk. Mindkét változó (X_t és Y_t) pozitív növekvő trendet mutat, de úgy tűnik, hogy hosszú távon együtt mozognak, és a köztük levő különbség állandó.

1.4.Ábra. Két különböző irányba sodródó változó



Forrás: Saját számítások

1.5. Ábra. Két együtt mozgó változó



Forrás: Saját számítások

Néhány példa hosszútávon együtt mozgó makrogazdasági sorozatokra: rövid és hosszútávú kamatok, háztartások jövedelme és kiadásai, tőke ráfordítás és kiadások. Formálisan az I. függelékben tárgyaljuk az idősor elemzés technikáját. A függelékben részletesen áttekintjük az idősor elemzés ökonometriai metodológiáját, megvizsgáljuk, hogy miért nem használható a klasszikus OLS regresszió elemzés a nem stacionárius idősorok esetében, felvázoljuk a lehetséges megoldásokat, köztük a Hibakorrektációs modellek (VECM) alkalmazásának a problémáját. Majd a nem-stacionárius adatok egységgyök tesztelésének módszertanát mutatjuk be, kihangsúlyozva az ADF tesztet. Kétféle kointegráció eljárást, az Engle és Granger féle két lépcsős valamint a Johansen féle többváltozós módszert ismertetünk. Kitérünk a rövid és hosszú távú exogenitás kérdésére, annak fontosságára illetve tesztelési lehetőségeire. Végül áttekintjük az SBC és AIC modellszelekciós kritériumokat melyek segítségével kiválaszthatjuk a megfelelő késleltetést vagy függvény formát.

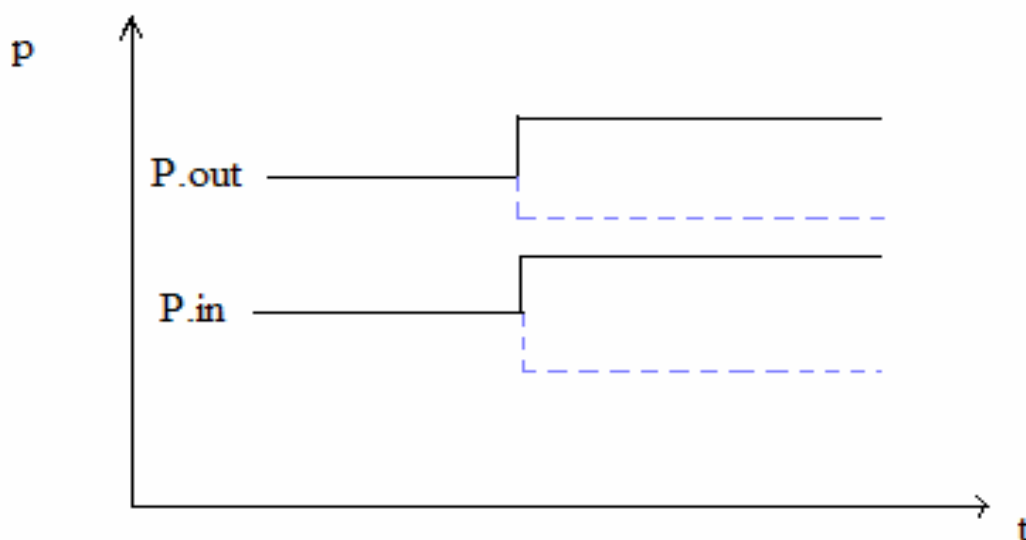
2. Fejezet. Ártranszmisszió és árrés elmélet

Aszimmetrikus ártranszmisszióról beszélünk, amikor az árinformáció terjedési sebessége és/vagy nagysága a piac egyik árát ért sokk irányának függvényében különbözik. Az árrés pedig egy adott termék két különböző piac szinten mért árának a különbsége. A fejezetet az aszimmetria típusok bemutatásával kezdjük, majd felsoroljuk az asszimetriát kiváltó tényezőket, és bemutatjuk az aszimmetria vizsgálat módszertanát. A fejezet második részében a kereskedelmi árréssel foglalkozunk, tárgyalva az irodalomban fellelhető különböző modelleket.

2.1. Ártranszmissziós aszimmetria típusok

Egy tökéletesen kompetitív piacon, az árak azonnal és teljes mértékben igazodnának az új információkhoz, mivel minden piaci szereplő azonos információk birtokában lenne. De a piacokat általában nem a tökéletes verseny jellemzi. Ha adott két egymástól függő ársorozat, legyenek p^{in} és p^{out} mint input és output árak, akkor, von Cramon-Taubadel (2002) nyomán, különböző típusú ártranszmissziós asszimetriákat határozhatunk meg.

2.1.Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió

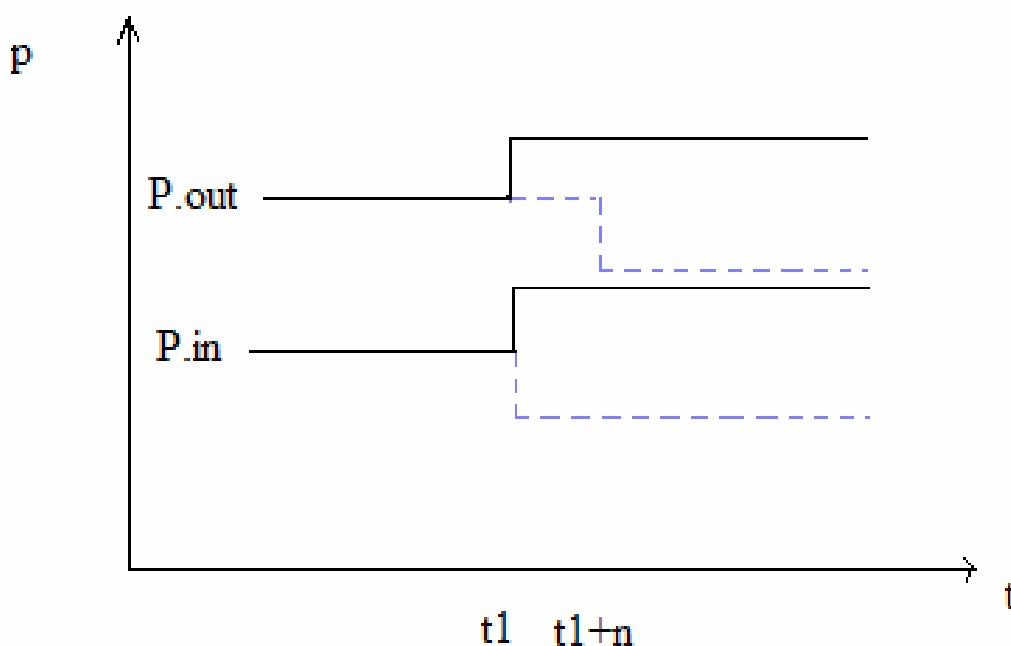


Forrás: Von Cramon – Taubadel, 2002

Az 2.1. Ábrán az aszimmetria *nagyságát* ábrázoltuk. Az output ár, p^{out} változásának a nagysága az input ár, p^{in} változásának az irányától függ. Ha p^{in} növekszik, akkor arányaiban ugyanannyival növekedik a p^{out} is, míg ha p^{in} csökken, akkor a p^{out} -ban bekövetkező változás mértéke (arányaiban) kisebb, mint a p^{in} -ben bekövetkezett árcsökkenés.

A 2.2. ábrán az ártranszmisszió *sebességét* ábrázoltuk. A p^{in} hatására a p^{out} -ban bekövetkezett változások bekövetkeztének a gyorsasága attól függ, hogy az eredeti változás pozitív vagy negatív volt. Jelen esetben, egy input árnövekedés azonnal továbbítva lesz, míg egy input árcsökkenés csak egy $(t_{1+n} - t_1)$ késéssel továbbítódik.

2.2. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió

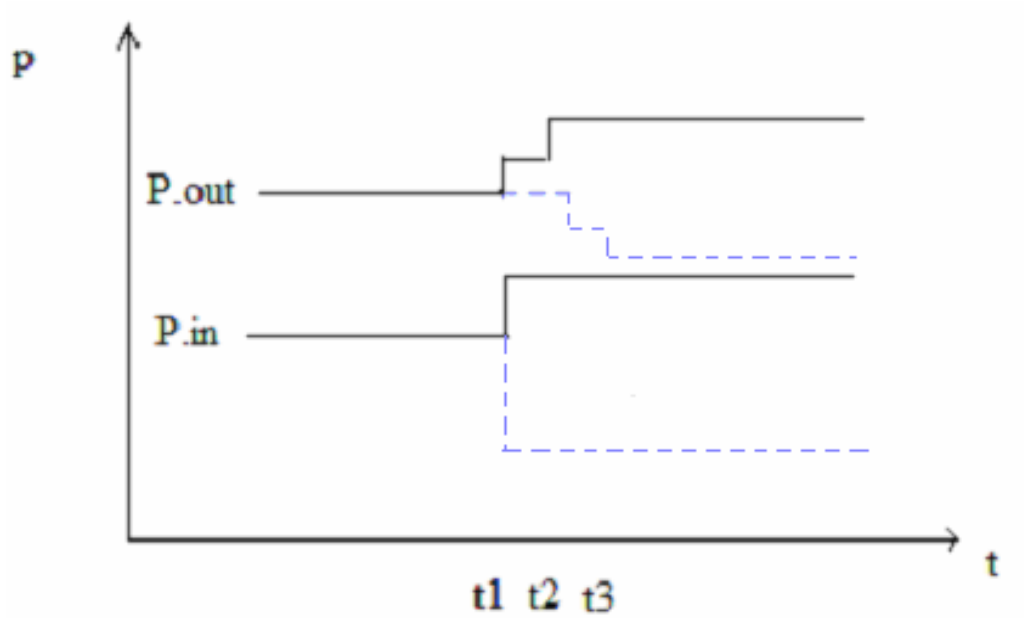


Forrás: Von Cramon – Taubadel, 2002

A 2.3. ábra az előző két eset egy lehetséges kombinációját érzékelteti, ahol egyszerre van jelen *nagyság* és *sebesség* aszimmetria az ártranszmisszióban. Egy input árnövekedés teljesen továbbítódik két, t_1 illetve t_2 lépésben. Ellenben egy input

árcsökkenés három időperióduson keresztül továbbítódik (t_1 , t_2 , és t_3) és nem lesz teljes transzmisszió.

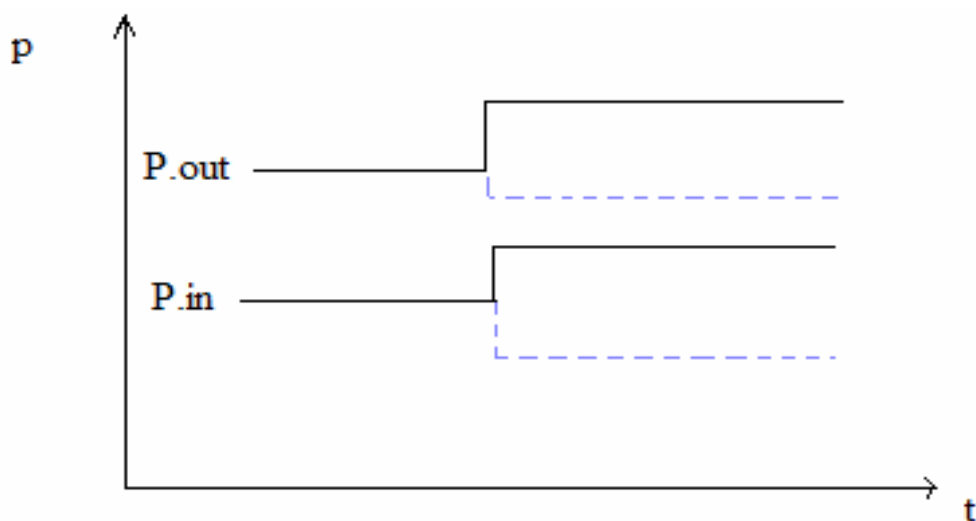
2.3. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió



Forrás: Von Cramon – Taubadel, 2002

Megkülönböztetünk *pozitív* vagy *negatív* transzmissziós asszimetriát. A 2.4. ábra egy pozitív asszimetriát ábrázol, ahol p^{out} teljesebben reagál egy árnövekedésre, mint egy árcsökkenésre.

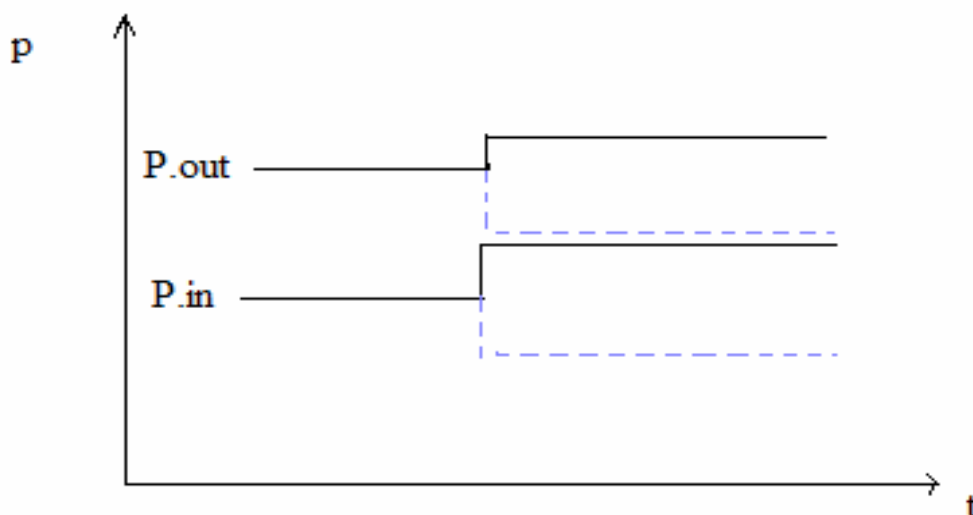
2.4. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió



Forrás: Von Cramon – Taubadel, 2002

Az 2.5. ábrán egy negatív aszimmetrikus ártranszmissziót ábrázoltunk, ahol a p^{out} output ár gyorsabban és teljesebben reagál egy esetleges p^{in} csökkenésre, mint egy p^{in} növekedésre.

2.5. Ábra. Aszimmetrikus ártranszmisszió



Forrás: Von Cramon – Taubadel, 2002

2.2. Az aszimmetrikus ártranszmisszió okai

A köztudatban élénken él a felfogás, hogy a kereskedők válasza az esetleges termelői- feldolgozó árnövekedésekre különbözik az árcsökkenésekre adott választól. Pontosabban, a kereskedők hajlamosak hamarabb átadni az árnövekedéseket a fogyasztóknak, míg ha a termelői-feldolgozó árak csökkennek, akkor hosszabb idő alatt alkalmazkodnak a fogyasztói árak. Az ártranszmisszióval foglalkozó tanulmányok több negatív vagy pozitív asszimetriát elősegítő okot sorolnak fel. A következőkben ezeket tárgyaljuk részletesen.

2.2.1. Keresési vagy árfelfedezési költségek

A keresési vagy árfelfedezési költségek a helyileg nem tökéletes piacokon jelenhetnek meg, aszimmetrikus ártranszmissziót eredményezve. Egyes, akár kicsi kereskedelmi cégek is élvezhetnek helyi piaci erőt, ha a helyi piacok nem tökéletesek, például ha a kerületbe kevés hasonló profilú cég működik (vagy esetleg nincs lokális versenytárs, így a cég helyi monopóliumot élvez).

Miller és Hayenga (2001) szerint bár véges választási lehetőséggel rendelkeznek (vagyis az árinformáció megszerezhető és elemezhető), a fent említett esetben a fogyasztók a *keresési költségek* miatt nem képesek, vagy csak bizonyos időeltolódással képesek pontos és teljes információkat beszerezni a kérdéses termékek más cégek által kínált áraitól. Ezek szerint, bár a fogyasztó észreveszi az adott kereskedelmi egységben bekövetkezett árnövekedést, azt a megfelelő árinformáció keresési folyamat nélkül nem tudhatja, hogy vajon más üzletekben is nőtt-e a szóban forgó termék ára. Ezt tudván, a kereskedők kihasználják a *keresési költség* adta lehetőségeket, és gyorsan emelik a termékek árát, ha a termelői árak növekednek, és csak lassan csökkentik a fogyasztói árakat, ha a termelői árak csökkennek. Mivel az árváltozások temporálisak, a fogyasztók nem engedhetik meg maguknak a jobb ár keresésének a költségeit, így rövidtávon, magasabb áron vásárolnak. Ugyanakkor pedig a kereskedők sem engedhetik meg maguknak, hogy hosszú távon fenntartsák a kelletnél magasabb árat, mivel így már meg fogja érni a fogyasztóknak körülnézni és olcsóbb árat találni.

2.2.2. Menü költségek

Ha egy cég emeli vagy csökkenti az árait, akkor az újraárazással kapcsolatos költségekkel (mint például újryomtatni az árlistákat, katalógusokat, informálni a kereskedelmi partnereket, eladókat, vagy fogyasztókat, vagy esetleg bonyolultabb folyamatokból eredő költségekkel), kell szembenéznie.

Azzam (1999) a következőképpen magyarázza a menü költségeknek tulajdonítható aszimmetrikus transzmissziót: minden esetben, amikor a kereskedők változtatják az árakat, különböző fix költségekkel kell számolniuk. Ezek szerint a kereskedőknek arról kell dönteniük, hogy átárassák-e a termékeket vagy sem, ha igen, akkor pedig milyen időintervallumra tegyék ezt. A racionális döntéshez nagyon sok tényezőt kell figyelembe venniük, ezek közül megemlíthetők a jövőbeli kiskereskedelmi költségek, a várható jövőbeli kis és nagykereskedelmi árak, tervezési költségek, stb. Ezeket figyelembe véve, a kiskereskedők csak akkor áraznak át, ha a farm vagy feldolgozó ár nő vagy csökken, illetve ha a várható nyereség meghaladja az átárazással járó várható költségeket. Ebből következik, hogy létezik egy bizonyos ármozgás intervallum, ahol a kereskedelmi árak merevek lesznek attól függetlenül, hogy a farm árak növekednek vagy csökkennek.

Abdulai (2002) szerint a *menü költségek* az okai annak, hogy válaszul az olyan tartós ármozgásokra, amelyek a készleteiket növelik vagy csökkentik, a cégek változtatják stratégiájukat, de rövidtávon, az időlegesnek ítélt ármozgások esetén, hagyják a készleteket csökkenni vagy növekedni.

Szintén a *menü költségek* kategóriájába tartozik az inflációs hatások okozta aszimmetria is. Ball és Mankiw (1994) szerint, inflációs környezetben az olyan termelői piacról eredő sokkok, amelyek a fogyasztói ár növekedése irányába hatnak, nagyobb mértékű választ váltanak ki kiskereskedelmi szinten, mint az árcsökkenés irányába mutató sokkok. Ennek az oka, hogy a cégek felhasználják a pozitív ársokkokat, hogy korrigálják a felgyülemlett, illetve várt inflációt is, míg negatív sokkok esetén, ha a cég csökkenteni kívánja az árakat, akkor elkerülheti a *menü költségek* megfizetését és csak részleges vagy semmilyen árkorrekciót nem tesz, mondván, hogy az infláció önmagától majd adjusztálja a negatív ársokkok hatását.

Az eddig bemutatott áralkalmazkodási költségek, pozitív asszimetriához vezettek. Bailey és Brorsen (1989) az áralkalmazkodáshoz kapcsolódó negatív asszimetriát figyelt meg az Egyesült Államok szarvasmarha piacán. Eszerint a szarvasmarha

feldolgozóipar és a szarvasmarha tenyésztő farmerek különböző áralkalmazkodási költségek elé néznek. A feldolgozóipar jelentős tőkét fektet be a feldolgozó kapacitásokba (épületek, felszerelések, járművek, stb.) és ez rendszeres fix költséget eredményez (amortizáció), ugyanakkor a munkaerőköltség is középtávon fix költségnek tekinthető. Ezek a fix költségek pedig elég nagyok ahhoz, hogy a feldolgozók hajlandóak legyenek rövidtávon csökkenteni az árrésüket, csak hogy működtethessék a kapacitásaikat. A tenyésztőknek a technológiából kifolyólag két hétük áll rendelkezésre ahhoz, hogy az eladástól visszatartsák a megfelelő korú állatállományt, magasabb árakra várva. A különböző típusú *menü költséggel* működő felvásárlók és farmerek különbözőképpen viselkednek árváltozásokkor. A felvásárlók hajlamosak gyorsan fellicitálni az árakat más régiókban levő versenytársaikkal szemben, és a feldolgozott mennyiség szinten tartása végett csak lassan csökkenteni a farmereknek tett árajánlataikat így pedig negatív ártranszmisszió jön létre.

Az újraárazás költségének, mint a *menü költségek* egy alkotóelemének mértékéről képet kaphatunk, Tomek és Robinson (2003, pp.132), Levy és társai 1997-es műve nyomán publikált becsléseinek alapján: az Egyesült Államok szupermarket láncában az újraárazás átlagos költsége a bevételek 0.7%, a nettó kereskedelmi árrés 35%, illetve az árváltozások 52%-ra rúg. Az árváltoztatás költsége akkor volt a legnyilvánvalóbb, amikor azokat a termékeket figyelték meg, amelyek már ki voltak helyezve a polcokra, és kézzel kellett újraárazni őket, de akkor is megfigyelhetőek voltak, amikor komputerezált árlistákon végzett változtatásokat figyelték.

2.2.3. Romlandó termékek problémája

Ward (1982) az Egyesült Államok friss zöldségpiacát tanulmányozva a termékek romlandóságát emelte ki mint a negatív aszimmetria okozóját. Eszerint, ha a friss, romlandó termékek termelői-nagybani ára emelkedik, a kiskereskedők ellenállnak az árnövelés csábításának. A romlandó termékek kategóriájába sok olyan termék tartozik, amely magas forgalmat igényel. Ezért, ha a kereskedők emelik a termékek

árait, lecsökkenhet az eladás mértéke, és növekszik annak a valószínűsége, hogy a termékek megromlanak.

Warddal ellentétben, Heien (1980) szerint az árváltoztatások elsősorban nem a romlandó termékekre hatnak ki, hanem a hosszú polcéletű termékekre, mivel ezek árváltoztatása hosszabb időbe telik, így drágább és nagyobb hírnév veszteséggel jár a cég számára.

2.2.4. Oligopol erő alkalmazása (piaci erő)

Úgy a marketing lánc kezdetén levő farmerek, mind a marketing lánc végén levő fogyasztók hagyományosan meg vannak győződve róla, hogy az élelmiszer feldolgozói illetve kereskedelmi szektorban uralkodó, távolról sem tökéletes verseny lehetőséget biztosít a marketing közvetítőknek (middlemen), hogy visszaéljenek a *piaci erejükkel*. Másképpen fogalmazva, a piaci közvetítők a kereskedelmi árrésüket csökkentő input árnövekedéseket gyorsabban és teljesebben továbbítják, mint a kereskedelmi árrésüket növelő input árcsökkenéseket.

Bailey és Brorsen (1989) szerint, ha egy cég úgy gondolja, hogy input árnövekedés esetén mindegyik versenytárs emelni fogja az output árakat, ellenben input árcsökkenés esetén egyik sem csökkenti ugyanekkora mértékben az árakat, ha az inputok olcsóbbak lesznek, akkor pozitív ártranszmissziós aszimmetria keletkezik. Ha ellenben egy cég úgy gondolja, hogy a versenytársak inkább hajlandóak output árat csökkenteni inputár csökkenés esetén, és nem emelni az output árat, ha az inputok emelkednek, akkor negatív aszimmetria jön létre. A fenti esetben, egy összeszűkült kereskedelmi árrés lassabban éri el ársokk előtti mértékét, mint amennyi idő alatt egy széthúzott árrés. Ez nem feltétlenül a tiltott együttműködés jele, hanem a cégek „menet közben tanulni” stratégiájába illeszthető (Von Cramon-Taubadel, 2002, pp. 4). Abdulai (2002) a svájci sertéspiaccal foglalkozó művében Borenstein és társai (1997)-re hivatkozva mutatja be a „küszöb-ár” (trigger price) modellt, mely az oligopolista koordináció aszimmetrikus ártranszmisszióra gyakorolt hatását

érezkelteti. Néhány az adott piacon domináns vállalat hallgatólagosan együttműködik és koordinálja az árakat. Hogy biztosítsák a piaci erőt, illetve egyik vállalat se csapja be a többit, az együttműködő vállalatok „küzőb árakat” használnak az esetleges csalók azonosítására. Ha valamelyik cég, abbéli igyekezetében hogy bővítse a piaci részesedését, a „ravasz ár” alá megy az adott termék fogyasztói árával, akkor a többi együttműködő cég „megbünteti” a csalót. Ezért a kereskedők óvatosak a hirtelen árcsökkenések esetén, és nem viszik azonnal le a fogyasztói árakat, ahogy a termelői árak csökkennek, nehogy a többi kereskedő csalónak tekintse, és megbüntesse őket. Termelői árnövekedés esetén azonban a csalás veszélye nem áll fenn, így a kereskedők kedvük szerint emelhetik a fogyasztói árakat, ekképpen azonnal továbbítva az input árnövekedést, pozitív asszimetriát okozva.

Az empirikus kutatást ugyanakkor nehezíti, hogy nem világos mivel is lehet pontosan mérni a *piaci erőt*. Von Cramon-Taubadel (2002) említ ugyan a piaci erő aszimmetrikus ártranszmisszió generáló hatásával foglalkozó műveket, amelyek a koncentráció valamilyen mérőszámát alkalmazzák a piaci erő becslésére, ugyanakkor bírálja is ezt, mint nem teljesen megbízható módszer.

A felsorolt kutatások alapján elmondhatjuk, hogy bár a *piaci erő* alkalmazása vezethet asszimetriához, de *a priori* nem világos, hogy ez negatív vagy pozitív asszimetria lesz.

2.2.5. Termelői árak kormányzati támogatása

Kinnucan és Forker (1987) szerint az ártámogatáson vagy marketing kvótákon keresztül jelentkező kormányzati beavatkozásnak aszimmetrikus ártranszmisszió előidéző hatása van. A nagy és kiskereskedők némi bizonytalansággal szembesülnek, amikor a jövőbeli árakat az input költségváltozásokra akarják alapozni. Ha a költségváltozásokat időlegesnek tekintik, akkor az a tudat, hogy később majd úgy is újra kell árazni a terméket abba az irányba hat, hogy a jelenlegi árakat ne változtassák. A kormányzati ártámogató beavatkozás, amely hosszú távra

meghatározza a mezőgazdasági termékek padló árát, részben csökkenti a költségek fent említett bizonytalanságát. Ezért a feldolgozó- nagykereskedők úgy tekintik a kormányzati árbeavatkozások hatására kialakult árnövekedéseket, mint állandó és végleges árnövekedéseket, így azokat rögtön és teljes mértékben továbbítják a marketing csatornán. Ezzel szemben, mivel a termelői ártámogatás csökkenések ritkábbak, a piaci közvetítők (middlemen) ezeket múlandóaknak tekintik, ezért lassabban és csak kisebb mértékben továbbítják, ezáltal pedig létrejön az aszimmetrikus ártranszmisszió.

2.2.6. Egyéb okok

Az információs társadalomban az információ megszerzése nem feltétlenül mindenki számára egyszerű és/vagy olcsó, ugyanakkor a piaci információnak maximális szerepe van a farmerek, illetve cégek döntéshozási folyamatiban.

Ezért Bailey és Brorsen (1989) az aszimmetrikus ártranszmisszió lehetséges okai között megemlíti az *aszimmetrikus információt*. Az árinformáció származhat kormányzati (mint például a Mezőgazdasági Minisztérium, terméktanácsok, Statisztikai Hivatal, közalapítványok, kormányzatilag fenntartott kutatóintézetek) vagy magánforrásokból (például magán kutató intézetek, árfigyelő cégek vagy árfigyelő rendszerek, szakmai tanácsok, vagy saját információs rendszer fenntartása a cégek szervezetén belül, stb.). Köz- és magán információszerzéssel kapcsolatos költségek közé tartozhatnak az adatok megvásárlásának költségei, előfizetési díjak, telefon, Internet és számítógépekkel kapcsolatos költségek, fizetések. A marketing lánc mentén elhelyezkedő cégek egészen addig fognak az információba befektetni, amíg a kutatás költsége el nem éri a várt határhozamot. Ezért a nagy mennyiségű mezőgazdasági terméket továbbító cégek számára az egy-egységre eső információszerzés költsége kisebb lesz, mint gazdaságilag kisebb versenytársaiké (Bailey és Brorsen, 1989). Így a méretgazdaságosságnak közvetlen köze van az

információ költségéhez, ezért az aszimmetrikus információ aszimmetrikus költséget eredményez.

Az *aszimmetrikus ár riportálásról*, mint az árszimmetria forrásról Bailey és Brorsen (1989) a következőket írja, egy broiler csirke nagy felvásárlót idézve: „ A USDA (Egyesült Államok Mezőgazdasági Minisztériuma) piac riportőrei valószínűleg nem jelentik olyan gyorsan a diszkontált áron eladott rakományokat, mint egy magasabb árú rakományt mikor a piac felfele megy (drágul)”.

A cégek közötti *eltérő profitabilitás (jövedelmezőség)* is asszimetriát eredményezhet. Von Cramon-Taubadel, (2002), idézi Bedrossian és Moschos (1988) kutatását miszerint „egy relatíven jól jövedelmező cég sokkal könnyebben elvállalja a csökkenő input ár által szükségessé lett ár adjusztálás késleltetésével járó rizikót, mint egy alacsonyabb jövedelmezőségű cég, mivel előbbinek magasabb a profit rése ”. Vagyis, egy jövedelmező cég megengedheti magának, hogy megkockáztasson egy esetleges piacvesztést.

2.3. Ártranszmisszió kutatás módszertana

Tekintsük a következő egyszerű kapcsolatot két ár, a p^{in} és p^{out} között:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta p_t^{in} + \mu_t \quad (2.1)$$

Két fontosabb ártranszmissziós modell család létezik az irodalomban. Az első az úgynevezett `pre-kointegráció` (von Cramon-Taubadel, 2002) modellek családja, míg a második a már kointegrációs technikát alkalmazó ártranszmisszió vizsgáló modell család.

Tweeten és Quance (1969) dummy változókat használt az irreverzibilis kínálati függvények becslésére. Ezeket az egyenleteket kissé átalakítva az esetleges aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálatára alkalmassá lehet tenni. Von Cramon-Taubadel (2002) nyomán:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta^+ D_t^+ p_t^{in} + \beta^- D_t^- p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

ahol D_t^+ és D_t^- dummy változók, $D_t^+ = \begin{cases} 1 & ,ha, p_t^{in} \geq p_{t-1}^{in} \\ 0 & ,maskeppen \end{cases}$

$$D_t^- = \begin{cases} 1 & ,ha, p_t^{in} < p_{t-1}^{in} \\ 0 & ,maskeppen \end{cases}$$

A (2.2) egyenlet segítségével az input árat két változóra osztjuk, amelyek közül egyik csakis a növekvő árakat, a másik pedig csakis a csökkenő árakat méri. Így, az (2.1) egyenlethez képest, a (2.2)-ben már két, β^+ és β^- koefficiens lesz. Az asszimetriát egy standard F-tesztel vizsgálhatjuk. Ha β^+ és β^- szignifikánsan különböznek egymástól akkor ez az asszimmetrikus ártranszmisszióra utaló bizonyíték. A legtöbb asszimmetrikus ártranszmissziót vizsgáló kutatás a Wolfram (1971) által kifejlesztett (2.2) egyenletre alapuló specifikációt alkalmazta. A (2.2) egyenlethez képest a Wolfram specifikációban rejlő fő különbség, hogy utóbbi első differenciákat tartalmaz a változók szint értékei helyett:

$$p_t^{out} = \alpha + \beta^+(p_0^{in} + \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in}) + \beta^-(p_0^{in} - \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in}) + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

ahol $\Delta p_t^{in} = p_t^{in} - p_{t-1}^{in}$. Wolfram (1971) szerint a (2.3) teszt használata előnyösebb a (2.2)-nél mivel az utóbbi helytelen β^+ és β^- becsült értékeket eredményez. Ennek a magyarázata az, hogy ha a (2.2) egyenlet a helyes adatgeneráló folyamat, és az ártranszmisszió asszimmetrikus, akkor p_t^{out} és p_t^{in} különböző irányba sodródnak majd. Ahogy a minta nagyság nő, a sodródás mint kihangsúlyozottabb lesz, és ez magas α és torzított β^+ és β^- értékekhez vezet. Gollnick (1972) a (2.3) egyenlet egy reparametrizált változatát fejlesztette ki:

$$p_t^{out} = \alpha t + \beta p_t^{in} + \beta^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Az asszimmetria vizsgálatához elegendő a β^- paraméter Student-t statisztikájának a vizsgálata, nincs szükség egy korlátozott egyenlet becslésére és az F-teszt elvégzésére. Szintén Gollnick (1972) vezette be az (2.5) egyenletet, amely a (2.4)-es

egy reparametrizált változata, mely csupán első differenciákat és nem ezek összegét tartalmazza:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \beta \Delta p_t^{in} + \beta^- D^- \Delta p_t^{in} + \gamma_t \quad (2.5)$$

Houck (1977) szintén egy Wolfram típusú specifikációval dolgozott, de vele ellentétben, nem vette figyelembe az első megfigyelést, mivel ha differenciákat számolunk, akkor az első megfigyelés szint értékének nem lesz önálló magyarázó ereje. Így a függő változó $p_t^{out} - p_0^{out}$ lesz, melyet p_t^{out*} -val jelölünk.

$$p_t^{out*} = \alpha t + \beta^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_t^{in} + \beta^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_t^{in} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

Hasonlóan a korábbi szerzőkhöz, Houck (1977) meghatározta a (2.6) egyenlet egy átparametrizált formáját, ahol csakis a növekvő illetve csökkenő első differenciákat veszi be az egyenletbe, összeadás nélkül.

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \beta^+ D^+ \Delta p_t^{in} + \beta^- D^- \Delta p_t^{in} + \gamma_t \quad (2.7)$$

Ward (1982) az exogén változó késleltetett tagjainak bevonásával kiterjesztette a Wolfram-Houck (W-H) féle specifikációt:

$$p_t^{out*} = \alpha t + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

illetve:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \gamma_t \quad (2.9)$$

A növekedő magyarázó változók késleltetési hossza (K), nem feltétlenül lesz egyenlő a csökkenő magyarázó változók késleltetés hosszával (L).

Hahn (1990) megpróbálta általánosítani az összes korábbi specifikációkat, kifejlesztve az Általános Váltó Modellt (Generalised Switching Model, GSM). Ennek azonban nem volt különösebb hatása az elkövetkező kutatásokra.

Az eddig bemutatott modellek közül egyik sem vette figyelembe az adatok idősor tulajdonságait, sokuk soros autokorrelációval küzd. A soros autokorreláció általában az értelmetlen regresszió jele, ha az idősorok nem stacionáriusak (von Cramon-

Taubadel, 1988). A problémát megoldaná, ha az ártranszmissziót kointegrációs környezetben vizsgálnánk. Ellenben von Cramon-Taubadel (1998) bebizonyította, hogy a W-H típusú specifikációk alapvetően inkonzisztensek a p^{in} és p^{out} közötti esetleges kointegrációval. Idézett cikkében von Cramon-Taubadel egy Hiba Korrekciós Modellt (Error Correction Modell, ECM) ajánl, amely a Granger Reprézenciós Elmélet (Engle és Granger, 1987) segítségével kapcsolatot teremt a kointegráció és hiba korrekció között. Az eljárás sémája a következő lesz:

- Teszteljük a vizsgált változók egyéni integrációs rendjét;
- Az (2.1) egyenlet alapján becsüljük meg a p^{in} és p^{out} közötti kointegrációs kapcsolatot;
- Ha a változók kointegráltak, akkor elmentjük a μ_{t-1} hibatagokat, majd pozitív és negatív részekre bontjuk őket, ezáltal két hibatag csoportot alkotva:

$$ECT_{t-1} = \mu_{t-1} = p_t^{out} - \alpha - \beta p_t^{in} \quad (2.10)$$

$$ECT_{t-1} = ECT^+ + ECT^- \quad (2.11)$$

- Az alábbi formájú ECM modellt becsüljük:

$$\Delta p_t^{out} = \alpha + \sum_{j=1}^K (\beta_j^+ D^+ \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \sum_{j=1}^L (\beta_j^- D^- \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \varphi^+ ECT^+ + \varphi^- ECT^- + \gamma_t \quad (2.12)$$

- Egy egyszerű F-tesztet használunk a szimmetria hipotézis ellenőrzésére.

A mostanáig felsorolt összes modell azt feltételezi, hogy az ártranszmissziót megalapozó funkcionális kapcsolat alapvetően lineáris legyen. A nem-lineáris ártranszmisszió az úgy nevezett „Küszöb hiba korrekciós modell” család segítségével tesztelhető. Ebben az esetben a két változó közötti kointegrációs kapcsolat „inaktív” addig, amíg a rendszer az egyensúlyi ponttól túl messze nem csúszik. Mikor azonban a rendszer meghalad egy bizonyos küszöböt, a kointegráció aktiválódik. Másképpen fogalmazva, küszöb kointegráció akkor lép fel, ha a rendszer különbözően reagál a nagy sokkokra (vagyis a küszöb értéknél nagyobb sokkokra) mint a kis sokkokra. Tong (1983) volt a legelső, aki nem-lineáris küszöb idősor modelleket alkalmazott. Tsay (1989) illetve Balky és Fomby (1997) fejlesztették ki a küszöb típusú

autóregresszív folyamatok tesztelési procedúráját. Tekintsük a következő autóregresszív folyamatot:

$$y_{1t} - \beta_1 y_{2t} - \beta_2 y_{3t} - \dots - \beta_k y_{k+1t} = v_t \quad (2.13)$$

ahol,

$v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon$. Mint korábban az egységgyökökről szóló fejezetben bemutattuk, ha $|\rho|$ egyhez közelít, akkor v_t nem-stacionárius. Balke és Fomby a következőképpen határozzák meg a küszöb autóregressziót:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)} & , ha |v_{t-1}| \leq c \\ \rho^{(2)} & , ha |v_{t-1}| > c, \end{cases} \quad (2.14)$$

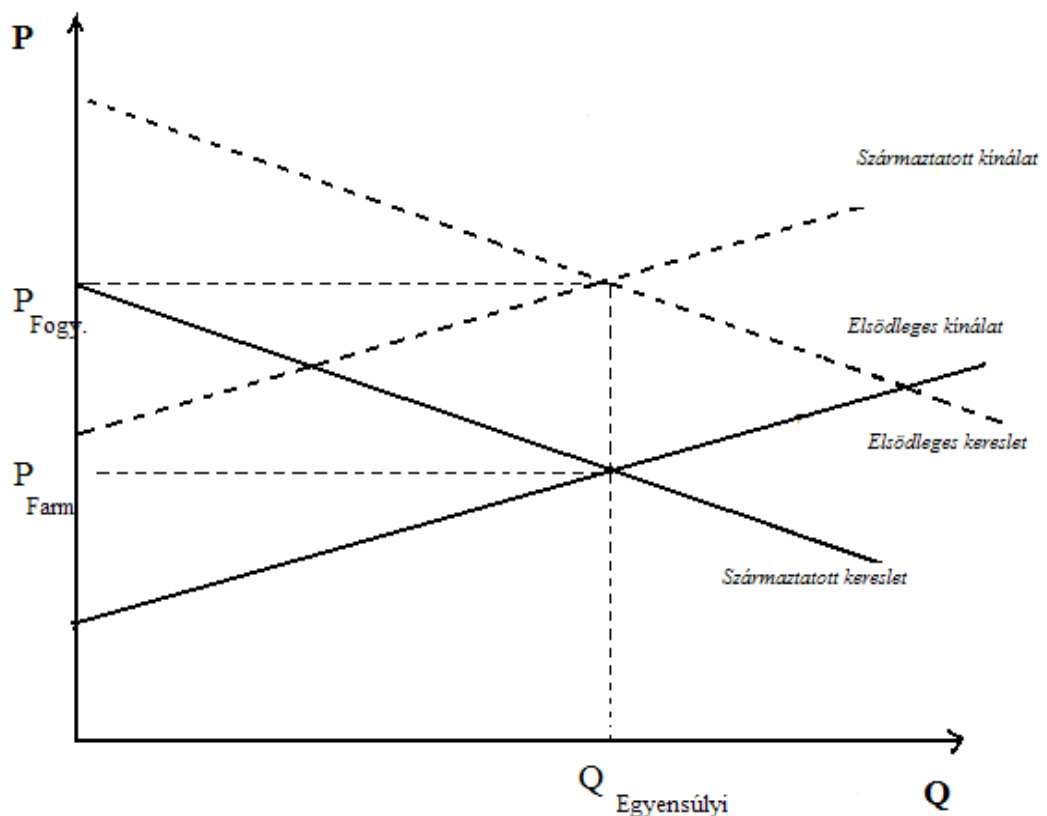
ahol c a küszöb érték, amely elhatárolja a két egymást váltó rendszert. A (2.14)-es könnyedén kiterjeszthető több küszöbértékre is. Egy Tsay (1989) által megszerkesztett teszt alapján, Goodwin és Holt (1999), Goodwin és Harper (2000) majd Goodwin és Piggott (2001) a nem-linearitást tesztelik, és ha a linearitás null hipotézist elutasítják, akkor egy két dimenzionális rácskeresést alkalmaznak, hogy megkeressék a küszöb értékeket. Két módszert ismertetnek a küszöbértékek megállapítására. Az első egy rács módszerrel keresi a küszöb értéket, amely maximalizálja a likelihood függvényt (Obstfeld és Taylor, 1997 nyomán), a másik pedig egy rács módszerű keresés, hogy megtaláljuk a küszöbértéket, amely minimalizálja a hiba kriterium négyzeteinek összegét (először Balke és Fomby alkalmazta, 1997-ben). A (2.15) egyenlet példa egy két, c_1 és c_2 küszöbértékkel rendelkező hiba korrekciós modellre:

$$\Delta p_t^{out} = \begin{cases} \alpha^1 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^1 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \phi^1 ECT_{t-1} + \gamma_t & if \quad ECT_{t-1} < c_1 \\ \alpha^2 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^2 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \phi^2 ECT_{t-1} + \gamma_t & if \quad c_1 \leq ECT_{t-1} \leq c_2 \\ \alpha^3 + \sum_{j=1}^K (\beta_j^3 \Delta p_{t-j+1}^{in}) + \phi^3 ECT_{t-1} + \gamma_t & if \quad ECT_{t-1} > c_2 \end{cases} \quad (2.15)$$

2.4. Kereskedelmi árrés

Az elemi közgazdaságtani árelmélet azt feltételezi, hogy az atomizált eladók és vásárlók közvetlenül találkoznak és cserélik egymás között javaikat. Mindezek a kereskedők és fogyasztók összesített keresletéből és kínálatából származik az aggregált kínálat, illetve kereslet, amelyek meghatározzák az egyensúlyi árat. Bár a mezőgazdasági termelők és fogyasztók valóban találkoznak közvetlenül egymással (lásd vásárok, piacok, útszélen áruló termelők, mintafarmok stb.) a legtöbb asztalunkra kerülő élelmiszer jellemzően hosszas és bonyolult feldolgozási és disztribúciós folyamaton megy keresztül. A fogyasztók által kifizetett és a mezőgazdasági termelők által a termékekért kapott árak különbsége adja a kereskedelmi árrést vagy árnyílást.

2.6. Ábra. Kereslet és kínálat két piac szinten



Forrás: Tomek és Robinson, 2003

A klasszikus mezőgazdasági termelői – kiskereskedelmi árrés elmélet a két vagy több piaci szinten egyszerre megvalósuló egyensúlyra alapul. Ha az egyszerűség kedvéért eltekintünk a köztes piacoktól, és csak két piac szintet, a termelői és fogyasztói piacot vizsgáljuk, akkor fogyasztói szinten a származtatott kínálat és elsődleges kereslet meghatározza a fogyasztói árat, míg farm szinten az elsődleges kínálat és származtatott kereslet a termelői árat. Az így meghatározott két egyensúlyi ár különbsége adja a kereskedelmi árrést. A 2.6. ábra az elsődleges kínálat – kereslet, származtatott kínálat- kereslet viszonyát mutatja be grafikusán.

2.4.1. A Gardner féle kereskedelmi árrés modell

Az imént említett egyszerű, tökéletes versenyt feltételező teoretikus modellt, Gardner 1975-ben az azóta a kereskedelmi árrés kutatásban megkerülhetetlenné vált cikkében általánosította úgy, hogy bevonta a modellbe a fogyasztói ár és mennyiség, a termelői ár és mennyiség illetve a marketing ár és mennyiséget meghatározó változókat is.

Az egy termék (output) - két input modell modell három árat, P , P_A , P_B vagyis a fogyasztói árat, farm input árat, és marketing input árat, valamint három mennyiséget, Q , A , B vagyis a termék aggregált kínálatát, az ehhez felhasznált farm illetve marketing input mennyiségét hat egyenlet segítségével magyaráz. Az első egyenlet, az elsődleges keresleti függvény fogyasztói szinten:

$$Q = D(P, N) \tag{2.16}$$

ahol N egy exogén, kereslet eltoló változó (például népesség).

Egy önálló marketing cég q mennyiséget termel, a termelési függvénye pedig:

$q = f(a,b)$ lesz, ahol a és b az egy cég által felhasznált mezőgazdasági és marketing inputok mennyisége. Az összes ' n ' önálló cég aggregált termelési függvényét írja le a második egyenletet:

$$Q = f(A, B) \tag{2.17}$$

ahol $Q = nq$, $A = na$, $B = nb$. A felhasznált a , b mennyiségek ezek áraitól valamint a végtermék, q árától függenek.

A következő két egyenlet az A és B inputok aggregált származtatott keresletét írja le. Minden cég maximalizálni kívánja a profitját, így akkora mennyiségeket vásárol az a és b inputokból, hogy a határtermék értéke egyenlő az inputok áraival. Aggregáltan:

$$P_A = P \cdot f_A \quad (2.18)$$

$$P_B = P \cdot f_B \quad (2.19)$$

ahol f_A és f_B a Q mennyiség A és B -re vonatkozó parciális deriváltjai.

Az utolsó két egyenlet a farm és marketing inputok kínálati függvényét határozza meg:

$$P_A = g(A, W) \quad (2.20)$$

ahol, W a farm kínálatot eltoló valamilyen exogén faktor (például az időjárás),

$$P_B = h(B, T) \quad (2.21)$$

ahol, T a marketing kínálatot eltoló valamely exogén faktor (például munkabérek).

Normál körülmények között (lefele lejtő keresleti görbe és felfele mutató kínálati görbe) a hat endogén változót tartalmazó hat egyenlet egy egyedüli egyensúlyi pontot határoz meg, az exogén változók adott értékeire.

Az imént leírt modell három fontos feltételezésen alapul:

1. A farm input, A , kínálata tökéletesen rugalmatlan rövid távon. Ez a rövid táv egy éves termelési technológiájú termék (pl. gabonafélék) egy év.
2. A végtermék elkészítéséhez pontosan meghatározott arányú farm inputok szükségesek valamint a marketing inputok, B és a farm inputok, A , közötti helyettesítési elaszticitás nulla lesz. Ez azt jelenti, hogy a végtermék mennyisége felírható, mint a mezőgazdasági input és egy konstans szorzata: $Q = kA$. Konkrétan, például 1 kiló élősúlyban kifejezett vágómarhából 0.41667 kg a fogyasztói piacon eladásra kész hús készül, tehát $k = 0.41667$. (Tomek és Robinson, 2003, pp.119).

3. A marketing szolgáltatások kínálati függvénye meghatározott (rögzített) a köztes aktivitással foglalkozó cégek számára. Ez azt jelenti, hogy a marketing szolgáltatások ára a cégek szempontjából exogén, az éppen aktuális áron pedig a szükséges marketing inputok rendelkezésre állnak.

A kereskedelmi árrés méréséhez a farm és végtermék ár valamilyen arányát, különbségét kell mérnünk. Idézett cikkében, Gardner a négy lehetséges mutatót határoz meg:

1. a két ár közötti különbség: $P - P_A$;
2. a két ár aránya: P/P_A ;
3. a farm részesedése a teljes fogyasztói értékből: $A \cdot P_A / Q \cdot P$;
4. Árrés, mint a farm vagy fogyasztói ár százaléka: $(P - P_A) / P_A$.

Gardner a 2.) és 4.) mutatóra koncentrált tanulmányában. A kutatás fő célja a kereslet eltolódásának, a farm kínálat eltolódásának, illetve a marketing input kínálat eltolódásának a hatása a fogyasztói ár – farm ár arányra, valamint az elaszticitások vizsgálata. Főbb megállapításai a következők:

1. Egyik egyszerű mark-up (fel - árazás) árképzési szabály, legyen az konstans abszolút árrés, százalékos árrés vagy a kettő kombinációja sem képes tökéletesen leírni a farm és fogyasztói ár közötti kapcsolatot mivel az árak különbözőképpen mozognak együtt annak függvényében, hogy ezt a mozgást egy fogyasztói kereslet, farm kínálat vagy marketing input kínálat eltolódás okozta.
2. A fogyasztói kereslet növekedése csökkenti (növeli) a P/P_A arányt, ha a marketing inputok kínálat rugalmasabbak (kevésbé kínálat rugalmasabbak) mint a farm inputok.
3. A farm input kínálat növekedése (csökkenése) növeli (csökkenti) az árrést.
4. A marketing inputok kínálatának növekedése (csökkenése) csökkenti (növeli) a P/P_A arányt.

A továbbiakban egy egyszerűsített modellen Tomek és Robinson (2003) nyomán vezetjük le a marketing költségek hatását a kereskedelmi árrésre annak függvényében, hogy az egyéni cégek költségfüggvényét hogyan határozzuk meg.

Az eddigi jelöléseket alkalmazva, tekintsük egy marketing cég rövid távú profit függvényét:

$$\Pi = Pq - P_A a - TVC \quad (2.22)$$

ahol TVC az összes rövidtávú költség,

$$TVC = P_B b \quad (2.23)$$

A 2. feltételből tudjuk, hogy $q=ka$, egyszerűség kedvéért pedig legyen $k=1$. (2.23)-at behelyettesítjük a (2.22) egyenletbe:

$$\Pi = Pq - P_A q - P_B b = (P - P_A)q - P_B b \quad (2.24)$$

ahol $(P - P_A)$ a kereskedelmi árrés. (2.24) egyenletből látszik, hogy az árrés alakulása attól függ, milyenek feltételezzük a b input felhasználási költségeit (TVC). Két esetet tárgyalunk részletesebben.

