

Pécs Tudományegyetem
Közgazdaságtudományi Kar
Gazdálkodástani Doktori Iskola

Doktori Értekezés Tézisei

Előrejelezhető volt-e a 2008-as gazdasági válság?
Empirikus időszorelemzés az USA makroadatain

Szerző: Ács Barnabás
Témavezető: Dr. Rappai Gábor

Pécs, 2011.

Bevezető

A *National Bureau of Economic Research* 2008 december 1-jei nyilatkozatában¹ közölte, hogy az Amerikai Egyesült Államok 2007 decembere óta a recesszió állapotában van. Ezzel tulajdonképp „hivatalossá” vált a recesszió 3 hónappal a Lehman Brothers csődje, és 5 hónappal a texasi könnyű-olaj referencia árfolyamának történelmi csúcsa² után. Közel 8 hónap telt el azóta, hogy 2008 márciusában a *JP Morgan* felvásárlással mentette meg a *Bear Stearnst*. Eddig az időpontig tulajdonképp eltelt egy olyan év, mely során az *S&P 500* index árfolyama 41%-ot esett.

Számos irodalom, (Faber [2009], Ritholtz [2009] Morris [2009]) jelent meg arról, hogy ez a pénzügyi válság a rendszerbe volt építve, számos pénzügyi zseni és híresség okozta tétlenséggel a szabályozó szervezeteket, elsősorban a FED-et (Fleckenstein et al. [2008]). Ezek szerint a válság nem 2001 óta³, hanem tulajdonképp már 1970-es évek óta, az ingatlanpiac növekedésével a rendszerbe „kódolódott”. Mégis úgy tűnik, hogy kiterjedése, mélysége, mitöbb érkezése mindenkit váratlanul érintett. E disszertáció célja, hogy megvizsgálja, a 2008-as gazdasági válság tisztán statisztikai eszközökkel, idősoros modellekkel előrejelezhető volt-e, láthatóak voltak-e nyomai a mindenki számára elérhető adatbázisokból. Vajon globális „vakság” eredménye volt-e hirtelensége, vagy csak kevesek „insider” információiban voltak a viharfelhők láthatóak?

Minden befektető, döntéshozó számára tulajdonképp ingyenesen elérhetőek a legtöbb ország statisztikai hivatalai, valamint szupranacionális intézmények (*IMF, OECD, Worldbank*) által közzétett makrogazdasági adatok — különösen igaz ez az USA makrogazdasági mutatószámaira. Dolgozatom vizsgálódási időhorizontja 1985 első negyedéve és 2010 első negyedéve közé esik.

A gazdasági cikluselemzésben referenciának számító NBER három makrogazdasági visszaesést azonosított a vizsgált 25 esztendő alatt.

¹ <http://www.nber.org/cycles/>

² A texasi könnyű nyersolaj referencia (*WTI FOB Cushing*) hordónkénti árfolyama 2008. július 11-én napközben 147,02 USD-ig szökött fel.

³ 2001. szeptember 17-ével kezdődött az a kamatcsökkentési folyamat, melynek eredményeképp 2003 júniusára, addig nem látott szintre, 100 bázispontra csökkent a *FED* irányadó kamatlába.

Az 1990-es japán banki válság által kiváltott visszaesést, a 2000-es *dotcom* válságot, mely az internetes részvények felfújtt árfolyamának kipukkanásával kezdődött, és a 2001. szeptemberi terrorcselekmények után tetőzött, valamint a 2007 negyedik negyedévében kezdődő hitelválságot, melyre a 2008-as válsággal hivatkozunk.

Önmagában tehát az adatsorok hossza és a felölelt gazdaságtörténeti események lehetővé teszik a gazdasági folyamatok jellegzetességeinek feltárását. Disszertációmban arra keresem a választ, hogy az idősorok tulajdonságainak, a köztük levő együttmozgásoknak alapos tanulmányozása a naiv adatbányászati eszközökkel, lehetővé tette-e volna a válság előre észlelését, vagy a leggondosabb statisztikai módszertan-alkalmazás során is rejtve maradtak volna az okok.