2.4.1.1. Lineáris költségfüggvény

Ha az összes változó költség a q végtermék mennyiség lineáris függvénye, akkor (2.24) átírható:

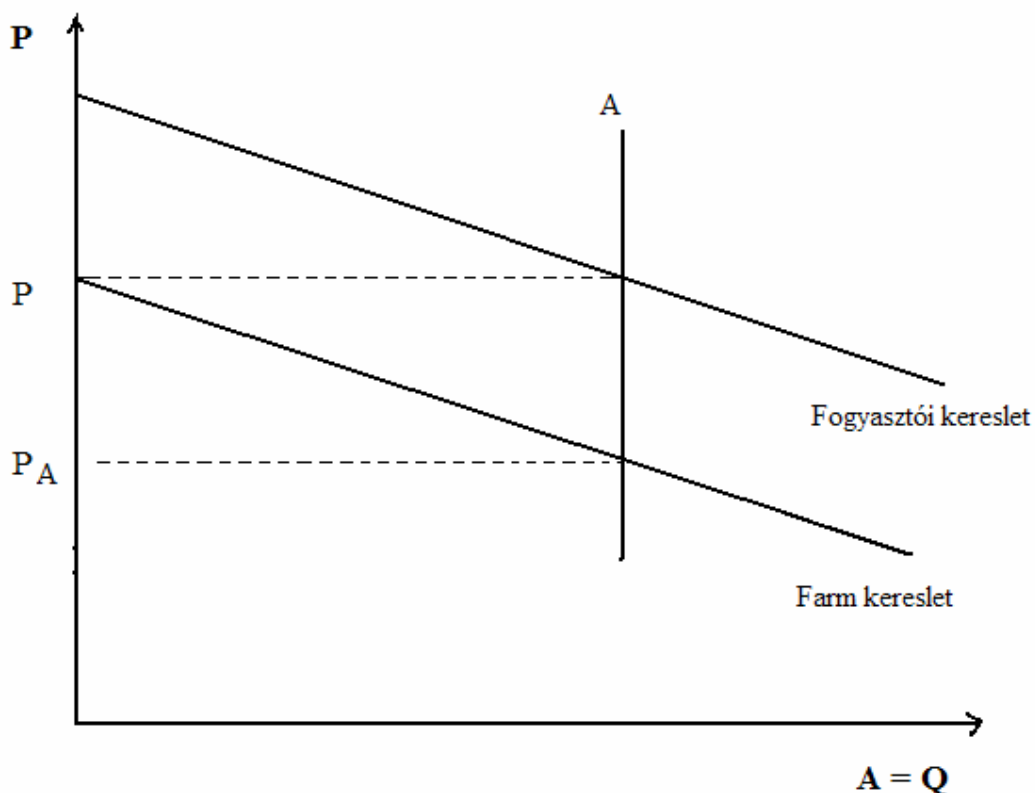
$$\Pi = (P - P_A)q - c_1 q \quad (2.25)$$

ahol c_1 a költség függvény paramétere, tehát ha nulla egység q termel a cég akkor a költsége is nulla lesz. A profit maximalizálás feltételét alkalmazva:

$$d\Pi/dq = (P - P_A) - c_1 = 0 \Leftrightarrow (P - P_A) = c_1 \quad (2.26)$$

vagyis az árrés egy konstanssal egyenlő. Ezt az esetet a 2.7 ábrán mutatjuk be.

2.7. Ábra. Az összes változó költségek q lineáris függvénye



Forrás: Tomek és Robinson, 2003

A modell szerint, a fogyasztói és termelői ár különbség csakis az inputok konstans határköltségétől függ. Ha a fogyasztói kereslet jobbra tolódik, a származtatott kereslet ugyan olyan mértékben tolódik el jobbra, ezért az árrés állandó marad, a farm ár pedig ugyanolyan a mértékben nő, mint a fogyasztói ár.

A farm kínálat valamely irányba való elmozdulása sem befolyásolja a kereskedelmi árrés mértékét, így a farm és fogyasztói árak ugyanolyan mértékben változnak.

A kereskedelmi árrés mértéke változik, ha a cégek határköltsége változik, ami a B marketing input árától függ (tehát például a marketing szektorban nőnek a bérek, növekedni fog az árrés is), tehát a bemutatott egyszerű modell esetében a kereskedelmi árrés, $M = f(P_B)$.

2.4.1.2. Másodfokú költségfüggvény

Ha a TVC -t egy másodfokú függvényként specifikáljuk, akkor:

$$TVC = c_2q^2 + c_1q \quad (2.27)$$

ahol c_1 és c_2 a változó költség függvény paraméterei.

(2.27) egyenletet alkalmazva átírhatjuk a (2.25) profitfüggvényt a következőképpen:

$$\Pi = (P - P_A)q - c_1q - c_2q^2 \quad (2.28)$$

Mint a (2.26) egyenletnél, itt is alkalmazzuk a profit maximalizálás feltételét:

$$d\Pi/dq = (P - P_A) - c_1 - 2c_2q = 0 \Leftrightarrow (P - P_A) = c_1 + 2c_2q \quad (2.29)$$

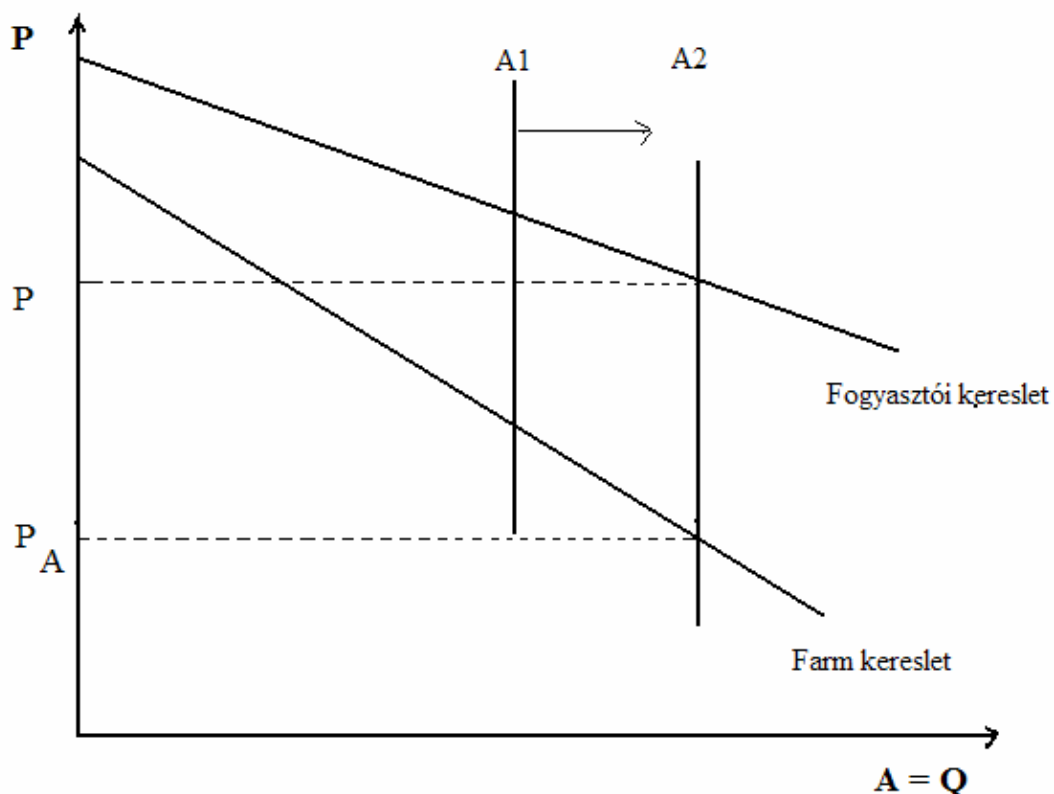
Ezt az esetet a 2.8 ábrán mutatjuk be.

Látható, hogy a felhasznált farm input mennyiséggel arányosan nő az árrés, a kompetitív piac dacára. Ezt a következőképpen magyarázzuk:

Mivel a második feltétel alapján Q mennyiség A farm inputtal arányos (jelen példában mivel $k = 1$, $Q = A$), a felhasznált input mennyiségével egyenesen arányosan nő a végtermék, Q mennyisége is. De a (2.29) egyenlet alapján az egy cég határköltsége a gyártott mennyiséggel arányosan nő, emiatt pedig a farm és fogyasztói ár is csökken, a kereskedelmi árrés pedig növekedik. Tehát minél több A inputot használ fel a marketing szektor annál jobban tágul az árrés.

Megjegyezzük, hogy a táguló árrés nem a meg növekedett marketing inputok, B árának a növekedése miatt következik be, hisz ezeket konstansnak feltételezzük, hanem a feltételezett gyártási technológia miatt, amely szerint a Q előállításához szükséges növekedő B marketing input felhasználás csökkenő hozamú.

2.8. Ábra. Az összes változó költségek q másodfokú függvénye



Forrás: Tomek és Robinson, 2003

2.4.2. Egyéb kereskedelmi árrés modellek

2.4.2.1. A mark-up modell

Láttuk, hogy a Gardner féle modellben a kereslet és kínálat egyensúlyban van a termelői, illetve fogyasztói piacokon. Ezt a statikus modellt módosította Heien (1980) úgy, hogy az említett egyensúly korlátozást feloldotta. A magyarázat erre az, hogy bár hosszabb távon a kereslet – kínálat egyensúlyban van a különböző piac szinteken, rövidtávon egyensúlytalanság léphet fel. Ezt az egyensúlytalanságot egyes kutatók többlet kereslet (excess demand) típusú specifikációval próbálták modellezni, mely szerint az árak az egyes piac szinteken megnyilvánuló kereslet és kínálat *különbségének* függvénye. Heien szerint ez főleg kiskereskedelmi szinten nem alkalmazható, ezért a modellben a fogyasztói árakat úgy tekinti, mint a

költségekhez adott mark-up. Ennek a magyarázata egyszerűen az, hogy mivel nincsen egy egész piacot lefedő aukciószervező, valamint a szupermarketek túl sokféle terméket értékesítenek, hogy a mindenkori leltár alapján tudjanak árazni, az üzletvezetők egyszerűen ráteszik a markup-ot a költségekre. Mivel mindegyik szupermarket ugyanazokkal a nagybani árakkal szembesül, az üzletvezetők ismerik a versenytársak ez irányú költségeit. Így annak a valószínűsége, hogy csak az adott üzlet változtassa árait a nagybani árak változásának hatására, a többi pedig nem és ez által rontsa a versenyképességét, meglehetősen kicsi. Ezen a változtatáson kívül, Heien még bevezeti a köztes (nagybani) piacsintet is a modellbe, megtartva a Gardner féle modell alapvető feltételeit (Leontief termelési függvény, kompetitív piac, exogén marketingszolgáltatások). A nagybani piac – farm közötti kapcsolatra már nem érvényes a mark-up szabály, de a szerző szerint az okság viszony jellemzően a farm ár irányából a nagybani piac irányába van. Mindezeket összesítve, egy Heien féle modell árrése (M) a következőképpen néz ki:

$$M = f(P_A, P_B) \quad (2.30)$$

A Heien féle modell egy elég egyszerű változtatása, a mark-down modell. Ez olyan értelemben terjeszti ki a mark-up modellt, hogy elfogadja, létezhet olyan piac, ahol az árak nem termelői, hanem fogyasztói szinten határozodnak meg. Ez esetben, a kiskereskedők, feldolgozók lefelé közvetítik az árakat a farmereknek, mintegy árajánlatot tesznek (Tiffin és Dawson, 2000). Ebben az esetben nem mark-up, hanem mark-down modellről beszélünk, és a (2.30) egyenlet a következőképp alakul:

$$M = f(P, P_B) \quad (2.31)$$

2.4.2.2. Nem kompetitív piacok modellje

Holloway (1991) a tökéletes verseny korlátozás feloldásával terjeszti ki a Gardner féle modellt. A szerző célja egy nem-kompetitív piacot is ábrázolni képes modell megalkotása, a nem-kompetitív viselkedés analitikus következményeinek a felmérése, illetve egy ilyen viselkedés empirikus szignifikanciájának a

meghatározása. Az első cél eléréséhez a Gardner féle modell oligopolisztikus általánosítására volt szükség. Ezt Holloway a következőképpen modellezte: mint a Gardner féle modellben is, minden a piacon aktív cégnek azonos termelési függvénye van, ez a (2.17) egyenlethez hasonlóan $q=f(a,b)$ lesz, de a cégek száma egytől (monopólium, ez esetben az egész Q -t egy cég termeli) n -ig (tökéletes verseny, ez esetben $Q = nq$) változhat. Gardner féle modellhez hasonlóan Holloway is tökéletesen rugalmas marketing input, B kínálatot és tökéletesen rugalmatlan farm input, A kínálatot feltételez. A modell szerint a kereslet eltoló tényezők, N szintén befolyásolják a kereskedelmi árrést, amely a következőképpen néz ki:

$$M = f(N, P_B, A) \quad (2.32)$$

A nem-kompetitív piaci viselkedés analitikus következményeinek az elemzéséhez Holloway azt vizsgálta, hogy a fogyasztói – termelői árarány változása hogyan használható az élelmiszeripar viselkedésének a megértéséhez. illetve a tökéletes verseny null hipotézis miként tesztelhető segítségével. Végül, a modell empirikus szignifikanciáját a szerző az imént említett teszt segítségével kipróbálta ki nyolc termékre és megállapította hogy a mezőgazdasági termékek piacaira általában a kompetitív magatartás jellemző.

2.4.2.3. A Relatív Árrés modell

Wohlgemant és Mullen (1987) Gardner nyomán kritizálják azt az elképzelést, miszerint hogy az árrés egy abszolút állandó illetve egy százalékos komponensből tevődik össze, mivel a farm-kiskereskedelem kapcsolatban az árváltozásokat így csakis akkor lehet pontosan modellezni, ha ezek vagy a kereslet vagy a kínálat oldalán jelennek meg, de nem mindkettőben. Ezért a szerzők kifejlesztették a Relatív Árrés Modellt, amellyel szimultán modellezhető a kínálat illetve keresletben bekövetkező változások hatása az árrésre. Akárcsak korábbi modellek esetében, a kiindulópont itt is az, hogy a cégek a profitmaximalizálás feltételeinek megfelelően a

kereskedelmi árrést a határkölséggel teszik egyenlővé, vagyis a (2.26) és (2.29) egyenlethez hasonlóan az $M = P - P_A$ árrés leírható, mint:

$$M = k(Q, P_B) \quad (2.33)$$

ahol k a marketing inputok határkölség függvénye. A (2.33) egyenletet továbbvezetve, a szerzők bebizonyítják, hogy ez az alábbi specifikációval ekvivalens:

$$M = Pk(Q, P_B/P) \quad (2.34)$$

A (2.34) egyenlet empirikusan a következőképpen néz ki :

$$M_t = \beta_1 P_t + \beta_2 P_t Q_t + \beta_3 P_{Bt} + \varepsilon_t \quad (2.35)$$

szemben a Heinen féle mark –up hipotézisre (2.30) egyenlet, alapuló specifikációval:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 P_B + v_t \quad (2.36)$$

Miután különböző tesztelési procedúrákat kidolgoznak és empirikus adatokkal is megvizsgálják a Relativ Árrés Modellt, a szerzők arra a következtetésre jutnak, hogy a mark-up modellhez képest jobban teljesít.

2.4.2.4. A marketing kínálatot eltoló tényezők

Wohlgenant (2001) kiegészíti a már tárgyalt kereskedelmi árrésre ható elemeket a (2.21) egyenletben található T marketing kínálat eltoló tényező által reprezentálható hatásokkal. Három fontosabb tényezőt tárgyal, ezek a kockázat, a technikai és strukturális változás valamint a minőség és szezonáltság.

Ha egy cég output árbizonytalansággal szembesül, akkor ez hatással lesz a termelésére, árpolitikájára, ezáltal pedig az árrésre. Wohlgenant empirikus kutatásokra hivatkozva kijelenti, hogy csökkenő kockázat kerüléssel (risk aversion) szembesülve, várható, hogy az árrés pozitívan viszonyuljon az output ár *kockázathoz*. Ugyanakkor bár az empirikus kutatások mind a kockázatot, mind a koncentrációt statisztikailag szignifikánsnak találták, ezek mértéke kicsinek bizonyult. Bár logikusan azt várnánk, hogy a marketing szektorban bekövetkező *technikai és strukturális változás* csökkentse az árrést és növelje a farm árakat, Wohlgenant szerint ezek hatása kérdéses. Az empirikus kutatásokat nehezítő fő problémák a

technikai fejlődés meghatározása és modellezése. A strukturális változás, mint például vertikális integráció, kooperáció és kormányzati beavatkozások hatásának modellezése szintén nehézségekbe ütközik, és a farm árakra gyakorolt hatásuk nem egyértelmű. A *minőség és szezonáltság* szintén hatással van az árrésre. Empirikus kutatások pozitív összefüggést találtak a minőség és az árrés nagysága között. Az új termékek bevezetésekor előfordul, hogy a kevesebb nyers mezőgazdasági inputot és több marketing szolgáltatást tartalmaz, így az árrés nő. A szezonáltság, amely szintén hat az árrésre, a mérésére dummy változókat lehet alkalmazni empirikus kutatásokban.

2.5. Empirikus kutatás előzmények - Ártranszmisszió és kereskedelmi árrés az állati eredetű termékek piacain

A kereskedelmi árrés problémája a piacok árképzését magyarázó kutatásokkal együtt régóta nagy érdeklődésnek örvend. Gardner sokat idézett 1975-ös cikke óta, számtalan tanulmány foglalkozott a kereskedelmi árréssel. Ezek egy része a már kifejlesztett elméleti problémákat próbálta igazolni vagy cáfolni empirikus kutatások segítségével, míg egy másik részük új elméleteket dolgozott ki és honosított meg az irodalomban és ezek illusztrálására alkalmazott empirikus példákat.

Hasonló a helyzet az ártranszmisszióval is. Ez egy, az átlagember számára viszonylag érthető közgazdasági elmélet, ami pont ezen okból gyakran elméleti háttérül szolgál egyes érdekcsoportok követeléseinek vagy politikai kampánynak az alátámasztására. Mióta Tweeten és Quance (1969) kifejlesztette a már idézett irreverzibilis kínálati függvények becslésére szolgáló módszerét megnyílt az út az ártranszmisszió empirikus vizsgálata előtt. Az új kointegrációs technikák megjelenése óta pedig a legtöbb kutatás ilyen metodológiát alkalmaz. A kereskedelmi árrés irodalmához hasonlóan itt is az empirikus tanulmányok új elmélet vizsgálata, bemutatása végett, vagy egyszerűen az egyes termék piacok működésének a megértése végett születtek.

Hosszabb mérlegelés után úgy döntöttünk, a módszertan szerint osztályozzuk a kutatásokat, éspeddig az alkalmazott idősor technika, vagyis pre – kointegrációs eljárások illetve kointegrációs eljárások alapján. A függelékben kronológiai sorrendben összefoglaltuk a tanulmányokat, illetve ezek módszereit, eredményeit.

2.5.1. Pre – kointegrációs módszerrel végzett kutatások

Heien (1980) az általa kidolgozott dinamikus árképzés modell tesztelését 25 mezőgazdasági árupiaccaal, köztük a sertés és marhahús piac segítségével végzi. A mark-up modell alapfeltevése, hogy a fogyasztói árak a nagybani (farm) árak és marketing input költségek egyenes függvénye, tehát a nagybani árak okozzák a fogyasztói árakat. A számunkra lényeges sertés és marha piacokon a szerző által elvégzett empirikus kísérletek ezt alátámasztották, valamint a mark-up modellel végzett becslések statisztikai tulajdonságai kielégítőnek bizonyultak. A szerző aszimmetria tesztekét is végzett a Woffram-Houck specifikáció segítségével, és nem talált aszimmetrikus ártranszmisszióra utaló jelet.

Wohlgenant és Mullen (1987) a Heien féle mark-up modell illetve az általa kifejlesztett Relatív Árrés modellt hasonlította össze az Egyesült Államok marha piacának e két módszerrel való elemzésével. Egy sor teszt eljárás elvégzése után a szerzők úgy találták, hogy a Relatív Árrés modell kielégítőbb eredményeket ad, mint a mark-up modell, amely szerintük rosszul van specifikálva.

Miként korábban Heien (1980), valamint Wohlgenant és Mullen (1987), a Holloway (1991) által végzett empirikus kutatás elsődleges célja is az általa kidolgozott elméleti, nem tökéletes piaci körülmények között működő modell tesztelése volt. Ezért nyolc élelmiszeripari terméken, köztük marha és sertéshúson is tesztelte az illető piacok kompetitívitasát, és nem talált bizonyítékot a nem-versengő piacok létének alátámasztására.

Bailey és Brorsen (1989) a többi tanulmánytól eltérően nem a vertikális marketing csatornán keresztül fellépő asszimetriákat vizsgálja, hanem a helyileg különböző piacok közötti horizontális ártranszmissziót vizsgálja. A módszer az, hogy az egyik

piac árváltozásait regresszáljuk másik piac növekvő illetve csökkenő szakaszokra szegmentált árváltozásain. Heti, 1979 június 23 és 1986 április 16 közötti, négy különböző állam piacáról (Texas Panhandle, Omaha, Colorado és Utah) származó eladási árakkal dolgoztak. Az okság tesztek a Texas Panhandle piacot határozták meg mint vezető piacot. Így az aszimmetria teszteket a különböző piacok árváltozásainak a Texas Panhandle piac árváltozásain való regresszálásával végezték. Az eredmények azt mutatják, hogy a Texas Panhandle piacon bekövetkezett árnövekedéseknek gyorsabb befolyása van a másik három piac árára, mint az esetleges árcsökkenéseknek, tehát a horizontális transzmisszió aszimmetrikus. Ugyanakkor nem sikerült statisztikailag szignifikáns különbséget tenni a Texas Panhandle piacról származó negatív vagy pozitív sokkok által okozott árváltozások mértékei között. Tehát hosszabb távon minden piac egyenlő mértékben igazolódik az ár meghatározó piachoz, akár növekedik akár csökken az ár, az aszimmetria csupán az igazodás sebességében lelhető fel.

Capps, Byrne, Williams (1995) az Egyesült Államok bányapiacának az árrés dinamikáját tanulmányozták, az Egyesült Államok Igazságügy Minisztériumának a felkérésére. A felkérés oka a látszólag növekvő kereskedelmi árrés okainak a kiderítése volt. Az empirikus elemzéshez 1978 és 1990 közötti kéthavi adatokat használtak, melyeket a Relatív Árrés (RPS) módszertanával elemeztek. Három, az amerikai bányaszektorra jellemző faktort bevéve a modellbe alkották meg a Bővített Relatív Árrés (ARPS) modellt. Az első változó a feldolgozóipar koncentrációját hivatott mérni, és mivel a Herfindahl index kiszámolásához szükséges egyéni cégekre vonatkozó koncentrációs adatok nem álltak rendelkezésre, ezért a C4 (négy legnagyobb cég piac aránya) indexet vették be a modellbe. A második változtatás a szezonális (Húsvét és Rosh Hoshana ünnepek) változó, a harmadik pedig egy trend változó bevonása, amely a technológiai fejlődést hivatott ábrázolni. A kutatás megállapította, hogy bár nagyfokú ártranszmisszió figyelhető meg a vágóhid és

nagybani piacok között (viszonylag kompetitív piac), és egy sokkal kisebb fokú ártranszmisszió a nagybani és fogyasztói illetve a vágóhíd és fogyasztói piacok között (kevésbé kompetitív piac). A feldolgozóipar koncentrációjának növekedése statisztikailag szignifikánsan hatott az árrés változásokra. A különböző piaci szintek eltérő versenyszerkezetét a szerzők a következő okokkal magyarázzák:

- a kiskereskedők által forgalmazott bányahús mennyisége kicsi,
- a bányahús csak kis része a fogyasztók ételkosarájának,
- a kiskereskedők nem tulajdonítanak nagy fontosságot a bányahús forgalmazásnak,
- az élelmiszeriparban megfigyelhető „nem-ár verseny” stratégia,
- a feldolgozóipar növekvő koncentrációja.

Orbáné és Tóth , (1998) a magyar sertés szektort tanulmányozó átfogó tanulmányukban a kereskedelmi árrés és ártranszmisszió problémájával is foglalkoznak. A kereskedelmi árrés tanulmányozására felírt ARMA modellel magyarázták az egyes vizsgált mutatók árrésre gyakorolt hatását. A modellben szereplő változók a következők: bérek (nem szignifikáns), energia költségek (szignifikánsan negatív együttható), piac kockázat (a hetikus piacmozgások hatását hivatott figyelni, szignifikánsan pozitív együttható), felvásárlás vagy farm output mennyiség (szignifikánsan negatív változó – ezt a szerzők a méretgazdaságossággal magyarázzák), kormányzati beavatkozás (szignifikánsan negatív). Az elemzésből az derül ki, hogy nem várt módon a termelők pozíciója javult a feldolgozók pozíciójához képest.

Az oksági tesztek egyirányú okságot mutattak ki a termelői árak felől a fogyasztói árak irányába 2, 4, és 8 késleltetéssel, és nem vezettek egyértelmű eredményre az 1 illetve 12 késleltetéssel végzett tesztek. A transzmisszió vizsgálat Kinnucan és Forker (1987) által meghonosított modellel történt, ez a Wolfram –Houck specifikáció továbbfejlesztése oly módon, hogy a marketing költségek is szerepelnek a

magyarázó változók között. A modell a szimmetria nullhipotézist elutasítja, és asszimetriát állapít meg a magyar sertés húspiacon. Ezek szerint, egy termelői árnövekedés azonnal megjeleni a felsőbb szintű piacon, míg egy termelői árcsökkenés csak bizonyos késedelem után továbbítódik.

Tóth József (2003), az osztrák sertéshúspiacon fellelhető aszimmetrikus ártranszmissziót vizsgálta. A tanulmány kiindulópontja az a megállapítás, hogy Ausztria EU csatlakozása után, az állattartó gazdaságok termelői árai 23%-al, ezen belül a vágósertés felvásárlói árai 20%-al estek. Az empirikus elemzés elvégzéséhez 278, 1973 és 1996 júniusa közötti áradat állt rendelkezésre. Az oksági összefüggések vizsgálata során Tóth megállapította hogy egyirányú, oksági összefüggés létezik az osztrák sertéshúspiacon, vagyis a termelői árai mozgatják a fogyasztói árakat. Az aszimmetrikus ártranszmissziót egy Wolfram-Houck típusú specifikációval vizsgálta, exogén változókat, mint a bérindex illetve olaj árak is figyelembe véve. A modell alátámasztotta az aszimmetrikus ártranszmisszióra vonatkozó hipotéziseket, így bizonyítván, hogy a vágóhidak illetve kereskedők számára fontosabb az eladási árak emelése termelői árnövekedés esetén, mint eladási árak csökkentése a farm árak csökkenése esetén. Ugyanakkor az a tény, hogy a farm árak mozgatják a fogyasztói árakat és nem fordítva, azt jelzi, hogy bár az osztrák húspiac szerkezet oligopolisztikus, a vizsgált időszakban a feldolgozó-kereskedők nem éltek piaci erejükkel.

2.5.2. Kointegrációs módszerrel végzett kutatások

Von Cramon Taubadel (1998) a kointegráció és aszimmetrikus ártranszmisszió metodológiájával foglalkozó tanulmányában a német sertés piac termelői és nagybani árai közötti ártranszmissziót vizsgálja 200, 1990 január és 1993 október közötti heti megfigyeléssel. A termelői árak exogének mind hosszú mind rövidtávon, tehát az árinformáció a farmtól a nagybani piac irányába terjed. Az ártranszmisszió pedig aszimmetrikus, vagyis a termelői árnövekedések nagyobb mértékben és hamarabb tükröződnek a nagybani árakban, mint a termelői árcsökkenések. Az empirikus vizsgálatok eredményét von Cramon-Taubadel nem köti közvetlenül össze az ártranszmissziós elmélettel. Ennek egyik lehetséges módja a különböző piac struktúrájú országok aszimmetrikus ártranszmissziós vizsgálatainak az empirikus eredményeit összehasonlítása lenne.

Goodwin és Holt (1999) az Egyesült Államok marha piacának a termelői, nagybani és fogyasztói árai közötti aszimmetrikus ártranszmissziót tanulmányozta küszöb hiba korrekciós modell segítségével. Heti, 1981 január és 1998 március első hete között 897 megfigyelésből álló adatbázist használtak az analízishez. Három különböző árrezsimet határoztak meg, amelyeken keresztül az egyirányú, lentől a farm szintről felfelé, a fogyasztói szint felé tartó árinformáció terjed. A farm piacok reagálnak a nagybani piac sokkjaira, a fogyasztói piacon generálódott sokkok hatása azonban csak a fogyasztói piacon érezteti hatását. Bár a tesztek aszimmetrikus ártranszmissziót mutattak ki, a grafikus (impulzus válasz) analízis eredményei szerint a különbségek kicsik és gazdaságilag inszignifikánsak. Ugyanakkor megállapították, hogy az utolsó vizsgált években a sokkokra adott válaszok javultak, amely arra utal, hogy a piacok hatékonyabbá váltak az árinformáció továbbításában. Elmélet és empirikus analízis között a kutatók nem létesítettek kapcsolatot.

Tiffin és Dawson (2000) az Egyesült Királyság bányahús piacát vizsgálták 1979 és 1993 közötti időintervallumon. A következő kérdésekre keresték a választ: van-e strukturális törés a farm illetve fogyasztói árakban, ha igen, akkor ez mivel magyarázható, együttmozognak-e az árak hosszú távon, és hogy hogyan alakult a kereskedelmi árrés a piacon. A kutatáshoz 1979 január és 1993 december közötti havi termelői és fogyasztói reálárakat használtak. A szerzők a Gardner féle farm – fogyasztói árrés modellt alkalmazták, miután úgy találták, hogy az Egyesült Királyság bányapiaca teljesíti a modell feltételeit (rögzített termelési tényező felhasználási arányok, vagyis a helyettesítési rugalmasság az inputok között nulla, illetve a marketing szolgáltatások kínálata rögzített). Megállapították, hogy a fogyasztói és termelői árak kointegráltak, és hogy létezik egy strukturális törés 1990-ben, ami egybeesik a brit bányahús piac szabályozásának a változásával. A Granger okság vizsgálat eredményei azt mutatják, hogy a bányahús árak a fogyasztói piacon határozódnak meg, és a kiskereskedők „ajánlatokat” tesznek a termelőknek a nagybani piacon keresztül, így a kereskedelmi árrés mark-down lesz. Így az elsődleges bányahús kereslet határozza meg a fogyasztói árat majd utóbbi a termelői árat. Az elsődleges termelői kínálatváltozás csak rövidtávú egyensúlytalanságot okoz, nem lévén hosszabb távú hatása a fogyasztói árra. Az ártranszmisszió ellenben nem tökéletes, 1% fogyasztói árnövekedés 1.65% termelői árnövekedést okoz.

Goodwin és Harper (2000) küszöb kointegrációs modellel vizsgálta az Egyesült Államok sertéshúsiparán az aszimmetrikus ártranszmissziót. A kutatás előzménye az, hogy az Egyesült Államok sertéspiaccát alapjaiban rengették meg az 1998 végén tapasztalt nagyon alacsony termelői árak. 1998 júniusában a farm árak a decemberi árak négyszeresei voltak. Ugyanakkor a nagybani és kiskereskedelmi piacokon hasonló méretű ármozgás nem volt tapasztalható. Emiatt sokan, köztük a komoly pénzügyi gondokkal küzdő farmerek is, feltették a kérdést, hogy vajon a feldolgozó-

kereskedők konszolidációja, koncentrációja, és a vertikális integráció milyen szerepet játszott a termelői árzuhanásban, illetve, hogy végső soron az AEÁ sertés piacain az ártranszmisszió asszimmetrikus-e. A kutatáshoz heti, 1987 januárja és 1999 januárja közötti, egyenként 626 megfigyelésből álló ársorozatokot alkalmaztak. Három különböző transzmissziós rezsimeket találtak, az első az abszolút értékben nagy negatív hibáknak (a fogyasztói árak az egyensúlyi pont alatt vannak) felel meg, a harmadik rezsimek a nagy pozitív sokkoknak (fogyasztói árak egyensúlyi pont felett), míg a második rezsimek az első és harmadik rezsimeket meghatározó küszöbértékek közé eső hibaértékeknek felel meg. Megállapították, hogy a második rezsimek dominál, a megfigyelések 47.4% tartozik ide, az első rezsimekben csak kevés, az összes megfigyelésnek csupán 13.3% esik, a harmadik rezsimek szintén sok, 39.3% megfigyelést tartalmaz. A legérdekesebb azonban, hogy az utolsó vizsgált évben, 1998-ban, amikor a termelői árak zuhantak, a megfigyelések 81.1% tartozott a III., „magasabb, mint normális” fogyasztói áraknak megfelelő rezsimekbe. Ugyanakkor, az 1994-1995 években, amikor a farm árak erősödése volt megfigyelhető, a megfigyelések szignifikáns része az I. rezsimekbe tartozott. Az ár sokkok terjedése egyirányú, a farm szintről felfele, a nagybani piacon keresztül a kiskereskedelem felé. Fordított irányú fogyasztói szintről farm szint felé tartó árinformáció áramlás nem volt megfigyelhető. Csak kisebb ártranszmissziós aszimmetriákat sikerült megfigyelni a korábbi években, a farm árak a farm és nagybani piac szintről származó sokkokra adott válaszaiban, a későbbi években azonban ezek az aszimmetriák már nem voltak megfigyelhetőek. A szerzők nyitva hagyták a kérdést, hogy ez vajon a piaci erő jelenlétével vagy hiányával magyarázható.

Miller és Hayenga (2001) az aszimmetrikus ártranszmissziót az árciklikussággal kapcsolatban vizsgálja az Egyesült Államok sertés piacán. A szerzők az elméletből ismert aszimmetrikus ártranszmisszió okokat előfordulásuk alapján felbontják magas, illetve alacsony frekvenciájú ciklusokban jelentkezőkre. Így az alacsony frekvenciájú

ár ciklusokhoz tartoznak a menü költségek és a magas frekvenciájú ár ciklusokhoz, pedig a helyileg nem tökéletesen működő piacokon fellépő keresési költségek. A Granger féle oksági vizsgálatok megállapították, hogy a farm árak határozzák meg a nagybani és kiskereskedelmi árakat és a nagybani árak gyengén okozzák a kiskereskedelmi árakat. A farm- nagybani árak transzmisszióját minden frekvencián aszimmetrikusnak találták. Míg a teljes mintára elvégzett time-domain tesztek segítségével elvégzett analízis eredményeképp a nagybani – fogyasztói ár szimmetria nullhipotézist nem lehetett elutasítani, a spektrális sáv (spectral band) tesztek szignifikáns asszimetriát találtak a fogyasztói árakban az alacsony frekvenciájú nagybani árciklusokra válaszul. A szerzők megállapították, hogy a megfigyelt asszimetriák inkonzisztensek a keresési költségekkel és más aszimmetrikus ártranszmissziót magyarázó elmélettel.

Bailey és Brorsen (1989) tanulmányához hasonlóan, Sanjuán és Gil (2001) szintén horizontális ártranszmissziót vizsgálnak, ez esetben az európai sertés és báránypiacokon. Mivel az EU közös piac, ezért a piacok integráltsági foka meghatározza ezek hatékony működését. Egy gyenge integrációs fok, azt mutatja, hogy az egységes piac kialakítására tett intézményes erőfeszítések ellenére, léteznek téves anyagi erőforrás juttatások és termelési, illetve disztribúciós torzulások. Ha a piacok magasabb fokon integráltak, akkor várható, hogy megvalósul a szabad árinformáció mozgás, és a piacok egymásról tájékozódnak mielőtt kialakítanák saját árvárakozásaikat. Ez oda-vissza vagyis kétirányú oksági kapcsolatot feltételez. Szintén a nagyobb fokú integráltságból következik, hogy rövidtávon mindegyik ár hozzájárul az összes többi magyarázásához. Utóbbit a szerzők az autóregresszív modellből származtatott Hiba Variancia Előrejelzéssel, (Forecast of error variance) tanulmányozzák. A vizsgálatokhoz heti 1988 és 1995 közötti, 7 EUs országból (Hollandia, Olaszország, Németország, Franciaország, Dánia, Egyesült Királyság, Spanyolország) származó egyenként 418 megfigyelésből

álló hasított sertés és bárány ársorokat használnak. Az okság tesztek kétirányúak a sertéspiacon, ez magas fokú integrációra utal, de a báránypiacon az integráció sokkal kisebb fokú (4 a vizsgált 7 kapcsolatból egyirányú szemben a sertéspiaccal, ahol mindegyik vizsgált kapcsolat kétirányú).

Ben-Kaabia, Gil és Boshnjaku (2002) a spanyol bárány piac ártranszmissziós asszimetriáját vizsgálja 1993:1 és 1999:52 közötti heti frekvenciájú farm, nagybani és fogyasztói áradatak segítségével. Nem-lineáris küszöb hiba korrekciós modellt alkalmaznak a vizsgálathoz, és megállapítják, hogy az árak a marketing lánc minden szintjén integráltak, és bármelyik szinten bekövetkezett változás teljesen továbbtódik a többi piaci szintre is, vagyis legalábbis hosszú távon a piacok viszonylag kompetitívek (a kereskedelmi árrés egy abszolút konstansból áll). A kiskereskedelmi koncentrációnak köszönhetően, rövidtávon azonban a kiskereskedők profitálnak a sokkókból, legyenek ezek pozitív vagy negatívak. A tanulmány egyike azon keveseknek, amely szimmetrikus ártranszmissziót állapít meg a farm és fogyasztói árak között. A nagybani piacok gyorsan reagálnak a farm szinten bekövetkezett változásokra, míg a farmereknek két hétre van szükségük, ahhoz hogy a változó keresleti körülményekhez igazodjanak. A nagybani és fogyasztói piacok között, növekvő árak esetén attól függetlenül, hogy a kínálati vagy keresleti sokkok negatívak vagy pozitívak, a kiskereskedők tágítani tudják az árrésüket. Csökkenő árak esetében a reakció gyorsabb, és az árak hamarabb eléri a hosszú távú egyensúlyi pontot. Ennek ellenére az aszimmetria nem bizonyított.

Hasonlóan a többi vizsgálatok nagy részéhez, a szerzők jelen esetben sem kötötték össze az elméletet az empirikus eredményekkel. Véleményük szerint különböző piaci struktúrájú országok hasonló szektorainak az összehasonlítása révén lehetne csak megállapítani milyen elméleti háttérrel társíthatók az empirikus eredmények.

Abdulai (2002) küszöb kointegrációval vizsgálta a svájci sertéspiacot 117, 1988 január és 1997 szeptember közötti termelői és fogyasztói havi adat alapján. A kiemelkedően magas svájci feldolgozói koncentráció (az első 3 cég 80% fölötti piaccal rendelkezik) teszi a cikket különösen érdekessé. Abdulai először Engel és Granger kointegrációs eljárással becsüli a hosszútávú árcapcsolatot, strukturális töréssel jelezve az 1996 áprilisi sertés árakat, amikor is a BSE krízis hatására megnőtt a kereslet a sertéshús iránt. Mivel a nem-kointegráció null hipotézist nem lehetett elutasítani, a szerző egy két rezsiműs küszöb autóregresszív modellt becsül, amely segítségével a kointegráció kimutathatóvá vált. Egyirányú, termelői szintről fogyasztói szintre mutató Granger okság van az ársorozatok között, a farmerek nem lévén képesek a termelésüket a múltó árváltozásokhoz igazítani. Ezzel ellentétben, a kereskedők azonnal válaszolnak a termelői árváltozásokra. Az ártranszmisszió a svájci sertéspiacon aszimmetrikus, a kereskedelmi árrés hamarabb áll vissza a hosszú távú egyensúlyi pontba, ha összeszűkül, mint hogyha kitágult.

Kiemelkedően fontos a jelen dolgozattal való összehasonlítás szempontjából, Bojnec (2002) cikke, egyedülként tanulmányozza kointegrációs technikával egy átmenet gazdaság mezőgazdasági árképzési mechanizmusát. Említett tanulmányában Bojnec a szlovén sertés és marha piacokat illetve az ezeken alkalmazott árréseket elemezte Johansen féle kointegrációs módszerrel, és úgy találta, hogy létezik egy hosszútávú kointegrációs kapcsolat a farm és fogyasztói árak között az 1990-2000 periódusra a marha piac, illetve az 1994 – 2000 periódusra a sertés piac esetében. A farmárok mindkét piac esetében gyengén exogének voltak, vagyis a fogyasztói árak reagálnak a termelői szinten bekövetkezett változásokra. A sertés piacot kompetitívnek találta, erre a magyarázat a következő: a sertéshús piac vertikálisan jobban integrált, mint a marhahús piac. A legnagyobb szerződéses élősertés szállítók a nagy farmok, míg a kis farmok nagyjából saját felhasználásra termelnek. A marha piacon ellenben a legtöbb marhát kis farmok termelik és ezt a sertéssel ellentétben nem házilag

dolgozzák fel, hanem vágóhidaknak értékesítik (csak egy abszolút konstans árrés létezik a termelői és fogyasztói ár között), míg a marha piacon a piaci erő befolyását figyelte meg (az árrés egy konstans illetve „mark-up” vagyis a fogyasztói ár százalékából tevődik össze).

Rezitis (2003) a görög sertés, marha, bárány, baromfihús piacokkal foglalkozó munkájában három kérdést vizsgál: először is, hogy milyen az említett termékek termelői – fogyasztói árai közötti okság viszony, másodsor, hogy milyen a termelői és fogyasztói piacok közötti ártranszmisszió foka, valamint hogy az ár bizonytalanság egyik piacon hogyan befolyásolja az árbizonytalanságot a másik piacon. Az első két kérdés eredményei érdekesek számunkra. Az analízishez 1988 januárja és 2000 decembere közötti a négy piacot jellemző termelői és fogyasztói áradatokat használtak. Mind a négy piac integráltnak bizonyult, és a fogyasztói illetve termelői piacok között szignifikáns kétirányú okság kapcsolat van. Így a farm (fogyasztói) piac felhasználja a fogyasztói (farm) piacról érkező árinformációt saját várt árának a meghatározásában. Az ártranszmisszió vizsgálatok pedig mind a négy piac esetében nem tökéletes transzmissziót állapítottak meg.

Sanjuan és Dawson (2003) az Egyesült Királyság marha, sertés és bárány piacán vizsgálta az ártranszmissziót valamint a strukturális töréseket. A strukturális töréseket a tanulmány az 1990-es évek közepén az Egyesült Királyságban lezajlott kergemarha kór kontextusában vizsgálja. A vizsgálatához 180, 1986 január és 2000 december közötti havi fogyasztói és termelői megfigyelést használnak. A szerzők Gardnernek az árarány (Fogyasztói/Termelői ár) árrés mutatóját használják. A Gardner féle modell alapján, a szerzők a következő témákat vizsgálták:

1. Gardner szerint, ha egy termék keresletének a saját árelaszticitása negatív és a termék kínálat elaszticitása kisebb, mint a marketing szolgáltatások kínálat elaszticitása akkor az árrés növekedik az exogén fogyasztói kereslet

eltolódás hatására – a marha piacon a BSE krízis miatt a kereslet eltolódott (csökkent), így az árrés növekedett.

2. A Gardner modell alapján, ha a marketing költségek növekednek, akkor az árrés nő, megerősítve az eredeti fogyasztói kereslet csökkenés által kiváltott növekedést – a BSE krízis kitörését követő új húspiac szabályozás több új marketing input megjelenését eredményezte, ezáltal növelve a marketing költségeket.
3. Végül, szintén a Gardner modell szerint, egy farm kínálatot ért sokk, amely lecsökkenti a termelői árat, növeli az árrést.

A fogyasztói – termelői árak kointegráltaknak bizonyultak, a szerzők a marha piacon egy modellt (két törésponttal), a sertés és bárány piacon három – három modellt (egyenként két törésponttal) vizsgáltak. A modellek közül a marha piac modellben 1996 februárja bizonyult strukturális törésnek (ez megegyezik azzal a kormányzati bejelentéssel, hogy a BSE és az emberre halálos lehet), ezután a dátum után, a marha piacon az árrés nagyobb lett. A sertés modellben, 1997 áprilisába (a Taiwani száj és körömfájás valamint holland sertés pestis hatására lecsökkent világ kínálat időpontja), volt a töréspont, ezután a sertés piacon az árrés nőtt. A bárány modellben pedig 1992 decembere (ez a font sterling az Európai Monetáris Tanács-ból való visszavonásának felel meg, és csökkentette az árrést) illetve 1998 augusztusa (oroszi válság hatására lecsökkent a bárány bőr export időszak) számított strukturális törésnek, amikor is növekedett az árrés. Mindezeket az eredményeket alátámasztja a Gardner féle árrés modell.

2.5.3. Következtetések

Mint a fentiekből valamint a fejezet végén található függelékben bemutatott összefoglaló táblázatból kitűnik, nem igazán lehet egy általános következtetést levonni a témával foglalkozó tanulmányok alapján.

Módszertanilag nagyobb részük valamilyen féle kointegrációs eljárást alkalmazott, ezen belül a vektorautóregresszív specifikációtól a küszöb autóregresszív eljárásig keresztül egészen a GARCH módszerig terjed a spektrum. A kointegrációs környezet alkalmazása alól kivétel Heien (1980), Bailey és Brorsen (1989), Capps, Byrne, Williams (1995) és Tóth József (2003) tanulmányai, amelyek a Wolfram-Houck specifikáció valamelyik formáját alkalmazták.

A piacokat jellemző kutatási eredmények esetében már homogénebbek a megállapítások.

A legtöbb tanulmány a klasszikus farm ár → nagybani ár → fogyasztói ár oksági kapcsolatot fedezi fel, ezek szerint az árak a termelői piacon határozódnak meg, és onnan terjed az árinformáció felfele a marketing csatornán, a nagybani árakon keresztül a kiskereskedelmi árakig. Néhány kutatás kétirányú oksági kapcsolatot tár fel a farm és nagybani árak között. Az egyedüli kutatás, amely szerint az árak a fogyasztói piacon határozódnak meg és az árinformáció onnan terjed lefele az Dawson és Tiffin (2000) kutatása az Egyesült Királyság báránypiacáról.

Hasonló a helyzet az aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálatával is. A tanulmányok nagy része aszimmetrikus ártranszmissziót tár fel, miszerint a termelői árnövekedések hamarabb és/vagy nagyobb mértékben megjelennek a fogyasztói árakban, mint az esetleges termelői árcsökkenések. Bár van egy pár kutatás amely csak kis mértékű asszimetriát állapít meg a farm és nagybani árak között, csupán egy kutatást (Ben-Kaabia, Gil, Boshnjaku, 2002) találtunk amely teljes szimmetriát állapít meg a farm, nagybani, fogyasztói ár transzmisszióban, és egyet (Miller és Hayenga, 2001) amely bár a farm és nagybani ár között aszimmetrikus transzmissziót talál, arra

a következtetésre jut, hogy a nagybani és fogyasztói ár között az ártranszmisszió szimmetrikus.

A kereskedelmi árrést vizsgáló kutatások esetében már változatosabb a helyzet, ugyanannyi kutatás állapít meg kompetitív árrés képzést különböző piacokon, mint ahány a piaci erő jelenlétére utaló bizonyítékokat talál.

Jellemzően nagyon kevés kutatás próbálja meg összekötni az ártranszmissziós transzmisszió elméletét az empirikus kutatásokban kapott eredményekkel.

2.6. Összefoglalás

A fejezet első felében meghatároztuk mi is az aszimmetrikus ártranszmisszió, milyen lehetséges formában találkozhatunk vele, majd levezettük az ártranszmisszió tesztelését lehetővé tevő metodológiát, kihangsúlyozva az újabb módszereket, amelyek kointegrációs környezetben tanulmányozzák a kérdést. Gardner 1975-ös modelljéből kiindulva áttekintettük a kereskedelmi árrés elméletet és tárgyaltuk a különböző modelleket. Az ismertett modellekből láttuk, hogy bár a farmerek értetlenül figyelik, hogy ha a farm árak csökkennek a fogyasztói árak kevésbé csökkennek, ez még kompetitív piacokon is előfordulhat.

A 2.5. alfejezetben számbevettük a magyar és nemzetközi irodalom kereskedelmi árréssel illetve ártranszmisszióval foglalkozó empirikus tanulmányokat. Jelen dolgozat szempontjából kiemelkedően fontosak az átmeneti gazdaságokat tanulmányozó kutatások, Bojnec (2002), Orbánné –Tóth (1998), a von Cramon-Taubadel (1998) kointegrációt és aszimmetrikus ártranszmisszió módszertanait összekapcsoló kutatása, valamint Dawson és Tiffin (2000) tanulmánya amely mark - down típusú árképzést állapít meg a brit báránypiacon. Megállapítottuk , hogy alkalmazott módszertantól függetlenül azt eredmények vegyesek, piactól függően találtak a kutatások asszimetriát és szimmetriát.

Függelék – Ártranszmisszió és árrés vizsgálatok

Tanulmány, piac	Felhasznált adatok deflált/nem-deflált szint/logaritmus	Modell	Ár információ terjedési iránya/ okság	Árrés vizsgálat eredménye	Aszimmetria / Szimmetria
<i>Heien (1980), AEÁ marha, sertés (+23 egyéb termék) piaca</i>	-	Mark-up modell	Nagybani ár → Fogyasztói ár	Mark-up modell tesztelése munkaerő költség adatokkal: OK	Szimmetria
<i>Wohlgenant és Mullen (1987), AEÁ marha piac</i>	Deflált, szint adatok	Mark-up modell Relatív Árrés modell (RPS)	--	A Relatív Árrés modell jobban teljesít	-
<i>Bailey és Brorsen (1989), AEÁ horizontális marha piac</i>	Nem-deflált, szint adatok	Wolfram - Houck specifikáció	Texas Panhandle → Utah Texas Panhandle → Colorado Texas Panhandle → Omaha	-	Igazodási sebesség : Aszimmetria Transzmisszió mértéke: Szimmetria

<i>Holloway (1991) AEÁ sertés, marha (+6 egyéb termék) piaca</i>	Nem-deflált. logaritmus adatok	Nem-kompetitív piacokra módosított Gardner féle árrés modell	-	Kompetitív piacok	-
<i>Capps, Byrne, Williams (1995), AEÁ bárány piac</i>	Nem-deflált, szint adatok	Bővített Relatív Árrés modell (ARPS)	-	Vágóhid - Nagybani piac: kompetitív árképzés. Nagybani - Fogyasztói piac: nem kompetitív árképzés.	-
<i>Von Cramon-Taubadel (1998) , német sertés piac</i>	Nem deflált, szint adatok	Hiba korrekciós modell	Farm ár → Nagybani ár	Kompetitív árképzés	Aszimmetria
<i>Orbánné, Tóth (1998), magyar sertés piac</i>	Deflált, szint adatok	Wolffram –Houck specifikáció	Farm ár → Fogyasztói ár	Mark-up árképzés	Aszimmetria
<i>Goodwin és Holt (1999), AEÁ marha piac</i>	Nem-deflált, szint adatok	Küszöb kointegráció	Farm ár → Nagybani ár → Fogyasztói ár	-	Mérsékelt Aszimmetria
<i>Goodwin és Harper (2000), AEÁ sertés piac</i>	Nem-deflált, logaritmus adatok	Küszöb kointegráció	Farm ár → Nagybani ár → Fogyasztói ár	-	Korai években „kis” aszimmetria
<i>Tiffin, Dawson (2000),</i>	Deflált, logaritmus	Kointegráció	Fogyasztói ár → Farm	Mark down árképzés	-

<i>Egyesült Királyság bárány piac</i>	adatok		ár		
<i>Sanjuán, Gil (2001), horizontális EU sertés, bárány piacok</i>	Nem-deflált, szint adatok	Vektor autoregresszív modell - kointegráció Forecast Error Variance	Kétirányú okság a 7 ország sertéspiaca között Bárány hús exportálok → többi ország	-	-
<i>Miller és Hayenga (2001), AEÁ sertés piac</i>	Nem-deflált szint adatok	Time domain and spectral analysis	Farm ár → Nagybani ár Farm ár → Fogyasztói ár Nagybani ár → Fogyasztói ár	-	Aszimmetria Szimmetria
<i>Abdulai (2002), svájci sertés piac</i>	Nem – deflált, szint adatok	Küszöb autoregresszív modell	Farm ár → Fogyasztói ár	-	Aszimmetria
<i>Ben-Kaabia, Gil, Boshnjaku (2002), Spanyol bárány piac</i>	Nem-deflált,logaritmus adatok	Küszöb autoregresszív modell	Farm ár ↔ Nagybani ár, ha a sokk kisebb a küszöbértéknél Nagybani ár → Farm ár, ha a sokk nagyobb a küszöbértéknél Nagybani ár ↔	Kompetitív árképzés	Szimmetria

			Fogyasztói ár		
<i>Bojnec (2002), szlovén marha piac</i>	Deflált, szint adatok	Kointegráció	Farm ár → Fogyasztói ár	Piaci erő jelenléte- mark up	-
<i>Bojnec (2002), szlovén sertéspiac</i>	Deflált, szint adatok	Kointegráció	Farm ár → Fogyasztói ár	Kompetitív árképzés	-
<i>Tóth József (2003), osztrák húspiac</i>	Nem-deflált, szint adatok	Wolffram –Houck specifikáció	Farm ár → Fogyasztói ár	-	Aszimmetria
<i>Reztis (2003), görög sertés, marha, bárány és baromfi piac</i>	Árindexek, szint adatok	GARCH	Kétirányú okság	-	-
<i>Sanjuan és Dawson (2003), Egyesült Királyság marha, sertés és bárány piac</i>	Nem-deflált, szint adatok	Gardner modell, Johansen féle, strukturális töréses specifikáció	-	Az elméletnek megfelelően változott az árrés, exogén hatásokra	-

(szerző saját összeállítása)

3. Fejezet. A magyar sertés piac

Ebben a fejezetben bemutatjuk a hazai sertés piac átalakulását a kilencvenes években. Nem célunk a szektor részletes elemzése, csupán a kontextus rövid felvázolására törekszünk, hogy későbbi eredményeinket jobban tudjuk értelmezni. Röviden áttekintjük a szektor átalakulását, bemutatva a sertésállomány csökkenését, a szektorban végbement strukturális változásokat, a kereslet változását, a külkereskedelmet és végül a szektor állami szabályozását.