Hangsúlyozni szeretném ugyanakkor, a dolgozat „non-profit” indíttatását. E disszertációnak nem célja megtalálni a legtitkosabb, mindig nyereséges befektetési stratégiát és változó-konstellációt. Nem célja az egyes gazdaságelméletek feletti kenyértörés sem.

Célja azonban megvizsgálni a befektetők által élénken figyelt és a befektetési döntéseket befolyásoló USA-beli makroadatok szerepét, egymásra gyakorolt tényleges, hosszabb, rövidebb távú hatását és felhívni a figyelmet a fennálló, de esetleg figyelmen kívül hagyott anomáliákra. Nagyobb kitekintésben, ám a konkrét gazdasági-pénzügyi válság apropóján azt vizsgálom, hogy igaz-e a statisztikai, ökonometria elemzéseket (és elemzőket) gyakran érő vád, miszerint mindig „csak utólag okosok”. Dolgozatomban ezért több feltevés fogom ellenőrizni.

Feltehetőleg a kibocsátás indikátorainak alakulása az előzetes várakozásokkal ellentétben önbeteljesítő jóslat eredménye, tehát a mutatók modellekben nem is eredmény, hanem magyarázó változó szerepét töltik be. Vélelmezem továbbá, hogy nem feltétlenül a pénzügyi szakemberek érdeklődésének homlokterében álló kiemelt (pl. munkanélküliségi ráta) változók hordozzák a legtöbb információt a gazdaság állapotáról. Feltételezhető mindemellett, hogy az egyes mutatók szerepe a gazdaság szerkezetének átalakulásával időben változhat.

Vélelmezhető, hogy a makrováltozók saját trendjüket tekintve nem, ugyanakkor a köztük lévő interakciók megváltozásával képesek jelezni a válság kezdetét. Számos esetben tapasztalható, hogy gondosan felírt regressziós egyenletek veszítik el jelentőségüket a válság idején. Megkísérlek tehát olyan változó-kombinációkat találni, amelyek vagy stabilak válságkörnyezetben, vagy pedig minden válságot megelőzően ugyanolyan módon viselkednek.

Feltehető az is, hogy a dinamikus egyensúlyban lévő változók, változócsoportok szükségszerűen meglévő hibakorrekciós mechanizmusa révén több időszakon keresztül képesek lehetnek elfedni a válság kezdetét, illetve a konjunktúra beindulására szintén késleltetve reagálhatnak. Vélelmezhető emellett, hogy az idősorok közötti interakció szétrobbanása, illetve megjelenése fontos információt hordoz a válságot jelző változók trendfordulóinak előrejelzésében is.

E disszertáció a következő módon jut el kitűzött céljához, röviden bemutatja a pénzügyi válságok létrejöttével kapcsolatos elképzeléseket, illetve a korábbi elemzésekben használt nyilvános információkat. Áttekinti, hogy az irodalom szerint, milyen tényezők vezettek a jelenlegi válsághoz. Részletesen bemutatja az értekezés modelljeiben alkalmazott adatállományt valamint a vizsgálat statisztikai, ökonometriai módszertanát. Ismerteti a kutatás eredményeit (modellbecslések, hipotézisvizsgálati eredmények), majd az összegzésben kitér arra is, hogy milyen irányba lenne célszerű folytatni a megkezdett analízist.

A céljaim alapján az alábbi hipotéziseket fogalmazom meg:

Első hipotézis: A kibocsátás indikátorai az előzetes várakozásokkal ellentétben valószínűsíthetően az önbeteljesítő jóslatoknak köszönhetően nem endogén, hanem exogén szerepet töltenek be a gazdasági modellekben.

Második hipotézis: Az egyes – a következőkben bemutatott – változócsoportok vizsgálatakor szükség van több változó vizsgálatára, mert nem biztos, hogy a kategória szakemberek érdeklődésének homlokterében álló „kiemelt” változója hordozza a legtöbb információt. Mindemellett ez a „kiemelt” szerep is változhat az idők során.

Harmadik hipotézis: A makrováltozók saját trendjüket tekintve nem, ugyanakkor a köztük lévő interakciók megváltozásával képesek jelezni a válság kezdetét.

Negyedik hipotézis: A dinamikus egyensúlyban lévő (kointegrált) változók, változócsoportok szükségszerűen meglévő hibakorrekciós mechanizmusa révén több időszakon keresztül képesek lehetnek elfedni a válság kezdetét, illetve a konjunktúra beindulására szintén késleltetve reagálhatnak.

Ötödik hipotézis: Az idősorok közötti interakció (kointegráció) szétrobbanása, illetve megjelenése fontos információt hordoz a válságot jelző változók trendfordulóinak előrejelzésében.

Ahhoz, hogy feltevéseimet bizonyítsam, az adatbányászat és tudás-feltérképezés folyamatrendszerét alkalmaztam (Maimon és Rokach [2005]). Az adatbázisok tudás-feltérképezése (*Knowledge Discovery in Databases, KDD*) az adattárházak valamilyen szinten automatikus, feltérképező elemzését és modellezését jelenti. A KDD tulajdonképp egy olyan folyamat, amely során érvényes, új, hasznosítható és érthető törvényszerűségek fedezhetőek fel nagy és összetett adatbázisokban.

A vizsgált mutatók

Vizsgálatomban 140 USA-beli⁴ makrogazdasági idősort⁵ használtam fel, melyek 1985-től 2010-ig terjednek. Mivel a 2008-as válság az 1990-essel ellentétben egyértelműen az USA-ban indult, nem tartottam szükségesnek más országok makromutatóinak vizsgálatba vonását. E 140 — 99 választott és 41 származtatott — változó alkalmas arra, hogy az amerikai élet, minden vonatkozását lefedje a GDP-től kezdve az árszinten, kamatszinteken, termelési adatokon át a csődbejelentések számáig. A makrováltozókat úgy választottam ki, hogy két feltétel valamelyikének feleljenek meg:

- Legyenek szem előtt, tehát a piac figyelje őket. E feltételt például azok a változók teljesítik, amelyek a *Thomson Reuters* adatbázisaiban (tehát a tőkepiac által) kiemelten kezelték⁶,
- Fedjék le a gazdasági élet közel minden vonatkozását, annak érdekében, hogy azonosíthatóak legyenek esetleges háttérváltozók is. Ehhez az *The Economist* [2006] szerkesztésében megjelent gazdasági mutatók kalauzát vettem alapul.

A felhasznált mutatókat 9 csoportba soroltam (*The Economist* [2006]), hogy rendszerezhetőek legyenek a fenti szempontok alapján kiválasztott változók:

1. Hozzáadott érték mutatói
2. Munkaerőpiaci mutatók
3. Fiskális mutatók

⁴ A későbbiekben „Amerika”-t, külön megjegyzés hiányában az USA-val ekvivalens szinonimaként tekintem.

⁵ Az idősorok mindegyike teljes és egyforma hosszúságú.

⁶ Az ECONALLUS kód azonosítja ezeket a piac által kiemelten kezelt változókat.

4. Fogyasztási mutatók
5. Beruházási és megtakarítási mutatók
6. Ipar és kereskedelem mutatói
7. Fizetési mérleg mutatók
8. Pénzpiaci mutatók
9. Árak és keresetek mutatói

E rendszerezés csupán az áttekinthetőségen kíván javítani, nem volt cél, hogy minden terület egyformán képviseltesse a magát a változószám alapján. A 140 változóból 41 származtatott formájú. A nagyságrendek és mértékegységek egységesítése, valamint az infláció hatásainak eliminálása érdekében a 99 választott változó közül 41-et a reál illetve a folyóáras GDP-hez viszonyítva megoszlási viszonyszámokká is alakítottam (Hajdu-Virág [1993]).