3.1. A magyar sertésállomány alakulása

1990 szeptemberében 9,5 millió volt a sertés állomány létszáma Magyarországon, ez 1994 decemberére, felére, 4,3 millióra csökkent, és azóta is az 5 millió fő körül mozog (lásd 3.1a, 3.1b táblázatok). Ezzel arányosan csökkent a tenyészkoca állomány közel 700, 000-ről 350, 000 főre.

3.1a. Táblázat. Sertés és koca állomány alakulása Magyarországon, 1990 - 1996

Dátum*	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Sertés állomány, 1000 db:							
Jún. 30/ Aug. 1	9045	8160	6385	6114	5100	5083	5797
Dec. 31/ Dec. 1	8000	5991	5364	5001	4356	5032	5289
Ebből koca, 1000 db:							
Jún. 30/ Aug. 1	679	591	494	471	383	415	426
Dec. 31/ Dec. 1	624	482	467	401	335	436	397

* Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

1996-ig a KSH negyedévente (Márc. 31, Jún. 30, Szept. 30, Dec.31), ez után pedig évente három alkalommal (Ápr. 1, Aug. 1, Dec.1) közöli a sertésállományt – Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

3.1b. Táblázat. Sertés és koca állomány alakulása Magyarországon, 1997 - 2002

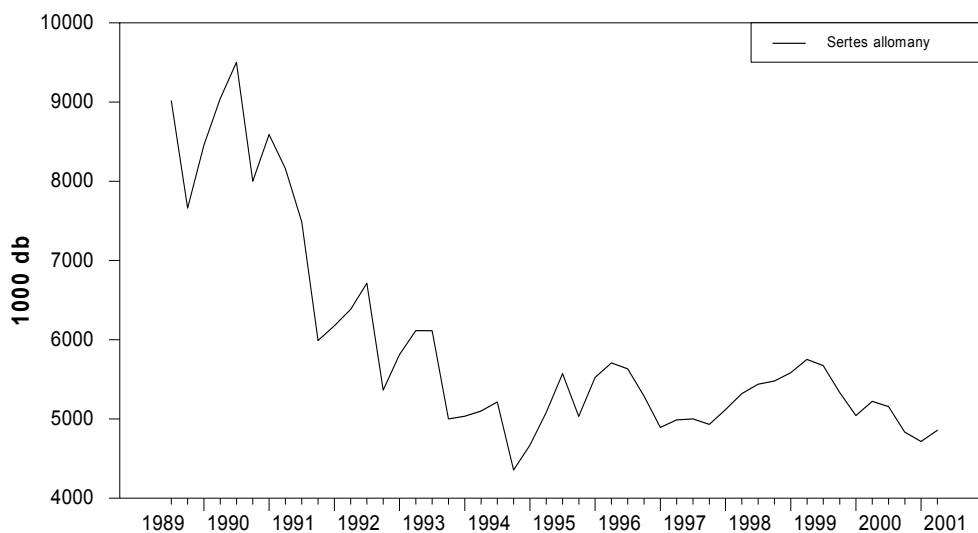
Dátum*	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Sertés állomány, 1000 db:						
Jún. 30/ Aug. 1	5035	5418	5835	5312	4926	5255
Dec. 31/ Dec. 1	4931	5479	5335	4834	4822	5082
Ebből koca, 1000 db:						
Jún. 30/ Aug. 1	356	378	408	360	342	382
Dec. 31/ Dec. 1	345	391	380	348	343	381

*Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

1996-ig a KSH negyedévente (Márc. 31, Jún. 30, Szept. 30, Dec.31), ez után pedig évente három alkalommal (Ápr. 1, Aug. 1, Dec.1) közöli a sertésállományt – Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

A 3.1. ábrán, a 3.1.a és 3.1b táblázatokba foglalt összes sertésállomány adatokat ábrázoltuk.

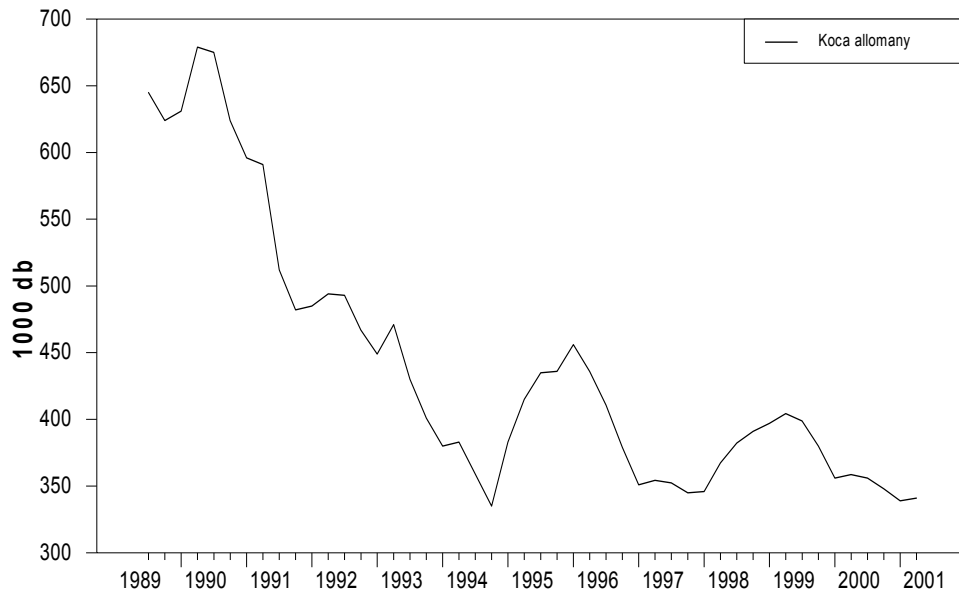
3.1. Ábra. Sertés állomány alakulása Magyarországon 1989-2001



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

A tenyészkoca állományt a 3.1a és 3.2b táblázatok adatai alapján a 3.2 ábrán mutatjuk be.

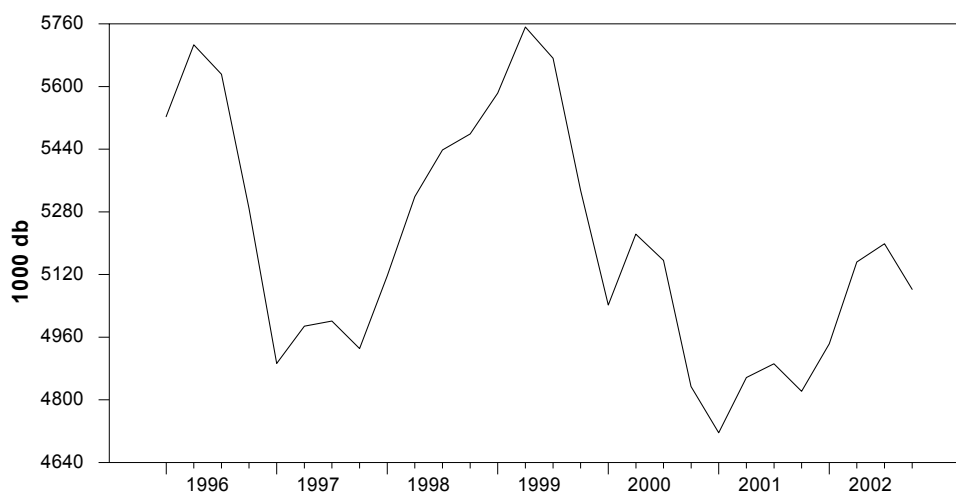
3.2. Ábra. Tenyészkoca állomány alakulása Magyarországon 1989-2001



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

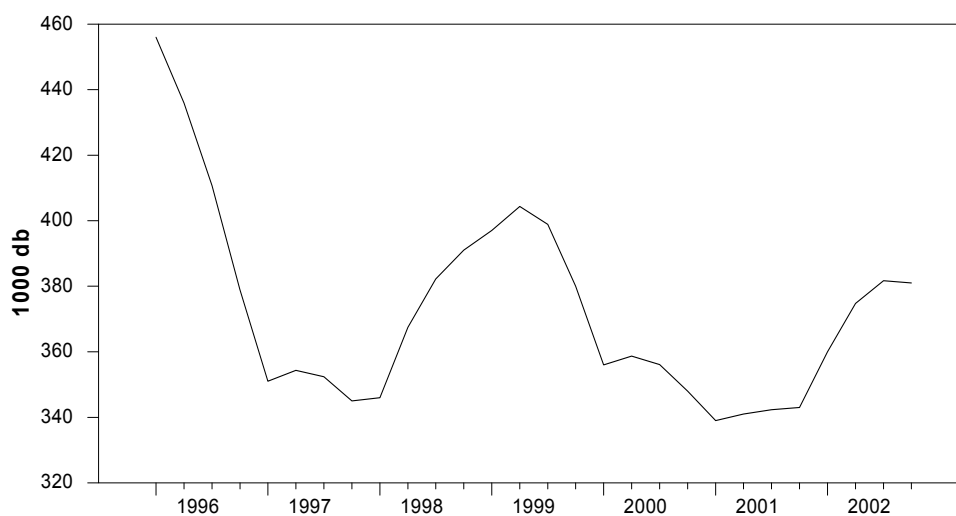
Mivel egyes modellek esetében módszertani és adatstabilitási megfontolásokból a későbbi empirikus elemzésben csak az 1996 és 2002 közötti időszakkal foglalkozunk, az ennek megfelelő teljes sertés állományt illetve a teljes tenyészkoca állományt az alábbi, 3.3. illetve 3.4. ábrákon mutatjuk be.

3.3. Ábra. Sertés állomány alakulása Magyarországon 1996-2002



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

3.4. Ábra. Tenyészkoca állomány alakulása Magyarországon 1996-2002



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

3.2. A magyar sertéspiac struktúrája

3.2.1. A farm struktúra

Termelési szinten, a magyar sertés szektor egy fontos strukturális tulajdonsága a kis méretű farmok nagy száma. A kis farmok közül sok nem bonyolít le semmiféle kereskedelmi forgalmat, vagyis csupán saját célra termelnek. A 3 millió magyarországi háztartásból 724 ezer tart sertést, amiből 60%-uk csak saját

fogyasztási célra (Guba, 2000). Egy részük azonban értékesíti termelését és ezáltal egy kéttípusú, mezőgazdasági vállalatokban és egyéni gazdaságokban végzett sertéshús termelési rendszer alakult ki. A közös a két termelési struktúrában, hogy az ár a fő indikátor, amelyet követnek, amely alapján meghatározzák termelésüket, valamint az ár az a mechanizmus, amely megvalósítja az összeköttetést a különböző piacok és a kiskereskedelem között. Ez a széttöredezett termelési struktúra megnehezíti a minőségi szabványok betartását, de a minőségi ellenőrzést is. Az egy gazdaságra jutó sertéslétszám 2001-ben 6 darab volt az egyéni gazdálkodóknál és 3900 a gazdasági szervezeteknél (Nyárs és Papp, 2002).

Már 1990-ben is az egyéni gazdaságok a sertésállomány 50%-át, és ez az arány azóta sem változott szignifikánsan (lásd 3.2a és 3.2b táblázatok, és 3.5 ábra). Ugyanez az arány érvényes a tenyészkocák létszámának az alakulására is (lásd 3.2a, 3.2b táblázatok második fele, és 3.6 ábra).

3.2a. Táblázat. Sertésállomány alakulása termelési egységek szerint, 1990 – 1995

jún. 30/aug. 1*

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Sertés állomány, 1000 db:						
Gazdasági szervezetek**	4345	3783	3088	2814	2461	2381
Egyéni gazdaságok	4700	4377	3297	3300	2639	2702
Összesen	9045	8160	6385	6114	5100	5083
Ebből koca, 1000 db:						
Gazdasági szervezetek**	298	266	239	220	193	189
Egyéni gazdaságok	381	325	255	251	190	226
Összesen	679	591	494	471	383	415

Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

* 1996-ig a KSH negyedévente (Márc. 31, Jún. 30, Szept. 30, Dec.31), ez után pedig évente három alkalommal (Ápr. 1, Aug. 1, Dec.1) közöli a sertésállományt

** Gazdasági szervezetek = szövetkezetek + gazdasági társaságok

Az aprózott méreteket jól kifejezi, hogy a privát farmok esetében, az állomány 84%-a tartozik az 50 sertésnél kevesebbet tartó gazdaságokba (Nyárs et al., 2004).

3.2b. Táblázat. Sertésállomány alakulása termelési egységek szerint, 1996 – 2001

jún. 30/aug. 1*

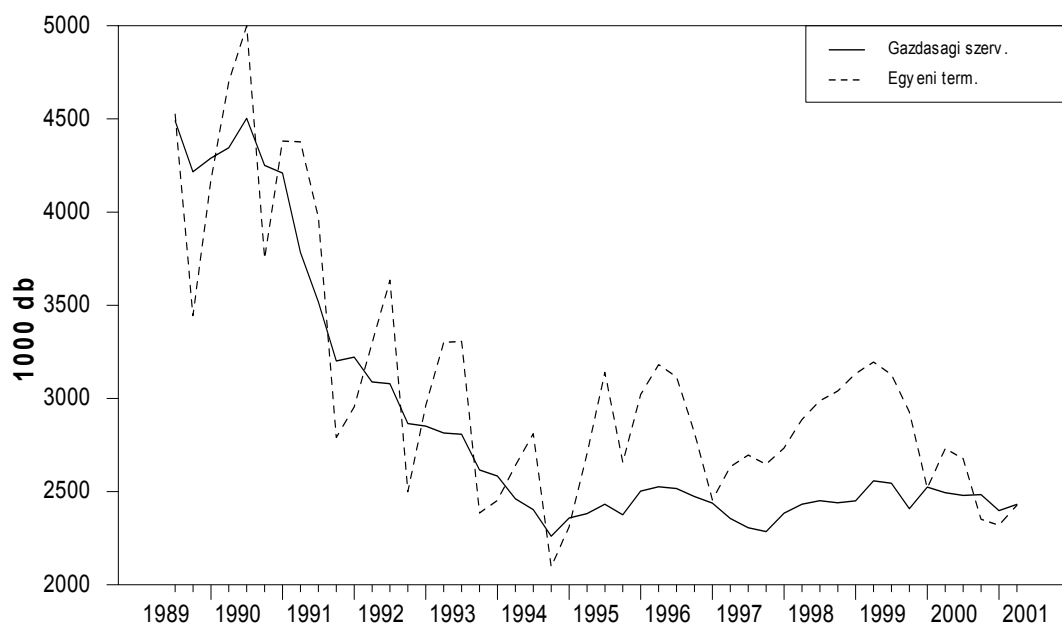
	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Sertés állomány, 1000 db:						
Gazdasági szervezetek**	2537	2315	2456	2610	2478	2448
Egyéni gazdaságok	3260	2720	2962	3225	2834	2478
Összesen	5797	5035	5418	5835	5312	4926
Ebből koca, 1000 db:						
Gazdasági szervezetek**	200	192	188	209	202	192
Egyéni gazdaságok	226	164	190	199	158	150
Összesen	426	356	378	408	360	342

Forrás: KSH Statisztikai Havi Közlemények

* 1996-ig a KSH negyedévente (Márc. 31, Jún. 30, Szept. 30, Dec.31), ez után pedig évente három alkalommal (Ápr. 1, Aug. 1, Dec.1) közöli a sertésállományt

** Gazdasági szervezetek = szövetkezetek + gazdasági társaságok

3.5. Ábra. Sertés állomány struktúrájának az alakulása Magyarországon 1989-2001



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

Mind a 3.5 mind a 3.6 ábrán látszik hogy az egyéni termelők sertés, illetve koca állománya sokkal kaotikusabb, ciklikusabb, mint a gazdasági szervezetek állománya.

A magyar sertésenyésztés hatékonyságának érzékeltetésére, a 3.3. táblázatban egyes magyar hatékonyságmutatókat vetünk össze az EU vezető sertéstermelő országainak a mutatóival.

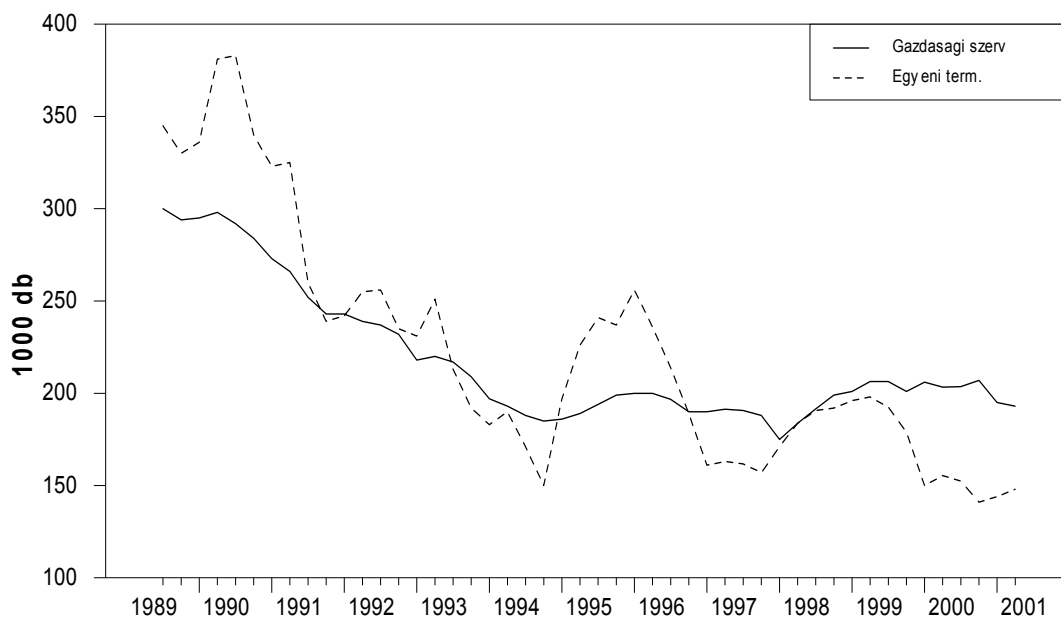
3.3. Táblázat. Vágósertés hatékonysági mutatóinak az összehasonlítása

Mutató	Magyar -ország	Dánia	Hollandia	Német- ország	Francia- ország	Egyesült Királyság
1 kocára jutó választott malacok (db/év)	15.8	23.2	22.9	21.2	21.2	21.5
Tömeggyarapodás (g/nap)	520	804	768	732	789	657
Takarmányhasznosítás (kg/kg)	4.03	2.7	2.62	2.94	2.81	2.62
Vágási súly (kg)	103	101	112	116	113	88.9

Forrás: AKII, Nyárs et al., 2004

A mutatók alapján elmondhatjuk, hogy a magyar sertés termelés hatékonysági mutatói elmaradnak a főbb sertéstermelő EU tagok mutatói mögött.

3.6. Ábra. Tenyészkoca állomány struktúrájának az alakulása Magyarországon 1989-2001



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

Hogy képet kapjunk a sertéstermelés jövedelmezőségi mutatóiról, tekintsük a 3.4. táblázatot. Az adatok az AKII FADN teszüzem rendszeréből származnak, és három mutatót tartalmaznak. Első a *termelési értékarányos jövedelmezőség*, második az *össztőke jövedelmezősége*, harmadik pedig a *saját tőke jövedelmezősége*. A teszüzemi rendszerben fejezetten sertés szektorra jövedelmezőségi adatok nincsenek. Az AKII két csoportba sorolja az állattenyésztési kategóriákat, a termelési technológia alapján. A sertés szektor az állattenyésztés II. kategóriába tartozik, a baromfitenyésztéssel együtt. Az állattenyésztés I. csoportba tartozik a szarvasmarha szektor és juh szektor. Az összehasonlíthatóság végett az árunövényekre végzett jövedelmezőségi adatokat is közöljük.

3.4. Táblázat. Jövedelmezőségi mutatók

Termelés-érték arányos jöv. (%)	1999	2000	2001	2002
Árunövények	13.73	16.13	9.93	12.15
Állattenyésztés I.	22.62	17.44	10.10	13.13
Állattenyésztés II.	2.88	5.20	6.75	4.62
Össztőke jöv. (%)	1999	2000	2001	2002
Árunövények	8.43	9.34	5.62	6.27
Állattenyésztés I.	9.32	8.39	5.10	6.37
Állattenyésztés II.	3.90	7.59	10.12	6.13
Saját tőke jöv. (%)	1999	2000	2001	2002
Árunövények	8.49	9.67	6.68	6.71
Állattenyésztés I.	9.48	8.23	5.46	7.17
Állattenyésztés II.	3.18	7.91	10.77	6.55

Forrás: AKII – www.akii.hu

Minden csoportban, de főleg a sertésenyésztést is tartalmazó állattenyésztés I. csoportban évről –évre nagymértékben változnak a jövedelmezőségi mutatók. Ennek egyik oka talán a nagymértékű input ártól való függés. Az állattenyésztés II. összes jövedelmezőségi mutatója a 2001 év kivételével elmarad az árunövények és állattenyésztés II. csoportok mögött.

A csökkenő termelés – értékarányos jövedelmezőség 2002 második felétől ismét romlott, főleg a vágósertés –takarmány árány folyamatos csökkenése miatt. Ez csökkenő jövedelmezőség trend 2003-ban is folytatódott, amikor a száraz időjárás és aszály miatt emelkedtek a takarmányárak (Nyárs et al., 2004).

3.2.2. A feldolgozóipar struktúrája

A húsipar a kibocsátást nézve a legnagyobb élelmiszeripari szektor, 18%-a az össz élelmiszeripari kibocsátásnak. Ennek ellenére, privatizálása későn kezdődött, és nem keltette fel a külföldi tőke érdeklődését. 2000-ben, a külföldi tőke részaránya 40%-ra volt tehető a húsiparban (Jansik, 2000, pp.99). Emiatt a koncentrációs folyamat késedelmet szenvedett, a C4, négy legnagyobb cég koncentrációs arány 34,1% volt 1996-ban és 46,1% volt 1998-ban (Guba, 2001). Most a húsiparban 5-600 cég működik, és ezek közül a vállalkozások közül 68-nál végeznek teljes körű tevékenységet, vagyis vágást, feldolgozást (AKII, 2004).

3.5a. Táblázat. Csontos nyershús és sertéshústermelés, 1991 - 1996

1000 tonna	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Csontos nyershús termelés	na	407	359	309	304	307
Csontos sertéshús	470	301	287	254	253	269
%	-	73%	79.9%	82.2%	83%	87.6%

Forrás: KSH Ipari és építőipari statisztikai évkönyv

A 3.5a. és 3.5b. táblázatok tartalmazzák a kilencvenes évek csontos nyershús és csontos sertéshús termelését. Az adatok érthető módon arányosak a 3.1a és 3.1b táblázatokban levő állományadatokkal. Ennek megfelelően a csontos sertéshústermelés folyamatosan csökkent az 1995-ös mélypontig, majd a 300, 000 tonna körüli éves mennyiség körül mozog. Az össz csontos nyershús termelés is

ugyanazt a trendet követte, vagyis 1995-ben érte el a mélypontot. A csontos sertéshús termelés arányaiban azonban nőtt a teljes csontos nyershús termelésen belül.

3.5b.Táblázat. Csontos nyershús és sertéshústermelés, 1997 - 2002

1000 tonna	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Csontos nyershús termelés	331	305	371	357	303	312
Csontos sertéshús	292	271	335	321	257	288
%	88.2%	88.8%	90.2%	89.9%	84.8%	92.3%

Forrás: KSH Ipari és építőipari statisztikai évkönyv

A sertéshústermelés, belföldi értékesítés valamint export értékének az alakulását a 3.6a. és 3.6b. táblázatokba mutatjuk be.

3.6a.Táblázat. Termelés és értékesítés a húsiparban folyó áron, 1991 - 1996

Millió Ft	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Termelés*	90,636	91,080	92,829	113,457	146,602	169,613
Belföldi értékesítés	na	69,498	71,586	92,316	113,012	114,581
Export	na	23,077	19,688	21,381	32,433	53,157

Forrás: KSH Ipari és építőipari statisztikai évkönyv

* A termelés nem feltétlenül egyenlő a belföldi értékesítés és export összegével.

3.6b.Táblázat. Termelés és értékesítés a húsiparban folyó áron, 1997 - 2002

Millió Ft	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Termelés*	208,330	217,528	173,852	203,141	227,537	230,923
Belföldi értékesítés	137,672	153,077	120,580	141,764	158,004	163,791
Export	68,405	61,754	52,946	60,977	66,865	67,679

Forrás: KSH Ipari és építőipari statisztikai évkönyv

* A termelés nem feltétlenül egyenlő a belföldi értékesítés és export összegével

A húsfeldolgozó ipar átmeneti időszakának 8 évét ábrázolja a 3.7. táblázat. Három mutató szerepel a táblázatban, első az előző évhez viszonyított termelés, második az alkalmazottak számának az előző évhez viszonyított változása, a harmadik pedig az egy főre eső termelékenység éves változás.

3.7. Táblázat. Termelékenységi indexek a húsfeldolgozás, tartósítás iparban*

Előző év = 100	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Termelés	98.5	105.3	99.8	93	122.5	98.9	89.3	107
Alkalmazottak száma	81.2	97.5	91	95.3	108.4	94.5	93.9	109.2
1 főre jutó termelés	121.3	108	109.7	97.6	113	104.7	95.1	98

Forrás: KSH Ipari és építőipari statisztikai évkönyv

* Kivéve baromfi

1995-ben csökkent hirtelen az alkalmazottak száma, de előző évhez többé-kevésbé szinten maradt termelés, így látványos termelékenység javulást figyelhettünk meg. 1999-ben pedig a termelés futott fel olyannyira, hogy az alkalmazottak számát növelni kellett, ennek ellenére a termelés növekedés hatására az egy főre eső termelésmutató is hirtelen megnőtt. Ezt a két „törést” leszámítva, a bemutatott indexek szinten mozognak, évről évre keveset változnak.

3.2.3. A kereskedelem szerkezete

Mint ahogy a termelői és feldolgozó szektor, a kereskedelem is nagy átalakuláson ment át az átmenet kezdete óta. Az átalakulásban négy szakaszt különíthetünk el (Fertő et al., 2004):

1. a spontán privatizáció (1989 és 1991 között) – kisebb üzleteket privatizáltak és sok új kiskereskedelmi egység kezdte meg működését;

2. privatizáció (1992 és 1995 között) – a nagy üzletláncok tulajdonosváltáson mentek keresztül, a kedvező helyszínen levők általában multikhoz kerültek. Sok kis üzlet beszüntette tevékenységét, de egy kis hányaduk fennmaradt;

3. koncentráció (1996 és 2000 között) – a kiskereskedelmi egységek koncentrációja megkezdődött, de 2000-ig az üzletszám tovább növekedett;

4. Gyorsuló koncentráció (2001 -) – az erősödő verseny hatására a koncentráció felgyorsult, a kiskereskedelmi egységek száma 2000-hez viszonyítva csökkent.

Az elmúlt évtized leglátványosabban fejlődő kiskereskedelmi vállalkozásai a szupermarketek voltak. 1997-ben az első 10 legnagyobb kereskedő között egy sem, 2003-ban viszont már 3 (Tesco, Auchan, Cora) szerepelt (Fertő et al, 2004).

3.2.4. Sertéshús kereslet alakulása

A sertéshús fogyasztás csökken, immár a második helyen van a baromfifogyasztás mögött, és lényegesen alacsonyabb, mint az EU(15)-ös 43,6 kg/fő fogyasztás. A kilencvenes évek egy főre eső sertéshús fogyasztásának az alakulása a 3.8. táblázatban, a húsfogyasztás szerkezetének az alakulása a kilencvenes években valamint 2001 és 2002-ben pedig a 3.9. táblázatban található.

3.8. Táblázat. Egy főre eső sertéshús fogyasztás alakulása Magyarországon

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
kg	38.8	37.6	36.0	31.7	29.4	27.1	27.0
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
kg	26.2	26.6	28.3	28.0	25.2	28.4	

Forrás: Élelmiszermérlegek és tápanyagfogyasztás, 1970 - 200 , KSH

3.9. Táblázat. Egy főre jutó húsfogyasztás alakulása és megoszlása

	1990-2000 évek átlaga		2001		2002	
	kg	%	kg	%	kg	%
Marha és borjúhús	4.9	7.9	3.9	5.8	4.3	5.9
Sertéshús	27.2	43.9	25.2	37.4	28.4	39.3
Baromfihús	25.9	41.7	34.3	50.8	35.1	48.5
Egyéb hús	1.0	1.5	1.0	1.4	1.2	1.7
Belsőség	3.0	4.9	3.1	4.6	3.3	4.6
Összesen	61.9	100	67.5	100	72.3	100

Forrás: Élelmiszermérlegek és tápanyagfogyasztás, 1970 - 200 , KSH

3.3. Külkereskedelem

Az állati eredetű termékek a teljes magyar mezőgazdasági külkereskedelem egyenlegének durván 50%-át jelentették az elmúlt években. Ez az arány az agrárexporton belül 35% körül, az agrárimporton belül pedig 15% körül mozog (Orbáné, 1999). A teljes sertésszektor külkereskedelmi mutatói a 3.10a 3.10b táblázatokban találhatóak. Pár különösen nagy egyenleggel zárult évet leszámítva, a szektor teljes exportbevétele 260-300 millió USD körül, az egyenleg pedig 200 millió USD körül ingadozott.

3.10a Táblázat. A sertés szektor külkereskedelme 1990 - 1995, 1000 USD

	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Import	6908	719	10636	21271	52432	44608
Export	386176	409140	232653	191888	185625	231737
Egyenleg	379268	408421	222017	170617	133193	187129

Forrás: FAO Statisztikai adatbázis - www.fao.org

3.10b Táblázat. A sertés szektor külkereskedelme 1996 - 2002, 1000 USD

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Import	17972	33370	44523	13247	32119	44342	54016
Export	347283	347116	267679	238675	255021	282309	263250
Egyenleg	329311	313746	223156	225428	222902	237967	209234

Forrás: FAO Statisztikai adatbázis – www.fao.org

Az export célországait tekintve, a helyzet állandóan változik. Az élősertés export nagy része nem az EU, hanem Románia és a délszláv államokba irányult, a 90-es évek végén a sertés húsexport legnagyobb felvevője Spanyolország volt, 2002-ben azonban már Japán állt az első helyen (AKII, 2004). A feldolgozott termékek közül a szalámi kolbász export számára a fő célországok Németország, Csehország, Jugoszlávia, a sonka export pedig főleg az Egyesült Államokba, Hollandiába és Svédországba irányul (AKII, 2004).

3.4. Kormányzati beavatkozások a sertés szektorban

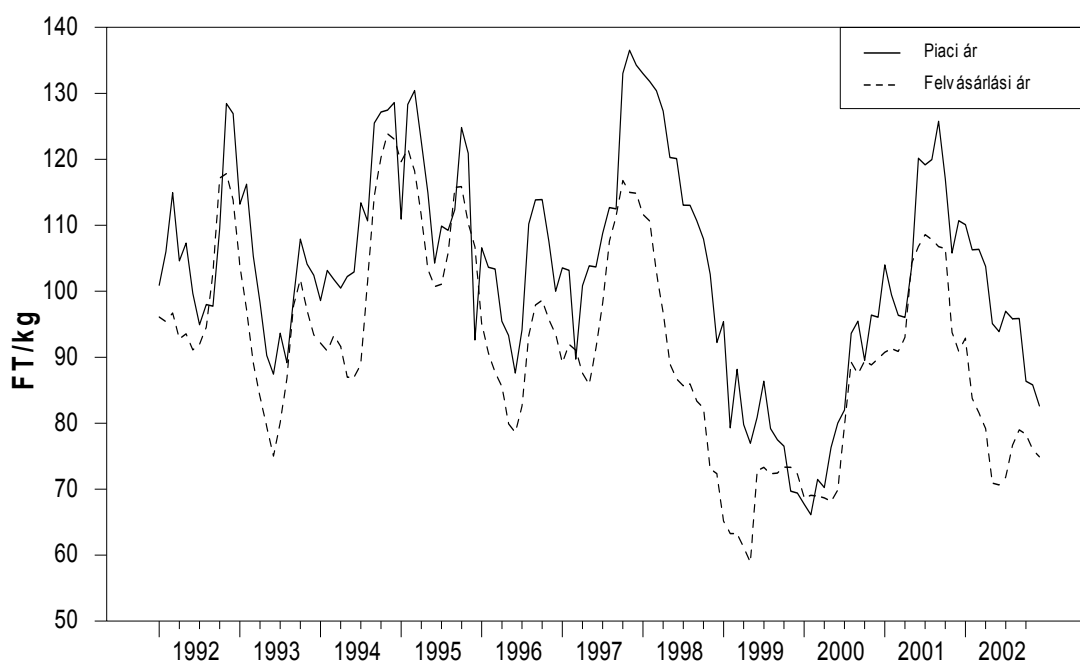
Már bemutattuk a kezdeti átmeneti időszak drámai állománycsökkenését. Érthető módon, a legnagyobb mértékű kormányzati beavatkozás is ekkor történt, ugyanis kétségbeesetten próbálták megfékezni az állománycsökkenést. 1992 és 1994 között a kormány szinte a teljes agrárpolitikai arzenált bevetette, a felvásárlásoktól kezdve a támogatott exportig. 1995 után az állami beavatkozások szinte eltűntek a sertésszektorból. 1997-ben a sertéspiac hatósági áras szektor lett, és mint ilyen kéttípusú ár próbálta vezérelni a piacot:

1. Garantált ár – ez az adott évbéli átlagos termelési költségek 90%-a, és amennyiben az alkalmazásához előírt feltételek teljesülnek (pl. a piaci ár a garantált ár alá süllyed), az állam ezen az áron vásárolja fel a piaci fölösleget.

2. Irányár – a jelzőár szerepét játssza a piac szereplőinek. Minden évben meghirdetésre kerül, és ez a várt vagy előrejelzett termelői középár. A piac kudarcáról beszélünk, ha a piaci ár szignifikánsan eltér az irányártól.

A 3.7 ábrán a vágóhídra szánt élősertések felvásárlási árat, valamint piaci árát ábrázoltuk. Komoly eltérés nincs az ársorok között, az egész periódus alatt együtt mozognak, és ahogy azt vártuk a piaci árak kissé magasabbak a felvásárlási áraknál.

3.7. Ábra. Az elősertés felvásárlási és piaci ára, 1992 januári áron



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

A gyakran kaotikus kormányzati beavatkozás sem igazán javította a piac előreláthatóságát. A sertés termelők által élvezett termelői támogatási egyenérték (PSE) szintje évről évre változó 13% és 48% között ingadozott (lásd 3.11. táblázat).

3.11. Táblázat Termelői támogatási egyenérték (PSE). Összehasonlítás a szektorok között

PSE (%)	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Sertés	29	19	24	21	38	37	13
Marha	47	44	42	17	31	33	19
Baromfi	15	15	25	22	35	38	37
Juh	-12	46	59	-55	3	85	81
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Sertés	18	48	38	20	29	32	-
Marha	13	13	20	17	30	22	-
Baromfi	39	42	33	37	47	46	-
Juh	98	114	15	-34	115	46	-

Forrás: OECD adatbázis – www.oecd.org

Ha összehasonlítjuk a 3.11. táblázatban a különböző hústermelő szektorok PSE mutatóit, azt látjuk, hogy a bemutatott időszak első felében, a sertés ágazatnak volt a legkisebb a támogatottsága. A baromfi ágazat PSE mutatói közelítenek a sertés PSE mutatókhoz, míg a marha szektor nagyobb támogatást élvezett. A táblázat második felében közölt mutatók már kiegyenlítettebbek, a marha és sertés PSE mutatói hasonlóak, a baromfi szektor támogatása azonban lényegesen nőtt az időszak alatt. A juh szektorban a PSE mutatók egyik évről a másikra változnak negatív és pozitív értékek között, ez inkább egy *ad hoc* agrárpolitikára utal. Ezért nem is igazán hasonlítható a juh szektor PSE mutatója a többi szektor mutatójához.

Hasonló a helyzet a fogyasztói támogatási egyenértékkel is, ez a sertésenyésztésben -4% és -35% között alakult, (lásd 3. 12. táblázat).

3.12. Táblázat Fogyasztói támogatási egyenérték (CSE). Összehasonlítás a szektorok között

CSE (%)	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Sertés	-31	-11	-15	-25	-35	-26	-4
Marha	-47	-39	-36	-20	-25	-19	-5
Baromfi	-15	-9	-17	-24	-31	-28	-29
Juh	-7	-16	-30	13	18	7	-3
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Sertés	-4	-36	-26	-10	-14	-18	-
Marha	8	4	-7	-7	-7	-5	-
Baromfi	-29	-30	-22	-30	-34	-35	-
Juh	13	-8	116	135	134	113	-

Forrás: OECD adatbázis – www.oecd.org

A CSE mutatók esetében is hasonló változékonyságot észlelünk, mint a PSE mutatók esetében. A kirívó ágazat itt is a juhtenyésztés a maga -30 és 135 közötti CSE mutatóival. Mint a 3.11. táblázatban, itt is az időszak első felében a marhaszektor, a második félben a baromfi szektor élvezte a legnagyobb támogatást, a sertésszektor pedig e két mutató között mozgott.

Az alábbi 3.13. táblázatban a sertés szektor termelői támogatási egyenérték (PSE) struktúráját vizsgáljuk, vagyis, hogy a gyakorlatban milyen csatornákon keresztül jutott el a támogatás a termelőkhez.

3.13. Táblázat. A termelői támogatási egyenérték (PSE) struktúrája

Év/millió Ft	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Piaci ártámogatás	24,418	12,491	16,188	13,533	33,155	42,235	14,049
Output alapú tám.	0	0	0	0	0	0	0
Állomány alapú tám.	205	170	275	598	670	161	0
Input felhasználás alapú tám.	3,247	1,985	2,987	2,884	2,206	3,997	6,291
Input megszorításra alapuló tám.	0	0	0	0	0	0	0
Teljes farmbevételre alapuló tám.	164	0	0	0	0	0	0
PSE összesen	28,034	14,646	19,450	17,015	36,031	46,393	20,340
Év/millió Ft	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Piaci ártámogatás	23,051	72,989	47,040	25,621	50,559	43,106	-
Output alapú tám.	0	3,525	8,191	3,405	2,975	4,540	-
Állomány alapú tám.	523	1,708	2,074	2,595	2,196	2,488	-
Input felhasználás alapú tám.	6,114	11,954	8,168	8,726	17,347	14,490	-
Input megszorításra alapuló tám.	33	9	13	8	11	141	-
Teljes farmbevételre alapuló tám.	0	0	0	0	0	0	-
PSE összesen	29,722	90,186	65,486	40,355	73,087	64,765	-

Forrás: OECD adatbázis – www.oecd.org

A 3.13. táblázatban nyomon követhető az agrárpolitikai eszközök használatának a változása. Kezdetben még létezett a teljes farm bevételre alapuló támogatás, ez a kilencvenes évek elején eltűnt. Az output alapú támogatás valamint az input megszorításra alapuló támogatás ellenben a vizsgált időszak második felében jelent meg. Ugyancsak az időszak második felében válik hangsúlyozottabbá az állomány

alapú támogatás. Általában elmondható, hogy a teljes időszakban a sertésszektor PSE mutatójához a legnagyobb mértékben a piaci ártámogatás járult hozzá. Második helyen pedig a felhasznált input alapú támogatás áll.

3.5. Összefoglalás

Ebben a fejezetben röviden ismertettük a magyar sertésszekort, annak főbb jellemzőit. Megállapítottuk, hogy nagyrészt állandó egyéni gazdálkodó arány mellett, 1995-ig nagymértékben csökkent a sertés állomány, majd 5 millió fős szinten, kétes jövedelmezőséggel stabilizálódott. Ennek megfelelően csökkent a húsfeldolgozó ipar kibocsátása, ami egybeesett az iparban végbemenő szerkezeti és tulajdonosi átalakulással. Ez a szükségesnél több húsipari vállalat megjelenésével, kihasználatlan kapacitásokkal, alacsony külföldi közvetlen tőkebefektetéssel, valamint alacsony koncentrációval járt együtt. A lecsökkent kínálat kisebb hazai kereslettel találkozott mivel az egy főre eső sertéshús fogyasztás a fehér húsok javára csökkent. A sertés külkereskedelem még mindig jelentős, változó export struktúra mellett az exportált mennyiség éves 250 – 300 millió USD pozitív egyenleget produkál.

A szektor főleg a kilencvenes évek elején részesült komolyabb állami támogatásban, a PSE szerkezet alapján a piaci ártámogatás valamint az input alapú támogatások a legfontosabb támogatási eszközök.

II Rész. Az empirikus elemzés

A II. rész empirikusan elemzi az árrésképzést, valamint az ártranszmissziót a magyar sertéshúspiacon. A rész két fejezetből áll, az első maga az árrés és ártranszmisszió empirikus elemzése a magyar sertéshúspiacon, a második pedig következtetéseket, és a kutatás folytatásának lehetséges irányait taglalja.

A 2.5 fejezetben tárgyaltuk az empirikus ártranszmisszióról és kereskedelmi árrésről szóló kutatásokat, és a fejezetet összefoglaló táblázatban az elemzésekhez felhasznált adatok típusát is bemutattuk. Az empirikus irodalom áttekintéséből kiderült, hogy nincs egy általánosan elfogadott adat használati módszer, vagyis találunk deflált és nem-deflált illetve illetve logaritmus és szint alapon használt adatokat is. Ezért az empirikus elemzést mindegyik lehetséges adat átalakítással elvégezzük, összehasonlítva az így kapott modellek teljesítményét.

Az árák közötti kointegrációs elemzés logaritmusban levő adatokkal való elvégzése mellett szól, hogy ellenkező esetben, a trenddel rendelkező adatok esetében, a relatív hiba időben csökken (Banerjee és társai, 1993, pp.31-32). Dawson és Tiffin (2000) ezt a megjegyzést kiegészíti azzal, hogy a logaritmikus átalakítás megfelelő, mivel a variancia a középvértékhez kötődik, és a szint adatok esetében a relatív hiba konstans. Továbbá, a logaritmusban kifejezett árakkal alkotott kointegrációs egyenletek esetében egyszerűen megkapjuk az ártranszmisszió rugalmasságának a mértékét.

A szint adatok használata esetén, kereskedelmi árrés vizsgálatakor, az árák közötti kointegrációs egyenlet szabadtagja forintban értelmezhető mértékű konstant árrés megállapítását teszi lehetővé, ezáltal megkönnyítve az értelmezést.

Az empirikus elemzést, beleértve az egységgyök teszteket, a kointegráció elemzést, és a hiba korrekciós modellezést az Estima RATS valamint Henrik Hansen és Katarina Juselius (2002) által kifejlesztett CATS ökonometriai szoftverekkel végeztük.

4. Fejezet. Árrés és ártranszmisszió elemzés

Ebben a fejezetben az I. függelékben bemutatott kointegrációs – hiba korrekciós módszerekkel elemezzük a magyar sertéshúspiacot. A fejezetet a rendelkezésre álló ár adatok leírásával kezdjük, majd a stacionaritás, strukturális törés, és kointegráció vizsgálatával folytatjuk. Ezután a kapott kointegrációs vektorokat teszteljük, hogy megállapítsuk melyik ár exogén illetve hogy kompetitív-e az árrésképzés. Végül a kointegrációs vektorok pozitív és negatív szakaszokra szegmentált hibatagjait használva felírjuk és teszteljük az aszimmetrikus ártranszmisszió vizsgálatára alkalmas VECM modelleket, majd, ahol ez megalapozott, ezek szimmetrikus verzióit.

4.1. Adatok

Az empirikus elemzéshez 132 megfigyelés, 1992 január és 2002 decembere között megfigyelt havi termelői és fogyasztói ár áll rendelkezésünkre¹. Egyes modellek esetében adatstabilitási problémák miatt egy szűkített, 1996 január és 2002 decembere közötti intervallumon, 84 megfigyelés segítségével végezzük az elemzést. A termelői ár az ország több régiójában megfigyelt élő vágóhídi sertés piaci árainak az átlaga. Ezt az élősúly árat Bojnec (2002) munkáját követve egy 0.72 konverziós tényezővel súlyozva alakítottuk át a vágott súlynak megfelelő termelői árra. A rendelkezésünkre álló különböző fogyasztói sertés termékek áraiból súlyozással két fogyasztói árat² állítottunk össze. Mivel az elemzést 1992 januárjára deflált illetve nem deflált adatokkal, valamint logaritmus illetve szint adatokkal végezzük, ezek függvényében 12 idősort határozunk meg, ezeket a 4.1. táblázatban

¹ Az adatok a Központi Statisztikai Hivatal Havi Közleményeiből illetve a KSH Fogyasztói árindex osztályától származnak

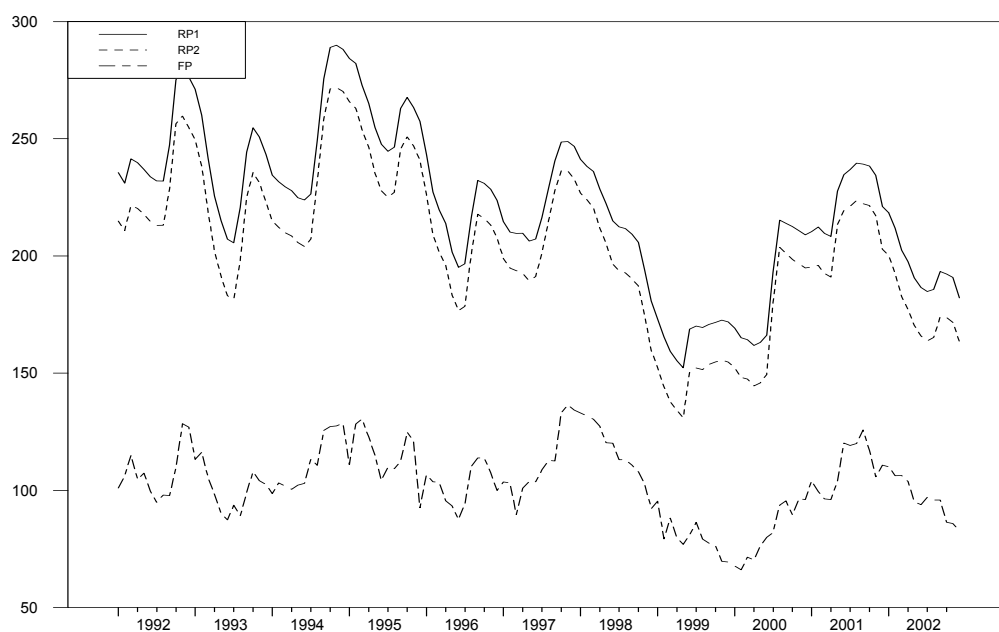
² $RP1 = \text{Csontos hús} \cdot 0.45 + \text{csont nélküli hús} \cdot 0.40 + \text{gépsonka} \cdot 0.05 + \text{szárazkolbász} \cdot 0.05 + \text{párizsi és lecsókolbász} \cdot 0.05$
 $RP2 = \text{rövidkaraj szűzpecsenyével, csontos + sertésstarja, csontos + sertéscomb csont és csülök nélküli + oldalas, csontos} / 4$

mutatjuk be. A 4.1. táblázatban felsorolt 12 ár alakulását a vizsgált időszakon a 4.1, 4.2, 4.3 és 4.4 ábrákon mutatjuk be.