A vizsgálat felépítése

A fent leírt adatokat az alábbi módon használtam fel, hogy kutatási céloimat elérjem.

Első lépésben megvizsgáltam hogy a változók stacionáriusok-e, tehát minden egyes y_t változóra felírtam a Dickey-Fuller regressziót:

$$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_r \Delta y_{t-r} + \varepsilon_t$$

ahol $\beta = \delta - 1$. Mivel az egységgyök meglétét a kiterjesztett Dickey-Fuller próbában a

$$\begin{array}{l} H_0 : \delta = 1 \\ H_1 : \delta < 1 \end{array} \quad \text{vagyis a} \quad \begin{array}{l} H_0 : \beta = 0 \\ H_1 : \beta < 0 \end{array}$$

hipotézisrendszer nullhipotézisének elfogadása jelenti. Ezért stacionernek tekintjük az adott y_t idősort, ha az ADF próba során a nullhipotézis elvetésre kerül.

A döntéshez az alábbi τ -próbát használjuk fel

$$\tau_\beta = \hat{\beta} / (se(\hat{\beta})),$$

ahol $\hat{\beta}$ a β paraméter becslése, a $se(\hat{\beta})$ pedig a becsült koefficiens standard hibája. Ahogy azt Dickey és Fuller [1979] bemutatja az egységgyök null-hipotézise esetén a fenti statisztika nem követ konvencionális t-eloszlást, ezért közelítő kritikus t értékeket adnak

meg a különböző valószínűségi szintekhez és minta méretekhez. Stacionáriusnak tekintjük tehát az idősort, ha $\tau_\beta > \tau_{kritikus}$.

Minden egyes változónál addig folytattam a differenciaképzést, míg az adott differencia stacionaritásának hipotézisét elfogadhattam. A differenciák száma révén megkaptam az adott változó integráltsági rendjét is.

A **második lépésben** az egyes y_t idősorok között fennálló oksági viszonyok feltárására a Granger oksági próbát futtattam.

A **stacionárius idősorok esetén** – $x_t \sim I(0)$ és $y_t \sim I(0)$ – a nullhipotézisünk szerint x nem oka y -nak, ha segítségével nem adható jobb előrejelzés y -ra mint akkor, amikor csak y múltbeli értékeit vizsgáljuk. Vagyis

$$H_0 : MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$$

$$H_1 : MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) < MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$$

ahol MSE az átlagos négyzetes hibát (*Mean Squared Error*), \hat{y}_t pedig y becsült értékét jelöli. Ennek értelmében az azonos integráltsági rendű idősorokból az összes lehetséges módon (x_t, y_t) változópárokat kialakítva felírjuk az alábbi egyenletet:

$$\hat{y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \varepsilon_t$$

és a hipotézisrendszer átírható:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \exists j, \beta_j \neq 0$$

aminek tesztelése Wald-próbával (Hunyadi [2004]) viszonylag egyszerűen megoldható. Tehát:

$$F_{emp} = \frac{MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)}{MSE(\hat{y}_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)} (2l, T - 2l - 1) \text{ szabadságfokkal}$$

A nullhipotézist elvetjük, tehát feltételezzük, hogy x Granger oka y -nak, amennyiben az $F_{emp} > F_{(2l, T-2l-1)}$.

Az *első- és másodrendű integrált idősorok* esetén a fenti esetben bemutatotthoz hasonlóan végzem a vizsgálatokat. Csupán hipotézis-

rendszer, a változópárokra felírt egyenletek és a Wald-próba módosul az első- illetve a másodrendű differenciákkal.

Az egyes változók egymással meglévő oksági kapcsolatainak felmérése céljából, készítettem egy ok-okozat mátrixot. Ez egy olyan táblázat melynek soraiban a változók, mint *exogén* változók (amelyek a Granger-okságban az ok szerepét töltik be), oszlopaiban pedig, mint *endogén* változók (okozatok) szerepelnek.