4.1. Táblázat. Az elemzéshez használt idősorok meghatározása

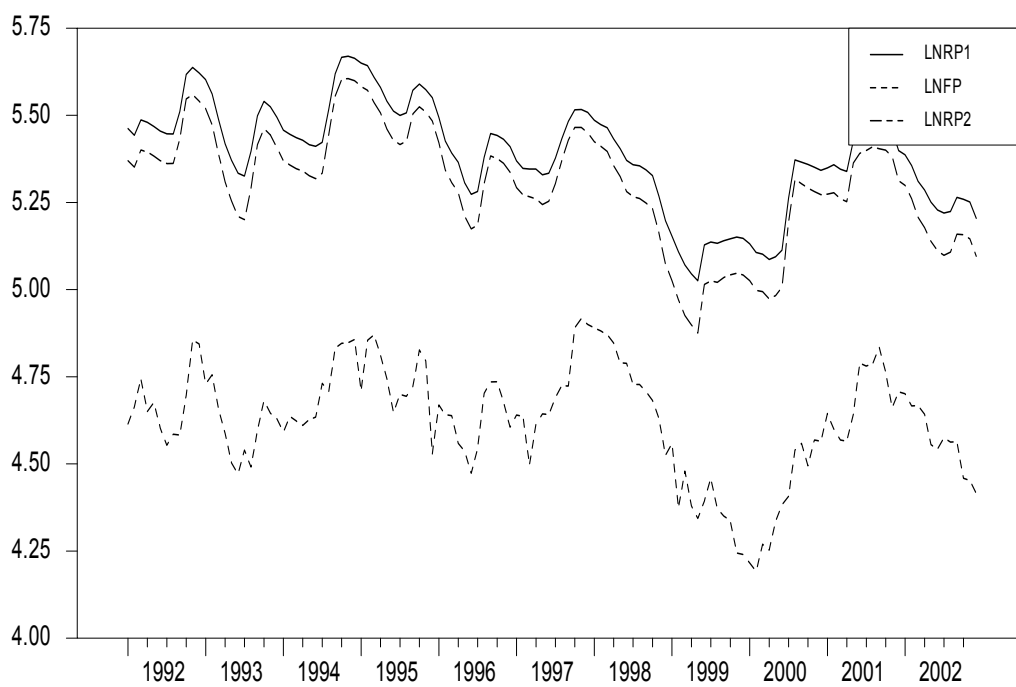
Árak	1992. januárra deflált	Nem deflált (nominál árak)	Szinten	Logaritmusban kifejezve
FP	X	-	X	-
RP1	X	-	X	-
RP2	X	-	X	-
InFP	X	-	-	X
InRP1	X	-	-	X
InRP2	X	-	-	X
UFP	-	X	X	-
URP1	-	X	X	-
URP2	-	X	X	-
InUFP	-	X	-	X
InURP1	-	X	-	X
InURP2	-	X	-	X

4.1. Ábra. Deflált RP1, RP2 fogyasztói valamint FP farm árak



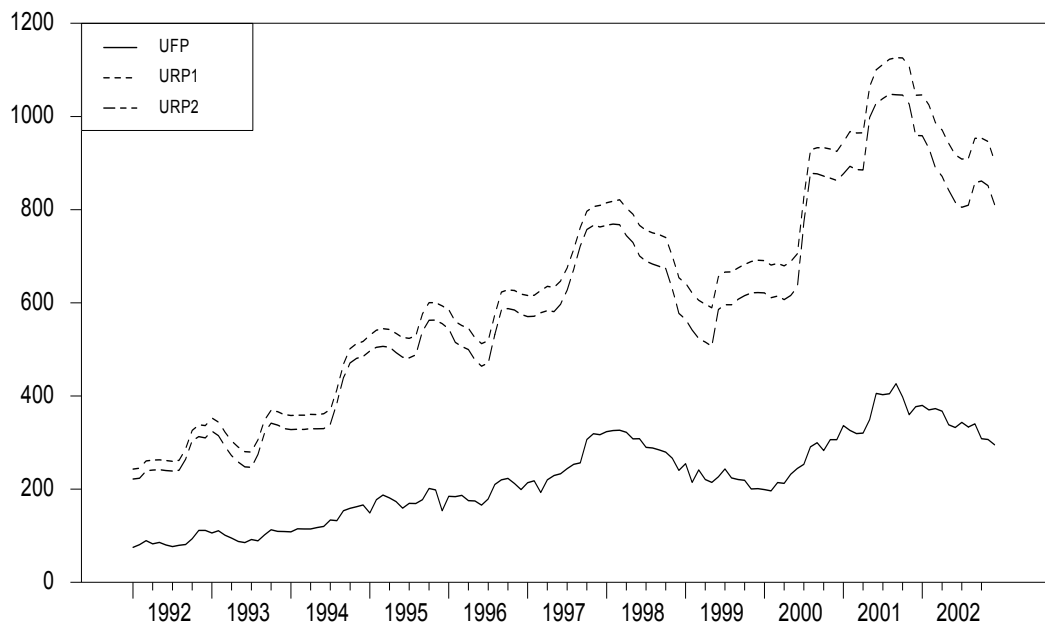
Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

4.2. Ábra. Deflált lnRP1, lnRP2 fogyasztói és lnFP farm árak, logaritmusban



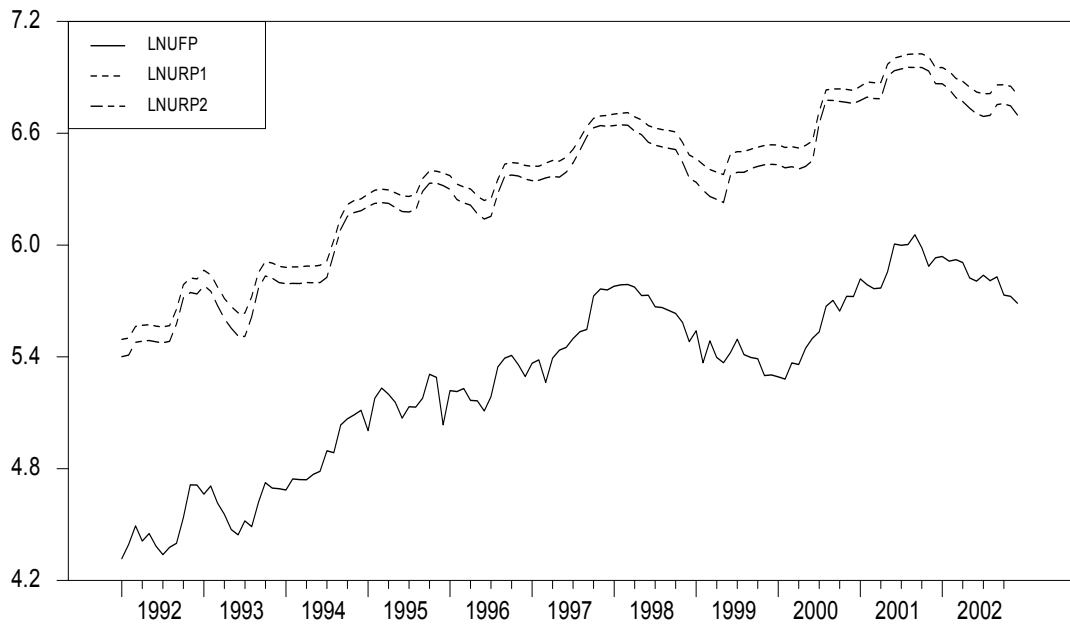
Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

4.3. Ábra. Nem – deflált URP1, URP2 fogyasztói és UFP farm árak



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

4.4. Ábra. Nem – deflált lnURP1, lnURP2 fogyasztói és lnUFP farm árak, logaritmusban



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

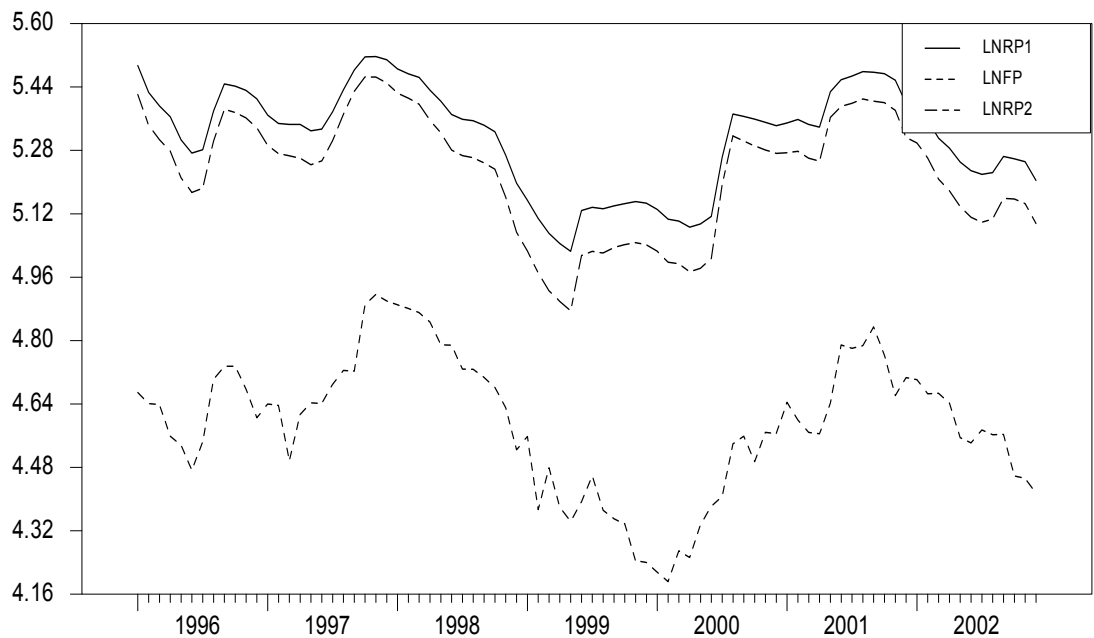
Az 4.1. - 4.4. ábrákon bemutatott sorozatok megtekintésével, minden komolyabb tesztelési eljárás nélkül úgy találjuk, hogy a tizenkét ársorozat meglehetősen változékony (az idősorok leíró statisztikáit lásd a II. függelékben) nem rendelkeznek stabil középértékkel illetve varianciával, főleg a magyar mezőgazdaság átmeneti periódusának az első szakaszában, 1992 – 1996 között. Ugyanebben az időszakban úgy tűnik, hogy a fogyasztói árak és a termelői ár nem mozognak egyszerre, ami valószínűleg a mezőgazdasági piacok a kilencvenes évek első felére jellemző kaotikusságának illetve a nem hatékonyan működő piacoknak köszönhető. Az 1996 – 2002 években ellenben az árak kissé stabilabbak, és a termelői – fogyasztói árak is inkább együtt mozognak hosszú távon. Ennek a szemléltetésére kettéválasztottuk a rendelkezésre álló mintát és az 1996 – 2002 periódust külön ábrázoljuk az 4.5. illetve 4.6. ábrán.

4.5. Ábra. Deflált RP1, RP2 fogyasztói valamint FP farm áruk (1996-2002)



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

4.6. Ábra. Deflált lnRP1, lnRP2 fogyasztói valamint lnFP farm áruk, logaritmusban
(1996 - 2002)



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

4.1.1. Stacionaritás vizsgálat: ADF tesztek

A formális egységgyök tesztet a bővített Dickey-Fuller módszerrel végeztük, először az 1992 – 2002 periódusra (4.2. táblázat):

4.2. Táblázat. Egységgyök teszt eredmények 1992 – 2002

Változó	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
Deflált adatok (1992 – 2002)			
FP	<i>Konstans</i>	0	- 2.588
	<i>Konstans és trend</i>	0	- 2.831
RP1	<i>Konstans</i>	2	- 2.41
	<i>Konstans és trend</i>	2	- 3.221*
RP2	<i>Konstans</i>	1	- 3.336**
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 4.402**
InFP	<i>Konstans</i>	0	-2.44
	<i>Konstans és trend</i>	0	-1.64
InRP1	<i>Konstans</i>	1	-2.95**
	<i>Konstans és trend</i>	1	-2.479
InRP2	<i>Konstans</i>	1	-3.05**
	<i>Konstans és trend</i>	1	-2.49
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)			
UFP	<i>Konstans</i>	0	-1. 436
	<i>Konstans és trend</i>	0	- 1.961
URP1	<i>Konstans</i>	1	- 1.587
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 2.887
URP2	<i>Konstans</i>	1	- 1.702
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 2.956
InUFP	<i>Konstans</i>	0	-1. 914
	<i>Konstans és trend</i>	0	- 2.006
InURP1	<i>Konstans</i>	1	- 2.035
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 2.991
InURP2	<i>Konstans</i>	1	- 2.08
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 3.09

*,** 0.90 és 0.95 szignifikanciát jelöl. A RATS szoftver által közölt 0.90 (0.95) szignifikancia szintnek megfelelő ADF teszt kritikus értékei konstanssal -2.58 (-2.89), és trenddel -3.15 (-3.45). A Schwarz Bayesian Kriteiumot használtuk a késleltetés hosszának a megállapításához.

Az 4.1. – 4.6. ábrák segítségével korábban már megállapítottuk, hogy a vizsgált ársorozatok valószínűleg nem stacionáriusak, a nem-deflált adatok esetében ezt az előbbi, 4.2. táblázat minden további nélkül alátámasztja.

A deflált adatok esetében, a termelői árak (FP és lnFP) tartalmaznak egységgyököt, tehát I(1)-ek, a fogyasztói árak stacionaritása azonban vegyes képet mutat. Egyesek stacionáriusak 0.95 szignifikancia szinten (RP2), trend stacionáriusak 0.90 szignifikancia szinten (RP1), vagy konstans és trend specifikáció esetén egységgyököt tartalmaznak (lnRP1, lnRP2) .

Mivel az 1992 - 1996 periódusra nagyfokú instabilitás jellemző, (lásd 4.1. - 4.4. ábrák), a deflált adatok esetében megismételjük az ADF tesztet egy leszűkített, 1996 január - 2002 december (lásd 4.5., 4.6. ábrák) időintervallumon. Az ADF tesztek eredményeit a 4.3. táblázatban mutatjuk be:

4.3. Táblázat. Egységgyök teszt eredmények 1996 – 2002

	Specifikáció	Késleltetés	Teszt statisztika
Deflált adatok (1996 – 2002)			
FP	<i>Konstans</i>	0	- 1.647
	<i>Konstans és trend</i>	0	- 1.828
RP1	<i>Konstans</i>	1	- 2.595*
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 2.721
RP2	<i>Konstans</i>	1	- 2.627*
	<i>Konstans és trend</i>	1	- 2.755
lnFP	<i>Konstans</i>	0	-1.53
	<i>Konstans és trend</i>	0	-1.64
lnRP1	<i>Konstans</i>	1	-2.39
	<i>Konstans és trend</i>	1	-2.48
lnRP2	<i>Konstans</i>	1	-2.4
	<i>Konstans és trend</i>	1	-2.49

*,** 0.90 és 0.95 szignifikanciát jelöl. A RATS szoftver által közölt 0.90 (0.95) szignifikancia szintnek megfelelő ADF teszt kritikus értékei konstanssal -2.58 (-2.89), és trenddel -3.15 (-3.45). A Schwarz Bayesian féle Kritériumot használtuk a késleltetés hosszának a megállapításához.

A csupán konstanst, és a trendet is tartalmazó tesztstatisztikák nem szignifikánsak egyik fogyasztói valamint a farm árra sem. Ezek alapján úgy döntünk, hogy mindegyik sorozatot I(1)-nek tekintjük, és ezentúl minden további vizsgálatot a deflált adatokkal az 1996-2002 leszűkített intervallumon végezzük.

4.1.2. Stacionaritás vizsgálat: Zivot – Andrews tesztek

Mivel strukturális törés jelenlétében, a bővített Dickey-Fuller egységgyök teszt, tévesen, nem utasítja el az egységgyök nullhipotézist (a probléma tárgyalását lásd I. függelékben), egy, az esetleges strukturális töréseket is figyelembe vevő teszttel is megvizsgáljuk adatainkat.

A Zivot – Andrews egységgyök teszt esetében a null hipotézis az egységgyök jelenléte és a nem strukturális törés, míg az alternatív hipotézis az egységgyök hiánya és a strukturális törés (Harris és Sollis, 2003, pp.61). A teszt eredményeket az alábbi 4.4 táblázatban mutatjuk be:

4.4. Táblázat. Zivot – Andrews egységgyök teszt eredmények

Változó	Strukturális törés	Késleltetés	Esetleges törés időpontja	Teszt statisztika
Deflált adatok (1996 – 2002)				
RP1	<i>csak konstansban</i>	1	2000:07	- 4.584
	<i>csak trendben</i>	1	1999:03	- 3.093
	<i>konstans és trendben</i>	1	2000:07	- 4.302
RP2	<i>csak konstansban</i>	1	2000:07	- 4.608
	<i>csak trendben</i>	1	1999:03	- 3.13
	<i>konstans és trendben</i>	1	2000:07	- 4.389
FP	<i>csak konstansban</i>	0	2000:08	- 2.652
	<i>csak trendben</i>	0	2002:01	- 2.569
	<i>konstans és trendben</i>	0	1998:05	- 2.623
InRP1	<i>csak konstansban</i>	2	1998:08	- 3.784
	<i>csak trendben</i>	2	1999:02	- 3.404
	<i>konstans és trendben</i>	2	1998:08	- 3.894

InRP2	<i>csak konstansban</i>	2	1998:07	- 3.723
	<i>csak trendben</i>	2	1999:02	- 3.317
	<i>konstans és trendben</i>	2	1998:08	- 3.8
InFP	<i>csak konstansban</i>	0	1999:12	- 3.348
	<i>csak trendben</i>	0	1998:12	- 2.988
	<i>konstans és trendben</i>	0	2001:10	- 4.01
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
URP1	<i>csak konstansban</i>	1	1998:04	- 3.355
	<i>csak trendben</i>	1	1995:10	- 2.966
	<i>konstans és trendben</i>	1	2001:05	- 3.985
URP2	<i>csak konstansban</i>	1	1998:04	- 3.453
	<i>csak trendben</i>	1	2001:05	- 3.063
	<i>konstans és trendben</i>	1	2001:05	- 4.024
UFP	<i>csak konstansban</i>	0	1998:07	- 2.815
	<i>csak trendben</i>	0	1997:11	- 2.173
	<i>konstans és trendben</i>	0	2001:05	- 3.039
InURP1	<i>csak konstansban</i>	2	1994:08	- 3.462
	<i>csak trendben</i>	2	1995:02	- 3.143
	<i>konstans és trendben</i>	2	1994:08	- 3.567
InURP2	<i>csak konstansban</i>	2	1994:07	- 3.519
	<i>csak trendben</i>	2	1995:02	- 3.208
	<i>konstans és trendben</i>	2	1994:08	- 3.578
InUFP	<i>csak konstansban</i>	0	1998:11	- 3.235
	<i>csak trendben</i>	0	1997:06	- 2.766
	<i>konstans és trendben</i>	0	1998:07	- 3.524

A RATS szoftver ZIVOT.SRC alprogramja által közölt 0.95 (0.99) szignifikancia szintnek megfelelő kritikus értékei a csak konstansban jelen lévő strukturális törés esetén -4.80 (-5.34), csak trendben jelen lévő strukturális törés esetén -4.42 (-4.93), mind konstans mind trendben jelen lévő strukturális törés esetén pedig -5.08 (-5.57). A Schwarz Bayesian féle Kritériumot használtuk a késleltetés hosszának a megállapításához.

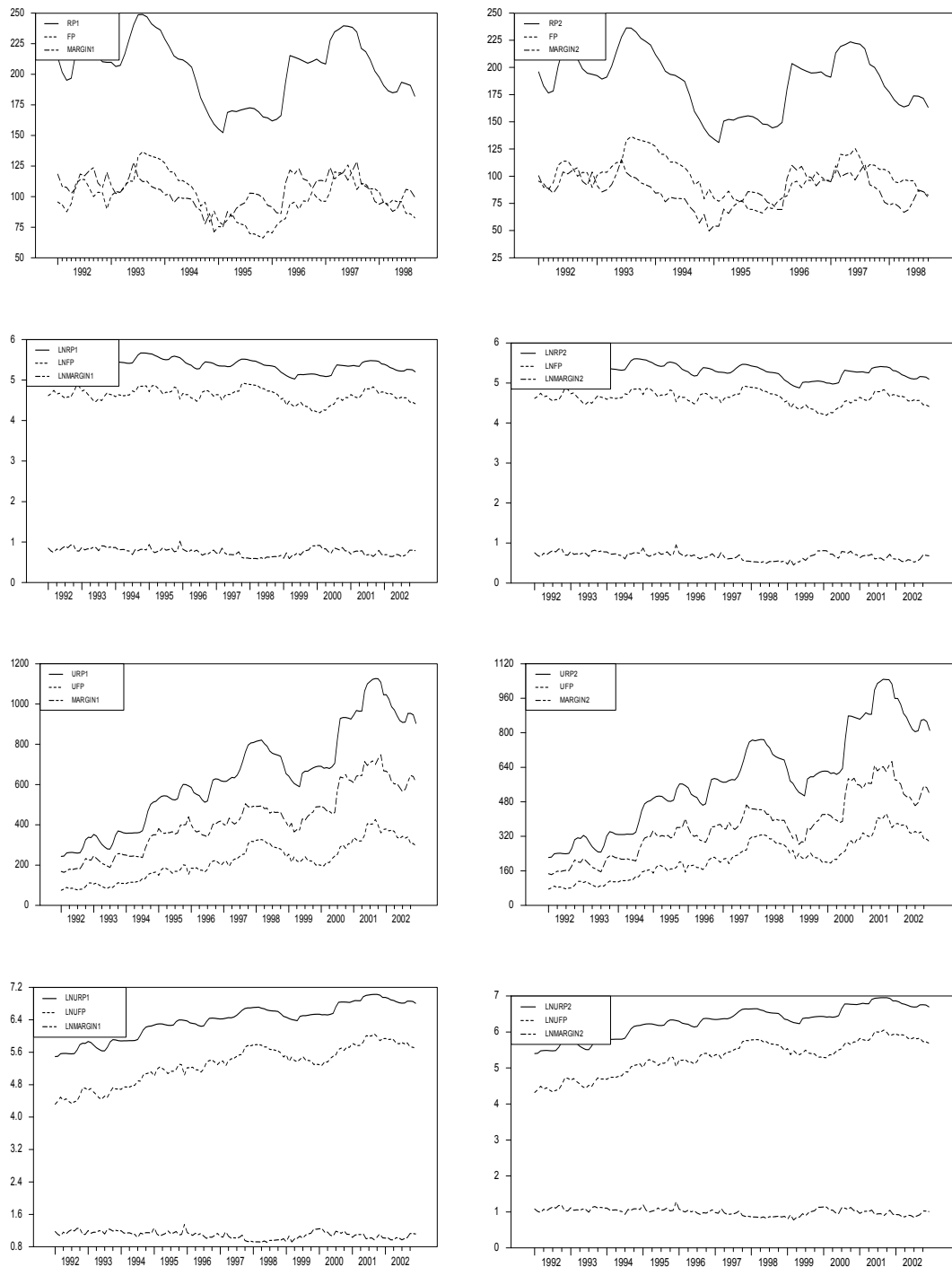
Az esetleges töréspontokat a teszt az adatok és a specifikáció függvényében elég változatosan határozza meg, a tesztstatisztikák azonban egyik esetben sem szignifikánsak, tehát az egységgyök és nincs strukturális törés nullhipotézist nem utasítjuk el. A 4.4 táblázat eredményei megerősítik az ADF tesztek eredményeit, és az összes idősort nem-stacionáriusnak tekintjük a megadott intervallumokon.

4.2. Kereskedelmi árrés elemzés

4.2.1. Modellválasztás

A 4.7. ábra a nyolc modellt, illetve az árakat összekötő árrést mutatja:

4.7. Ábra. Fogyasztói, farm árak, valamint a kereskedelmi árrés



Forrás: KSH adatok alapján saját számítás

Az előző alfejezetben láttuk, hogy a vizsgált időintervallumokon, az adatok nem stacionáriusak, ezért a klasszikus Wolfram – Houck (lásd 2.9 egyenlet) specifikáció alkalmazásával értelmetlen regressziót becsülhetünk. Ezért kointegrációs környezetben kell a további elemzéseket elvégezni. Ha a sorozatok kointegráltak, akkor a (2.12) egyenlethez hasonló Hiba Korrekciós modell becslése kívánatos.

A 2.4 fejezetben, a különböző árrés modellek tárgyalásakor hangsúlyoztuk a kereskedelmi árrés modellválasztás fontosságát, illetve felsoroltuk a különböző modelleket megalapozó elméleti feltételeket. Jelen esetben a Heien (1980) által kifejlesztett *mark-up* modell módosított változatát, a *mark-down* modellt (Dawson és Tiffin, 2000) alkalmazzuk.

A logaritmusban kifejezett árak esetében, az árrésmodellből közvetlenül megállapítható a két ár közötti hosszú távú rugalmasság. Ha a *mark-up* modellt használjuk, tehát az árak farm szinten határozódnak meg, akkor:

$$\ln RP = \alpha_1 + \varepsilon_{FP} \ln FP \quad (4.1)$$

ahol ε_{FP} a farm ártól (FP) a fogyasztói (RP) felé történő ártranszmisszió rugalmassága. Tökéletes transzmisszióról beszélünk, ha $\varepsilon_{FP} = 1$, ekkor a *mark-up* ($e^{\alpha_1} - 1$) lesz. Ebben a modellben a két ár között nem tökéletes a transzmisszió, ha $0 < \varepsilon_{FP} < 1$.

Ha ellenben az árak fogyasztói szinten határozódnak meg, akkor a következő *mark-down* modellt alkalmazunk:

$$\ln FP = \alpha_2 + \varepsilon_{RP} \ln RP \quad (4.2)$$

ahol ε_{RP} a fogyasztói ár (RP) és farm ár (FP) közötti ártranszmisszió rugalmassága. Mint az előbb, tökéletes transzmisszióról akkor beszélünk, ha $\varepsilon_{RP} = 1$, ekkor a *mark-down* ($1 - e^{\alpha_2}$) lesz, nem – tökéletes transzmisszió esetén pedig $\varepsilon_{RP} > 1$.

A gyenge exogenitás lényegét és tesztelési lehetőségeit az I. függelékben részletesen tárgyaljuk, itt annyit jegyzünk meg Hahn (1990, pp.20) és von Cramon-Taubadel (1998) nyomán, hogy a piac különböző szintjein levő két ár közötti

szimultenitás torzított és inkonzisztens becsléshez vezet a választott modelltől függetlenül. A módosított, mind *mark-up*, mind *mark-down* árképzést lehetővé tevő Heien féle modell alkalmazása megoldja ezt a problémát, ugyanakkor hangsúlyozza az exogén változó meghatározásának a fontosságát, hisz erre támaszkodik a modell választás, és ez határozza meg az eredmények interpretációját is. A modell elméleti feltételei (rövidtávon tökéletesen rugalmatlan kínálat, rögzített arányú input felhasználás, tehát nulla az inputok közötti helyettesítési rugalmasság, valamint rögzített a marketingszolgáltatások kínálati függvénye) elfogadhatóak a magyar sertéshús piacot tekintve.

4.2.2. Kointegráció vizsgálat

A nyolc ársorozat pár (lásd 4.7 ábra) közötti hosszú távú kapcsolatot vizsgáljuk a továbbiakban. Az idősor elemzés módszertanban (I. függelék) felsorolt előnyök miatt, a Johansen féle kointegrációs elemzés módszert választottuk az Engle és Granger módszerrel szemben. Mivel a kritikus értékek specifikáció függőek, a *Pantula elvet* (lásd I. függelék) alkalmaztuk a modell specifikáció és a kointegráció rangjának együttes vizsgálatára. Mindegyik modell esetében a *Pantula elv* a 2. modellt (a konstans a kointegrációs vektorra van korlátozva) választotta.

Az UFP – URP1 modell esetében, a nulla kointegrációs vektor nullhipotézist a *Nyom* statisztika nem utasította el, tehát nincs modell hosszú távú kapcsolat az UFP termelői és URP1 fogyasztói árak között, így ezt a modellt ejtjük a további vizsgálatból. A többi hét modell esetében, a *Nyom* és *Lambda-max* statisztikák 90 százalékos szignifikancia szinten elutasítják a nem-kointegráció null hipotézist és mindegyik árreláció esetében egy-egy kointegrációs vektort állapítanak meg (4.5. táblázat).

4.5. Táblázat. Kointegráció vizsgálat

Modell	Késleltetés	Null hipotézis	Nyom stat.	L- max stat.
Deflált adatok (1996 – 2002)				
FP – RP1	3	$H_0: r = 0$	18.84*	11.91*
		$H_0: r = 1$	6.93	6.93
FP – RP2	3	$H_0: r = 0$	20.79*	13.01*
		$H_0: r = 1$	7.78	7.78
lnFP – lnRP1	3	$H_0: r = 0$	19.13*	12.75*
		$H_0: r = 1$	6.38	6.38
lnFP – lnRP2	3	$H_0: r = 0$	20.60*	13.59*
		$H_0: r = 1$	7.01	7.01
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
UFP – URP1	3	$H_0: r = 0$	17.62	14.27*
		$H_0: r = 1$	3.35	3.35
UFP – URP2	3	$H_0: r = 0$	21.35*	17.86*
		$H_0: r = 1$	3.48	3.48
lnUFP – lnURP1	3	$H_0: r = 0$	20.27*	13.96*
		$H_0: r = 1$	6.31	6.31
lnUFP – lnURP2	3	$H_0: r = 0$	20.79*	15.60*
		$H_0: r = 1$	5.20	5.20

* 0.90 szignifikancia szintet jelöl. 11 centrált szezonális dummy változót tartalmaz.

A kointegrációs vektorokat az 4.6. táblázatban a fogyasztói árra normalizált formában mutatjuk be. Ez azt jelenti, hogy a kointegrációs vektor összes tagját (fogyasztói ár, farm ár, konstans) elosztjuk a fogyasztói ár együtthatójával, hogy az utóbbi együttható 1 legyen, ezáltal pedig a két ár közötti kapcsolat könnyebben lesz értelmezhető.

4.6. Táblázat. Kointegrációs vektorok (normalizált forma)

Modell			
Deflált adatok (1996 – 2002)			
FP – RP1	RP1	FP	Konstans
	1.00	- 1.363	- 68.527
FP – RP2	RP2	FP	Konstans
	1.00	- 1.419	- 46.256
InFP – InRP1	InRP1	InFP	Konstans
	1.00	-0.677	-2.206
InFP – InRP2	InRP2	InFP	Konstans
	1.00	-0.769	-1.7
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)			
UFP – URP2	URP2	UFP	Konstans
	1.00	- 2.476	- 31.457
InUFP – InURP1	InURP1	InUFP	Konstans
	1.00	- 0.929	-1.439
InUFP – InURP2	InURP2	InUFP	Konstans
	1.00	- 0.917	- 1.423

A kapott kointegrációs vektorok elemeinek az előjele megfelelő, a nagyságrendek is ebben a szakaszban jónak tűnnek. Hogy a kointegrációs modellek ökonometriailag megfelelőek-e vagy a modellünk rosszul van specifikálva, a hibatagok elemzésével dönthetjük el. Az 4.7. táblázat három autokorreláció teszt és egy normalitás teszt eredményeit mutatja be. Hansen és Juselius (2002) nyomán, az első egy Ljung – Box féle autokorrelációs teszt, amely az első T/4 (ahol T a minta nagysága) késleltetéssel kiszámolt autokorreláción alapul, a második illetve a harmadik teszt pedig az első illetve negyedrendű LM autokorrelációs teszt. Mindezeknek a teszteknek a nullhipotézise a nem-autokorreláció. A normalitás teszt a Shenton - Bowman egyváltozós teszt többváltozós változata, melynek a nullhipotézise a normalitás.

4.7. Táblázat. Reziduum tesztek

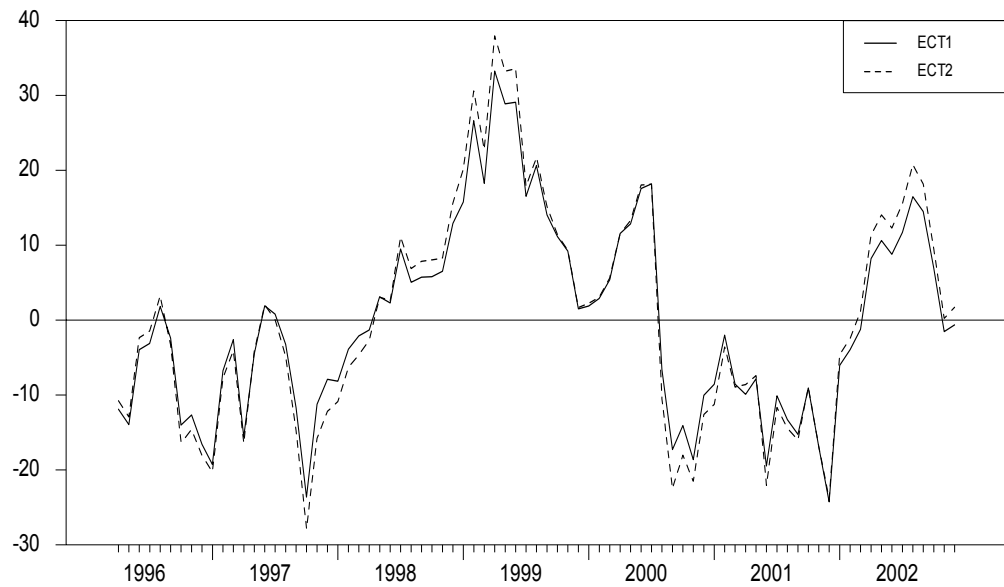
Modell	Ljung-Box(20), Ljung-Box(32)* p- érték	LM(1) p- érték	LM(4) p- érték	Normalitás p- érték
Deflált adatok (1996 – 2002)				
FP – RP1	0.69	0.77	0.72	0.00
FP – RP2	0.64	0.81	0.63	0.00
InFP – InRP1	0.69	0.68	0.58	0.00
InFP – InRP2	0.61	0.64	0.52	0.00
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
UFP – URP2	0.19	0.92	0.77	0.00
InUFP – InURP1	0.79	0.75	0.81	0.00
InUFP – InURP2	0.76	0.83	0.61	0.00

* Az 1992 -2002 modellek esetében

A nem-autokorreláció nullhipotézist egyik teszt alapján sem utasíthatjuk el. A normalitás nullhipotézist azonban a kapott p – érték alapján el kell utasítanunk³. Von Cramon-Taubadel (1998) szerint a „nem - normalitás – azt jelenti, hogy az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb eloszlás csoportra is igazak.” Az 4.8. – 4.11. ábrán a kointegrációs vektorok ECT1 és ECT2 hibatagjait (reziduumait) ábrázoljuk. Az ábrákat megfigyelve úgy tűnik, hogy a hibatagok *fehér zajok*, állandó középértékkel és varianciával rendelkeznek. Trendet vagy esetleges egységgyököket az ábra alapján nem valószínűsíthetünk.

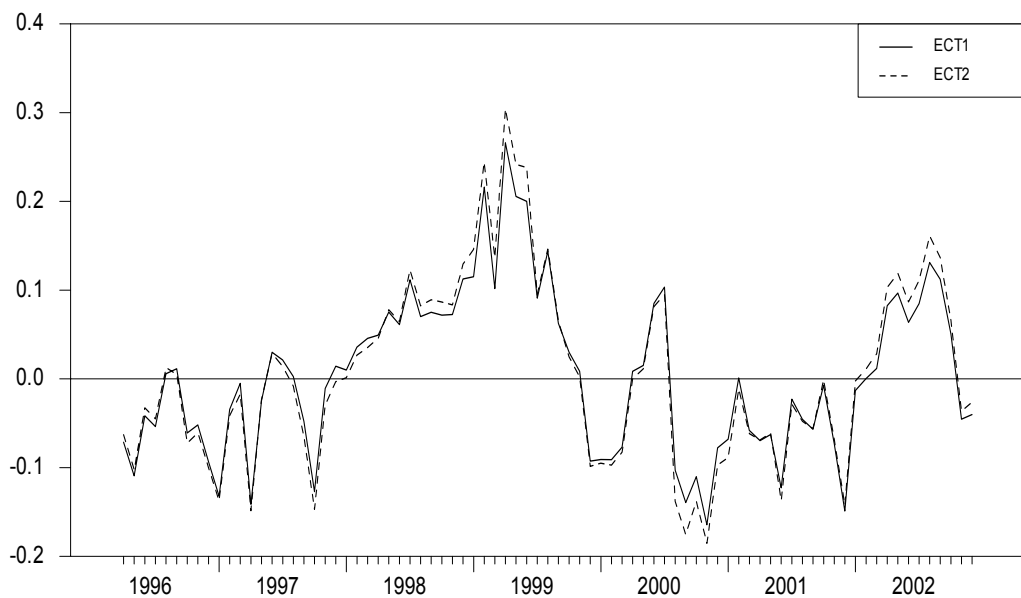
³ A kointegrációs reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben

4.8. Ábra. A deflált, szint modellek kointegrációs vektoraiból származó hibatagok



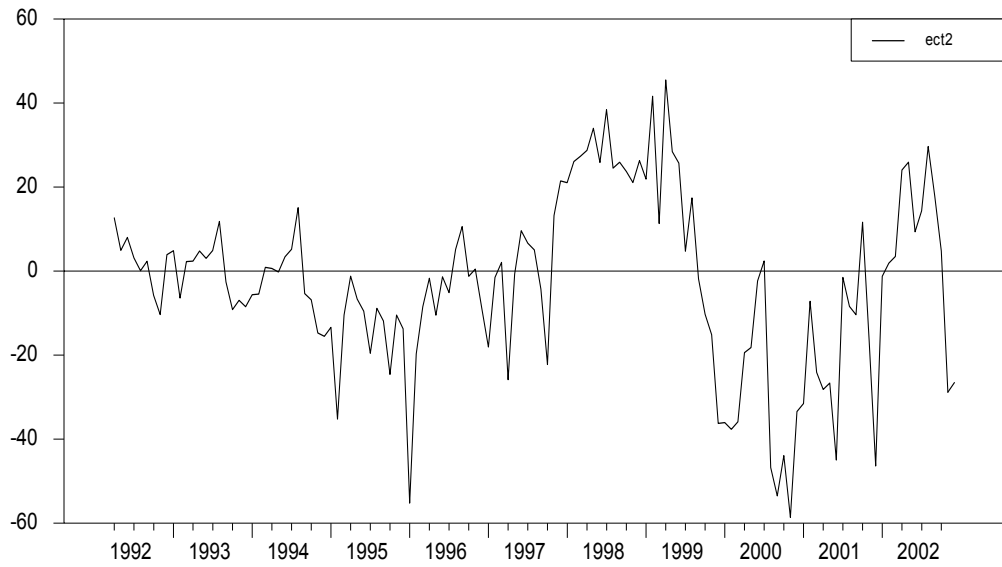
Forrás: Saját számítások

4.9. Ábra. A deflált, logaritmus modellek kointegrációs vektoraiból származó hibatagok



Forrás: Saját számítások

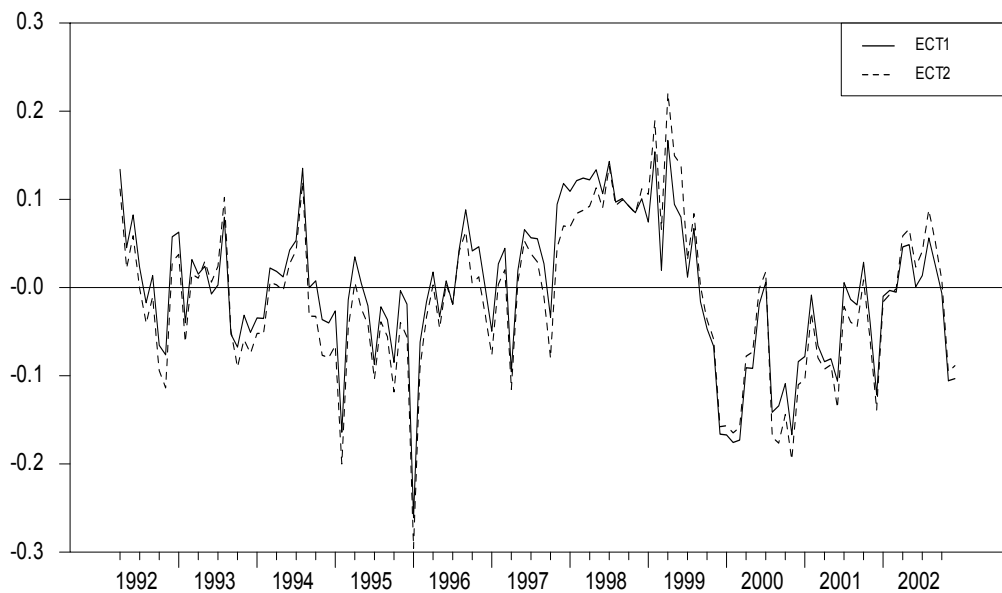
4.10. Ábra. A nem - deflált, szint modell kointegrációs vektorából származó hibatag



Forrás: Saját számítások

4.11. Ábra. A nem - deflált, logaritmus modellek kointegrációs vektoraiból származó

hibatagok



Forrás: Saját számítások

Az első függelékben bemutattuk, a kointegráció lényege, hogy a kointegrált idősorok hibatagjai *fehér zajok* lesznek. A Johansen féle kointegrációs eljárás úgy keresi a kointegrációs vektorokat, hogy a hibatagok ne tartalmazzanak egységgyököt. Annak érdekében, hogy teljesen biztosak legyünk hogy a termelői illetve fogyasztói árak kointegráltak, elvégezzük a kointegrációs hibatagok egységgyök tesztjeit is. Mint az 4.8. – 4.11. ábrákon látható, a vizsgált reziduumokban nincs trend, így konstanssal illetve konstans nélküli egységgyök tesztet végzünk. Az 5.7. táblázatban közölt eredmények alapján határozottan elvetjük az egységgyök a reziduumokban null hipotézist.

4.8. Táblázat. A hibatagok egységgyök teszt eredményei

Specifikáció	Késleltetés	Hibatag	Késleltetés	Hibatag
Deflált adatok (1996 – 2002)				
		ECT1		ECT2
konstans nélkül	0	- 3.475	0	- 3.239
konstanssal	0	- 3.463	0	- 3.233
		ECTIn1		ECTIn2
konstans nélkül	0	3.35	0	3.07
konstanssal	0	3.34	0	3.07
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
		ECTU1		ECTU2
<i>konstans nélkül</i>	-	-	0	- 4.29
<i>konstanssal</i>	-	-	0	- 4.35
		ECTInU1		ECTInU2
<i>konstans nélkül</i>	1	- 3.708	0	- 4.90
<i>konstanssal</i>	1	- 3.701	0	- 4.991

A RATS szoftver által közölt 0.90 (0.95) szignifikancia szintnek megfelelő ADF teszt kritikus értékei konstans nélkül -1.61 (-1.95), és konstanssal -2.58 (-2.89). A Schwarz Bayesian féle Kriterionot használtuk a késleltetés hosszának a megállapításához.

4.2.3. Hosszú távú exogenitás

A hosszú távú exogenitás vizsgálatához az I. függelékben leírtak alapján a hosszú távú információt tartalmazó Π mátrix α vektor komponensét használjuk, amely az úgynevezett *alkalmazkodási sebesség* (speed of adjustment) koefficienseket tartalmazza. A vizsgált hét modell az α , alkalmazkodási sebesség mátrixát valamint az egyes α értékeknek megfelelő Student t – statisztikákat a 4.9. táblázatban láthatjuk:

4.9. Táblázat. Alkalmazkodási sebesség (factor loading matrix) (α)

Modell	Változó	α	t - érték
Deflált adatok (1996 – 2002)			
FP – RP1	FP	0.201	3.490*
	RP1	0.036	0.550
FP – RP2	FP	0.191	3.708*
	RP2	0.047	0.721
InFP – InRP1	InFP	0.423	3.623*
	InRP1	0.037	0.552
InFP – InRP2	InFP	0.354	3.780*
	InRP2	0.043	0.646
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)			
UFP – URP2	UFP	0.116	4.286*
	URP2	0.095	2.087*
InUFP – InURP1	InUFP	0.266	3.517*
	InURP1	0.094	2.494*
InUFP – InURP2	InUFP	0.311	4.036*
	InURP2	0.081	1.753

*0.95 szignifikancia szint

Ha egy külső sokk éri a kointegrált rendszert, akkor az egyes változók reakciósebessége a hozzájuk tartozó α paraméter nagyságától függ. A 4.9. táblázatban található egyes α paraméterek mind pozitív előjelűek, és a termelői árhoz tartozók lényegesen nagyobbak, mint a fogyasztói árhoz kapcsolódóak. Ebből arra

következtetünk, hogy a farm árak sokkal intenzívebben reagálnak a váratlan sokkokra, mint a fogyasztói árak. A termelői árakhoz tartozó paraméterek nagyságrendje elég nagy, (0.116 – 0.423), míg a fogyasztói árakhoz tartozó paraméterek nagyságrendje kicsi, (0.036 – 0.095). Ezekből egy gyors és intenzív farm ár korrekcióra következtethetünk az egyensúlyi ponttól távolabb bekövetkezett váratlan sokkok esetén. Az α paraméterekhez tartozó t – statisztikákat vizsgálva megállapíthatjuk, hogy egyik fogyasztói árhoz kapcsolódó α érték sem volt statisztikailag szignifikáns 95%-on, ezért valószínűsíthetjük, hogy a fogyasztói ár exogén hosszú távon. Ezt a hipotézist úgy teszteljük, hogy az α paramétereket nullává korlátozzuk a kointegrációs egyenletekben. A teszt eredményeket az 4.10. táblázatban mutatjuk be.

4.10. Táblázat. Gyenge exogenitás tesztek

Modell	Változó	Exogenitás teszt	Likelihood Arány statiszt.	p-érték
Deflált adatok (1996 – 2002)				
FP – RP1	FP	$\alpha_{FP} = 0$	$\chi^2(1) = 4.75$	0.03
	RP1	$\alpha_{RP1} = 0$	$\chi^2(1) = 0.13$	0.72
FP – RP2	FP	$\alpha_{FP} = 0$	$\chi^2(1) = 5.12$	0.02
	RP2	$\alpha_{RP2} = 0$	$\chi^2(1) = 0.22$	0.64
InFP – InRP1	InFP	$\alpha_{InFP} = 0$	$\chi^2(1)=4.75$	0.01
	InRP1	$\alpha_{InRP1} = 0$	$\chi^2(1)=0.13$	0.69
InFP – InRP2	InFP	$\alpha_{InFP} = 0$	$\chi^2(1)=6.37$	0.01
	InRP2	$\alpha_{InRP2} = 0$	$\chi^2(1)=0.21$	0.65
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
UFP – URP2	UFP	$\alpha_{UFP} = 0$	$\chi^2(1) = 13.83$	0.00
	URP2	$\alpha_{URP2} = 0$	$\chi^2(1) = 3.48$	0.06
InUFP – InURP1	InUFP	$\alpha_{InUFP} = 0$	$\chi^2(1) = 6.50$	0.01
	InURP1	$\alpha_{InURP1} = 0$	$\chi^2(1) = 3.38$	0.07
InUFP – InURP2	InUFP	$\alpha_{InUFP} = 0$	$\chi^2(1) = 10.23$	0.00
	InURP2	$\alpha_{InURP2} = 0$	$\chi^2(1) = 2.06$	0.15

Bár az 4.9. táblázatban a farmárokhoz tartozó α paraméterek t – statisztikái ezt nem indokolták, a termelői árakon is elvégeztük az exogenitás tesztet, amely megerősítette a korábbi eredményeket, hisz 95% szignifikancia szinten a gyengén exogén farm árak nullhipotézist mindegyik modell esetében határozottan el kell vetnünk. A fogyasztói áraknak megfelelő teszt statisztikák azonban nem teszik lehetővé a hosszú távon gyengén exogén fogyasztói árak nullhipotézis elvetését, így a gyengén exogén fogyasztói árak alternatív hipotézist fogadjuk el. Az I. függelék 4. alfejezetnek megfelelően a gyengén exogénnek bizonyult fogyasztói árakra támaszkodva felírhatjuk a feltételes (conditional) modellt. Az eredeti modelleket az 4.6. táblázatban a fogyasztói árakra normalizálva mutattuk be. Mivel tudjuk, hogy a fogyasztói árak gyengén exogének, az 4.11. táblázatban az újrabecsült modelleket az egyszerűbb értelmezhetőség kedvéért, valamint hogy az eddigi eredményeket tükrözzük, a farm árakra normalizálva mutatjuk be.

4.11. Táblázat. Kointegrációs vektorok - újra becsült modellek (normalizált forma)

Modell			
Deflált adatok (1996 – 2002)			
FP – RP1	RP1	FP	Konstans
	- 0.773	1.00	58.158
FP – RP2	RP2	FP	Konstans
	- 0.759	1.00	42.454
InFP – InRP1	InRP1	InFP	Konstans
	-1.545	1.00	3.623
InFP – InRP2	InRP2	InFP	Konstans
	-1.381	1.00	2.626
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)			
UFP – URP2	URP2	UFP	Konstans
	-0.419	1.00	23.408
InUFP – InURP1	InURP1	InUFP	Konstans
	-1.140	1.00	1.981
InUFP – InURP2	InURP2	InUFP	Konstans
	-1.128	1.00	1.798

Az együttthatók előjelei megfelelnek az előzetes várakozásoknak, nagyságrendjük kis mértékben változott a 4.6. táblázatban bemutatott modellhez képest. A gyengén exogén változókra kondicionálásnak köszönhetően, a modellek jobb statisztikai tulajdonságokkal rendelkeznek (lásd I. függelék). Mivel újrabecsültük a modelleket, szükséges elvégezni a kapott reziduumok diagnosztikai tesztjeit. A korábbi modellekhez hasonlóan három autokorrelációs valamint egy normalitás tesztet végeztünk el, az eredmények az 4.12. táblázatban találhatók.

4.12. Táblázat. Reziduum tesztek- újrabecsült modellek

Modell	Ljung-Box(20) Ljung-Box(32)* p-érték	LM(1) p- érték	LM(4) p- érték	Normalitás p- érték
Deflált adatok (1996 – 2002)				
FP – RP1	0.64	0.73	0.68	0.00
FP – RP2	0.57	0.78	0.58	0.00
InFP – InRP1	0.64	0.70	0.54	0.00
InFP – InRP2	0.57	0.68	0.48	0.00
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
UFP – URP2	0.10	0.58	0.49	0.00
InUFP – InURP1	0.76	0.57	0.60	0.00
InUFP – InURP2	0.73	0.66	0.48	0.00

* Az 1992 -2002 modellek esetében

A nem – autokorreláció nullhipotéziseket egyik teszt sem veti el, így a modellek megfelelőnek tűnnek. Ugyanakkor, mint korábban is, a normalitás null hipotézist el kell vetnünk. Von Cramon Taubadel (1998, pp.10) szerint ilyenkor az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb eloszlás csoportra is igazak.

4.2.4. Homogenitás vizsgálat

Hogy megállapítsuk, tökéletes-e az ártranszmisszió (lásd 2.4. alfejezet) a magyar sertéshús piacon, vagyis a kereskedelmi árés csupán egy abszolút értékből áll (a logaritmus modellek esetében ezek az α_1 és α_2 konstansok a 4.1 illetve 4.2 egyenletekből), homogenitás tesztekkel kell végeznünk. Egy korlátozott modellt becsültünk, és a likelihood arány teszt eredményeit az 4.13. táblázatban foglaljuk össze.

4.13. Táblázat. Az újra becsült modellek- homogenitás teszt

Modell				
Deflált adatok (1996 – 2002)				
FP – RP1	RP1	FP	Konstans	LR-teszt p-érték
	- 1.00	1.00	104.35	0.34
FP – RP2	RP2	FP	Konstans	LR-teszt p-érték
	- 1.00	1.00	87.571	0.32
InFP – InRP1	InRP1	InFP	Konstans	LR-teszt p-érték
	1.00	-1.	0.725	0.02
InFP – InRP2	InRP2	InFP	Konstans	LR-teszt p-érték
	-1.00	1.00	0.637	0.06
Nem – deflált adatok (1992 – 2002)				
UFP – URP2	URP2	UFP	Konstans	LR-teszt p-érték
	-1.00	1.00	342.335	0.00
InUFP – InURP1	InURP1	InUFP	Konstans	LR-teszt p-érték
	-1.00	1.00	1.087	0.01
InUFP – InURP2	InURP2	InUFP	Konstans	LR-teszt p-érték
	-1.00	1.00	0.984	0.02

A homogenitás tesztekkel azt a nullhipotézist teszteljük, hogy vajon a vizsgált hét modellben a fogyasztói árak valamint a termelői árak együttthatói egyenlők-e ellentétes előjellel.

A deflált szint modellek (FP – RP1, FP – RP2) esetében a homogenitás nullhipotézist a konvencionális szignifikancia szinteken nem utasíthatjuk el. A deflált logaritmus modellek közül a lnFP – lnRP2 modell együttthatói 95%-on nem, de 90%-on homogéneknek tekinthetők⁴, míg a lnFP – lnRP1 modell esetében a homogenitás null hipotézist elutasítjuk. Az összes nem-deflált modell határozottan elutasítja a homogenitás nullhipotézist.

Az exogenitás tesztek (4.10 táblázat), a homogenitás tesztek (4.13 táblázat) alapján az 4.2.1 alfejezetben tárgyalt modellek közül a mark – down modellt fogadjuk el megfelelőnek a magyar sertéshúspiacra, vagyis az árak a fogyasztói piacon határozódnak meg, és az árinformáció onnan terjed lefele a marketing láncon. Másképpen fogalmazva, a kiskereskedők/feldolgozók „ajánlatokat tesznek” (Dawson és Tiffin, 2000) lefele a marketing csatornán a termelőknek. Az 4.11 és 4.13 táblázatok alapján, a hosszú távú kointegrációs kapcsolatok az árak között a következők lesznek:

$$FP = - 104.35 + RP1 \quad (4.3)$$

$$FP = - 87.57 + RP2 \quad (4.4)$$

$$\ln FP = - 3.623 + 1.545 \ln RP1 \quad (4.5)$$

$$\ln FP = - 2.626 + 1.381 \ln RP2 \quad (4.6)$$

$$UFP = - 23.408 + 0.419URP2 \quad (4.7)$$

$$\ln UFP = - 1.981 + 1.140 \ln URP1 \quad (4.8)$$

$$\ln UFP = - 1.798 + 1.128 \ln URP2 \quad (4.9)$$

⁴ Ha a lnRP2 – lnFP modell esetében elfogadjuk a homogenitás nullhipotézist (ezt 90%on megtehetjük, lévén a teszt p-értéke 0.06), akkor a két ár közötti kapcsolatot a következőképpen írhatjuk fel:

$$\ln FP = - 0.637 + \ln RP2$$

Az 4.2. egyenlet alapján pedig, megállapíthatjuk, hogy a kereskedelmi árrés, M:

$$M = (1 - e^{-0.637}) * RP * 100 = 47.11\% RP$$

A 4.3 és 4.4 modell esetében, ahol a homogenitás nullhipotézist nem utasítottuk el, a termelői és fogyasztói árak közötti ártranszmisszió tökéletes lesz, vagyis az árak közötti különbség egy abszolút konstans árréssel kifejezhető. Mivel deflált szint adatokat használtunk, a FP és RP1 között 1992 januári árakon 104.35 forint , a FP és RP2 között pedig 87.57 forint abszolút konstans árrés lesz.

Mivel a többi négy (4.5, 4.6, 4.8, 4.9 egyenletek) modell esetében a homogenitás null hipotézist elutasítottuk, ezekben a *mark – down* modellekben a termelői és fogyasztói árak között nem lesz tökéletes ártranszmisszió.

A nem – tökéletes ártranszmisszió elaszticitásai $\epsilon_{\ln RP1} = 1.45$, $\epsilon_{\ln RP2} = 1.381$, $\epsilon_{\ln URP1} = 1.14$, $\epsilon_{\ln URP2} = 1.128$ lesznek.

Az (4.3) - (4.9) egyenletek hibtagjait, elmentettük, és ezek lesznek a hiba korrekciós tagok a Vektor Hiba Korrekciós modellben, amellyel az ártranszmisszió szimmetriáját kívánjuk vizsgálni.

4.3. Ártranszmisszió elemzés

4.3.1. Modellezési problémák

A Johansen féle kointegrációs eljárásban az aszimmetrikus ártranszmisszió illetve a rövid távú paraméterek exogenitásának a vizsgálatára tudunkkal nincs becslési, valamint tesztelési eljárás kidolgozva, ezért a továbbiakban Engle és Granger (1987) két lépcsős módszerével (lásd I. függelék) folytatjuk elemzésünket. Az árréssel foglalkozó alfejezetben meghatároztuk a hosszú távú kointegráló vektorokat, valamint a hiba korrekciós tagokat, amelyeket a (2.11) egyenlethez hasonlóan pozitív és negatív fázisokra választottuk szét, megalkotva az ECT1M, ECT2M, ECTln1M, ECTln2M, ECTU2M, ECTlnU1M, ECTlnU2M negatív illetve az ECT1P, ECT2P, ECTln1P, ECTln2P, ECTU2P, ECTlnU1P, ECTlnU2P pozitív szakaszokat modellező változókat. Az asszimetriát vizsgáló VECM modell felírásához kiszámoltuk a farm árak első differenciáit: ΔFP_t , $\Delta \ln FP_t$, ΔUFP_t , $\Delta \ln UFP_t$, valamint a fogyasztói árak első differenciáit : $\Delta RP1_t$, $\Delta RP2_t$, $\Delta \ln RP1_t$, $\Delta \ln RP2_t$, $\Delta URP2_t$, $\Delta \ln URP1_t$, $\Delta \ln URP2_t$. A

hibakorrekciós tagokhoz hasonlóan, a fogyasztói árakat is negatív ($\Delta RP1M_t$, $\Delta RP2M_t$, $\Delta \ln RP1M_t$, $\Delta \ln RP2M_t$, $\Delta URP2M_t$, $\Delta \ln URP1M_t$, $\Delta \ln URP2M_t$) és pozitív szakaszokra ($\Delta RP1P_t$, $\Delta RP2P_t$, $\Delta \ln RP1P_t$, $\Delta \ln RP2P_t$, $\Delta URP2P_t$, $\Delta \ln URP1P_t$, $\Delta \ln URP2P_t$) szegmentáltuk⁵.

Miként a kointegrációs egyenletekben a hosszú távon exogén változóra, a rövid távú modellben a rövid távon gyengén exogén változóra kellene kondicionálni a modellt, de ebben a stádiumban még nem tudjuk melyik változó lesz az. Tudjuk ellenben, hogy hosszú távon a fogyasztói árak gyengén exogének, ezért egyelőre a rövid távú modellt úgy írjuk fel, hogy a farm ár differenciája, $\Delta \ln FP$ legyen a függő változó. A (2.12) egyenletet először negyedrendű késleltetéssel⁶, a Legkisebb Négyzetek módszerrel becsültük, majd a nem szignifikáns magyarázó változókat fokozatosan eltávolítottuk a modellből, míg a parsimoniousabb, az 4.14, 4.15, 4.16, 4.17, 4.18, 4.19, 4.20 táblázatban bemutatott modellekhez jutottunk.

4.3.2. Diagnosztikai tesztek

Mielőtt értelmeznénk az 4.14 - 4.20 táblázatokba foglalt eredményeket, tekintsük át a modellek helyességének a tesztelésére alkalmazott módszereket.

A reziduumban fellépő autokorreláció vizsgálatára általában alkalmas a Durbin-Watson statisztika, amelyet a szoftverek általában automatikusan közölnek egy-egy regresszió után. Hátránya, hogy csupán az első rendű reziduumban fellépő autokorrelációt képes diagnosztizálni, az ennél magasabb rendű autokorreláció kimutatására nem képes. Három feltétele van azonban a DW statisztika alkalmazásának, ezek a következők (Brooks, 2003, pp.164):

1. A regresszió kell konstanst tartalmazzon;
2. A regresszorok nem – sztohasztikusak kell legyenek;

⁵ A VECMhez kiszámolt változók grafikus ábrázolását lásd a III. függelékben.

⁶ A konstanst a kointegrációs vektorra korlátoztuk (lásd 4.2.2. alfejezet), trendre nincs szükség, így a VECMbe csak első differenciák, ezek késleltetései és hibakorrekciós tagok szerepelnek.

3. A függő váltónak nem lehetnek késleltetett értékei a regresszorok között.

Az 4.14 – 4.33 táblázatokban bemutatott modellek a fenti három feltétel közül egyiket sem teljesítik. Ezért a reziduumok autokorrelációjának vizsgálatára a Breusch – Godfrey féle LM tesztet alkalmaztuk első, negyed és tizenkettedrendű autokorreláció vizsgálatára. Az LM teszteken kívül, a Ljung-Box Q statisztikát is kiszámoltuk, amely szimultán teszti, hogy vajon az első $T/4$ (ahol T a minta nagysága) korrelációs koefficiens egyszerre egyenlő-e nullával. Akár egy koefficiens nem nulla értéke a nem-autokorreláció nullhipotézis elvetését eredményezi.

A konstans varianciájú reziduumok, vagyis a homoszkedaszticitás nullhipotézist a White tesztel vizsgáltuk. A módszer egy segédregresszió becslésére alapszik, melyben az eredeti regresszió reziduumainak a négyzetét regresszáljuk egy konstanson, az eredeti magyarázó változókon, ezeknek négyzetével illetve összes keresztszorzatán. Kétféleképpen végezhetjük el a tesztet, az első esetben a segédregresszió TR^2 (T minta nagyság) statisztikáját használjuk, amely $\chi^2(m)$ eloszlást követ (m a segédregresszió konstanson kívüli regresszorainak száma). Másik megoldás egy Wald tesztel vizsgálni, hogy vajon az összes konstanson kívüli regresszor egyszerre nulla-e, a teszt statisztika ez esetben F eloszlású lesz.

A reziduumok normalitása nullhipotézist a Jarque – Bera statisztikával teszteltük, ez a reziduumok csúcsossága és ferdesége (*kurtosis* és *skewness*) alapján számítjuk ki, a tesztstatisztika $\chi^2(2)$ eloszlást követ.

A függvény forma helyességének ellenőrzésére Ramsey, RESET tesztjét alkalmaztuk. A módszer, hogy segédregressziót becsülünk, ahol a reziduumokat regresszáljuk egy konstanson, meg az eredeti regresszió illetett magyarázó változóinak a hatványain. Majd vagy a regresszió TR^2 statisztikáját hasonlítjuk a $\chi^2(p-1)$ eloszláshoz (p az összes regresszor száma), vagy korlátozzuk a

segédregressziót, kizárva a hatvány tagokat és az így kapott F statisztika alapján döntünk a helyes függvény forma nullhipotézis elfogadásán vagy elvetésén⁷.

Chow tesztet használunk a paraméterek stabilitásának a tesztelésére. A teszt elvégzéséhez két alperiódusra osztjuk a mintát, és kiszámoljuk a reziduumok négyzetének összegét az eredeti regresszióban, valamint a két alperiódusban elvégzett regresszióban. Ezekből illetve a regresszorok számából és minta nagyságából alkotjuk meg a teszt statisztikát, amely F eloszlást követ. A nullhipotézis a paraméter stabilitás.

Végül, a rövidtávú exogenitás vizsgálatához változó-hozzáadási teszteket alkalmaztunk, vagyis a marginális modellből származó reziduumokat hozzáadtuk a 4.14 – 4.20 táblázatok regresszióihoz, és egy Wald teszttel vizsgáltuk a szignifikanciájukat. A hosszú távú exogenitás már kiszámított eredményének a megerősítéséhez változó hozzáadási tesztet végeztünk a marginális modelleken is, itt a kointegrációs egyenletekből származó hibakorrekciós tagok szignifikanciáját vizsgáltuk az előbbihez hasonló módszerrel.

⁷ Bár a felsorolt χ^2 illetve F statisztikák aszimptotikusan ekvivalensek, az F teszteknek jobb kis minta tulajdonságuk van (a kritikus érték függ a mintanagyságtól) ezért ahol lehetett az F teszt statisztikákat használtuk a χ^2 helyett.

4.3.3. Aszimmetrikus ártranszmisszió teszt eredmények

A hét ártranszmissziót vizsgáló VECM modellt a 4.14 – 4.20 táblázatokban mutatjuk be. A táblázatok második felében közöljük a diagnosztikai és specifikációs teszteket. Az első illetve negyedrendű autokorrelációt, valamint az első 20 reziduum korrelációs együtthatóit vizsgálva, a nem-autokorreláció nullhipotézis egyik modell esetében sem utasítható el.

Hasonló a helyzet a heteroszkedaszticitás vizsgálatánál, a homoszkedaszticitás null hipotéziseket egyik modell esetén sem utasíthatjuk el. Bár a hosszú távú kointegrációs kapcsolat reziduumai nem normális eloszlásúak voltak, a rövid távú kapcsolat reziduumai esetében a normalitás nullhipotézist konvencionális szignifikancia szinteken a FP – RP1, FP – RP2, lnFP – lnRP1, lnFP – lnRP2 modellek esetében nem utasíthatjuk el, a nem-deflált modellek reziduumai ellenben nem-normális eloszlásúak⁸.

Ezen kívül, teszteltük a modell paramétereinek a stabilitását is, vagyis hogy a becsült koefficiensek mennyire hatásosak a teljes minta különböző részein. A stabil paraméterek nullhipotézist egyik modell esetében sem utasíthattuk el. Végül a modell függvény formáját teszteltük, azt vizsgálva szükség lett-e volna négyzetes tagok bevonására a regresszióba. A teszt eredmény mindkét modell esetében helyesnek mutatja a választott függvény formát.

A modellek a koefficiensek számával korrigált determinációs együtthatója, $\overline{R^2}$ 0.38 és 0.46 közötti érték, vagyis a függő változóban bekövetkezett változások körülbelül 40%-át magyarázzák a modellek⁹.

Az elvégzett tesztek alapján a megállapíthatjuk, hogy a modellek jól specifikáltak.

⁸ A nem-normális eloszlású reziduumok ábrázolását lásd a IV. függelékben.

⁹ Ez megfelel az aszimmetrikus ártranszmisszióval foglalkozó tanulmányokban általában közölt determinációs együtthatók nagyságával.

4.14. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: FP – RP1 modell, a függő változó ΔFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta RP1M_t$	0.763	4.235	0.00006
$\Delta RP1P_t$	0.371	3.335	0.00135
$\Delta RP1P_{t-1}$	0.437	3.547	0.00069
ΔFP_{t-1}	- 0.478	- 4.104	0.00010
ΔFP_{t-2}	- 0.224	- 2.295	0.02468
$ECT1P_{t-1}$	- 0.147	- 2.121	0.03737
$ECT1M_{t-1}$	- 0.176	- 2.134	0.03623
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.387	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,68) = 0.000	0.97548
	LM(4)	F(4,62) = 1.347	0.26238
	LM(12)	F(12,46) = 1.002	0.46215
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 16.894	0.65982
Paraméter stabilitás	CHOW	F(64,7) = 0.649	0.82987
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 1.644$	0.43942
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 31.12$	0.65596
Funkcionális forma	RESET	F(1,70) = 0.074	0.7861
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,69) = 1.76	0.18894
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria	WALD	F(1,71) = 0.061	0.80473
Rövid távú szimmetria	WALD	F(1,72) = 0.218	0.64158

4.15. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: FP – RP2 modell, a függő változó ΔFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta RP2M_t$	0.686	4.1	0.00010
$\Delta RP2P_t$	0.320	3.257	0.00172
$\Delta RP2P_{t-1}$	0.407	3.751	0.00035
ΔFP_{t-1}	- 0.474	- 4.076	0.00011
ΔFP_{t-2}	- 0.213	- 2.194	0.03145
$ECT2P_{t-1}$	- 0.14	- 2.328	0.02274
$ECT2M_{t-1}$	- 0.158	- 2.163	0.03386
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.384	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,68) = 0.002	0.95723
	LM(4)	F(4,62) = 1.559	0.19626
	LM(12)	F(12,46) = 1.255	0.27678
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 17.427	0.62509
Paraméter stabilitás	CHOW	F(64,7) = 0.71	0.78209
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 1.526$	0.4662
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 34.39$	0.49734
Funkcionális forma	RESET	F(1,70) = 0.046	0.83048
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,69) = 1.32	0.25451
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria teszt	WALD	F(1,71) = 0.032	0.85741
Rövid távú szimmetria teszt	WALD	F(1,72) = 0.161	0.68905

4.16. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: lnFP – lnRP1 modell, a függő változó $\Delta \ln FP$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln RP1M_t$	1.313	3.988	0.00015
$\Delta \ln RP1P_t$	0.653	3.011	0.00357
$\Delta \ln RP1P_{t-1}$	0.948	3.839	0.00026
$\Delta \ln RP1P_{t-2}$	-0.467	-2.09	0.03957
$\Delta \ln FP_{t-1}$	-0.459	-4.167	0.00008
$ECT \ln 1P_{t-1}$	-0.196	-1.933	0.00570
$ECT \ln 1M_{t-1}$	-0.363	-2.961	0.00413
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.411	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,70) = 0.879	0.35156
	LM(4)	F(4,64) = 1.001	0.41338
	LM(12)	F(12,48) = 0.654	0.78449
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 26.804	0.14085
Paraméter stabilitás	CHOW	F(73,7) = 0.979	0.57572
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 4.333$	0.11453
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(33,46) = 0.770	0.78239
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.289	0.59228
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,72) = 0.362	0.54917
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria	WALD	F(1,73) = 0.924	0.33953
Rövid távú szimmetria	WALD	F(1,74) = 0.147	0.70175

4.17. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: $\ln FP - \ln RP2$ modell, a függő változó $\Delta \ln FP$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln RP2M_t$	1.054	3.809	0.00028
$\Delta \ln RP2P_t$	0.522	3.011	0.00356
$\Delta \ln RP2P_{t-1}$	0.774	3.96	0.00017
$\Delta \ln RP2P_{t-2}$	-0.36	-1.971	0.05241
$\Delta \ln FP_{t-1}$	-0.446	-4.047	0.00012
$ECT \ln 2P_{t-1}$	-0.182	-2.079	0.04108
$ECT \ln 2M_{t-1}$	-0.32	-2.89	0.00506
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.403	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,70) = 0.716	0.40014
	LM(4)	F(4,64) = 1.025	0.40099
	LM(12)	F(12,48) = 0.757	0.68933
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 24.976	0.20232
Paraméter stabilitás	CHOW	F(73,7) = 0.799	0.71327
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 3.501$	0.17361
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(33,46) = 0.949	0.55596
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.343	0.55977
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,72) = 0.244	0.62233
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria teszt	WALD	F(1,73) = 0.826	0.36622
Rövid távú szimmetria teszt	WALD	F(1,74) = 0.161	0.68907

4.18. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: UFP – URP2 modell, a függő változó ΔUFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta URP2M_t$	0.365	3.674	0.00035
$\Delta URP2P_t$	0.143	2.783	0.00623
$\Delta URP2P_{t-1}$	0.333	5.538	0.00000
$\Delta URP2P_{t-2}$	- 0.154	- 2.774	0.0064
ΔUFP_{t-1}	- 0.417	- 4.784	0.00000
$ECTU2P_{t-1}$	- 0.188	- 1.836	0.06875
$ECTU2M_{t-1}$	- 0.320	- 3.981	0.00011
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.409	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,118) = 0.062	0.80318
	LM(4)	F(4,112) = 0.236	0.91711
	LM(12)	F(12,96) = 0.754	0.69511
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 22.799	0.29872
Paraméter stabilitás	CHOW	F(114,7) = 0.842	0.68393
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 42.962$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 21.874$	0.95916
Funkcionális forma	RESET	F(1,120) = 0.308	0.57969
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,120) = 0.898	0.3451
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria teszt	WALD	F(1,121) = 0.91	0.34192
Rövid távú szimmetria teszt	WALD	F(1,122) = 0.08	0.77682

4.19. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: lnUFP – lnURP1 modell, a függő változó $\Delta \ln UFP$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln URP1M_t$	1.450	4.638	0.00000
$\Delta \ln URP1P_t$	0.376	2.345	0.02061
$\Delta \ln URP1P_{t-1}$	1.157	5.937	0.00000
$\Delta \ln URP1P_{t-2}$	- 0.433	- 2.625	0.00976
$\Delta \ln UFP_{t-1}$	- 0.45	- 5.39	0.00000
$ECT \ln U1P_{t-1}$	- 0.098	- 0.922	0.35791
$ECT \ln U1M_{t-1}$	- 0.397	- 4.17	0.00005
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.458	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,118) = 0.502	0.48
	LM(4)	F(4,112) = 0.22	0.92675
	LM(12)	F(12,96) = 0.64	0.80249
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 20.292	0.43975
Paraméter stabilitás	CHOW	F(114,7) = 1.769	0.21719
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 45.555$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 18.092$	0.99189
Funkcionális forma	RESET	F(1,120) = 0.202	0.65394
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,120) = 2.088	0.15105
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria	WALD	F(1,121) = 3.937	0.04948
Rövid távú szimmetria	WALD	F(1,122) = 0.07	0.79127

4.20. Táblázat. Aszimmetrikus VECM: lnURP – lnURP2 modell, a függő változó $\Delta \ln \text{URP}$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln \text{URP}2M_t$	1.224	4.637	0.00000
$\Delta \ln \text{URP}2P_t$	0.333	2.461	0.01524
$\Delta \ln \text{URP}2P_{t-1}$	0.946	5.931	0.00000
$\Delta \ln \text{URP}2P_{t-2}$	- 0.371	- 2.611	0.01015
$\Delta \ln \text{URP}_{t-1}$	- 0.449	- 5.387	0.00000
$\text{ECT} \ln \text{U}2P_{t-1}$	- 0.115	- 1.055	0.29313
$\text{ECT} \ln \text{U}2M_{t-1}$	- 0.377	- 4.42	0.00002
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.45	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,118) = 0.639	0.42562
	LM(4)	F(4,112) = 0.245	0.91214
	LM(12)	F(12,96) = 0.543	0.8812
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 20.207	0.445
Paraméter stabilitás	CHOW	F(114,7) = 1.233	0.41983
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 70.35$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 16.439$	0.99678
Funkcionális forma	RESET	F(1,120) = 0.038	0.84616
Változó hozzáadás (marginális egyenlet reziduuma)	WALD	F(1,120) = 1.288	0.2586
Aszimmetria tesztek			
Hosszú távú szimmetria teszt	WALD	F(1,121) = 3.252	0.0738
Rövid távú szimmetria teszt	WALD	F(1,122) = 0.034	0.85387

Mielőtt még értelmeznénk a modellek eredményeit, először az I. függelék 2.4. alfejezetben leírt módszerrel tesztelnünk kell a rövid távú exogenitást is, amely alapján a farm ár, $\Delta \ln FP$, változót választottuk a függő változónak.

Az 1.49 egyenlethez hasonló hét marginális modellt konstans nélkül, három késleltetéssel becsültük, az eredmények az 4.21 - 4.27 táblázatokban láthatók. Mivel ezek csak marginális modellek, nem próbáltuk az inszignifikáns változókat kiszűrni és törölni a modellből.

4.21. Táblázat. Marginális VECM: RP1 - FP modell, a függő változó $\Delta RP1$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
ΔFP_{t-1}	0.238	1.743	0.08558
ΔFP_{t-2}	0.216	1.515	0.13412
ΔFP_{t-3}	0.119	0.86	0.39247
$\Delta RP1_{t-1}$	0.552	4.298	0.00005
$\Delta RP1_{t-2}$	- 0.306	- 2.061	0.04291
$\Delta RP1_{t-3}$	- 0.056	- 0.435	0.66446
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.325	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,68) = 0.449	0.50491
	LM(4)	F(4,62) = 0.858	0.49367
	LM(12)	F(12,46) = 0.631	0.80401
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 29.732	0.09315
Normalitás¹⁰	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 100.32$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 9.265$	0.9994
Funkcionális forma	RESET	F(1,70) = 0.075	0.78555
Változó hozzáadás (ECT1)	WALD	F(1,69) = 2.85	0.09581
Változó hozzáadás (ECT1M és ECT1P)	WALD	F(2,69) = 1.417	0.24927

¹⁰ A reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben

4.22. Táblázat. Marginális VECM: RP2 - FP modell, a függő változó $\Delta RP2$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
ΔFP_{t-1}	0.262	1.716	0.09034
ΔFP_{t-2}	0.198	1.245	0.2171
ΔFP_{t-3}	0.132	0.86	0.39246
$\Delta RP2_{t-1}$	0.528	4.147	0.00009
$\Delta RP2_{t-2}$	- 0.283	- 1.928	0.05781
$\Delta RP2_{t-3}$	- 0.063	- 0.483	0.63031
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.294	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,68) = 0.544	0.46323
	LM(4)	F(4,62) = 0.806	0.52555
	LM(12)	F(12,46) = 0.615	0.8183
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 28.511	0.09782
Normalitás¹¹	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 119.21$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 8.947$	0.99957
Funkcionális forma	RESET	F(1,70) = 0.143	0.70608
Változó hozzáadás (ECT2)	WALD	F(1,70) = 3.477	0.06641
Változó hozzáadás (ECT2M és ECT2P)	WALD	F(2,69) = 1.725	0.18576

¹¹ A reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben.

4.23 Táblázat. Marginális VECM: lnRP1 - lnFP modell, a függő változó $\Delta \ln RP1$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln FP_{t-1}$	0.122	1.813	0.07359
$\Delta \ln FP_{t-2}$	0.128	1.808	0.07455
$\Delta \ln FP_{t-3}$	0.091	1.331	0.18709
$\Delta \ln RP1_{t-1}$	0.510	4.071	0.00011
$\Delta \ln RP1_{t-2}$	-0.304	-2.110	0.03816
$\Delta \ln RP1_{t-3}$	-0.062	-0.498	0.61973
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.31	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,71) = 0.011	0.91564
	LM(4)	F(4,65) = 0.660	0.62183
	LM(12)	F(12,49) = 0.520	0.89126
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 25.093	0.19789
Normalitás ¹²	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 151.41$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(27,52) = 1.063	0.41446
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.009	0.92083
Változó hozzáadás (ECTln1)	WALD	F(1,73) = 0.877	0.35190
Változó hozzáadás (ECTln1M és ECTln1P)	WALD	F(2,72) = 0.436	0.64793

¹² A reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben

4.24. Táblázat. Marginális VECM: lnRP2 - lnFP modell, a függő változó $\Delta \ln RP2$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln FP_{t-1}$	0.145	1.751	0.08393
$\Delta \ln FP_{t-2}$	0.134	1.541	0.12744
$\Delta \ln FP_{t-3}$	0.115	1.375	0.17311
$\Delta \ln RP2_{t-1}$	0.473	3.800	0.00029
$\Delta \ln RP2_{t-2}$	-0.267	-1.889	0.06278
$\Delta \ln RP2_{t-3}$	-0.078	-0.627	0.53257
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.27	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,71) = 0.017	0.89495
	LM(4)	F(4,65) = 0.604	0.66100
	LM(12)	F(12,49) = 0.533	0.88202
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 26.279	0.15678
Normalitás ¹³	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 188.049$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(27,52) = 0.448	0.98682
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.063	0.80164
Változó hozzáadás (ECTln2)	WALD	F(1,73) = 1.095	0.29880
Változó hozzáadás (ECTln2M és ECTln2P)	WALD	F(2,72) = 0.541	0.58410

¹³ A reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben.

4.25. Táblázat. Marginális VECM: URP2 - UFP modell, a függő változó $\Delta URP2$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
ΔUFP_{t-1}	0.297	1.827	0.07001
ΔUFP_{t-2}	0.306	1.811	0.07251
ΔUFP_{t-3}	0.064	0.39	0.69667
$\Delta URP2_{t-1}$	0.532	5.5	0.00000
$\Delta URP2_{t-2}$	- 0.273	- 2.455	0.01547
$\Delta URP2_{t-3}$	0.012	0.125	0.9007
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.271	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,119) = 0.016	0.89755
	LM(4)	F(4,113) = 0.56	0.69193
	LM(12)	F(12,97) = 0.531	0.88927
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 69.539	0.00018
Normalitás ¹⁴	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 510.88$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 11.77$	0.99513
Funkcionális forma	RESET	F(1,121) = 0.07	0.79192
Változó hozzáadás (ECTU2)	WALD	F(1,121) = 0.014	0.90368
Változó hozzáadás (ECTU2M és ECTU2P)	WALD	F(2,120) = 0.007	0.99237

¹⁴ A reziduumok eloszlását lásd a IV. függelékben.

4.26. Táblázat. Marginális VECM: lnURP1 - lnUFP modell, a függő változó $\Delta \ln \text{URP1}$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-1}$	0.087	1.715	0.08884
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-2}$	0.136	2.553	0.01188
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-3}$	0.019	0.391	0.69609
$\Delta \ln \text{URP1}_{t-1}$	0.699	7.314	0.00000
$\Delta \ln \text{URP1}_{t-2}$	- 0.414	- 3.568	0.00051
$\Delta \ln \text{URP1}_{t-3}$	0.003	0.033	0.97421
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.383	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,119) = 1.682	0.19713
	LM(4)	F(4,113) = 0.871	0.48356
	LM(12)	F(12,97) = 0.859	0.59002
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 34.422	0.0234
Normalitás¹⁵	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 107.95$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 19.904$	0.83473
Funkcionális forma	RESET	F(1,121) = 0.01	0.98158
Változó hozzáadás (ECTlnU1)	WALD	F(1,121) = 0.012	0.91221
Változó hozzáadás (ECTlnU1M és ECTlnU1P)	WALD	F(2,120) = 0.101	0.90353

¹⁵ A reziduumok eloszlását lásd a függelékben

4.27. Táblázat. Marginális VECM: lnURP2 - lnUFP modell, a függő változó $\Delta \ln \text{URP2}$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-1}$	0.103	1.753	0.08200
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-2}$	0.151	2.406	0.01759
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-3}$	0.031	0.524	0.60108
$\Delta \ln \text{URP2}_{t-1}$	0.64	6.702	0.00000
$\Delta \ln \text{URP2}_{t-2}$	- 0.367	- 3.225	0.00161
$\Delta \ln \text{URP2}_{t-3}$	- 0.033	- 0.329	0.74237
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.349	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,119) = 0.73	0.39434
	LM(4)	F(4,113) = 0.98	0.42124
	LM(12)	F(12,97) = 0.881	0.56775
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 37.017	0.01164
Normalitás¹⁶	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 152.272$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 21.307$	0.77168
Funkcionális forma	RESET	F(1,121) = 0.158	0.69141
Változó hozzáadás (ECTlnU2)	WALD	F(1,121) = 0.126	0.72315
Változó hozzáadás (ECTlnU2M és ECTlnU2P)	WALD	F(2,120) = 0.121	0.88588

Az elvégzett diagnosztikai és specifikációs tesztek alapján (lásd 4.21 – 4.27 táblázatok második felét) elmondhatjuk, hogy a marginális modellek is jól specifikáltak, nincsen autokorrelációra, heteroszkedaszticitásra vagy helytelen függvény forma alkalmazására utaló jel. Ugyanakkor a reziduumok normális

¹⁶ A reziduumok eloszlását lásd a függelékben.

eloszlásának a nullhipotézisét el kell utasítanunk ($p=0.000$ mindkét marginális modell esetében). Ismét idézzük, von Cramon-Taubadelt (1998, pp.10), hogy nem-normális eloszlású reziduumok esetén az eredményeket óvatosabban kell kezelni, bár az aszimptotikus eredmények egy szélesebb eloszlás csoportra is igazak.

A koefficiensek számával korrigált determinációs együttható, $\overline{R^2}$ a marginális modellek esetében lényegesen kisebb, mint a 4.14 - 4.20 táblázatban bemutatott kondicionális modellek esetében.

A rövid távú modell exogenitás vizsgálata egy változó hozzáadási teszttel történik. Az 4.21 – 4.27 táblázatok marginális modelljeinek az elmentett reziduumait regresszorként hozzáadjuk az 4.14 - 4.20 táblázatban becsült kondicionális egyenletekhez, majd egy Wald teszttel vizsgáljuk javult-e a modell magyarázóereje az új regresszorral.

A változó hozzáadási teszt eredményét az 4.14 – 4.20 táblázatok specifikációs teszt eredményeket bemutató részében közöljük. A nullhipotézis az, hogy a hozzáadott változók nem szignifikánsak a modellben. A Wald tesztekéből származó F statisztikák nem szignifikánsak, vagyis a nullhipotézist nem utasíthatjuk el. Tehát a marginális modellek reziduumai egyik kondicionális modellben sem szignifikánsak, így a fogyasztói árak rövidtávon is gyengén exogének a farmárakhoz képest.

Bár a Johansen féle kointegrációs módszer keretén belül elvégeztük a hosszú távú exogenitás tesztet (lásd 4.10 táblázat) egy egyszerű változó hozzáadási teszttel megerősíthetjük ezt az eredményt. A módszer a 4.14 – 4.20 táblázatokban bemutatott kondicionális VECM hiba korrekciós tagjainak, illetve ezeknek a pozitív és negatív fázisokra szegmentált változatainak a hozzáadása a marginális egyenleteket eredményező regressziókhöz, majd annak a vizsgálata, hogy javítják-e a marginális modellek magyarázó erejét. A változó hozzáadási Wald tesztek eredményei az 4.21

- 4.27 táblázatok utolsó soraiban található. Megállapíthatjuk, hogy a nem-szignifikáns együttható nullhipotézist nem utasíthatjuk el, és ez megerősíti a Johansen féle kointegrációs eredményeket, vagyis hogy a fogyasztói árak hosszú távon exogének.

A két exogenitás vizsgálat alapján megállapíthatjuk, hogy helyes mind hosszú, mind rövid távon a fogyasztói árakra kondicionálni a modelleket, és az 4.14 - 4.20 táblázatokban ábrázolt modellek alkalmasak az aszimmetria vizsgálatára.

Az 4.14 – 4.20 táblázatokban a magyarázó változók együtthatóinak az előjele megfelel a várakozásoknak. A hibakorrekciós tagokat vizsgálva megállapíthatjuk hogy helyes (negatív) előjelűek, és szignifikánsak. Úgy tűnik, a negatív hiba korrekciós tagok nagyobb változást indukálnak mint a pozitív fázist tartalmazó tagok, ez első látásra hosszú távú asszimetriára utalhat. Formálisan, a (2.12) egyenlet alapján teszteljük az szimmetria nullhipotézist, vagyis, hogy $(\varphi^+ = \varphi^-)$. A Wald tesztek eredménye az 4.14 – 4.20 táblázatok utolsó részében található, a tesztek szignifikanciája (a táblázatok sorrendjében) $p = 0.804$, $p = 0.857$, $p = 0.339$, $p = 0.366$, $p = 0.341$, $p = 0.049$, $p = 0.073$.

A szimmetria nullhipotézist a lnUFP – lnURP1 modell 95%-on, a lnUFP – lnURP2 modell 90%-on elutasítja, a többi modell esetében nem utasíthatjuk el a hosszú távú szimmetria nullhipotézist. Mivel elemzésünkben 95%-os szignifikancia szinttel dolgoztunk úgy tekintjük, hogy csupán a lnUFP – lnURP1 modell utasítja el a szimmetria nullhipotézist.

A rövid távú szimmetria null hipotézist, az előbbi esethez hasonlóan a (2.12) egyenlet alapján teszteljük, vagyis hogy vajon $(\beta_j^+ = \beta_j^-)$. A szokásos módon a lineáris restriktiót egy Wald teszttel vizsgáljuk, és ehhez egy korlátozott regressziót becsülünk. Az 4.14 táblázatba foglalt egyenlet esetén a nullhipotézis a következőképpen néz ki:

$$H_0: (1.0) \beta_{\Delta RP1Mt} + (-1) \beta_{\Delta RP1Pt} + (-1) \beta_{\Delta RP1Pt-1} + (-1) \beta_{\Delta RP1Pt-2} = 0$$

A modellekre elvégzett tesztek eredményei a 4.14 – 4.20 táblázatok utolsó soraiban találhatóak. A tesztstatisztikák szignifikancia szintje (a táblázatok sorrendjében) $p = 0.641$, $p = 0.689$, $p = 0.701$, $p = 0.689$, $p = 0.776$, $p = 0.791$, $p = 0.853$, így a rövid távú szimmetria nullhipotézist egyik modell esetében sem utasíthatjuk el.

Azokra a modellekre, amelyek sem a rövid, sem a hosszútávú szimmetria nullhipotézist nem utasították el (FP – RP1, FP – RP2, lnFP – lnRP1, lnFP – lnRP2, UFP – URP2, lnUFP – lnURP2), újrabecsüljük a modelleket a szimmetria korlátozásokkal összhangban, és ezeket a 4.28 – 4.31 táblázatokban mutatjuk be. Az újrabecsült szimmetrikus ártranszmissziót feltételező modellek specifikációja jónak tűnik (függvény forma választás helyes, $\overline{R^2}$ nagysága megegyezik a korábbi regressziókban elérttel), a diagnosztikai tesztek alapján sem az elsőrendű, negyedrendű, tizenkettőrendű autokorreláció, illetve a Q(20), Q(32) statisztika nem utasítja el a nem-autokorreláció nullhipotézist, a reziduumok homoszkedasztikusak. A reziduumok eloszlása az első négy modellben normális, az UFP – URP2, valamint a lnUFP – lnURP2 a modellekben (ezeknek az aszimmetrikus specifikációjuk is nem-normális eloszlású volt, lásd 4.18 és 4.20 táblázatok) pedig nem - normális.

4.28. Táblázat. Szimmetrikus VECM: FP - RP1 modell, a függő változó ΔFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta RP1M_t$	0.793	7.356	0.00000
$\Delta \ln RP1P_t$	0.362	3.576	0.00062
$\Delta \ln RP1P_{t-1}$	0.431	3.645	0.00049
$\Delta \ln FP_{t-1}$	- 0.477	- 4.172	0.00008
$\Delta \ln FP_{t-2}$	- 0.288	- 2.38	0.01988
$ECT1P_{t-1}$	- 0.158	- 3.245	0.00177
$ECT1M_{t-1}$	- 0.158	- 3.245	0.00177
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.402	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,69) = 0.007	0.93232
	LM(4)	F(4,63) = 1.209	0.31578
	LM(12)	F(12,47) = 1.1	0.38235
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 16.997	0.66026
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 1.639$	0.44056
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 28.212$	0.40008
Funkcionális forma	RESET	F(1,71) = 0.072	0.78958

4.29. Táblázat. Szimmetrikus VECM: FP – RP2 modell, a függő változó ΔFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta RP2M_t$	0.713	7.342	0.00000
$\Delta RP2P_t$	0.311	3.462	0.00089
$\Delta RP2P_{t-1}$	0.402	3.868	0.00023
ΔFP_{t-1}	- 0.474	- 4.165	0.00008
ΔFP_{t-2}	- 0.215	- 2.259	0.02686
$ECT2P_{t-1}$	- 0.147	- 3.403	0.00108
$ECT2M_{t-1}$	- 0.147	- 3.403	0.00108
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.399	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,69) = 0.000	0.98484
	LM(4)	F(4,63) = 1.352	0.26063
	LM(12)	F(12,47) = 1.256	0.27562
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 17.494	0.62068
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 1.565$	0.45721
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(27) = 29.453$	0.33925
Funkcionális forma	RESET	F(1,71) = 0.04	0.84205

4.30. Táblázat. Szimmetrikus VECM: lnRP1 modell, a függő változó $\Delta \ln FP$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln RP2M_t$	1.201	5.728	0.00000
$\Delta \ln RP2P_t$	0.681	3.52	0.00074
$\Delta \ln RP2P_{t-1}$	0.95	3.881	0.00022
$\Delta \ln RP2P_{t-2}$	-0.43	-2.096	0.03946
$\Delta \ln FP_{t-1}$	-0.453	-4.12	0.00009
$ECT \ln 1P_{t-1}$	-0.263	-3.764	0.00033
$ECT \ln 1M_{t-1}$	-0.263	-3.764	0.00033
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.411	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,70) = 1.280.	0.26164
	LM(4)	F(4,64) = 1.245	0.30076
	LM(12)	F(12,48) = 0.772	0.67456
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 25.158	0.19543
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 4.394$	0.11111
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(33,46) = 0.888	0.63559
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.376	0.54158

4.31. Táblázat. Szimmetrikus VECM: lnFP – lnRP2 modell, a függő változó $\Delta \ln FP$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln RP2M_t$	0.981	5.515	0.00000
$\Delta \ln RP2P_t$	0.535	3.428	0.00099
$\Delta \ln RP2P_{t-1}$	0.774	4.022	0.00013
$\Delta \ln RP2P_{t-2}$	-0.328	-1.944	0.05558
$\Delta \ln FP_{t-1}$	-0.438	-3.99	0.00015
$ECT \ln 2P_{t-1}$	-0.234	-3.761	0.00033
$ECT \ln 2M_{t-1}$	-0.234	-3.761	0.00033
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.403	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,70) = 1.006	0.31915
	LM(4)	F(4,64) = 1.208	0.31587
	LM(12)	F(12,48) = 0.877	0.57476
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 23.397	0.26969
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 3.545$	0.16985
Heteroszkedaszticitás	WHITE	F(33,46) = 1.081	0.39732
Funkcionális forma	RESET	F(1,72) = 0.432	0.55977

4.32. Táblázat. Szimmetrikus VECM: UFP – URP2 modell, a függő változó ΔUFP

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta URP2M_t$	0.377	6.147	0.00000
$\Delta RUP2P_t$	0.148	3.065	0.00267
$\Delta URP2P_{t-1}$	0.334	5.603	0.00000
$\Delta URP2P_{t-2}$	- 0.144	- 2.769	0.00647
ΔUFP_{t-1}	- 0.413	- 4.759	0.00000
$ECTU2P_{t-1}$	- 0.269	- 4.549	0.00001
$ECTU2M_{t-1}$	- 0.269	- 4.549	0.00001
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.414	-
Autokorreláció	LM(1)	F(1,118) = 0.158	0.69081
	LM(4)	F(4,112) = 0.33	0.85716
	LM(12)	F(12,96) = 0.684	0.76207
	Ljung – Box Q statisztika	Q(20) = 40.371	0.14713
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 40.44$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 23.045$	0.93969
Funkcionális forma	RESET	F(1,121) = 0.416	0.52037

4.33. Táblázat. Szimmetrikus VECM: lnUFP – lnURP2 modell, a függő változó $\Delta \ln \text{UFP}$

Független változó	koefficiens	T – stat.	Szignifikancia (p-érték)
$\Delta \ln \text{URP2M}_t$	1.030	7.406	0.00000
$\Delta \ln \text{RUP2P}_t$	0.377	2.933	0.00399
$\Delta \ln \text{URP2P}_{t-1}$	0.977	6.06	0.00000
$\Delta \ln \text{URP2P}_{t-2}$	- 0.323	- 2.355	0.02006
$\Delta \ln \text{UFP}_{t-1}$	- 0.442	- 5.293	0.00000
$\text{ECT} \ln \text{U2P}_{t-1}$	- 0.274	- 4.3	0.00003
$\text{ECT} \ln \text{U2M}_{t-1}$	- 0.274	- 4.3	0.00003
Specifikációs és diagnosztikai tesztek			
	Teszt	Teszt statisztika	Szignifikancia (p-érték)
Korrigált R^2	$\overline{R^2}$	0.44	-
Autokorreláció	LM(1)	$F(1,118) = 1.396$	0.23963
	LM(4)	$F(4,112) = 0.421$	0.79312
	LM(12)	$F(12,96) = 0.453$	0.93643
	Ljung – Box Q statisztika	$Q(20) = 19.814$	0.46957
Normalitás	Jarque - Bera	$\chi^2(2) = 69.2$	0.00000
Heteroszkedaszticitás	WHITE	$\chi^2(35) = 16.439$	0.99678
Funkcionális forma	RESET	$F(1,121) = 0.019$	0.89167

4.4. Összefoglalás

Ebben a fejezetben az I. függelék és 2. fejezetben leírt módszertan alapján vizsgáltuk a kereskedelmi árrés illetve az ártranszmisszió dinamikáját. Specifikáció illetve nominál vagy reál árak függvényében nyolc modellt állítottunk fel, minden egyes modellben az egyik ár a magyar sertés piacon tapasztalt termelői ár, a másik pedig egy, a két különféleképpen súlyozott fogyasztói ár közül. Mindegyik ársorozat tartalmazott egységgyököt, így a klasszikus OLS analízis nem volt alkalmazható, ezért kointegrációs környezetben vizsgáltuk az adatokat.

Hét modellben a termelői és fogyasztói árak kointegráltak, vagyis hosszú távon együtt mozognak egy közös egyensúlyi pont felé, míg egyik modellben a nulla számú kointegrációs vektor nullhipotézist nem utasíthattuk el, így az ebben szereplő két ársorozatot nem-kointegráltak tekintettük és kihagytuk a további elemzésből. Az árak nem mozoghatnak szimultán a különböző piac szinteken, ezért ahhoz hogy érvényes ökonometriai analízist végezhessünk meg kellett állapítanunk melyek a domináns árak, amelyek mozgatják a többit. Ezért exogenitás teszteket végeztünk, amelyek az összes modell esetében, mind hosszú, mind rövidtávon a fogyasztói árakat mutatták exogénnek, így a modelleket ezekre kondicionáltuk. Öt modell esetében a homogenitás nullhipotézist (vagyis kompetitív árképzés) elutasítottuk 5 százalékos szignifikancia mellett és mark-down árképzést állapítottunk meg. A deflált szint modellek (FP – RP1, FP – RP2) esetében azonban a homogenitás nullhipotézist a konvencionális szignifikancia szinteken nem utasíthatjuk el, így ezeknél egy abszolút konstans árrés köti össze a termelői és fogyasztói árakat.

A farm illetve fogyasztói árak közötti ártranszmissziót vizsgálva, a szimmetria nullhipotézist rövidtávon egyik modell esetében sem, a hosszútávú szimmetria null hipotézist pedig csupán a lnUFP – lnURP1 modell esetében kell elutasítanunk.

5. Fejezet. Következtetések

5. 1. Összegezés

Elemzésünket egy viszonylag új módszerrel, a vektor hiba korrekciós modellezéssel végeztük. Ennek feltétele, hogy a vizsgált sorozatok kointegráltak legyenek. A VECM lehetőséget nyújt az információvesztés nélküli, hosszú és rövidtávú dinamika szimultán vizsgálatára.

Mivel egy, a KSH által is közölt fogyasztói ársorozatot kiválasztani a sok közül nehéz lett volna (és nehéz lett volna a választást elméletileg megalapozni) különféle súlyozással két fogyasztói ársorozatot alkottunk. Az egyik a különböző csontos illetve csont nélküli vöröshús árák átlaga. A másik fogyasztói ár megalkotásához ugyanezen húsfajták mellett a jobban feldolgozott végtermékek árait is felhasználtuk. Az elemzésből kiderült, hogy bár érthető módon nagyságbeli különbség van a két fogyasztói ár között, szignifikáns viselkedésbeli különbség nincs. Mivel az empirikus kutatási előzmények tanulmányozása során megállapítottuk, hogy az irodalomban nominális árakkal és deflált árakkal, illetve szint és logaritmus specifikációval is dolgoztak, robusztus eredmények elérése végett, mindegyik lehetséges esetet modelleztük. Így a termelői illetve fogyasztói árak logaritmus átalakításával, illetve defláálásával összesen 12 ársorozatot, ezek segítségével pedig nyolc modellt, vagyis termelői – fogyasztói ár-párat képeztünk. A nyolc modell teszt eredményeinek az összefoglalását az 5.1 táblázatban mutatjuk be:

5.1.Táblázat. Az aszimmetrikus ártranszmisszió modellek összehasonlítása

Modell	Egységgyök az idősorokban	Modell időszak	Koint.	Fogyasztói árak exogének	Homogénítás (tökéletes traszmisszió)	Normalitás	Korr. R ²	Szimmetrikus ártranszmisszió	
								Hosszú táv	Rövid táv
FP – RP1	Igen	1996-2002	Igen	Igen	Igen	Igen	0.38	Igen	Igen
FP – RP2	Igen	1996-2002	Igen	Igen	Igen	Igen	0.38	Igen	Igen
InFP – InRP1	Igen	1996-2002	Igen	Igen	<i>Nem</i>	Igen	0.41	Igen	Igen
InFP – InRP2	Igen	1996-2002	Igen	Igen	<i>Nem</i>	Igen	0.40	Igen	Igen
UFP – URP1	Igen	1992-2002	<i>Nem</i>	-	-	-	-	-	-
UFP – URP2	Igen	1992-2002	Igen	Igen	<i>Nem</i>	<i>Nem</i>	0.40	Igen	Igen
InUFP – InURP1	Igen	1992-2002	Igen	Igen	<i>Nem</i>	<i>Nem</i>	0.45	<i>Nem</i>	Igen
InUFP – InURP2	Igen	1992–2002	Igen	Igen	<i>Nem</i>	<i>Nem</i>	0.45	Igen	Igen

FORRÁS: Saját számítások

Az ársorozatokra a kilencvenes évek elején nagyfokú instabilitás volt jellemző, emiatt a deflált ársorozatokkal csak egy szűkített, 1996 – 2002 időszakot felölelő intervallumon tudtunk elemzéseket végezni. A nominál áron szereplő ársorozatok ellenben a teljes intervallumon értelmezhetőek voltak. A nyolc ár-párból csupán egy, a $\ln UFP - \ln UPR1$ nem bizonyult kointegráltnak.

Így kijelenthetjük, hogy a magyar sertéshúspiacon a termelői és fogyasztói árak kointegráltak. Ez azt jelenti, hogy bár önmagában egyik ársorozat sem stationer, hosszú távon mégis létezik egy egyensúlyi pont, amely felé a két ár együtt mozog, egy dinamikusan modellezhető kapcsolatot teremtve.

Mivel szimultán árképzés két összefüggő piacsinten nem lehetséges (2. fejezet), a következő lépés a hosszú, illetve a rövid távú gyenge exogenitás meghatározása volt. Az ár, amelyik exogén, vagyis a rendszeren kívül határozódik meg, számít a domináns árnak. Ez nem jelenti feltétlenül azt, hogy az exogén ár változása rögtön megjelenik az endogén árban, hanem inkább azt, hogy ez a vezető piac szint, ahol az árak meghatározódnak, és ezek mozgása indukál változást az exogén árban. Többféle módszerrel is elvégeztük a rövid és hosszú távú exogenitás tesztet és mindegyikkel ugyanarra az eredményre jutottunk. A fogyasztói árak az összes modell esetében gyengén exogének. Az exogenitás eredmények, valamint a modell feltételrendszerének a vizsgálata után úgy döntöttünk, hogy a magyar sertésszektorra a mark-down modell alkalmazható.

Eszerint, a magyar sertéshúspiacon az árak fogyasztói szinten határozódnak meg, és a kereskedők ajánlatokat tesznek lefele a marketing csatornán a termelőknek.

Hogy megállapítsuk kompetitív-e az árképzés a magyar sertéshúspiacon, homogenitás teszteket végeztünk. A homogenitás tesztek esetében a nullhipotézis a kompetitív árképzés, vagyis az, hogy a két árat egy abszolút konstans köti össze,

tehát az árváltozók együtthatói megegyeznek. ellentétes. Az FP – RP1 és FP – RP2 modelleket leszámítva, a többi modell 5%-os szignifikancia szinten elutasította a nullhipotézist (a lnFP – lnRP2 modell 10%-os szignifikancia szinten nem utasította el a nullhipotézist, ennek az esetnek a tárgyalását lásd az 4.2.4. alfejezetben).

Az exogenitás valamint a homogenitás teszteredmények figyelembevételével, az alábbi hosszú távú kointegrációs kapcsolatokat határoztuk meg:

$$FP = - 104.35 + RP1 \quad (5.1)$$

$$FP = - 87.57 + RP2 \quad (5.2)$$

$$\ln FP = - 3.623 + 1.545 \ln RP1 \quad (5.3)$$

$$\ln FP = - 2.626 + 1.381 \ln RP2 \quad (5.4)$$

$$UFP = - 23.408 + 0.419URP2 \quad (5.5)$$

$$\ln UFP = - 1.981 + 1.140 \ln URP1 \quad (5.6)$$

$$\ln UFP = - 1.798 + 1.128 \ln URP2 \quad (5.7)$$

Mivel az eredmények modellfüggőek, nem tudunk egy általános következtetést levonni a magyar sertéshúspiacon levő árrésképzés kompetitívitasáról.

Az (5.1) és (5.2) egyenletek egy hosszútávon *kompetitív* árképzést bizonyítanak, ahol a sertéspiacon az RP1 fogyasztói ár esetében egy 104.35 Ft-os, az RP2 ár esetében pedig egy 87.57 Ft-os (1992 januári árakon) árrés van.

Az (5.5) egyenlet egy *nem kompetitív* árkapcsolatot ír le, a kereskedelmi árrés egy 23.4 Ft-os abszolút értékből, illetve a fogyasztói ár százalékából tevődik össze.

A logaritmusban meghatározott modellek (5.3, 5.4, 5.6, 5.7 egyenletek), *nem-kompetitív* árrésképzési mechanizmust írnak le. A logaritmusos specifikáció lehetővé teszi, hogy a fogyasztói árak együtthatóit, mint a nem-tökéletes ártranszmisszió rugalmassági együtthatóit értelmezzük. Ezek $\epsilon_{\ln RP1} = 1.45$, $\epsilon_{\ln RP2} = 1.381$, $\epsilon_{\ln URP1} = 1.14$, $\epsilon_{\ln URP2} = 1.128$ lesznek, tehát egy egység fogyasztói árnövekedés, 1.45, 1.381, 1.14, 1.128 egység termelői árnövekedést okoz. Általában megfigyelhetjük, hogy a nominál (nem-deflált) logaritmus modellek esetében mind a szabadtagok mind a

rugalmassági együtthatók abszolút értékben kisebbek, mint a deflált logaritmus modellekben. A viszonylag nagy, (5.3), (5.4) és (5.6), (5.7) modelpárok közötti különbségek oka nem világos. Egyik ok az lehet, hogy a deflált modellek egy szűkebb, kevésbé instabil intervallumra (1996 - 2002) vannak meghatározva, másik ok pedig az, hogy a nem-deflált modellek tartalmazzák az inflációt és ezáltal a vizsgált ár-párok evolúciója „simább”, mint ahogy ez megfigyelhető a 4.4 és 4.6 ábrákon. Ezeket figyelembe véve, az 5.3 és 5.4 modelleket megbízhatóbbnak tekintjük, mint nem-deflált társaikat.

Az empirikus kutatások közül, az 5.3 és 5.4 modelleket támasztja alá Dawson és Tiffin (2000) az Egyesült Királyság bányapiacával foglalkozó tanulmánya (lásd 2. fejezet). A szintén logaritmusban meghatározott modellnek az eredményei megegyeznek a jelen kutatás eredményeivel (mark-down modell, exogén fogyasztói árak, 1.65 körüli ártranszmissziós rugalmasság). Bojnec (2002) szintén egy átmeneti ország, Szlovénia sertés és marhahús piacának az árképzési mechanizmusát vizsgálta. A tanulmányban alkalmazott modell megegyezik a jelen dolgozat (5.1) és (5.2) modelljével, mivel Bojnec deflált szint adatokat használt az elemzéshez, sőt, hasonló eredményre is jutott. Az (5.1), (5.2) modellekhez hasonlóan megállapította, hogy a szlovén sertéshúspiacon kompetitív árképzési mechanizmus működik, ellenben a termelői ár a domináns, ez mozgatja a fogyasztói árakat. A szlovén marhahúspiac vizsgálata azonban a nem-kompetitív mark-up árképzést találja bizonyítottnak.

Az ártranszmissziót hosszú és rövidtávon is vizsgáltuk. Egy modell (InUFP – InURP2) utasította el a hosszú távú szimmetria nullhipotézist, a rövid távú szimmetria nullt azonban ez a modell sem utasította el. A többi hat modell sem a rövid sem a hosszú távú szimmetria nullhipotézist nem utasította el.

Kijelenthetjük, a magyar sertéshús piacon az ártranszmisszió mind hosszú, mind rövidtávon szimmetrikus.

Az általános hiedelemmel ellentétben, az árcsökkenések éppen úgy, mint az árnövekedések azonnal végigmennek a rendszeren és beépülnek az árakba. Ez az eredmény nem egyedülálló, több empirikus kutatás is szimmetrikus ártranszmissziót tárt fel (lásd 2. fejezet függeléke). Heien (1980), modellje tesztelésére 25 terméket vizsgált, (köztük sertéshúst és marhahúst) szimmetriát állapítva meg. Bailey és Brorsen (1989) az Egyesült Államok marha piacán ugyan aszimmetrikus ártranszmisszió *sebességét*, de szimmetrikus ártranszmisszió *nagyságát* (ártranszmisszió nagysága – sebessége tárgyalását lásd a 2. fejezetben) állapított meg, Goodwin és Holt (1999), Goodwin és Harper (2000) pedig „mérésértékelt” vagy „kismértékű” asszimmetriát találtak az Egyesült Államok sertés illetve marha piacán. A legfrissebb kutatások közül Miller és Hayenga (2001) Egyesült Államok sertés piac tanulmányát, valamint Ben-Kaabia, Gil, Boshnjaku (2002), spanyol bárány piac tanulmányát emeljük ki, amelyek szimmetrikus ártranszmissziót találtak.

Feltehetjük a kérdést, melyik a helyes modell a nyolc közül? Az UFP – URP1 modellt azonnal kizárhatjuk, mivel az ezt alkotó két ársorozat nem bizonyult kointegrálnak. A többi hét modell eltérő specifikációjuk miatt különbözőképpen teljesít, és az eredmények is különbözőképpen értelmezendők (lásd előbb).

Ha a különböző specifikációs és diagnosztikai tesztek tanulmányozzuk, azt látjuk, hogy általában véve, mindegyik modell jól teljesít. A korrigált determinációs együtthatók hasonló nagyságúak (40% körül), a nem deflált logaritmus modellek esetében kissé nagyobb. Ugyanakkor az aszimmetria modellek reziduumaik a normalitását vizsgálva, mindegyik nem deflált modell elutasította a normalitás nullhipotézist. *Emiatt, valamint a könnyebb értelmezhetőség miatt a nem deflált modellek, és ezen belül a logaritmus specifikációjú modellek teljesítményét találjuk a legalkalmasabbnak a magyar sertéshús piac ábrázolására.*

Végül ismét hangsúlyoznunk kell, hogy a különböző modell specifikációk (deflált/nominál, szint/logaritmus) miatt közvetlen összehasonlítás a modellek között nem lehetséges.

5.2. A kutatás eredményei és a magyar sertés piac

A magyar sertéshús piacon szimmetrikus ártranszmissziót állapítottunk meg, tehát mind a csökkenő mind a növekedő árak teljesen továbbítódnak a rendszerben. Ez a megállapítás cáfolja azt a közhiedelmet, miszerint a magyar sertéshús piac a termelők rovására torzított, az árképzés nem-kompetitív, az ártranszmisszió pedig aszimmetrikus, és látszólag ellentétben áll a harmadik fejezetben (magyar sertéshús piac rövid leírása) tett észrevételekkel. A harmadik fejezetben bemutattuk a nagyon elaprózott a termelői struktúrát, a lakosság sertéshúsfogyasztásának a csökkenését, és azt várnánk, hogy mindez egy nem-kompetitív aszimmetrikus piacszerkezetben nyilvánuljon meg.

Két modellünk mutatott ki kompetitív árképzést, vagyis egy abszolút értékű árrést hosszú távon. A kimutatott kompetitív árképzés nem jelent *hatékony* árképzést is, ugyanis ez az árrés *nagyságától* függ. Mivel nincsenek hasonló típusú elemzésekből származó árrés nagyság adataink valamely más magyar piacról, összehasonlítás hiányában nem tudunk véleményt mondani az árrés *hatékonyságáról*.

Külföldi piacokon elvégzett vizsgálatok közül viszont kettőt találtunk, amelynek módszertana valamint eredményei megengedik az összehasonlítást. Az első Von Cramon-Taubadel (1998) tanulmánya, amely hasonló módszerrel kompetitív árképzést, és 1.30 német márka abszolút árrést állapított meg a német sertéshús piacon, a második pedig Bojnec (2000) kutatása, amely szintén kompetitív árrésképzést és 63.2 szlovén tollár abszolút árrést állapított meg a szlovén sertéshús piacon. A német árrés lényegesen kisebb, mint az általunk megállapított árrés (1992 árfolyamon ez 2 német márka fölött van), a szlovén árrés körülbelül megegyezik az általunk talált árréssel. Ezek alapján csak megerősíteni tudjuk Bojnec

(2000) következtetését miszerint az *ad-hoc* módon szabályozott és kevésbé fejlett piaci szerkezetű átmeneti gazdaságú országok (pl. Szlovénia és Magyarország) élelmiszer piacai is lehetnek *kompetitívek*, ellenben *hatékonyságban* elmaradnak a fejlett piacok (pl. Németország) mögött.

A többi öt modell *mark-down* típusú árképzést talált, amelyben a feldolgozók, kereskedők ajánlatokat tesznek lefele a marketing csatornán a termelőknek.

Szimmetrikus ártranszmisszió eredményünket magyarázhatja az, hogy csak a nagyobb sertésnevelő üzemek termelnek eladásra, a nagyon sok kis termelő inkább saját fogyasztásra termel, így ezek termékei be sem kerülnek a kereskedelmi körforgásba. A kis megtermelt mennyiség flexibilissé teszi a kistermelőket – a feldolgozók és a kereskedők által kínált ár függvényében választhatnak, hogy eladják-e vagy saját maguk dolgozzák fel, esetleg helyben értékesítik a sertéseket.

A piaci erő gyakorlását a termelői struktúrán kívül a húsfeldolgozó szektor szerkezete is gátolja (lásd 3. fejezet). Az alacsony koncentráció (5-600 húsipari cég, ebből 68 teljes körű szolgáltatást nyújt, vágástól feldolgozásig), kihasználatlan kapacitások, mind a feldolgozóipar piaci dominanciája ellen dolgoznak.

5.3. További lehetséges kutatások

Több út is nyitva áll a további ártranszmisszióhoz kapcsolódó vizsgálatok előtt.

1. A jelen dolgozatban alkalmazott módszerekkel elvégezni a kereskedelmi árrés illetve ártranszmisszió vizsgálatát egyéb magyar mezőgazdasági illetve élelmiszeripari termékek piacán. Legkézenfekvőbb folytatása a kutatásnak, az egyéb állati termékek piacainak a tanulmányozása. Ilyenek például a marha, baromfi és bányahús piacok, valamint a tejszektor. Egy ilyen irányú kutatásból, a következő előnyök származnának:
 - Hasonló módszerekkel elvégzett kutatások más termékpiacokon a jelen kutatás eredményeit összehasonlíthatóvá teszik.
 - Egyes termékek a sertéshús helyettesítő termékeinek számítanak, így egy hasonló típusú elemzés elvégzése érdekes eredményeket produkálhat.
2. Új módszertant, vagy a jelen dolgozatban alkalmazott módszertan kiterjesztéseit alkalmazni a sertéshús piacra. Az ebben a dolgozatban alkalmazott kointegrációs – vektor hiba korrekciós módszertannak létezik néhány relatíve egyszerűen megvalósítható kiterjesztése. Ezek közül az alábbiakat tartjuk reálisan elvégezhető kutatásoknak:
 - Ha az árcapcsolat rendszer nem lineáris, vagyis, csak bizonyos nagyságú sokkok esetén indul be a hibakorrekciós mechanizmus, vagy a sokk nagyságától függően másképp reagál a rendszer, akkor küszöb autoregresszív modellt alkalmazhatunk.
 - Végül pedig ki lehetne terjeszteni a modellt úgy, hogy modellezni próbálja a kormányzati agrárpolitikai beavatkozásokat. Ez dummy változók használatával megoldható lenne.
 - Bár a nemzetközi irodalomban is csak kísérletek történnek az empirikus eredmények és az aszimmetrikus ártranszmisszió elméletének az összekötésére, egyes asszimetriát okozó gazdasági változókat (például a

koncentrációt, mint piaci erőt modellező változót) bele lehetne foglalni a modellbe.

Egy ilyen irányú kutatásból a következő előnyök származhatnak:

- Megerősíthetőek, vagy empirikus alapon vitathatóak lennének a jelen kutatás következtetései.
- Egy piacra több kipróbált modell közül lehet választani. Ezáltal összehasonlíthatóvá válnának ez egyes modellek teljesítményei.
- A különböző módszerekkel elért eredmények összehasonlításával, jobban megérthető lenne a szektor árdinamikája.

3. Az előző két út lehetséges kombinációi. Így a 2. pont alatt ismertetett módszertani kiterjesztéseket lehetne más piacon kipróbálni, majd az eredményeket összehasonlítani a jelen kutatás eredményeivel.

Hivatkozások

Abdulai, A. [2002]: Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, 34, 679-687.

AKII [2004]: A főbb agrártermékek piacra jutásának feltételei az EU-csatlakozás küszöbén. *Agrárgazdasági tanulmányok*, szerkeztette Kartali János, 2004, 2.

Azzam, A.M. [1999]: Asymmetry and Rigidity in Farm – Retail Price Transmission. *American Journal Agricultural Economics*, 81, 525 – 533.

Balke, N.S. és Fomby, B.W. [1997]: Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38, 627 –645.

Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W., Hendry, D.F. [1993]: Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of non-Stationary data. *Advanced text in Econometrics*, Oxford University Press.

Bailey, D. és Brorsen, B.W. [1989]: Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14[2], 246 – 252.

Ball, L. és Mankiw, N.G. [1994]: Asymmetric Price Adjustments and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104, 247 – 261.

Ben-Kaabia, M., Gill, JM., Boshnjaku, L. [2002]: Price transmission asymmetries in the Spanish lamb sector. Paper presented at the X. Congress of European Association of Agricultural Economists, 28-31 August, Zaragoza, Spain.

Bhaskara Rao, B. [1994]: *Cointegration for the Applied Economist*. St Martin's Press, New York.

Bojnec, S. [2002]: Price Transmission and Marketing Margins in the Slovenian Beef and Pork Markets During Transition. Paper presented at the X. Congress of European Association of Agricultural Economists, 28-31 August, Zaragoza, Spain.

Brooks, C. [2003]: *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.

Capps, O., Jr., Byrne, P.J., Williams, G.W. [1995]: Analysis of Marketing Margins in the U.S. Lamb Industry. *Agricultural and Resource Economics Review*, 24, 232 – 240.

Charemza, W.W. és Derek F. Deadman, D.F. [1992]: *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Limited.

Von Cramon-Taubadel, S. [1998]: Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1-18.

Von Cramon – Taubadel, S. [2002]: *Asymmetric Price Transmission: A Survey*. University of Göttingen, Institute for Agricultural Economics, working paper.

Darvas, Zs. [2001]: Árfolyamrendszer-hitelesség és kamatláb-változékonyság. *Statisztikai Szemle*, 79 évf., 6 , 490 - 507.

Darvas, Zs. [2004]: Robert F. Engle és Clive W. J. Granger, a 2003.évi közgazdasági Nobel – díjasok. *Statisztikai Szemle*, 82 évf., 3.

Darvas, Zs. és Simon, A. [2002]: A financiálisan fenntartható kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával. *Közgazdasági Szemle*, 49. évf., 5, 361 – 376.

Dawson, P.J. és Tiffin, R. [2000]: Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb. *Applied Economics*, 32, 1281-1286.

Dickey, D.A. és Fuller, W.A. [1979]: Distributions of the Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 427- 431.

Dickey, D.A. és Fuller, W.A [1981]: Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Engle, R.F. és Granger, C.W.J [1987]: Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Estima [2004]: RATS [Version 6.0]. Evanston, IL.

Élelmiszermérlegek és tápanyagfogyasztás 1970 – 2002. KSH, Budapest 2004.

- Fertő, I., Forgács, Cs., Juhász, A., Kürthy, [2004]: Recovering markets. Hungary. Kézirat.
- Fuller, W.A. [1976]: Introduction to Statistical Time Series. New York, Wiley.
- Gardner, B. L. [1975]: The Farm – Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 57, 399 – 409.
- Granger, C.W.J. [1969]: Investigating casual relations by econometric methods and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 24-36.
- Gollnick, H. [1972]: Zur statistischen Schätzung und Prüfung irreversibler Nachfragefunktionen. *Agrarwirtschaft*, 21, 227-231.
- Goodwin, B.K. és Harper, D.C. [2000]: Price Transmission, Threshold Behaviour, and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32, 543 -553.
- Goodwin, B.K. és Holt, M.T. [1999]: Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the U.S. Beef Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 630-637.
- Goodwin, B.K. és Piggott, N.E. [2001]: Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, 302 -317.
- Guba, F. Z. [2001]: Transzferek és hatékonyságzavarok az élelmiszer-termékpályákon. *Közgazdasági Szemle*, 48, 44-62.
- Hahn, W. F. [1990]: Price transmission asymmetry in pork and beef markets. *The Journal of Agricultural Economic Research*, 42, 21 – 30.
- Haldrup, N. [1994]: The Asymptotics of Single Equation Cointegration Regressions With I[1] and I[2] Variables. *Journal of Econometrics*, 63, 153-181.
- Hansen, B.E. [1992]: Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends. *Journal of Econometrics*, 53, 87-121.
- Hansen, H. és Juselius, K. [2002]: CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series. Estima, Evanston, IL.
- Harris, R.I.D [1995]: Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Harris, R. és Sollis, R. [2003]: Applied Time Series Modelling and Forecasting. John Wiley & Sons Ltd, Chichester, West Sussex.

Harvey, A.C. [1981]: Time Series Models. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Harvey, A. [1997]: Trends, Cycles and Autoregressions. The Economic Journal, 107, 192 – 201.

Heien, D. M. [1980]: Markup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industry. American Journal of Agricultural Economics, 62, 10 -18.

Holden, D. és Perman, R. [1994]: Unit Roots and Cointegration for the Economist. In Cointegration for the Applied Economist, ed. Bhaskara Rao, St Martin's Press New York.

Holloway, G. J. [1991]: The Farm – Retail Price Spread in an Imperfectly Competitive Food Industry. American Journal of Agricultural Economics, 73, 979 – 999.

Houck, J.P. [1977]: An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. American Journal of Agricultural Economics, 59, 570-572.

Hylleberg, S., Eagle, R.F., Granger, C.W.J. és Yoo, B.S. [1990]: Seasonal integration and cointegration. Journal of Econometrics, 44, 215-238.

Ipari és építőipari statisztikai évkönyv, különböző évfolyamok. Központi Statisztikai Hivatal.

Jansik, Cs. [2000]: Determinants and Influence of Foreign Direct Investments in the Hungarian Food Industry in a Central and Eastern European Context. Agrifood Research Finland Economic Research [MTTL] Publications 102.

Johansen, S. [1988]: Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

Kinnucan, H.W. és Forker, O.D. [1987]: Asymmetry in Farm – Retail Price Transmission for Major Dairy Products. American Journal of Agricultural Economics, 5, 285 – 292.

Király, J. és Kőrösi, G. [1990]: Consumption, housing , and money demand – Error correction models for Hungary. Econometric Society European Meeting 1990 konferencián tartott előadás.

Kohls, R. L. és Uhl, J. N. [1990]: Marketing of Agricultural Products. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

MacKinnon, J. [1991]: Critical Values for Co-integration Tests. In Engle R.F. és Granger C.W.J. [eds.] Long Run Economic Relationships, Oxford University Press.

Mellár, T. és Rappai, G. [1998]: Az infláció a gazdaságpolitika szolgálatában. Statisztikai Szemle, 76 évf., 11, 885 – 896.

Miller, J. D. és Hayenga, M. L. [2001]: Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market. American Journal of Agricultural Economics, 83, 551 – 561.

Mushtaq, K [2000]: Supply Response of Major Agricultural Commodities in Pakistan. PhD Dissertation Thesis, University of Newcastle upon Tyne.

Nelson, C.R. és Plosser, C.I. [1982]: Trends and random walks in macroeconomic time series. Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.

Nyárs, L. és Papp, G. [2002]: Az állati eredetű termékek feldolgozásának versenyhelyezete. AKII Agrárgazdasági tanulmányok, 2002, 7.

Nyárs, L., Papp, G., Vőneki, É. [2004]: A főbb hazai állattenyésztési ágazatok kilátásai az Európai Unióban. AKII Agrárgazdasági tanulmányok, 2004, 4.

Obstfeld, M. és Taylor, A.M. [1997]: Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment; Heckscher's Commodity Points Revisited. Journal of the Japanese and International Economies, 11, 441 - 479.

Orbánné, N.M. [1999]: Állati eredetű termékeink exportjának lehetőségei és korlátai. AKII Agrárgazdasági tanulmányok, 1999, 6.

Orbánné, N.M. és Tóth, J. [1998]: Agricultural Market Development and Government Policy in Hungary. The Case of the Pig/Pork Sector. Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem – The World Bank.

Osterwald – Lenum ,M. [1992]: A note with quintiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461 -72.

Peltzman, S. [2000]: Prices rise faster than they fall. Journal of Political Economy, 108, 466-502.

Pesaran, M.H. és Pesaran, B. [1997]: Working with Microfit 4.0. Interactive Econometric Analysis. Oxford University Press.

Phillips, P.C.B. és Ouliaris, S. [1990]: Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. Econometrica, 58, 165-193.

RATS Version 6 Reference Manual and User's Guide [2004]: Estima, Evanston, IL.

Rezitis, A. [2003]: Mean and volatility spillover effects in Greek producer- consumer meat prices. Applied Economics Letters, 10, 381-384.

Sanjuan, A.I. és Dawson, P.J. [2003]: Price transmission, BSE and structural breaks in the UK meat sector. European Review of Agricultural Economics, 30, 155 – 172.

Sanjuan, A.I. és Gil, J.M. [2001]: Price transmissin analysis: a flexible methodological approach to European pork and lamb markets. Applied Economics, 33, 123 – 131.

Statisztikai Havi Közlemények, több évfolyam. KSH, Budapest.

Tomek, W.G. és Robinson, K. [2003]: Agricultural Product Prices. Cornell University Press, Ithaca and London.

Tong, H [1983]:Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis. New York, Springer Verlag.

Tóth, J. [2003]: Aszimmetrikus árhatások az osztrák húsiparban – hazai tanulságokkal. Közgazdasági Szemle, L. évf., április, 370 – 380.

Tsay, R. R. [1989]:Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes. Journal of American Statistical Association, 84, 231-240.

Tweeten, L.G. és Quance, C.L. [1969]: Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches. American Journal of Agricultural Economics, 51, 342-352.

Ward, R.W. [1982]: Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 205-212.

Wolffram, R. [1971]: Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches – some critical notes. *American Journal of Agricultural Economics*, 31, 356 –359.

Wohlgenant, M.K. és Mullen, J.D. [1987]: Modeling the Farm – Retail Price Spread for Beef. *Western Journal of Agricultural Economics*, 12[2], 119 – 125.

Wohlgenant, M. K. [2001]: Marketing Margins: Empirical Analysis. *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1, szerkeszti B.Gardner és G.Rausser, Elsevier Science.

I. Függelék - Az idősor elemzés módszertana

1.1. Egységgyök folyamatok

A következőkben, formálisan bemutatjuk a stacionaritás versus egységgyök folyamatokat. Harvey (1981, p.10) alapján, ahhoz hogy egy sztohasztikus folyamat (gyengén) stacionárius legyen, a következő feltételeknek kell teljesülnie:

$$(1) E(y_t) = \mu - \text{idő független, állandó középérték}$$

$$(2) E[(y_t - \mu)^2] = \sigma_y^2 = \gamma(0) - \text{időponttól független, állandó variancia}$$

$$(3) E[(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu)] = \gamma(\tau), \tau = 1, 2, \dots - \text{'a kovariancia csakis a két periódus közötti résztől függ, a konkrét időpont, amikor a kovarianciát vizsgáljuk, nem befolyásolja őt'}$$

(Charemza és Deadman, 1992).

Formálisan, a stacionaritás problémáját az autoregresszív folyamatok segítségével lehet bizonyítani. Tekintsünk egy elsőrendű autoregresszív folyamatot, AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t, t = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots, \text{ ahol } e_t \text{ fehér zaj} \quad (1.1)$$

Egy változót *fehér zajnak* tekintünk, ha az független és identikus eloszlású (Independently and Identically Distributed, IID), valamint nulla középértéke és állandó varianciája van:

$$E(e_t) = 0; \text{ var}(e_t) = \sigma^2; E(e_t e_{t-\tau}) = 0 \text{ ha } \tau \neq 0, \text{ illetve } \sigma^2 \text{ ha } \tau = 0.$$

Átírjuk (1.1)-et a késleltetés operátort (L) használva:

$$y_t - \rho y_{t-1} = y_t - \rho L y_t = (1 - \rho L) y_t = e_t \Leftrightarrow y_t = (1 - \rho L)^{-1} e_t \quad (1.2)$$

A fenti folyamat stacionárius, ha $|\rho| < 1$. Ha ez igaz, akkor az (1.2) egyenletet átírhatjuk egy végtelen rendű mozgó átlag folyamattá (Moving Average, MA):

$$y_t = (1 - \rho L)^{-1} e_t = (1 + \rho L + \rho^2 L^2 + \rho^3 L^3 + \dots) e_t = e_t + \rho e_{t-1} + \rho^2 e_{t-2} + \rho^3 e_{t-3} + \dots$$

Tudván, hogy e_t fehér zaj, y_t középértéke, varianciája és kovarianciája a következőképp alakul:

$$E(y_t) = 0 \quad (1.3)$$

$$\text{Var}(y_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (1.4)$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-\tau}) = \frac{\rho^\tau \sigma^2}{1 - \rho^2}, \tau = 1, 2, \dots \quad (1.5)$$

$$\text{Corr}(y_t, y_{t-\tau}) = \rho^\tau, \tau = 1, 2, \dots \quad (1.6)$$

A (1.3), (1.4), (1.5), (1.6) egyenletekből következik, hogy a középérték, variancia, és kovariancia nem függ az időtől, vagyis a folyamat stacionárius. A feltétel, hogy $|\rho| < 1$. Ha ellenben $\rho = 1$, akkor fordított szubsztitúcióval, a kezdeti y_0 -t állandónak tekintve, az (1.1) egyenletet a következőképpen alakul:

$y_t = y_0 + e_t + e_{t-1} + e_{t-2} + \dots + e_1$. Ismét, ha az e_t -t fehér zajnak tekintjük az y_t középértéke, varianciája és korrelációja a következő lesz:

$$E(y_t) = y_0 \quad (1.7)$$

$$\text{var}(y_t) = t\sigma^2 \quad (1.8)$$

$$\text{corr}(y_t, y_{t-1}) = \sqrt{\frac{t-\tau}{t}}, \tau = 1, 2, \dots \quad (1.9)$$

Mind a variancia mind a kovariancia t , az időtől függ. Ahogy t tart a végtelenhez, a variancia a végtelen felé nő, a korreláció pedig 1 lesz, és ezek ellentmondanak a stacionaritás feltételeinek.

Ha $\rho = 1$, akkor az (1.1) egyenletet átírhatjuk a következőképpen:

$$y_t = y_{t-1} + e_t, \quad (1.10)$$

ami egy *véletlen bolyongás* folyamat. Ez a sztochasztikus folyamat kiterjeszhető egy konstans tag bevonásával:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + e_t \quad (1.11)$$

ami egy *sodródó véletlen bolyongás*. Sőt, egy determinisztikus folyamat is képezhető a (1.10) egyenletből, egy időtrend hozzáadásával:

$$y_t = \alpha + \beta t + y_{t-1} + e_t \quad (1.12)$$

Egy y_t sorozatot, amelyet egyszer kell differenciálni ahhoz hogy stacionárius legyen $I(1)$ -nek, vagyis első fokon integrálnak nevezünk. Egy stacionárius sorozat ellenben $I(0)$ vagyis nulla fokon integrált.

Az eredmények hasonlóak magasabb rendű AR folyamatok esetén is. Tekintsük a másodrendű autoregresszív folyamatot, $AR(2)$:

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + e_t \quad (1.13)$$

vagy a késleltetési operator használatával átírva:

$$p(L)y_t = e_t, \text{ ahol } p(L) = 1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 \quad (1.14)$$

Mivel $p(L)$ kvadratikus, (1.14) átírható:

$$p(L) = (1 - \alpha_1 L)(1 - \alpha_2 L) \quad (1.15)$$

(1.15) egyenletet a (1.14) egyenletbe helyettesítve kapjuk:

$$y_t = p(L)^{-1} e_t = (1 - \alpha_1 L)^{-1} (1 - \alpha_2 L)^{-1} e_t. \quad (1.16)$$

Ha az α_1 és α_2 gyökök egytől különböznek, akkor akárcsak az $AR(1)$ esetén, a (1.16) egyenlet felírható, mint egy végtelen rendű mozgó átlag folyamat:

$$y_t = (1 + \alpha_1 L + \alpha_1^2 L^2 + \alpha_1^3 L^3 + \dots)(1 + \alpha_2 L + \alpha_2^2 L^2 + \alpha_2^3 L^3 + \dots)e_t = \delta_0 e_t + \delta_1 e_{t-1} + \delta_2 e_{t-2} + \dots, \quad (1.17)$$

$$\text{ahol } \delta_0 = 1, \delta_1 = \alpha_1 + \alpha_2, \delta_2 = \alpha_1^2 + \alpha_1 \alpha_2 + \alpha_2^2, \dots$$

A (1.17) egyenlet stacionárius mivel mozgó átlag formában kifejezhető és minden mozgó átlag folyamat stacionárius. Ha azonban egyik α gyök (például az α_2) egységgel egyenlő, akkor a (1.16) egyenlet a (1.14) illetve (1.15) egyenletek felhasználásával következőképpen alakul:

$$p(L)y_t = (1 - \alpha_1 L)(1 - L)y_t = (1 - \alpha_1 L) \Delta y_t = \Delta y_t - \alpha_1 \Delta y_{t-1} = e_t \quad (1.18)$$

vagyis az y_t $I(1)$ és Δy_t $I(0)$ lesz. Ha mindkét gyök egységgel egyenlő, vagyis $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$, akkor :

$$p(L)y_t = (1 - L^2)y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1} = e_t, \quad (1.19)$$

vagyis $\Delta y_{t-1} \sim I(0)$, $\Delta y_t \sim I(1)$ és $y_t \sim I(2)$. Ebben az esetben az y_t sorozatot kétszer kell differenciálni a stacionaritás elérése miatt.

1.2. Az integráció rendjének a meghatározása

Mint az előző alfejezetben bemutatuk, az integráció fokának, avagy rendjének a meghatározása ekivalens az adott idősorban levő egységgyökök számának a meghatározásával. Tekintélyes számú egységgyök teszt létezik az irodalomban, ezek közül a számunkra relevánsakat mutatjuk be.

1.2.1. Integrált Durbin-Watson statisztika (IDW)

Ez mindközül a legegyszerűbb teszt, ugyanakkor a leggyorsabban elvégezhető teszt. Inkább gyors véleményalkotásra alkalmas, és az általa produkált eredményt célszerű megerősíteni más tesztek elvégzésével is. Az IDW teszt az alábbi Durbin-Watson féle statisztika kiszámolásán alapszik:

$$IDW = \frac{\sum (y_t - \overline{y_t})^2}{\sum (y_t - y_{t-1})^2} \quad (1.20)$$

ahol $\overline{y_t}$ a y_t aritmetikai középértéke. Ha az IDW statisztika értéke alacsony (nullához közelit) akkor ez a tanulmányozott idősor nem-stacionaritására utal. Ha ellenben a statisztika értéke nagy (kettőhöz közeli érték), akkor az idősort stacionáriusnak tekinthetjük és nincs szükség további tesztekre.

1.2.2. Dickey-Fuller egységgyök teszt (DF)

A Dickey-Fuller egységgyök teszt alapja az (1) egyenletben a $\rho = 1$ null hipotézis tesztelése a $|\rho| < 1$ alternatív hipotézis ellenében. (1) átírható:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t \quad (1.21)$$

ahol $\delta = 1 - \rho$, így a teszt a következőképpen alakul:

$H_0 : \delta = 0$ a $H_1: \delta < 0$ alternatív hipotézis ellen. A Standard Legkisebb Négyzetek (Ordinary Least Squares, OLS) eljárása alkalmas a (1.21) egyenlet becslésére, így viszonylag egyszerűen kapunk egy becsült δ értéket és egy hozzá tartozó Student-t statisztikát. Normális körülmények között a határeloszlás a Student-t eloszlás lenne, ámde a $\delta = 0$ null hipotézis alatt a határeloszlás nem normális, és a kritikus értékek csak számítógépes Monte Carlo szimulációval határozhatók meg. Dickey és Fuller megbecsülték és táblázatba foglalták a DF disztribúció kritikus értékeit (Dickey, Fuller, 1979).

Ha a $\delta = 0$ null hipotézis nem vethető el, akkor további tesztek szükségesek annak a meghatározására, hogy vajon $y_t \sim I(1)$, vagy magasabb fokon integrált, vagy esetleg a tanulmányozott idősor egyáltalán nem integrált. Ezért a következő lépés az alábbi egyenlet becslése:

$$\Delta y_t = \delta \Delta y_{t-1} + e_t \quad (1.22)$$

ahol a (1.21) egyenlet y_{t-1} -je Δy_{t-1} -vel lett felcserélve. Ha a null hipotézis nem vethető el, akkor további tesztek szükségesek ($\Delta \Delta y_t$) amíg vagy egyértelműen meghatározható az integráció foka vagy arra a következtetésre jutunk, hogy a stacionaritás differenciálással nem érhető el.

Mivel a DF disztribúció kritikus értékeit szimulációval számolták ki, ezért ezek az értékek modell dependensek. Ezért az esetleges konstanst és determinisztikus trendet bele kell foglalni a modellbe, mielőtt még lefuttatnánk a regressziót. A (1.21) egyenlet alternatívái a következők:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + e_t \quad (1.23)$$

konstanssal, és:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + e_t \quad (1.24)$$

amely tartalmazza a konstanst (intercept) valamint egy lineáris determinisztikus trendet. A teszt procedúra hasonló a (1.22) egyenlet esetében alkalmazott

eljáráshoz, azonban a kritikus értékeket a modell specifikációjának a függvényében kell megválasztani.

1.2.3. Bővített Dickey-Fuller egységgyök teszt (ADF)

A Dickey –Fuller egységgyök teszt esetében feltételeztük hogy az e_t reziduumok fehér zajok ($e_t \sim \text{IID}$). Ha ez a feltétel nem teljesül, akkor a táblázatba foglalt kritikus DF értékek nem érvényesek. A bővített Dickey-Fuller teszt (Augmented DF, ADF) teszt használata esetén ezt az amúgy sem túl realiztikus feltételtől eltekinthetünk. Az ADF teszt megengedi az autokorreláció létezését a reziduumokban. Ha az e_t hiba tagot egy stacionárius p -ed rendű autokorrelációs folyamatként értelmezzük, akkor a (1.24) egyenletet átírhatjuk a következőképpen:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_p e_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.25)$$

ahol $\varepsilon_t \sim \text{IID}$. Feltételezve, hogy a null hipotézis $H_0: \rho = 1$, az (1.1) egyenletből következik, hogy $e_t = y_t - y_{t-1}$.

Ezt behelyettesítve a (1.25)-be kapjuk:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \theta_1 (y_{t-1} - y_{t-2}) + \theta_2 (y_{t-2} - y_{t-3}) + \dots + \theta_p (y_{t-p} - y_{t-p-1}) + \varepsilon_t \quad (1.26)$$

\Leftrightarrow

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.27)$$

A független változó késleltetett értékeinek az egyenletbe való beépítésével a hibatagok autokorrelációja megbecsülhető. A (1.27) egyenlethez hasonlóan, a (1.21), konstans és determinisztikus trendet nem tartalmazó egyenlet a következőképp alakul:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.28)$$

a (1.23) egyenlet pedig:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

lesz. A (1.27), (1.28), (1.29) egyenleteket OLS eljárással meg lehet becsülni és a standard DF teszt esetében leírt procedúrához hasonló módon lehet az egységgyök teszteket elvégezni. A kritikus értékek ugyanazok maradnak, mint a standard DF regresszió esetében.

A megfelelő számú késleltetett független változó meghatározása különösen fontos. Pesaran és Pesaran (1997) szerint 'egy méret - hatékonyság kompromisszum között kell választanunk a reziduumok soros korrelációjának a kezelésére alkalmazott késleltetés fokától függően'. A gyakorlatban valószínűtlen hogy pontosan ismernénk a hibatagok autokorrelációjának a kezeléséhez szükséges késleltetett különbségek számát. A p , a késleltetés rendjét általában valamelyik statisztikai modell szelekciós kritérium segítségével választjuk ki. Ezek a modell 'illeszkedését' mérik a maximizált log-likelihood függvény segítségével, figyelembe véve a becsült ismeretlen paraméterek számát. Az általában használt modell szelekciós kritériumok az Akaike Információs Kritérium (AIC), a Schwarz-Bayesian Kritérium (SBC) valamint a Lagrange Multiplier (LM) teszt. Az imént felsorolt 'automatikus' model szelekciós kritériumoknak ellenzőik is vannak, Harvey (1997) részletesen tárgyalja a módszer hátrányait.

1.2.4. Egységgyök tesztek strukturális törések jelenlétében

Perron bebizonyította, hogy ha a lineáris trendben nem vesszük figyelembe az esetleges töréspontokat, úgy a szokásos ADF teszt, tévesen, nem utasítja el az egységgyök nullhipotézist. Tekintsük az alábbi modellt:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t, \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.30)$$

$$\text{ahol, } DT_t = \begin{cases} t & \text{ha } t > TB \\ 0 & \text{másképpen} \end{cases}$$

$$\text{és } DU_t = \begin{cases} 1 & \text{ha } t > TB \\ 0 & \text{másképpen} \end{cases}$$

TB pedig a töréspont pillanatát jelzi. Perron kimutatja, hogy ha a (1.30) egyenlet a valódi adat generáló folyamat, de tévesen a teszt eljárás a rosszul specifikált (1.12) egyenleten alapszik, akkor az 'egységgyök nullhipotézist még aszimptotikusan sem utasíthatjuk el'. Mint korábban az ADF teszt esetében is, a Perron teszthez használt egyenlet tartalmazza a késleltetett paramétereket is, hogy a reziduumok autokorrelációs problémáit kiküszöböljük:

$$y_t = \alpha + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + dD(TB)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1.31)$$

$$\text{ahol, } D(TB)_t = \begin{cases} 1 & \text{ha } t = TB + 1 \\ 0 & \text{másképpen} \end{cases}$$

Így a (1.31) egyenlet tartalmaz egy 'ugrást' az idősorban TB+1 időpontban valamint egy váltást a konstans illetve a trend paraméterben.

A null hipotézist, $H_0: \rho = 1$ és $\gamma = \beta = 0$ teszteljük a $H_1: \rho < 1, \beta, \gamma, \theta \neq 0$ és $d \rightarrow 0$ alternatív hipotézis ellenében. A kritikus értékek különböznek az ADF teszt kritikus értékeitől. Perron kiszámolta és táblázatba foglalta a szükséges kritikus értékeket. A legfőbb nehézség a Perron által kidolgozott tesztelési procedúra esetében az, hogy valószínűtlen hogy *a priori* ismernénk a strukturális törés dátumát.

1.3. Kointegráció

Ha két sztohasztikus trendet tartalmazó idősor együtt mozog egy hosszútávú közösegyensúlyi pont felé, akkor ezeket kointegráltaknak tekintjük. Engle és Granger (1987) a következőképpen határozza meg az egyensúlyt: „ha x_t egy gazdasági változókat tartalmazó vektor, akkor azt mondhatjuk, hogy ezek egyensúlyban vannak, ha az $a'x_t = 0$ specifikus lineáris korlátozás bekövetkezik.” Azonban a legtöbbször a sorozatok nem lesznek egyensúlyban, és a $z_t = a'x_t$ fogja mérni az egyensúlyi hibát, vagyis a rendszer az egyensúlyi ponttól való távolságát egy adott t időpontban.

Szintén Engle és Granger (1987) határozza meg a kointegrációt is: „Az x_t vektor alkotóelemei d, b rendűen kointegráltak, vagyis $x_t \sim CI(d, b)$, ha:

(i) az x_t vektor mindegyik eleme $I(d)$

(ii) létezik egy olyan nullától különböző α vektor úgy, hogy $z_t = \alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. Az α vektort kointegráló vektornak nevezzük.”

A jelen kutatás szempontjából a legfontosabb lehetséges eset az, amikor két változó (legyenek X_t és Y_t) elsőrendűen integráltak és kointegráltak is, vagyis $X_t, Y_t \sim CI(1, 1)$ úgy hogy az u_t hibatag nullarendűen integrált, $u_t \sim I(0)$.

1.3.1 Hiba korrekciós modellek

Mint korábban bemutattuk, ha egy gazdasági idősor egységgyököt tartalmaz, akkor első vagy nagyobb rendű differenciákkal kell számolni, ahhoz hogy stacionárius legyen. Így egy gazdasági modell körülbelül a következőképp mutatna:

$$\Delta y_t = \delta \Delta x_t + v_t \quad (1.32)$$

A (1.32) egyenlet értelmezhető, mint a tanulmányozott változók rövid távú evolúciója. Tanulmányozhatjuk azt, hogy milyen változást okoz y -ban az x csökkenése vagy növekedése, de a (1.32) egyenlet semmilyen információt nem szolgáltat a két változó közötti hosszú távú kapcsolatáról.

Egy a következő formájú specifikáció sokkal többet árulna el az x és y között esetleg létező hosszútávú egyensúlyi kapcsolatáról:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (1.33)$$

A hiba korrekciós modellek (ECM) biztosítják a megoldást a dilemmára, szintetizálva a rövid és hosszú távú kapcsolatokat a változók között. Egy ECM a következőképpen néz ki:

$$\Delta y_t = \delta \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + v_t \quad (1.34)$$

Ahol v_t fehér zajnak tekinthető. Az ECM értelmezése egyszerű. Mikor a rendszer egyensúlyban van, $y_{t-1} - \beta x_{t-1} = 0$, ellenben amikor a rendszer nincs egyensúlyi

helyzetben, a $y_{t-1} - \beta x_{t-1}$ már nem lesz nullával egyenlő, és λ a rendszernek az egyensúlyi pont felé való igazodásának a sebességét fogja mérni (vagyis, hogy y hogyan változik az egyensúlyhiány hatására). Már elemeztük a nem stacionaritás hatását az idősorokra. Ezek szerint, a (1.34) egyenletben mindegyik differencia sorozat $I(0)$, v_t fehér zajnak feltételezzük, tehát szintén $I(0)$ lesz, de a y_{t-1} , x_{t-1} sorozatok szint értékei $I(1)$ lesznek. Tehát a (1.34) egyenlet a baloldala $I(0)$ és ez egyenlő a jobb oldallal, ami $I(0)$ és $I(1)$ változók kombinációja, tehát $I(1)$. Mivel egy egyenletnek szükségszerűen mindkét oldala azonos integráltsági fokú kell legyen, egy (1.34) formájú ECM csak akkor létezhet, ha az x_t és y_t változók nulla fokon kointegráltak, tehát $[\lambda(y_{t-1} - \beta x_{t-1})] \sim I(0)$. A formális kapcsolatot a az ECM és kointegráció között a **Granger Értelmezési Tétel** határozza meg (Engle és Granger, 1987). Ez a tétel kimondja, hogy ha a léteznek kointegrált változók, akkor kell létezzen egy érvényes Hiba Korrekciós Modell ami leírja a változók közötti kapcsolatot, valamint hogy a változók kointegráltsága feltétele az ECM létezésének. Két fontosabb procedúra létezik a kointegráció tesztelésére.

1.3.2. Engle és Granger eljárás

Az első az **Engle és Granger közelítés** (Engle és Granger, 1987). Ez a teszt procedúra az u_t , a kointegrációs egyenlet hibatagjának a stacionaritásának a vizsgálatára alapszik. Engle és Granger hét teszt statisztikát javasolnak a hibatag stacionaritásának a vizsgálatára. Ezek a következők:

1. CRDW- a kointegráló regresszió Durbin-Watson statisztikája. Ha a CRDW nullához közeli értéket mutat, a nem-stacionaritás hipotézis nem vethető el, míg ha a statisztika értéke magas, akkor a sorozatokat kointegrálnak tekinthetjük.
2. DF- a standard Dickey-Fuller egységgyök tesztet futtatjuk a kointegráló regresszió reziduumaiban. Ha egységgyököt találunk, akkor a hiba tag nem stacionárius, tehát a tanulmányozott változók nem kointegráltak.

3. ADF- a bővített DF egységgyök teszt hasonló az előbbihez, de a hibatag késleltetett értékei is figyelembe vehetők a tesztben, hogy az esetleges autokorrelációval járó problémákat kiküszöböljük.
4. RVAR- a korlátozott vektor autoregresszív folyamatban a hiba korrekciós reprezentációt becsüljük, majd a hiba korrekciós tag szignifikanciáját teszteljük. Ez egy első rendű autoregresszív rendszert feltételez, és a teszt a Student-t statisztikák négyzetének összegére alapozódik.
5. ARVAR- az előbbi teszt bővített változata (késleltetett értékeket is bevonunk a regresszióba az esetleges autokorreláció kiküszöbölése végett.)
6. UVAR- egy korlátozatlan autoregressziót becsülünk, majd teszttel vizsgáljuk, hogy a változók szint értékei szükségesek-e egyáltalán, vagy a modell értelmezhető pusztán a változók differencia értékei segítségével. Ez egy első rendű autoregresszív rendszert feltételez, a teszt két F statisztika szabadság fokokkal beszorzott összegén alapszik.
7. AUVAR- a korábbi teszt késleltetett értékekkel bővített változata.

Ezek után, Engle és Granger tesztelték a hét statisztika nagyság-erő tulajdonságait, hibás specifikáció eshetőségeit, és úgy találták, hogy a 3., az ADF statisztika a legajánlottabb. A CRDW statisztikát gyors tesztként ajánlják használni, hogy véleményt alkothassunk a vizsgált változók közötti kapcsolatáról.

A 3. teszt statisztika, az ADF kiszámolásához a (1.33) kointegrációs egyenlet becslése során kiszámolt u_t hibatagokat használjuk. Az elmentett hiba tagok egységgyök tesztjét a (35) egyenlettel végezzük:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha + \phi t + \gamma u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t \quad (1.35)$$

ahol v_t azonos, független eloszlású hiba tag, nulla középértékkel és állandó varianciával, $IID(0, \sigma^2)$. Hogy a (1.35) egyenletbe szerepel-e a konstans illetve trend tag, az attól függ, hogy az eredeti (1.33) kointegrációs egyenletbe bele van-e már foglalva egy konstans vagy trend. Mint Harris (1995) megjegyzi, egy konstanst vagy

determinisztikus trendet bele lehet foglalni a (1.33) vagy (1.35) egyenletbe, de nem mindkettőbe. Ha úgy gondoljuk, hogy a kointegráció alternatív hipotézise esetén az \hat{u}_t -nak a középértéke nullától különbözik, akkor egy konstans tagot bele kell foglalni a (35) egyenletbe. Hasonlóképpen, ha a közgazdasági elmélet azt sugallja, hogy az alternatív hipotézis esetén létezik egy nem nulla trend, akkor a determinisztikus komponenst is bele kell foglalni a (1.35) egyenletbe. Monte Carlo kísérletek eredményeképpen Hansen (1992) kimutatta, hogy attól függetlenül, hogy az u_t tartalmaz-e vagy sem determinisztikus trendet, egy időtrend belefoglalása a (1.35) egyenletbe azt eredményezi, hogy a nem-kointegráció null hipotézist kevesebbszer utasítjuk el, mint kéne mikor az valójában hamis, és túl sokszor utasítjuk el mikor az valójában igaz (vagyis a loss of power). Két fő oka van, hogy miért nem használhatjuk a standard DF kritikus értékeket az Engle-Granger eljárás esetén. Az első, hogy a null hipotézis alatti eloszlást befolyásolja a (1.33) egyenletbe bevett regresszorok száma, így kényszerítve különböző kritikus érték szettek használatát különböző számú regresszorok esetén. Másodsor, az OLS becslő eljárás úgy választja ki a reziduumokat a (1.33) egyenletbe, hogy a lehető legkisebb minta variancia legyen, ezáltal v_t stacionáriusnak tűnik (Harris, 1995, pp.54). MacKinnon (1991) valamint Phillips és Ouliaris (1990) összeállítottak egy olyan kritikus érték táblázatot mely kiküszöböli a fenti problémákat.

Előfordulhat, hogy egyes kointegráló változók $I(1)$ (ahogy eddig feltételeztük) míg mások $I(2)$ lesznek. A kointegrációs kapcsolat ennek ellenére létezhet, ha az $I(2)$ változók „le-kointegrálódnak” $I(1)$ változóvá, majd ez kointegrálódik a többi $I(1)$ -es változóval. Haldrup (1994) kimutatta, hogy a fenti esetben a kritikus értékek az $I(1)$ és $I(2)$ regresszorok számától függ. Ebben az esetben a Haldrup (1994, 1. táblázat) kritikus értékeket kell használni.

Az Engle és Granger eljárás legnagyobb hibája, hogy csak egy kointegráló vektorral dolgozhatunk. Ha a változók száma nagyobb, mint kettő, $n > 2$ akkor r darab

lineárisan független kointegráló kapcsolat létezik a változók között, ahol $r \leq n-1$. Csak ha $n = 2$ lehetünk biztosak benne, hogy csupán egy kointegráló vektor létezik.

1.3.3. Johansen féle kointegrációs eljárás

A **Johansen (1988) eljárás** rendelkezik egy pár tulajdonsággal, amik előnyösebbé teszik az Engle és Granger eljárásnál, kiküszöbölve ennek az imént említett gyengeségét. Felhívjuk ellenben a figyelmet, hogy mivel a két módszer különböző ökonometriai metodológiában gyökerezik, kettőjük közvetlen összehasonlítása nem lehetséges.

A Johansen teszt, egy többváltozós autoregresszív keretben lévő Maximum Likelihood (ML) megközelítés. Egy vektor autoregresszív modellre alapozódik, azt feltételezve, hogy elegendő számú késleltetett tagot vettünk be a modellbe, ahhoz hogy „jól viselkedő” vagyis fehér zaj hibatagot kapjunk. Harris (1995) alapján, tekintsük a következő korlátozatlan, k késleltetéssel rendelkező VAR reprezentációt:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t, \text{ ahol } u_t \text{ fehér zaj, vagyis } u_t \sim IN(0, \Lambda) \quad (1.36)$$

Z_t és A_i ($n \times 1$) valamint ($n \times n$) paraméter mátrixok, és feltételezzük, hogy $Z_t \sim I(1)$. Az OLS becslési eljárás alkalmazható a (1.36) egyenlet esetében, mivel mindegyik jobb oldali egyenlet tartalmazza ugyanazt a késleltetett (vagyis pre-determinált) változókat. Átírva a (1.36) egyenletet vektor hiba korrekciós formába (VECM), a következő egyenletet kapjuk:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + u_t \quad (1.37)$$

Ahol, $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$, ($i=1, \dots, k$) és $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. A ΠZ_{t-k} tag hozzáadásával, a Z_t mátrixban levő változók közötti hosszútávú kapcsolatot is belefoglaltuk az egyenletbe. Így a (1.37) egyenlet a $\hat{\Gamma}$ and $\hat{\Pi}$ becsléseken keresztül, információt szolgáltat a Z_t -ben levő változók rövid illetve hosszú távú alakulásáról. A Π mátrix felbontható két mátrix szorzatára: $\Pi = \alpha\beta'$. Az α mátrix a

nem egyensúlyi helyzethez való alkalmazkodás sebessége (speed of adjustment to disequilibrium) mértékét, míg a β mátrix a nem-stacionárius változók között létező legtöbb (n-1) kointegráló kapcsolatot jelképezi. Mivel azt feltételeztük, hogy a $Z_t \sim I(1)$, így minden ΔZ_{t-i} -be található elem $I(0)$. Így hogy a u_t , reziduumok fehér zajok legyenek, a ΠZ_{t-k} tagnak szintén stacionáriusnak kell lennie. Három lehetőség van arra, hogy $\Pi Z_{t-k} \sim I(0)$ legyen:

1. A nyilvánvaló eset, amikor valójában a Z_t vektor összes változója stacionárius, és nem áll fent egy értelmetlen regresszió becslése a (36) egyenlet esetén. Ebben az esetben Π mátrix teljes rangú.
2. A második eset, amikor egyáltalán nincs kointegráció a Z_t -ben levő változók között, ami azt jelenti, hogy Π egy (n x n) nullákból álló mátrix (Π nullarangú mátrix). Ebben az esetben a csupán az első differenciákat tartalmazó VAR modell becslése szükséges, a hosszú távú kapcsolatot mérő tagot kihagyjuk az egyenletből.
3. A mi szempontunkból a legfontosabb eset, amikor maximum (n - 1) kointegráló kapcsolat létezik a változók között, így $\beta'Z_{t-k} \sim I(0)$, (Π csökkentett rangú).

A 3. esetben, a β vektor $r \leq (n - 1)$ sora lineárisan független, stacionárius kombinációját alkotja a Z_t változóink, míg (n - r) sora a változók $I(1)$ nem-stacionárius kombinációját alkotja. Csakis a kointegráló vektorok használhatóak a (37) egyenletben, így az utolsó (n - r) oszlopa az α nagyon kicsi (nullához közeli) érték lesz. Az r , a kointegráló vektorok számának a meghatározása így az α vektor nulla oszlopai számának a meghatározására redukálódik. Ugyanakkor ez ekvivalens a Π mátrix rangjának (vagyis a lineárisan független oszlopok számának) meghatározásával. A következőkben a Johansen (1988) által a β vektor becslésére kidolgozott a maximum likelihood eljárást mutatjuk be.

Először is, a (1.37) egyenletet átírva kapjuk:

$$\Delta Z_t + \alpha \beta' Z_{t-k} = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + u_t \quad (1.38)$$

ΔZ_t és Z_{t-k} tagokat külön-külön regresszáljuk a (38) egyenlet jobb oldalával ,és a következő két egyenletet kapjuk:

$$\Delta Z_t = P_t \Delta Z_{t-1} + \dots + P_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{0t} \quad (1.39)$$

valamint

$$Z_{t-k} = T_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + T_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{kt}. \quad (1.40)$$

Az R reziduumokat használva felírhatjuk a reziduum (product moment) S_{ij} mátrixokat:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{it} R_{jt}^{\prime}, \quad i, j = 0, k. \quad (1.41)$$

A β maximum likelihood becslése a (42) egyenlet megoldása révén kapott r legnagyobb sajátértékeknek megfelelő sajátértékvektorok lesznek:

$$\left| \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} \right| = 0 \quad (1.42)$$

Az α vektor becült értékeit a következő formula segítségével kapjuk meg:

$$\hat{\alpha} = S_{0k} \hat{\beta} \quad (1.43)$$

Mint korábban említettük, a kointegráló vektorok számának (r) a meghatározása, megegyezik annak a tesztelésével, hogy az α vektor utolsó ($n-r$) sora szignifikánsan nem különbözik nullától. A (1.39) egyenletből n sajátértéket ($\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_n$) és ennek megfelelően n sajátértékvektort ($\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_n)$) kapunk.

\hat{V}_i ,($i=1, \dots, n$) azon r eleme, amelyek a $Z_t \sim I(1)$ -el kombinálva magas korrelációs együttthatót mutatnak a (1.37) egyenlet ΔZ_t stacionárius tagjaival, lesznek a kointegrációs vektorok (a magyarázat az, hogy ahhoz, hogy $\hat{V}_i Z_t$ erősen korreláljon $I(0)$ tagokkal, szintén $I(0)$ -nak kell lennie). A megfelelő sajátértékek nagysága mutatja a korreláció erősségét. Azok az ($n-r$) sajátértékvektorok amelyekhez nagyon alacsony sajátértékek vannak rendelve, felelnek meg a modell nem- kointegráló

részének. Ezek alapján, a kointegrációs vektorok (r) számának a tesztelése a következő nullhipotézis alapján történik:

$$H_0: \lambda_i = 0, i = r+1, \dots, n.$$

Két különböző teszt statisztikát használhatunk a null hipotézis tesztelésére. Az első a *nyom* statisztika, amelyet a következőképpen számolunk ki:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad , r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1. \quad (1.44)$$

ahol Q = (korlátozott maximum likelihood / nem korlátozott maximum likelihood).

A második teszt statisztika a maximum- sajátérték vagyis a λ -max statisztika. Ez az r kointegrációs vektor null hipotézist teszteli az $r + 1$ kointegrációs vektor alternatív hipotézis ellenében:

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad , r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1 . \quad (1.45)$$

A fenti tesztekhez az aszimptotikus kritikus értékeket Johansen (1988) és Osterwald-Lenum (1992) Monte Carlo kísérletek segítségével számolták ki.

Meg kell jegyezni, hogy a dummy változók használata, valamint a kis minta problémák kihatással vannak a tesztek erejére, így a kritikus értékek a használt dummyk számától függnnek.

Harris (1995, pp. 89) idézi Cheung és Lai-t (1993) miszerint „a Johansen két likelihood arány kointegrációs tesztje közül, a nyom teszt robusztusabb a reziduumok ferdeség és csúcosság szempontjából, mint a maximum sajátérték (λ_{max}) teszt”.

Mielőtt elkezdenénk az ECM becslésének a folyamatát, először a (1.38) egyenlet formáját kell meghatároznunk. Ha $k=2$, akkor a (1.38) egyenletet kifejtve kapjuk:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix} \tilde{Z}_{t-k} + \alpha_{\perp} \mu_2 \delta_1 + \alpha_{\perp} \delta_2 t + u_t \quad (1.46)$$

Harris (1995, pp. 96) nyomán, 5 féleképpen lehet konstans és trend tagot bevenni a (1.46) egyenletbe:

1. **Modell:** sem a rövid, sem a hosszú távú modell nem tartalmaz determinisztikus elemeket ($\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0$). Ez a feltevés nem realisztikus, és valószínűtlen hogy bekövetkezne a valóságban, mivel a konstansra (intercept) szükség van, hogy figyelembe vehessük a felhasznált adat mértékegységeit.
2. **Modell:** nincsen lineáris trend, és a metszéspont (intercept) a kointegrációs térre van korlátozva, és az adatban levő mértékegységeket reprezentálja ($\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$). Így a sorozatok első differenciájának középértéke nulla lesz. A modellhez szükséges kritikus értékek Osterwald-Lenum (1992) 1* táblázatában vannak tabulálva.
3. **Modell:** van lineáris trend az adatok szint értékeiben, így a modell sodródhat ($\delta_1 = \delta_2 = 0$). Ugyanakkor azt feltételezzük, hogy a két metszéspont (a rövid illetve a hosszú távú modellben) kombinálódik és egy csak a rövid távú modellben található metszéspontot eredményez. A modellhez szükséges kritikus értékek Osterwald-Lenum (1992) 1 táblázatában láthatók.
4. **Modell:** Ha létezik valamilyen lineáris nem-kvadratikus exogén növekedési tényező az adatokban, amelyet a modellünk nem magyaráz meg, akkor a kointegrációs térbe belevesszük az időtrendet is ($\delta_2 = 0$). A modellhez szükséges kritikus értékek Osterwald-Lenum (1992) 2* táblázatában láthatók.
5. **Modell:** Végül, ha az adatok szintjeiben léteznek kvadratikus trendek (ami közgazdaságtanilag nem nagyon megalapozott feltevés) akkor a rövid távú modellbe is belevesszük az időtrendet (δ_2 szintén korlátozatlan lesz).

Általában *a priori* nem tudjuk melyik modellt is használjuk, bár az adatok ábrázolása segíthet a modell kiválasztásában. Harris (1995, pp.97) a Johansen (1992) által kifejlesztett *Pantula elv* használatát javasolja a kointegrációs mátrix rangja illetve a

determinisztikus komponensek szimultán meghatározására. A *Pantula elv* a következő lépésekből áll:

Becsüljük meg mindhárom modellt (az 1. illetve 5. modellt mellőzhetjük hisz megvalósulásuk valószínűtlen), és foglaljuk táblázatba az eredményeket a legkorlátozóbb alternatívától ($r = 0$ és 2. modell) a legkevésbé korlátozó alternatíváig ($r = n - 1$ és 4. modell). Ezek után a bal felső sarokból elindulva, jobbra, majd lefele haladunk, úgy hogy közben mindegyik kombinációt teszteljük (a λ_{trace} és/vagy λ_{max} teszt statisztikákat hasonlítjuk a megfelelő kritikus értékekhez), majd megállapodunk annál a kombinációnál, amelyik legelsőnek nem utasítja el a null hipotézist.

Az egész elemzést tekintve kritikus fontosságú a VAR rendjének a helyes megválasztása. Egy túl rövid rendű VAR esetén nem tudjuk kiküszöbölni a reziduumban fellépő soros autokorrelációt, így a statisztikai következtetések érvénytelenek lesznek. Ha ellenben a választott VAR rend túl hosszú, akkor ez felfelé torzított teszt statisztikákat eredményez (Mushtaq 2000, pp.154).

A jelen kutatásban a Pesaran és Pesaran (1997) által bemutatott eljárást alkalmaztuk, a következőképpen: először kiválasztjuk a legmagasabb rendű (k) reálisan figyelembe vehető VART, majd kiszámoljuk a likelihood arány statisztikákat és információs kritériumokat (AIC, SBC). A következő alfejezetben részletesen tárgyaljuk az imént említett információs kritériumok mibenlétét. Ezt megismételjük a $(k-1)$, $(k-2)$,... 1 rendű VAR modellekre, majd az LR, AIC, SBC statisztikák által sugallt modellt választjuk.

1.4. Exogenitás

Az exogenitás fogalmának a tisztázására, tekintsük ismét az (1.1) egyenletet, de bővítsük ki más sztohasztikus (x_t) és determinisztikus elemekkel (konstans). Harris és Sollis (2003) nyomán:

$$y_t = \gamma_0 + \delta_0 x_t + \gamma_1 y_{t-1} + u_t \quad (1.47)$$

de mivel x_t sztohasztikus, felírhatjuk:

$$x_t = \xi x_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ahol } |\xi| < 1 \text{ (tehát stacionárius folyamat) és } \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.48)$$

Ha u_t és ε_t nem korreláltak, akkor $E(u_t \varepsilon_s) = 0$ bármely t és s értékre, valamint az x_t együttthatót a (1.47) egyenlet hibatagjaitól függetlennek tekinthetjük, vagyis $E(x_t u_t) = 0$. Így a (1.47) egyenletben az x_t együttthatót az y_t becslése céljából rögzítettként kezelhetjük és az egyenletben *(erősen) exogénnek* tekinthetjük, és azt mondjuk, hogy x_t Granger okozza y_t -t.

A (1.47) egyenletet kondicionális modellnek nevezzük, mivel az y_t az x_t -re „kondicionáljuk” míg a (1.48) egyenletet marginális modellnek, ami meghatározza az x_t értékeit.

Ha az x_t meghatározásában y_t is szerepet játszik, vagyis y_t Granger okozza x_t -t, akkor a (1.48)-at átírva kapjuk:

$$x_t = \xi_1 x_{t-1} + \xi_2 y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1.49)$$

Az $E(x_t u_t) = 0$ ez esetben is teljesül, ellenben mivel a (1.49) egyenletben az x_t meghatározásában y_t is részt vesz, x_t már csak *gyengén exogén* lesz a (1.47) egyenletben.

Az exogenitás vizsgálata két megfontolásból, gazdaságelméleti valamint modellezési szempontból is fontos. A gyengén exogén elemek identifikálása értékes gazdaság elméleti elemzéseket tesz lehetővé (okság elemzés), ugyanakkor a hiba korrekciós modell többi egyenletének a (gyengén) exogén változókra való kondicionálása javítja a modell sztohasztikus tulajdonságait és csökkenti az VECM modellbe becsülendő rövid távú változók számát (Harris és Sollis, 2003, pp.138).

1.4.1. Hosszútávú exogenitás tesztelése

A (37) egyenletben láttuk, hogy a hosszú távú információt tartalmazó Π mátrix felbontható az α , az alkalmazkodási sebesség vektorra, és a β , hosszú távú koefficiensek mátrixára amely tartalmazza az $r \leq (n - 1)$ kointegrációs vektort. A kointegrációs vektorok száma megegyezik az α vektor utolsó $(n - r)$ nulla elemeket tartalmazó oszlopainak számával, így a kointegráció rangjának a meghatározása

abból áll, hogy megállapítjuk α -nak hány oszlopa tartalmaz nulla elemeket. A megmaradt nem-nulla oszlopokban levő sorok pedig az ezeknek megfelelő változók a hosszútávú kointegrációs kapcsolat felé adjusztálásának a sebességét mérik. Ha $\mathbf{z}_t = [y_{1t}, y_{2t}]'$ egy két kointegrált változóból álló vektor, és $\alpha = [\alpha_{11}, \alpha_{21}]'$ az ennek megfelelő alkalmazkodási sebesség vektor, akkor α_{11} a Δy_{1t} változó a hosszútávú kointegráló egyenlethez, a $(\beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{21}y_{2t-1})$ való alkalmazkodásának sebességét, α_{21} pedig a Δy_{2t} a hosszútávú egyensúly felé alkalmazkodásának a sebességét méri. Ha az α vektor egy tetszőleges sorának minden eleme nulla, akkor a β -ban levő kointegrációs vektorok nem kerülnek be az illető sornak megfelelő együttható rövid távú mozgását modellező egyenletbe a változó pedig gyengén exogén lesz a rendszerre nézve. Ennek illusztrálására Harris és Sollis (2003) nyomán, tekintsük a következő három változóból, $r = 2$ kointegrációs vektorból álló, $k = 2$ késleltetéssel felírt VECM rendszert.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta y_{1t-1} \\ \Delta y_{2t-1} \\ \Delta x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} \quad (50)$$

Ha az (1.50) egyenletben $\alpha_{31} = 0$ és $\alpha_{32} = 0$ akkor a β mátrixban lévő kointegrációs vektorok nem befolyásolják a Δx_t egyenletet. Így az x_t gyengén exogén változóra felírhatjuk az alábbi kondicionális modellt:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_0 \Delta \mathbf{x}_t + \Gamma_1 \tilde{\Delta} \mathbf{z}_{t-1} + \alpha_1 \beta' \mathbf{z}_{t-2} + \mathbf{u}_t \quad (1.51)$$

Ahol $\mathbf{y}_t = [y_{1t}, y_{2t}]'$ és α_1 ekvivalens azzal az α vektorral amelynek a $\alpha_{31} = \alpha_{32}$ elemei nullák.

1.4.2. Rövidtávú exogenitás tesztelése

Mivel minket a rövid távú paraméterekkel szembeni exogenitás is érdekel, ennek a tesztelésére egy Von Cramon-Taubadel (1998) által idézett, eredetileg Boswijk és

Urbain (1997) által ajánlott tesztet alkalmazzuk. Eszerint becsüljük a (1.48) vagy (1.49) egyenlethez hasonló marginális modellt, majd az illesztett reziduumokat elmentjük, majd segítségükkel egy változó hozzáadási tesztet végzünk az 1.47-es strukturális egyenleten. A null hipotézis az, hogy a marginális modell változója gyengén exogén a strukturális egyenlet rövid távú paramétereivel szemben. Ha a változó hozzáadási teszt az illesztett reziduumokat szignifikánsnak mutatja, akkor elutasítjuk a nullhipotézist.

1.5. A késleltetés hosszának megválasztása

A megfelelő késleltetés hossz megválasztása óvatosságra kényszerít, hisz magas számú késleltetett tag esetén értékes szabadságfokokat veszünk, másfelől pedig, a túl rövid késleltetés esetleg nem küszöböli ki a soros autokorrelációt a reziduumokból, így érvénytelenné teszi a statisztikai következtetéseket.

Az egységgyök tesztekhez, valamint a VAR rendjének a meghatározására úgy statisztikai, mind nem statisztikai érveket is felhasználhatunk. A közgazdaságtan elmélet egyike a gyakran használt nem-statisztikai meghatározásoknak. Szintén gyakori a technika a megfelelő késleltetés hosszúság „általánostól a specifikus felé” (Pettersson, 2000) metodológiája: válaszuk ki a leghosszabb késleltetést, amit az adatok sugallnak, (pl.1 vagy 2 éves frekvencia esetén, minimum 12 havi frekvencia esetén) majd teszteljük az illesztett modell reziduumaikat hogy vajon fehér zajok-e vagy sem. Ha nincs soros autokorreláció a hibatagokban, akkor sorba illesszünk alsóbb rendű modelleket, míg olyanra bukkanunk, ahol nem nulla autokorreláció létezik a reziduumok között. A Lagrange-Multiplier teszt széleskörűen alkalmazott erre a célra.

A statisztikai modell szelekció az információs kritériumok segítségével történik. Ezek a kritériumok a model „illeszkedését” mérik maximizált log-likelihood függvények segítségével. Mivel különböző számú paramétert becsülünk a különböző modellek esetén, „büntetés függvényeket” használunk ennek a figyelembevételére.

1.5.1. Akaike információs kritérium (AIC)

Pesaran és Pesaran_(1997) alapján,

$$AIC_i = l_n(\hat{\theta}) - p, \quad (1.52)$$

Ahol $l_n(\hat{\theta})$ egy n nagyságú mintán alapuló ökonometriai modell maximum log-likelihood függvényének a maximizált értéke, ahol $\hat{\theta}$ a θ maximum likelihood becslése és p a szabadon becsült paraméterek száma.

Ha egy ökonometriai modell egy egyenletes regressziós modellekből áll, akkor a (1.52) ekvivalens lesz az alábbi specifikációval:

$$AIC_\sigma = \log(\tilde{\sigma}^2) + \frac{2p}{n} \quad (1.53)$$

Ahol, $\tilde{\sigma}^2$ regresszió hiba a varianciájának a maximum likelihood becslése. Mind a (1.52) mind a (1.53) képlet azonos eredményre juttat, a legmagasabb AIC_i értékű modellt választjuk, ha a (1.52) képletet használjuk illetve a legkisebbet AIC_σ értékű modellt, ha a (1.53)-at használjuk.

1.5.2. A Schwarz Bayesian kritérium (SBC)

Pesaran és Pesaran (1997) alapján,

$$SBC_i = l_n(\hat{\theta}) - \frac{1}{2} p \log n \quad (1.53)$$

Mint előbb a (1.52) egyenlet, a (1.53) is ekvivalensen átírható, mint:

$$SBC_\sigma = \log(\tilde{\sigma}^2) + \left(\frac{\log n}{n}\right)p \quad (1.54)$$

ha a becsült standard regressziós hibákat használjuk. A (1.53) képlet a legnagyobb SBC mutatóval rendelkező modellt, míg az (1.54) képlet a legkisebb SBC mutatóval rendelkező modellt választja.

II. Függelék – Leíró statisztikák

1. Leíró statisztikák a teljes mintára:

RP1 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	152.249 : <i>1999 május</i>	-
Maximum érték	289.892 : <i>1994 november</i>	-
Középérték	220.831	0.000
Variancia	1055.684	-
Standard hiba	32.491	-
Skewness	-0.0615	0.775
Kurtosis	-0.4444	0.31
Jarque-Bera statisztika	1.17	0.557

RP2 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	130.992 : <i>1999 május</i>	-
Maximum érték	271.88 : <i>1994 november</i>	-
Középérték	202.815	0.000
Variancia	1070.656	-
Standard hiba	32.72	-
Skewness	-0.112	0.602
Kurtosis	-0.466	0.286
Jarque-Bera statisztika	1.475	0.478

FP - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	66.146 : <i>2000 február</i>	-
Maximum érték	136.553 : <i>1997 november</i>	-
Középérték	103.161	0.000
Variancia	254.188	-
Standard hiba	15.943	-
Skewness	-0.1159	0.590
Kurtosis	-0.3067	0.483
Jarque-Bera statisztika	0.813	0.665

InRP1 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	5.025 : 1999 május	-
Maximum érték	5.669 : 1994 november	-
Középérték	5.386	0.000
Variancia	0.022	-
Standard hiba	0.151	-
Skewness	- 0.398	0.064
Kurtosis	- 0.367	0.401
Jarque-Bera statisztika	-4.227	0.120

InRP2 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	4.875 : 1999 május	-
Maximum érték	5.605 : 1994 november	-
Középérték	5.298	0.000
Variancia	0.027	-
Standard hiba	0.167	-
Skewness	- 0.477	0.026
Kurtosis	- 0.315	0.471
Jarque-Bera statisztika	5.571	0.061

InFP - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	4.191 : 2000 február	-
Maximum érték	4.916 : 1997 november	-
Középérték	4.623	0.000
Variancia	0.025	-
Standard hiba	0.16	-
Skewness	- 0.527	0.014
Kurtosis	0.073	0.866
Jarque-Bera statisztika	6.159	0.045

URP1 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	243.12 : 1992 január	-
Maximum érték	1126.3 : 2001 szeptember	-
Középérték	641.807	0.000
Variancia	59165.017	-
Standard hiba	243.238	-
Skewness	0.163	0.449
Kurtosis	- 0.852	0.051
Jarque-Bera statisztika	4.585	0.1

URP2 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	221.75 : 1992 január	-
Maximum érték	1047.75 : 2001 augusztus	-
Középérték	588.63	0.000
Variancia	50591.187	-
Standard hiba	224.924	-
Skewness	0.194	0.367
Kurtosis	- 0.802	0.066
Jarque-Bera statisztika	4.369	0.112

UFP - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	75.0 : 1992 január	-
Maximum érték	426.4 : 2001 szeptember	-
Középérték	220.134	0.000
Variancia	8659.912	-
Standard hiba	93.058	-
Skewness	0.209	0.331
Kurtosis	- 0.943	0.031
Jarque-Bera statisztika	5.863	0.053

InURP1 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	5.493 : <i>1992 január</i>	-
Maximum érték	7.026 : <i>2001 augusztus</i>	-
Középérték	6.383	0.000
Variancia	0.175	-
Standard hiba	0.419	-
Skewness	- 0.499	0.02
Kurtosis	- 0.705	0.107
Jarque-Bera statisztika	8.237	0.016

InURP2 - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	5.401 : <i>1992 január</i>	-
Maximum érték	6.954 : <i>2001 augusztus</i>	-
Középérték	6.296	0.000
Variancia	0.178	-
Standard hiba	0.421	-
Skewness	- 0.492	0.022
Kurtosis	-0.683	0.118
Jarque-Bera statisztika	7.904	0.019

InUFP - 132 havi megfigyelés 1992 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	4.317 : <i>1992 január</i>	-
Maximum érték	6.055 : <i>2001 szeptember</i>	-
Középérték	5.292	0.000
Variancia	0.223	-
Standard hiba	0.472	-
Skewness	- 0.461	0.032
Kurtosis	- 0.838	0.055
Jarque-Bera statisztika	8.555	0.013

2. Leíró statisztikák a szűkített mintára:

RP1 - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	152.249 : 1999 május	-
Maximum érték	248.818 : 1997 november	-
Középérték	204.848	0.000
Variancia	671.768	-
Standard hiba	25.918	-
Skewness	-0.2683	0.324
Kurtosis	-0.9416	0.091
Jarque-Bera statisztika	4.1115	0.127

RP2 - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	130.992 : 1999 május	-
Maximum érték	236.386 : 1997 october	-
Középérték	187.781	0.000
Variancia	749.804	-
Standard hiba	27.382	-
Skewness	-0.2313	0.3952
Kurtosis	-0.9401	0.0917
Jarque-Bera statisztika	3.8431	0.1463

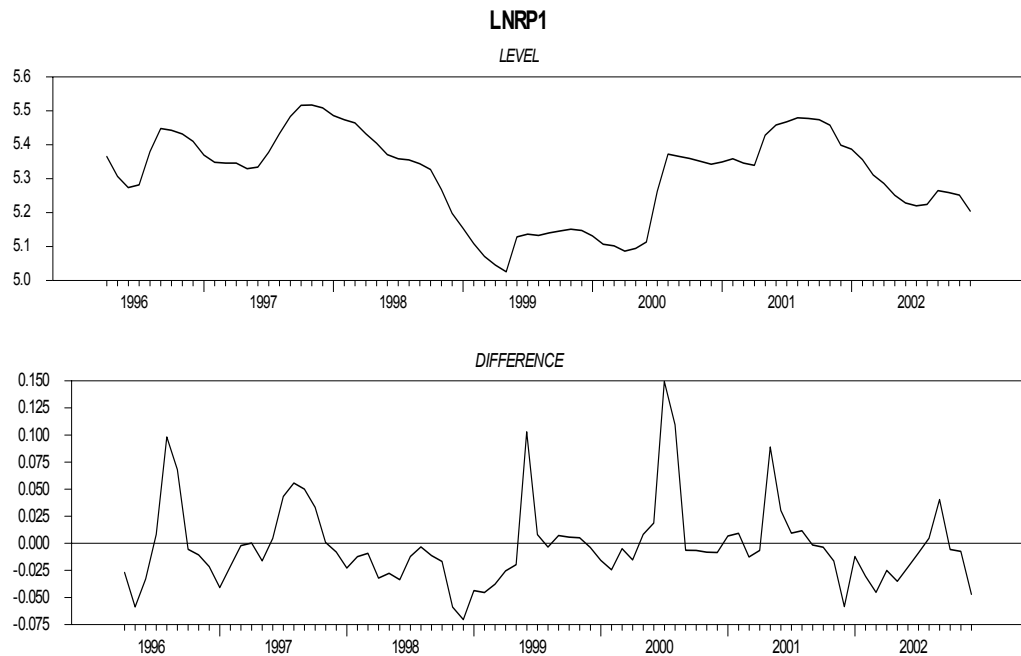
FP - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	66.146 : 2000 február	-
Maximum érték	136.553 : 1997 november	-
Középérték	99.964	0.000
Variancia	292.87	-
Standard hiba	17.113	-
Skewness	0.078	0.774
Kurtosis	-0.472	0.396
Jarque-Bera statisztika	0.867	0.647

InRP1 - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	5.025 : 1999 május	-
Maximum érték	5.516 : 1997 november	-
Középérték	5.314	0.000
Variancia	0.016	-
Standard hiba	0.13	-
Skewness	- 0.457	0.092
Kurtosis	- 0.83	0.136
Jarque-Bera statisztika	5.341	0.069

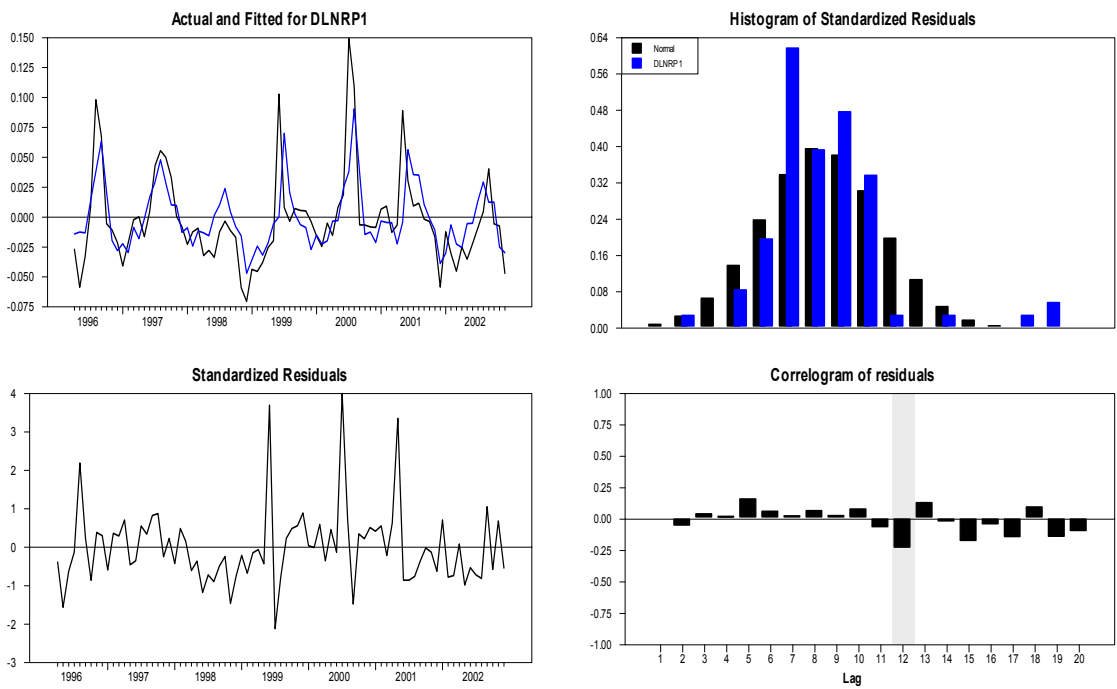
InRP2 - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	4.875 : 1999 május	-
Maximum érték	5.465 : 1997 október	-
Középérték	5.224	0.000
Variancia	0.022	-
Standard hiba	0.15	-
Skewness	- 0.456	0.093
Kurtosis	- 0.791	0.155
Jarque-Bera statisztika	5.105	0.077

InFP - 84 havi megfigyelés 1996 január és 2002 december között		
Statisztika	Érték	Szignifikancia
Minimum érték	4.191 : 2000 február	-
Maximum érték	4.916 : 1997 november	-
Középérték	4.589	0.000
Variancia	0.030	-
Standard hiba	0.175	-
Skewness	- 0.307	0.258
Kurtosis	- 0.417	0.454
Jarque-Bera statisztika	1.934	0.38

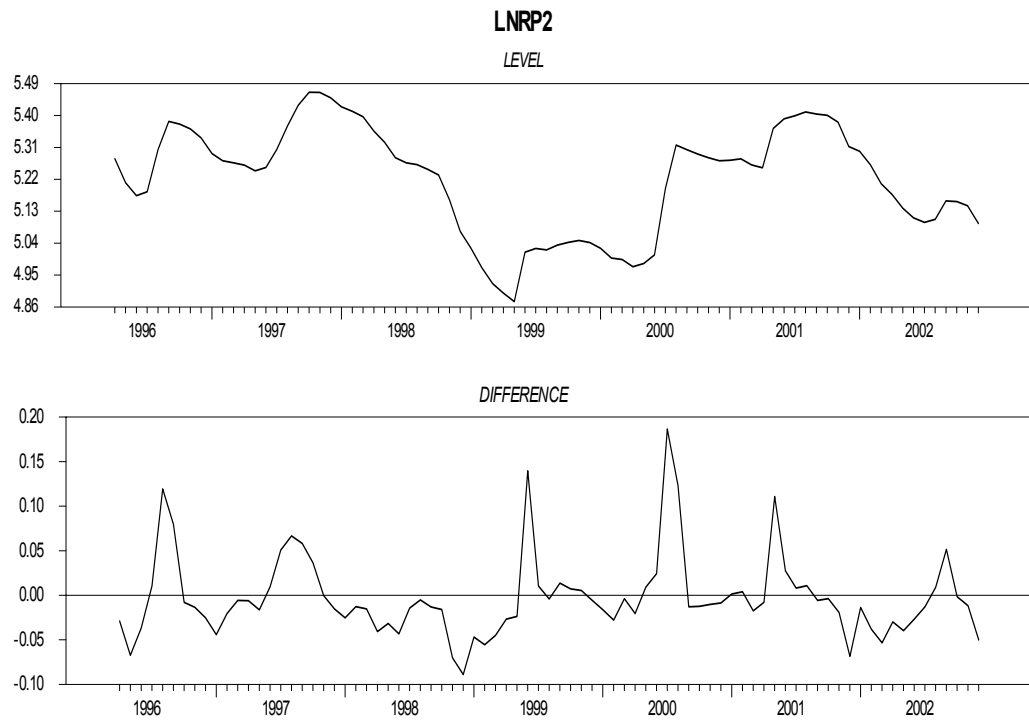
III. Függelék - Ábrák



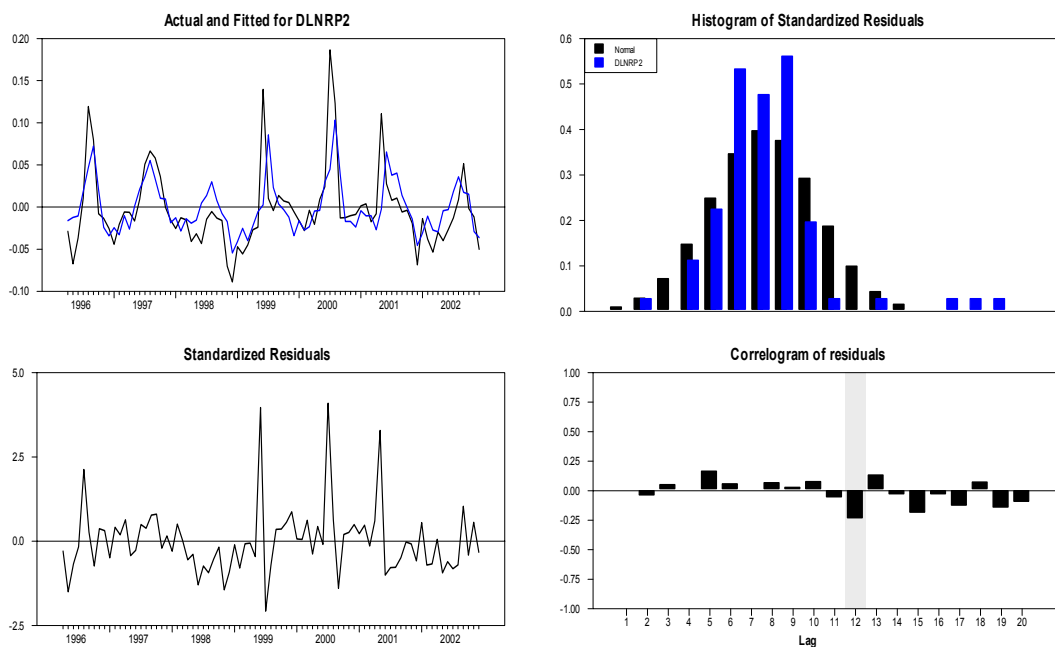
1. Ábra. InRP1 fogyasztói ár és első különbsége



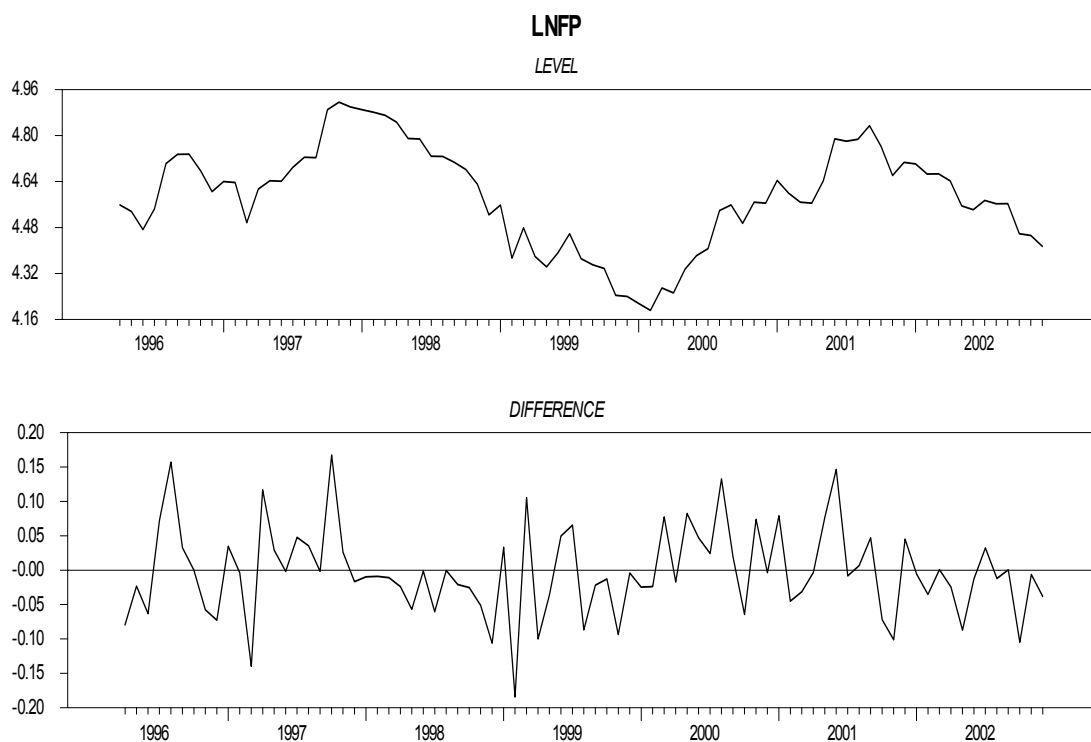
2. Ábra. InRP1 első különbségének reziduuma, ezek correlogramja, hisztogramja, valamint DLNRP1 valós és illesztett értékei



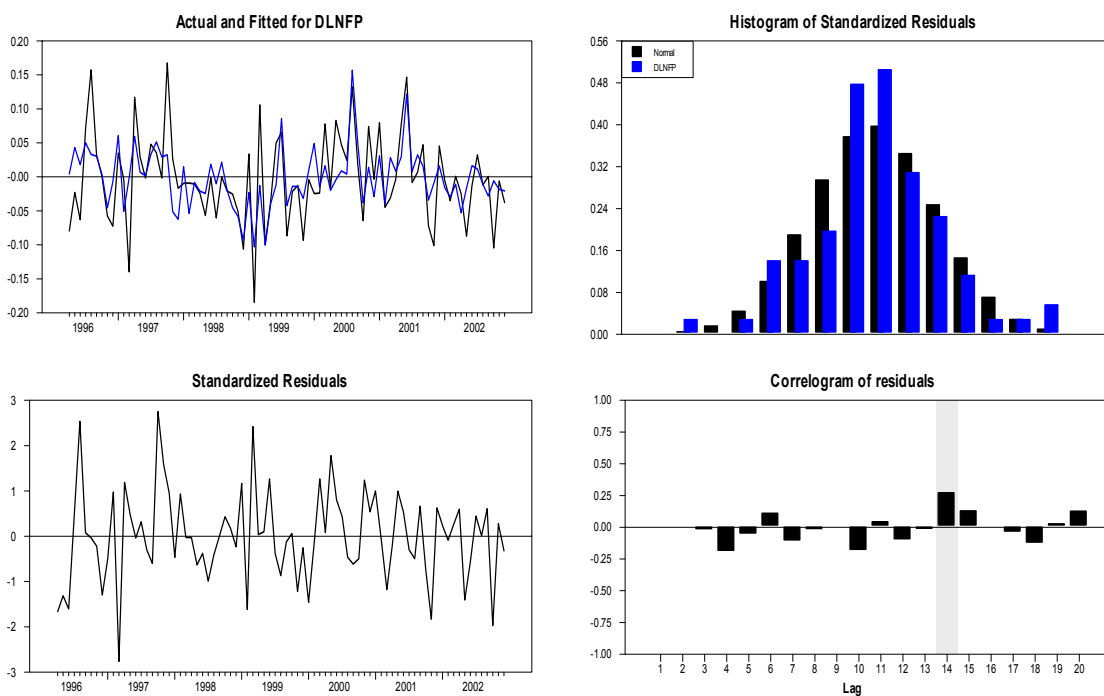
3. Ábra. InRP2 fogyasztói ár és első különbsége



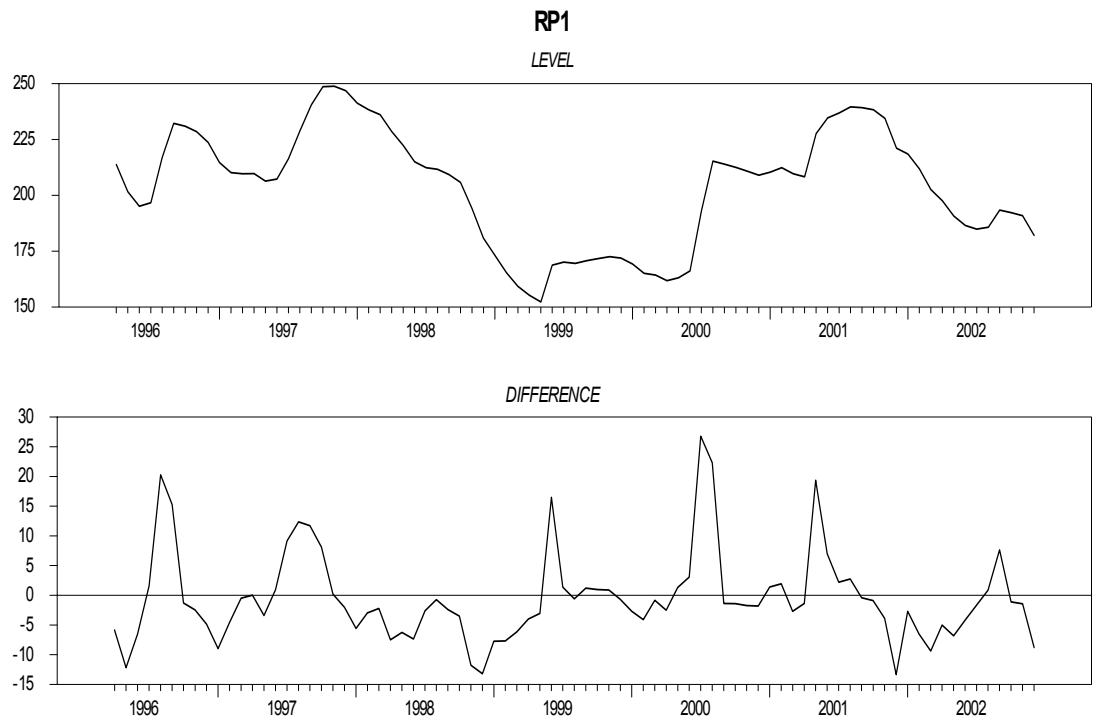
4. Ábra. InRP2 első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, hisztogramja, valamint DLNRP2 valós és illesztett értékei



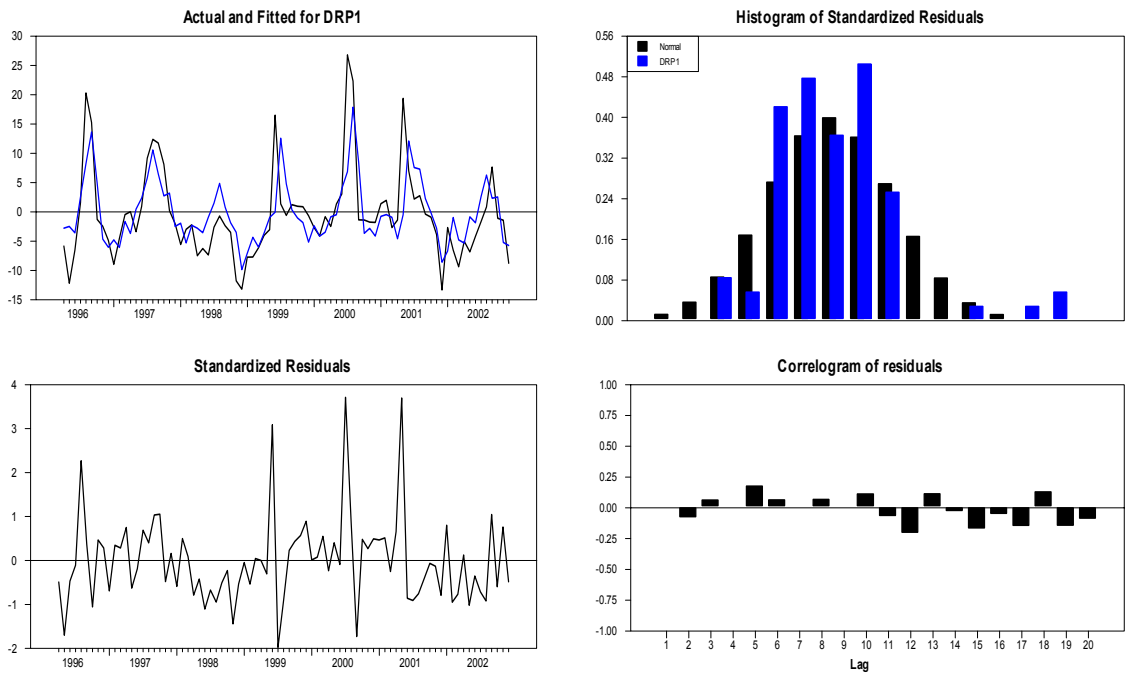
5. Ábra. InFP farm ár és első különbsége



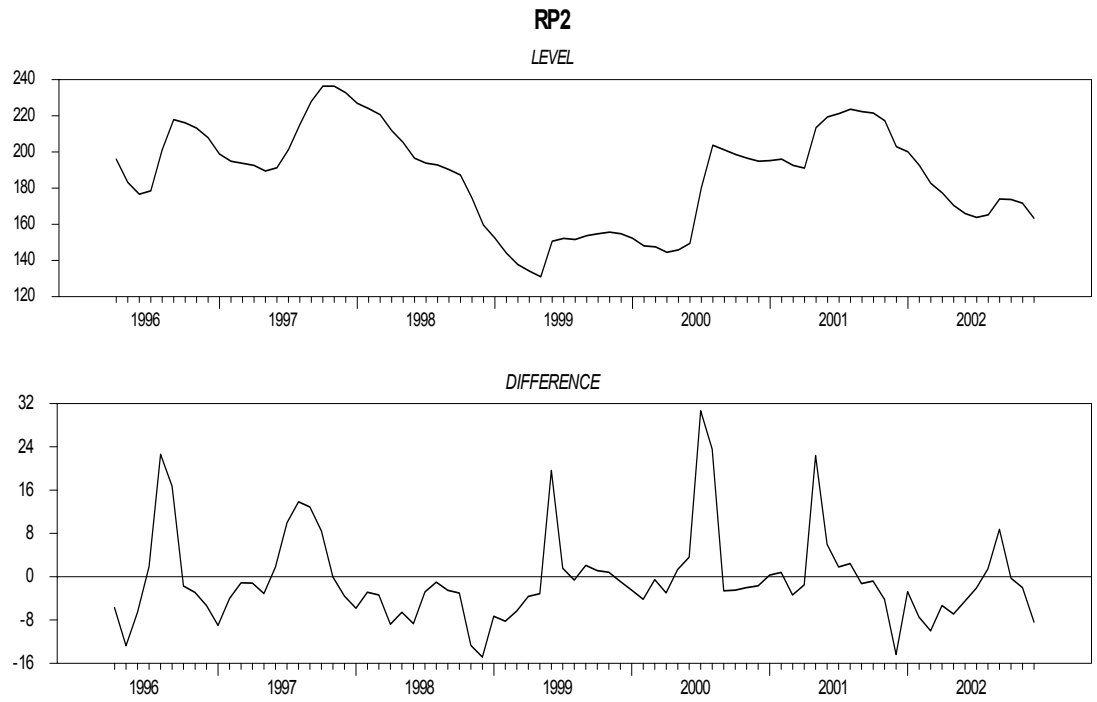
6. Ábra. InFP első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, hisztogramja, valamint DLNFP valós és illesztett értékei



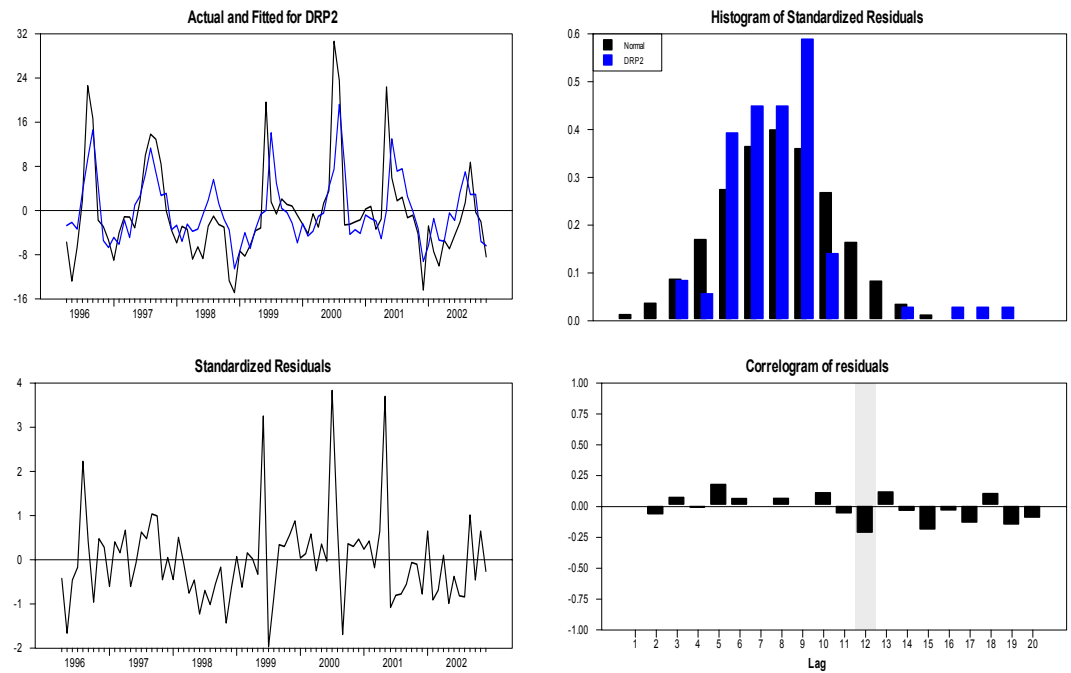
7. Ábra. RP1 fogyasztói ár és első különbsége



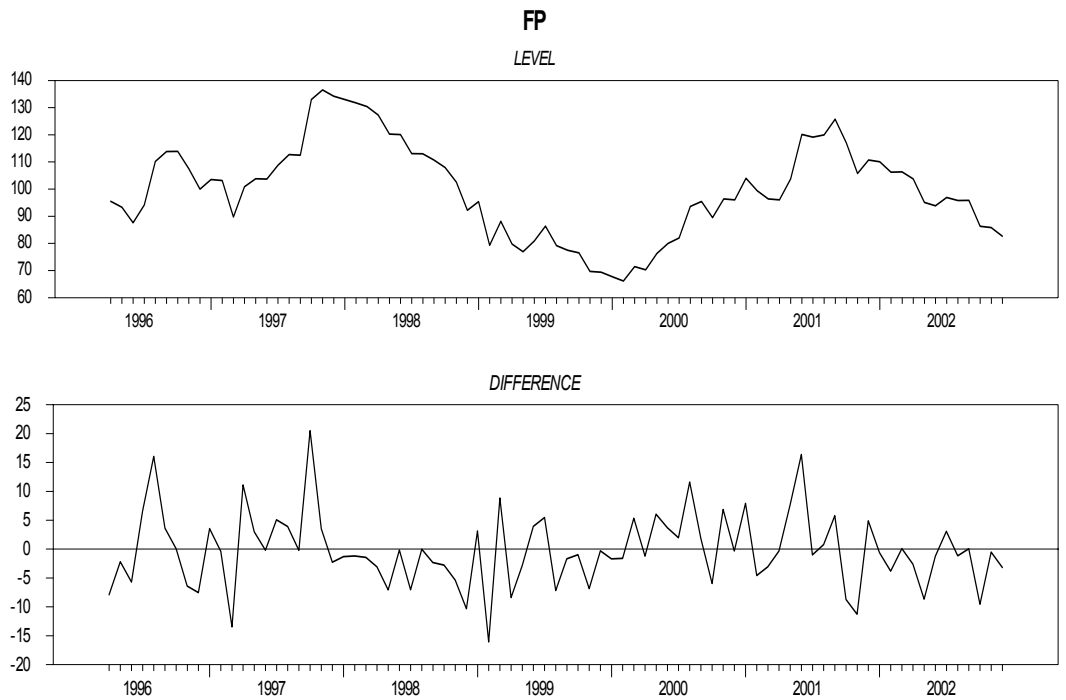
8. Ábra. RP1 első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, hisztogramja, valamint DRP1 valós és illesztett értéke



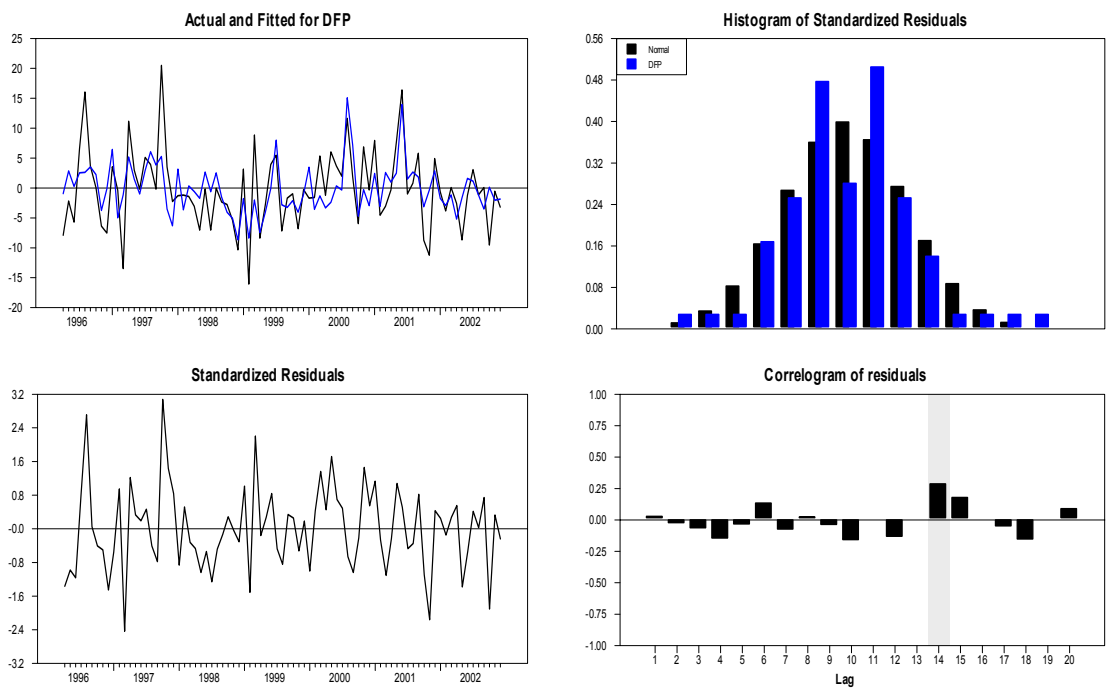
9. Ábra. RP2 fogyasztói ár és első különbsége



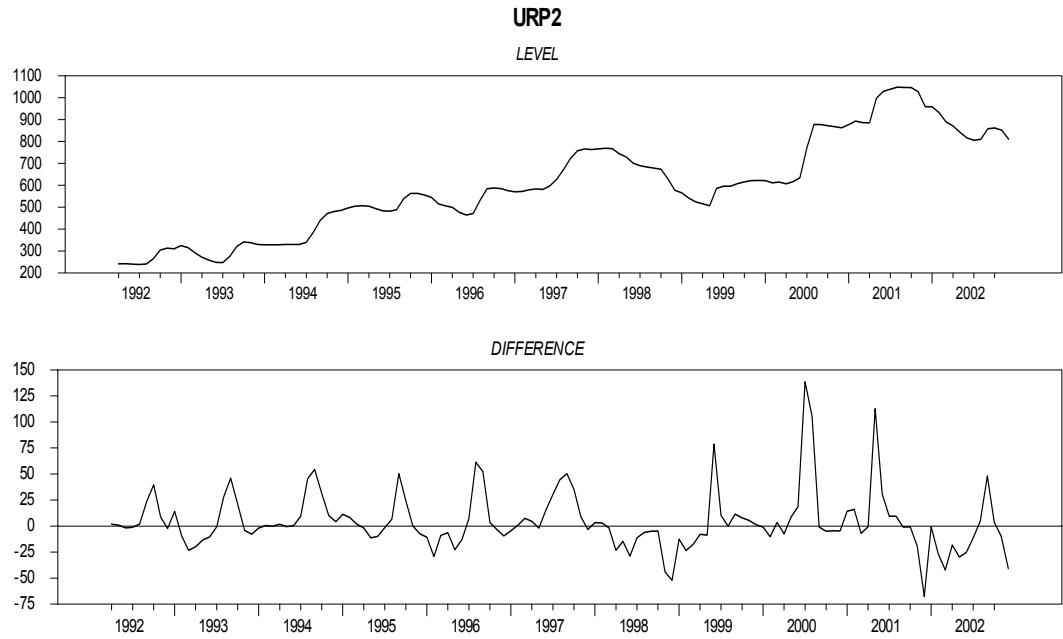
10. Ábra. RP2 első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, hisztogramja, valamint DRP2 valós és illesztett értékei



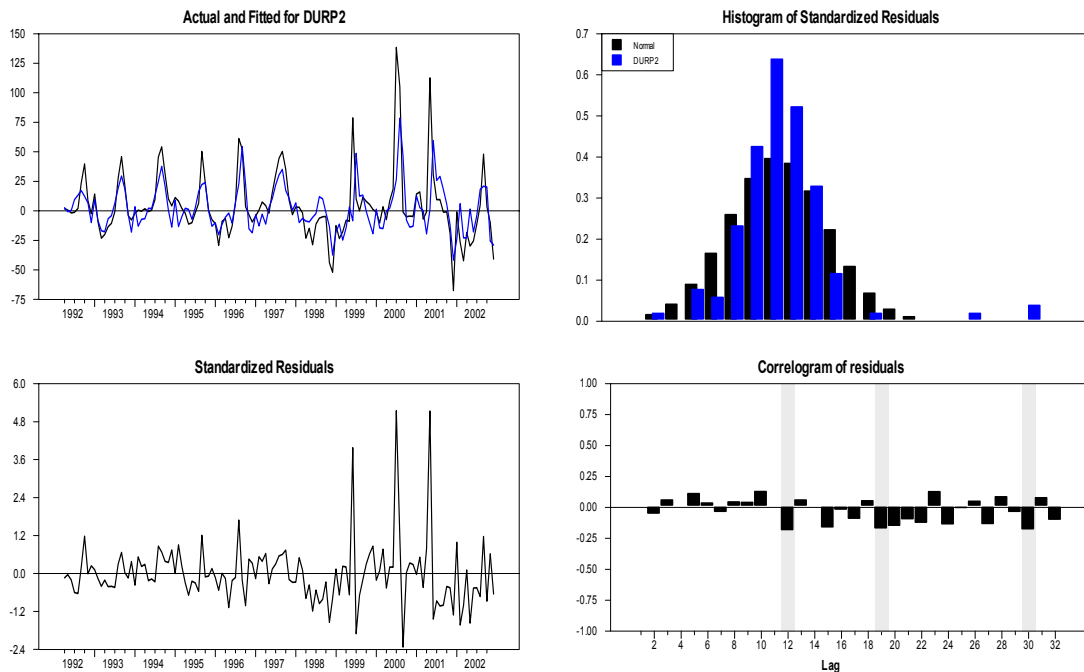
11. Ábra. FP fogyasztói ár és első különbsége



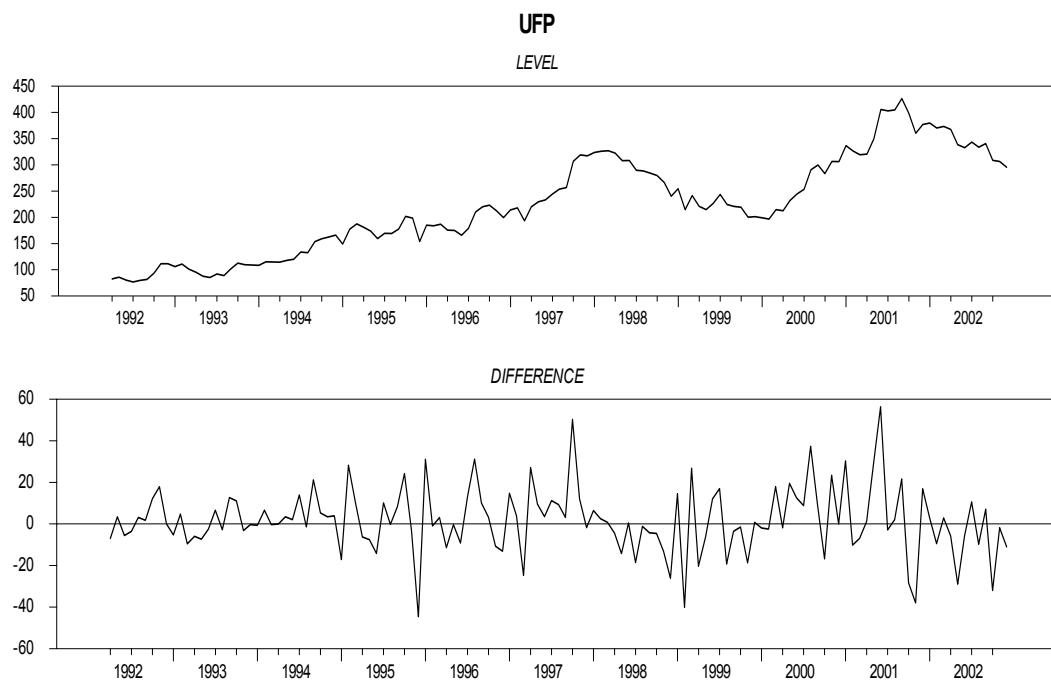
12. Ábra. FP első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, histogramja, valamint DFP valós és illesztett értékei



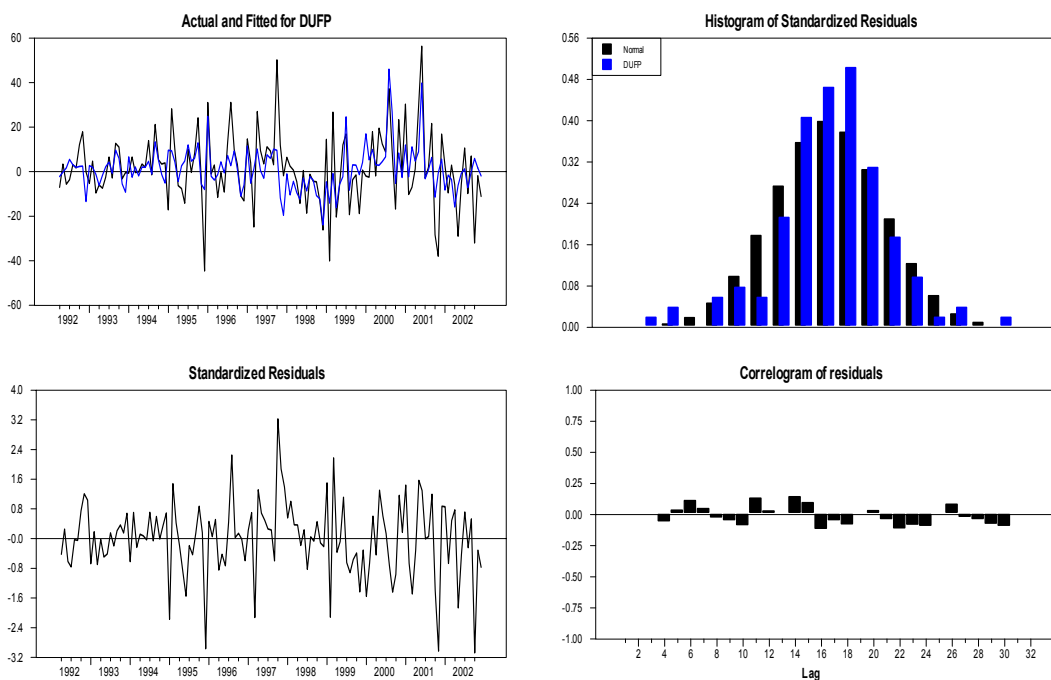
13. Ábra. URP2 fogyasztói ár és első különbsége



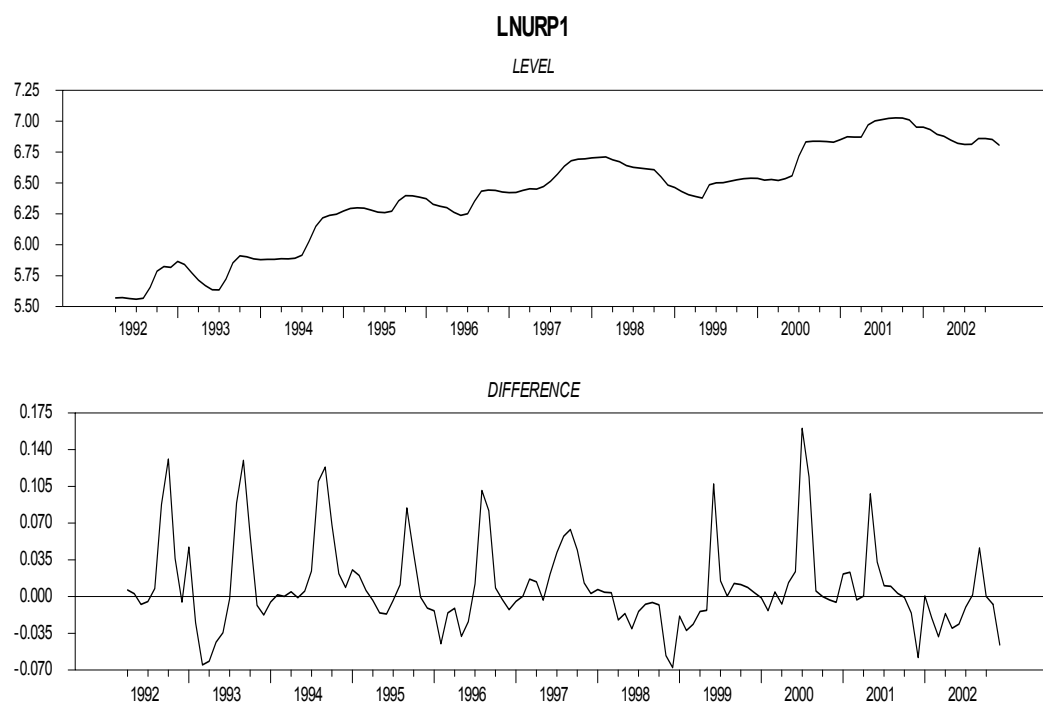
14. Ábra. InURP2 első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, histogramja, valamint DInURP2 valós és illesztett értékei



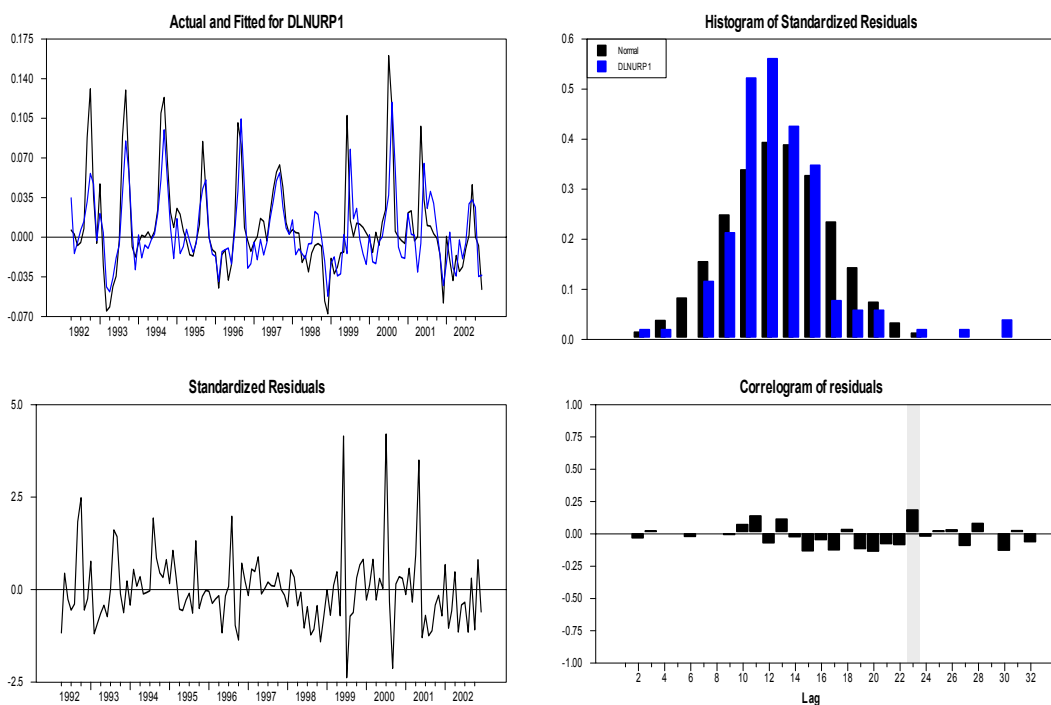
15. Ábra. UFP fogyasztói ár és első különbsége



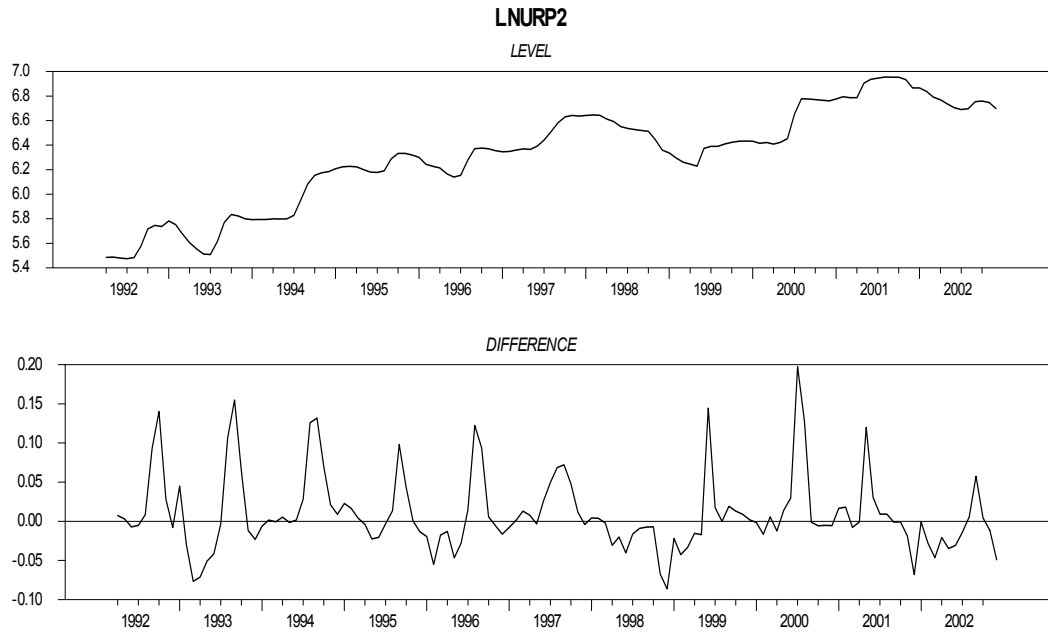
16. Ábra. UFP első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, histogramja, valamint DUFP valós és illesztett értékei



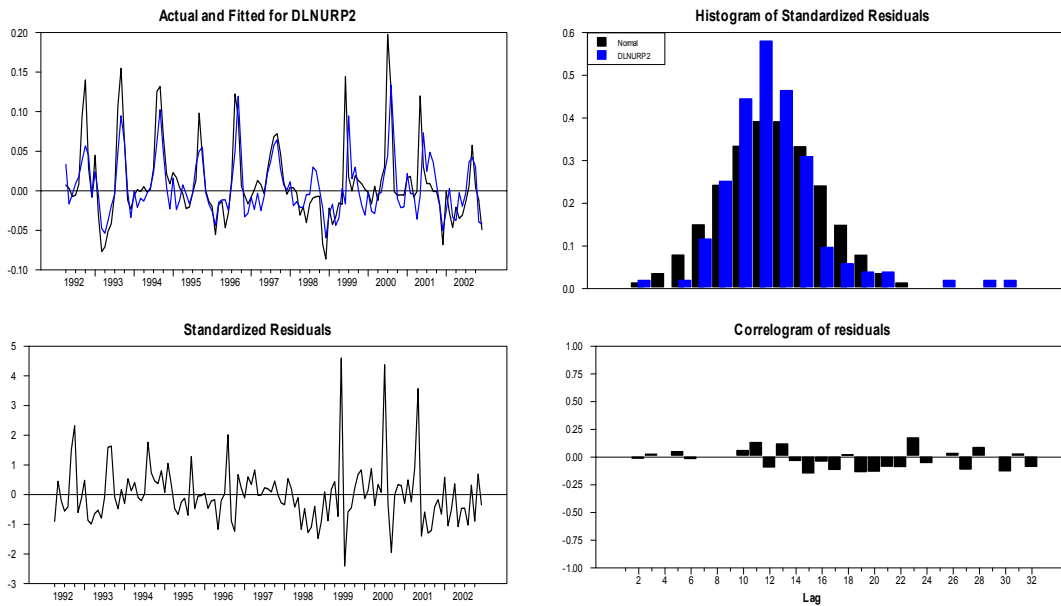
17. Ábra. InURP1 fogyasztói ár és első különbsége



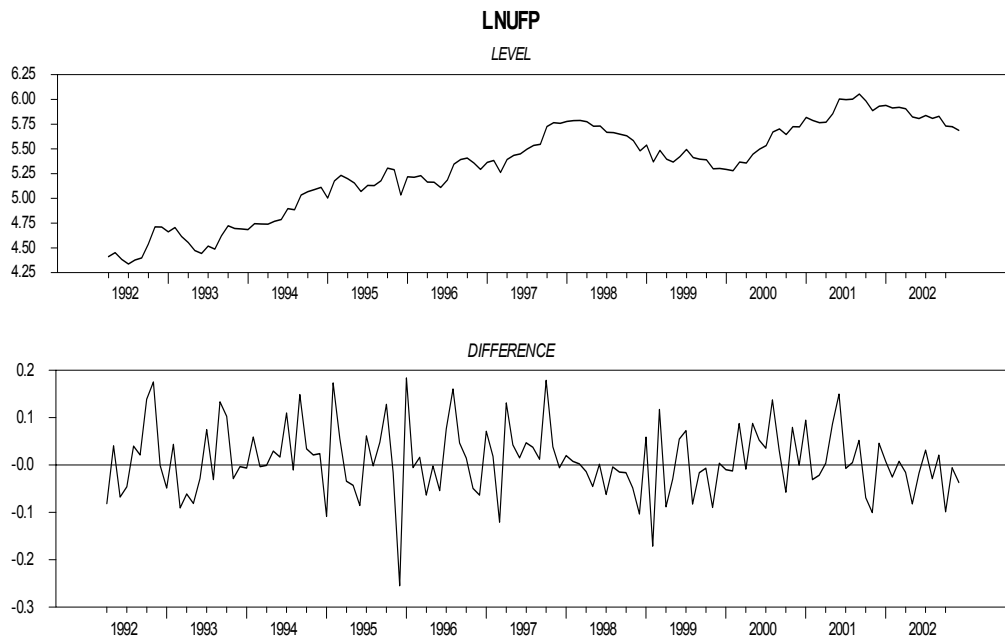
18. Ábra. InURP1 első különbségének reziduuma, ezek correlogramja, histogramja, valamint DLnURP1 valós és illesztett értékei



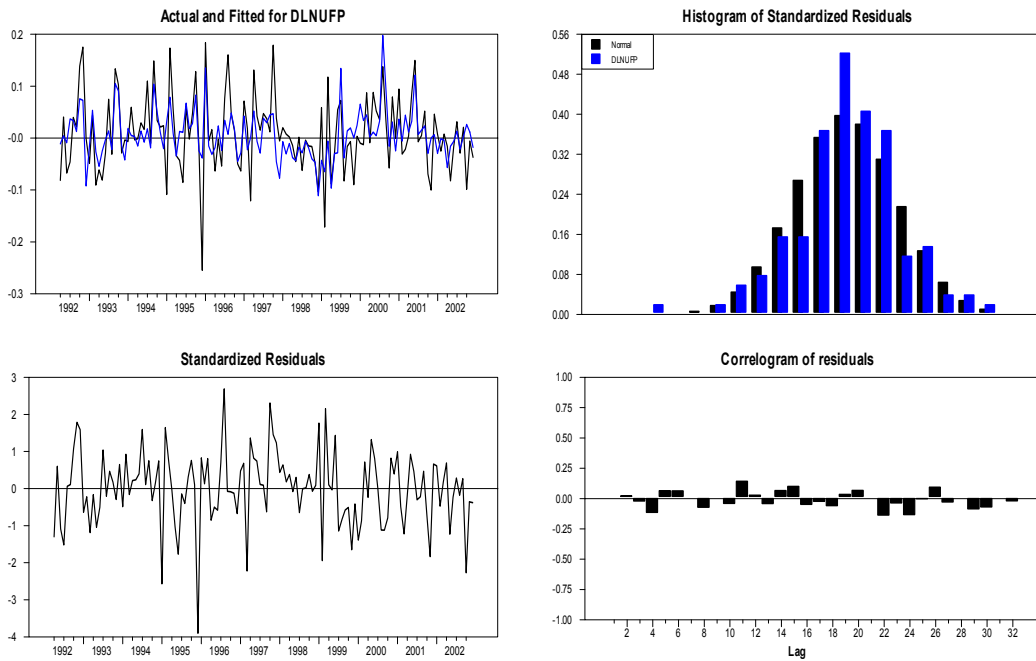
19. Ábra. InURP2 fogyasztói ár és első különbsége



20. Ábra. InURP2 első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, hisztogramja, valamint DlnURP2 valós és illesztett értékei



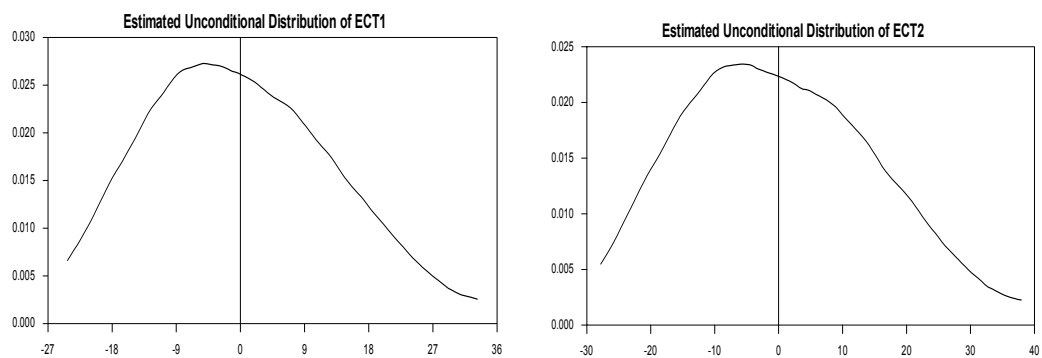
21. Ábra. InUFP fogyasztói ár és első különbsége



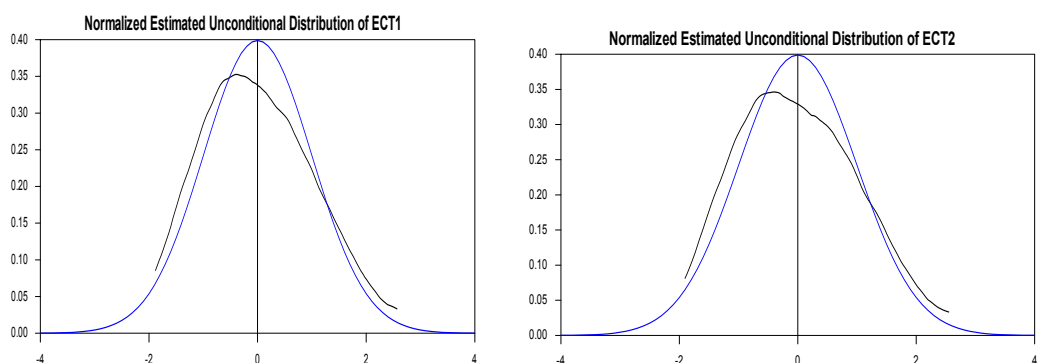
22. Ábra. InUFP első különbségének reziduuma, ezek korrelogramja, histogramja, valamint DlnUFP valós és illesztett értékei

IV. Függelék – Egyes változók és reziduumok eloszlása

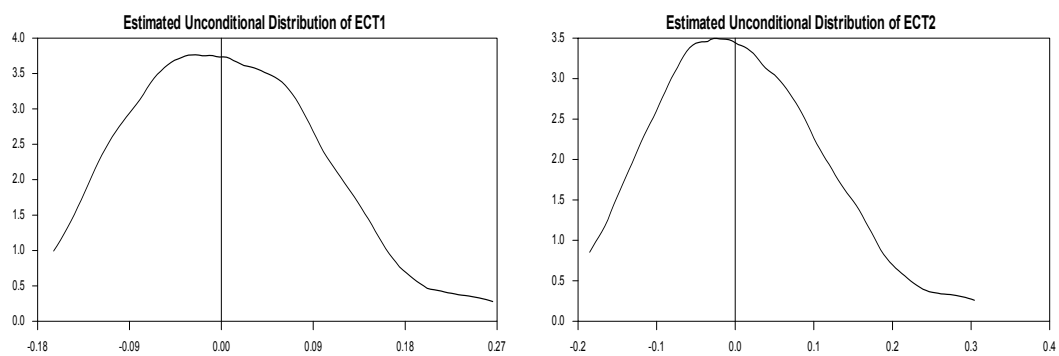
1. Ábra. ECT1 és ECT2 hiba-korrekciós tagok eloszlása¹⁷



2. Ábra. ECT1 és ECT2 hiba-korrekciós tagok normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás

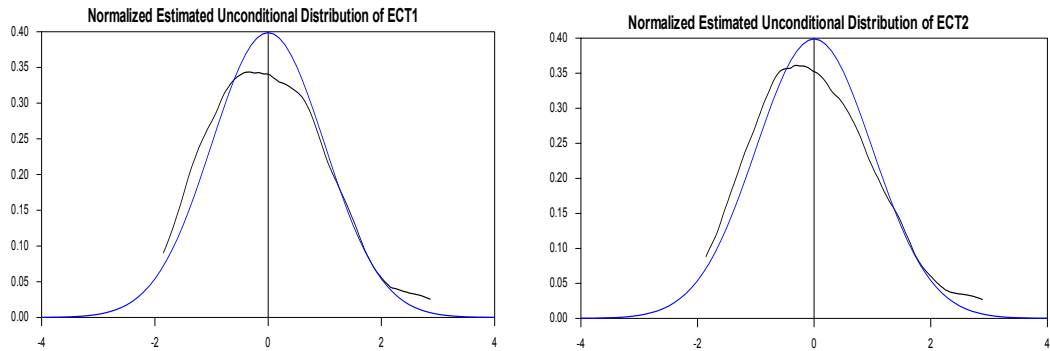


3. Ábra. ECTIn1 és ECTIn2 hiba-korrekciós tagok eloszlása

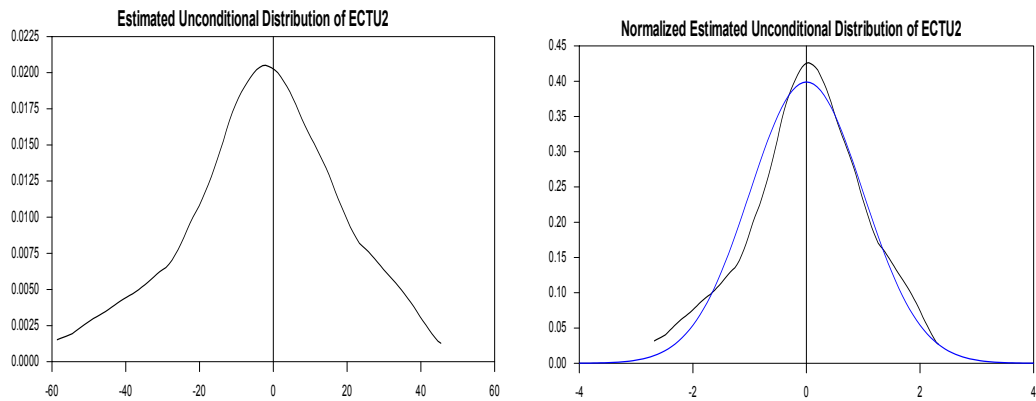


¹⁷ A tesztek az összes hibtagot normális eloszlásuaknak találták

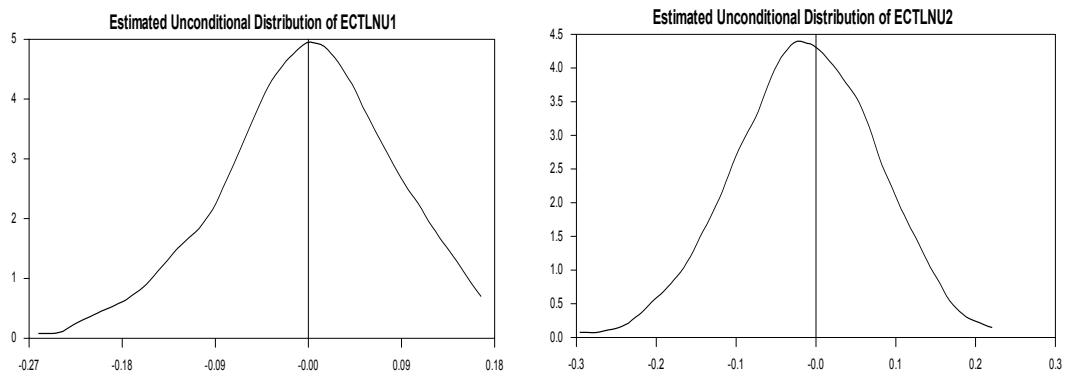
4. Ábra. ECTIn1 és ECTIn2 hiba-korrekciós tagok normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



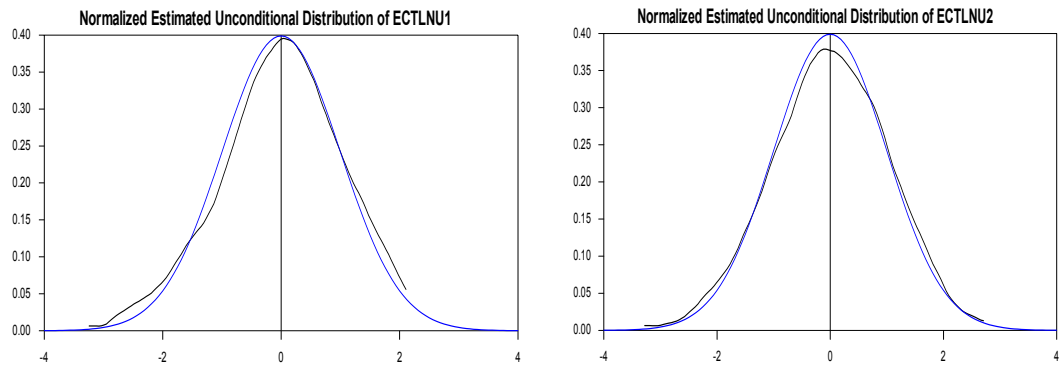
5. Ábra. ECTU2 hiba-korrekciós tag eloszlása, és normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



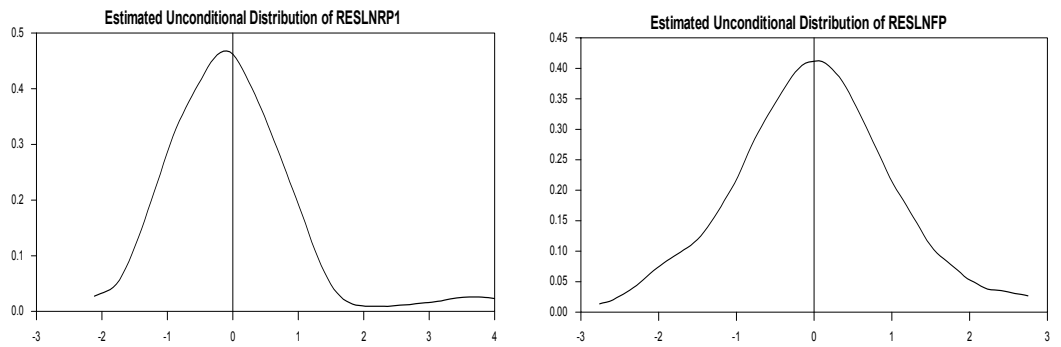
6. Ábra. ECTInU1 és ECTInU2 hiba-korrekciós tagok eloszlása normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



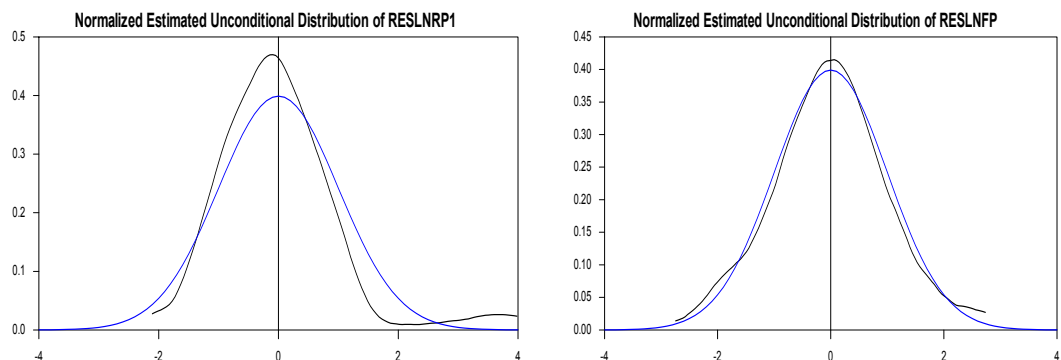
7. Ábra. ECTInU1 és ECTInU2 hiba-korrekciós tagok normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



8. Ábra. A lnRP1¹⁸ és lnFP¹⁹ kointegrációs reziduumainak az eloszlása



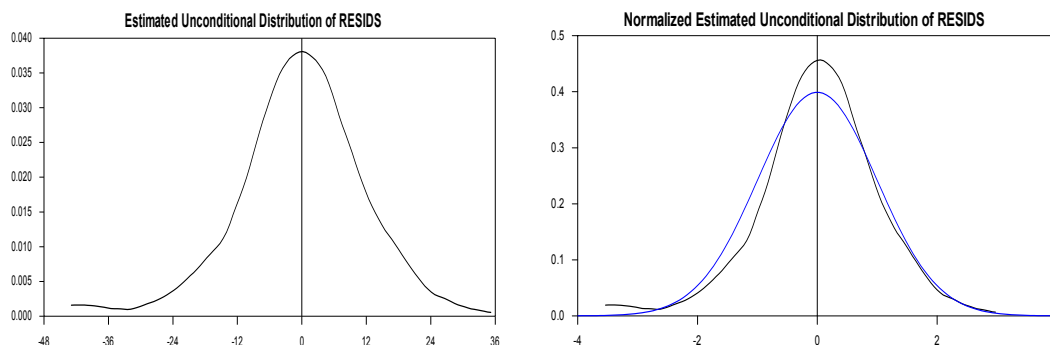
9. Ábra. A lnRP1 és lnFP kointegrációs reziduumainak normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



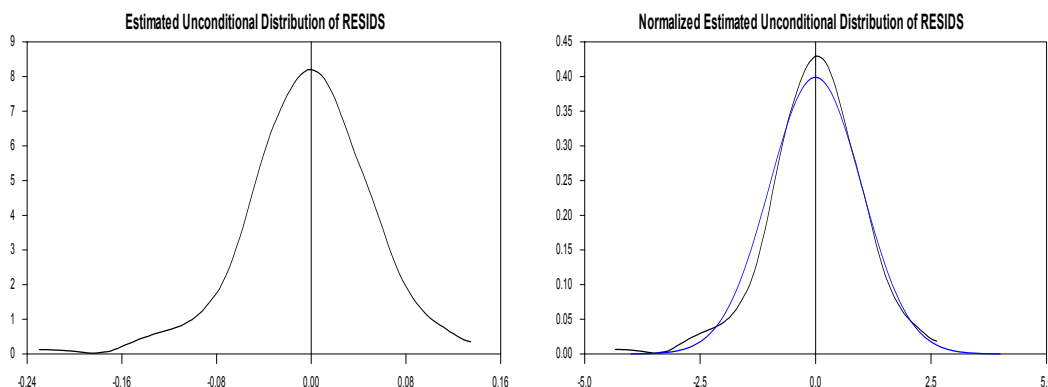
¹⁸ A tesztek a lnRP1, lnRP2 kointegrációs reziduumainak az eloszlását nem – normálisnak mutatják

¹⁹ A tesztek a lnFP kointegrációs reziduumainak eloszlását normálisnak találták

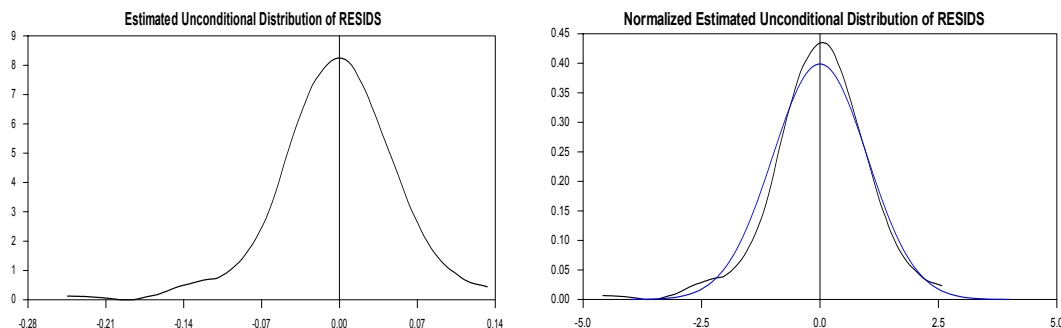
10. Ábra. URP2 – UFP modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás²⁰



11. Ábra. lnURP1 – lnUFP modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás²¹



12. Ábra. lnURP2 – lnUFP modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás²²

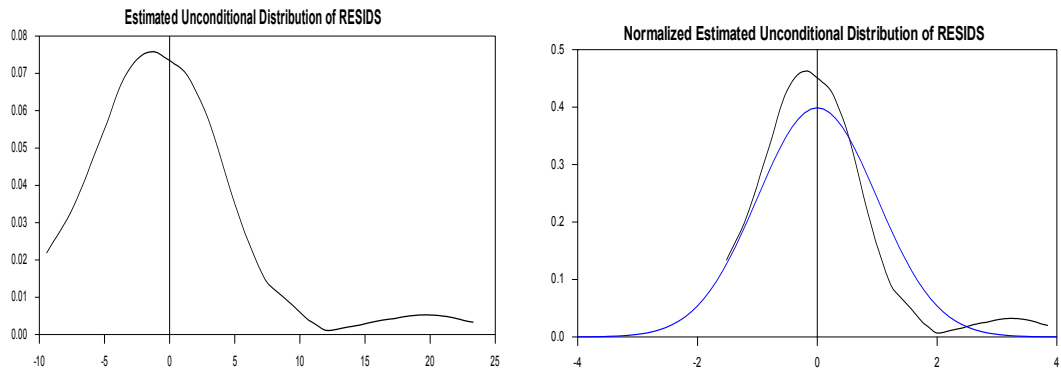


²⁰ A tesztek az URP2 - UFP modell reziduumainak eloszlását nem – normálisnak találták

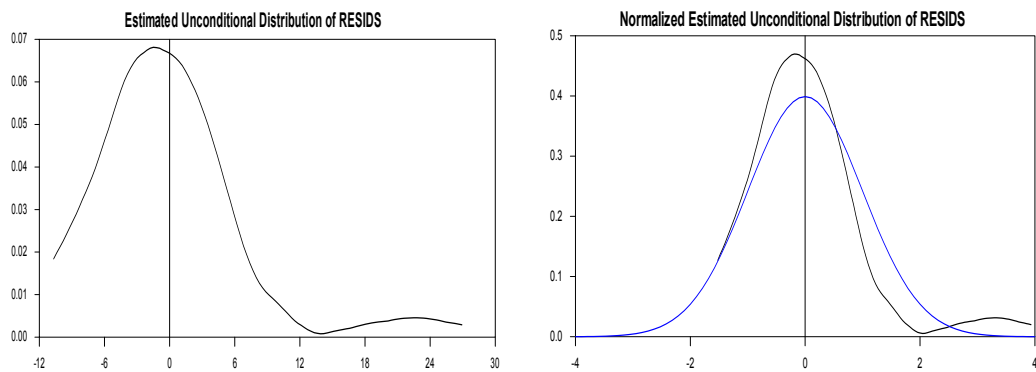
²¹ A tesztek a lnURP1 - lnUFP modell reziduumainak eloszlását nem – normálisnak találták

²² A tesztek a lnURP2 - lnUFP modell reziduumainak eloszlását nem – normálisnak találták

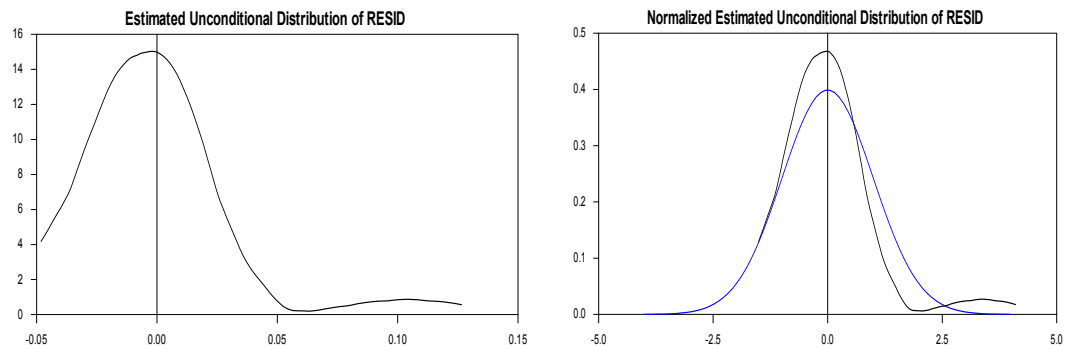
13. Ábra. RP1 – FP marginális modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás²³



14. Ábra. RP2 – FP marginális modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás

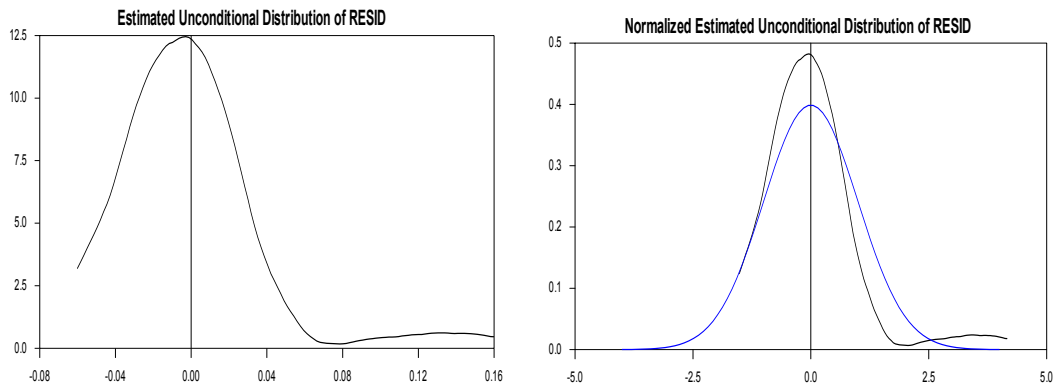


15. Ábra. InRP1 – InFP marginális modell reziduumainak eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás

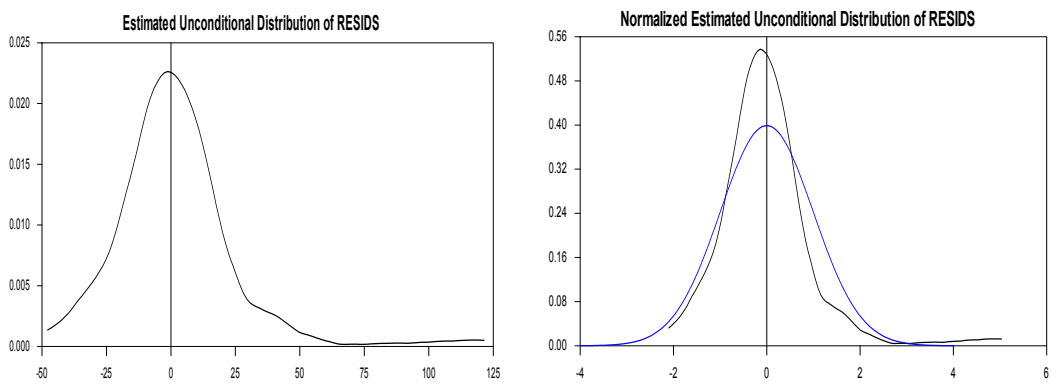


²³ A tesztek az összes marginális modell reziduumainak eloszlását nem – normálisnak találták

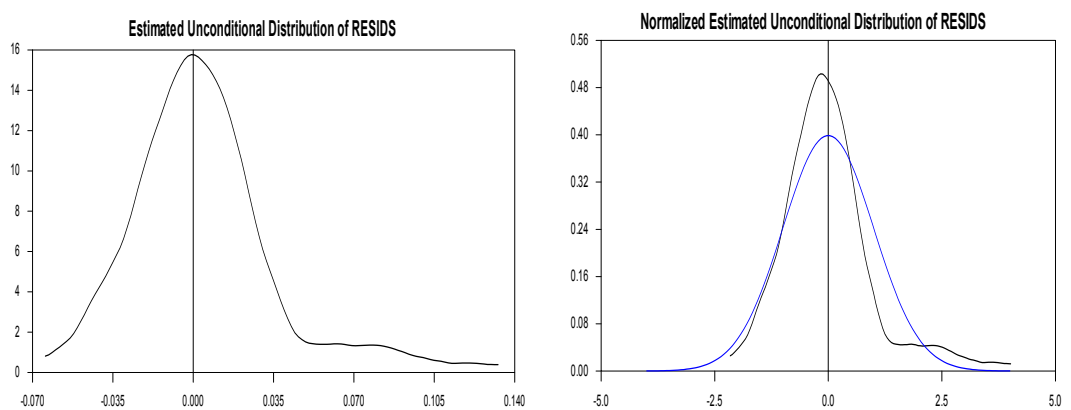
16. Ábra. InRP2 – InFP marginális modell reziduumaik eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



17. Ábra. URP2 – UFP marginális modell reziduumaik eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



18. Ábra. InURP1 – InUFP marginális modell reziduumaik eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás



19. Ábra. InURP2 – InUFP marginális modell reziduumaik eloszlása, normalizált eloszlása, valamint a standard normális eloszlás