1. táblázat: Az egyes változók ok-okozat mátrixa

# okozza? ►	10	68	16	43	32	0	32	40	33	4	...
Endogénkód ►	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	...
# oka? ▼	▼ Exogénkód										
64	1	-	X		x	x			x	x	
29	2		-			x					
7	3			-							
48	4		X		-	x					
15	5					-		x			
0	6						-				
38	7		X					-	x		
58	8		X		x	x		x	-	x	
41	9		X			x			x	-	
5	10										-
...	...										-

Az exogén- illetve az endogénkódok⁷ az (1)-es...(140)-es változók sorszámait takarják. A táblázatban x-szel jelöltem azokat az exogén-endogén metszeteket, amelyekben a *Wald-teszt* F-értékei szignifikáns *Granger-okságot* jeleztek. A *személyes fogyasztás (1)* és *magánberuházás (2)* példáján a táblázatban is látszik, hogy a személyes fogyasztásnak nem oka a magánberuházás (2), míg x jelöli azt a tényt, hogy a személyes fogyasztás (1) oka a magánberuházásnak (2).

Ebből a mátrixos megoldásból nagyon könnyen láthatóvá válik egy ún. oksági szőnyeg, hiszen az egyes változók egymással való viszonyai könnyen azonosíthatóak és számszerűsíthetőek. Látható például, hogy a *vállalatok szabad pénzállományának (7)* — oszlopban — *Granger* oka a *háztartási és intézményi hozzáadott érték (5)*, valamint az *ipari új rendelés állomány (8)*. Ugyanakkor a *vállalatok szabad pénzállománya (7)* *Granger* oka — sorban — többek közt a *magánberuházásnak (2)* valamint az *ipari új rendelésállománynak (8)*. A *vállalatok szabad*

⁷ E kódok magyarázatát dolgozatom melléklete tartalmazza. E füzetben csak helykihasználó szemléltetés céljából szerepeltetek kódokat.

pénzállománya (7) és az ipari új rendelésállomány (8) között tehát működik a „visszacsatolás”.

A „# okozza?” sorban látható az az információ, hogy egy változónak hány változó Granger oka. A „# oka?” oszlop jelzi, hogy egy változó hány változónak Granger oka. Tehát a *személyes fogyasztás (1)* 64 változónak Granger oka, míg csupán 10 olyan változó van, amely a *személyes fogyasztásnak (1)* Granger oka.

A cél tehát az, hogy a változókról eldönthetőek legyenek, hogy endogén vagy exogén jellegűek-e. Az erre alkalmas endogenitást, exogenitást vizsgáló teszt, a Hausman-próba (Hausman [1978]) programozására az *EViews* nem felel meg, ezért egy egyszerű hüvelykujj szabályt alkalmaztam. Az okság „számossága” alapján a változókat négy kategóriába soroltam:

2. táblázat: a változók kategorizálása okság alapján

- Exogén (ex): Az adott változó 2-szer annyi változónak Granger oka, mint amennyinek „okozata”, tehát:
„#oka?” ≥ 2* „# okozza?”
- Inkább exogén (iex): A fenti feltétel nem teljesül, de az adott változó több változónak Granger oka, mint amennyinek „okozata”:
„# okozza?” < „#oka?” < 2* „# okozza?”
- Ugyanaz (ua)
- Inkább endogén (ien): Az adott változónak több Granger oka van, mint amennyinek maga Granger oka:
„#oka?” < „# okozza?” < 2* „#oka?”
- Endogén (en): Az adott változónak 2-szer annyi Granger oka van, mint amennyinek maga Granger oka:
„# okozza?” ≥ 2* „#oka?”

Ezek alapján minden változóról megmondható, hogy mely, és milyen típusú változók a Granger okai.

A **harmadik lépésben** azokra a változópárokra, amelyek a Granger-oksági próba során Granger okságot mutattak kétváltozós regressziót írtam, fel:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u$$

Meg kívántam vizsgálni, hogy az egyes válságidőszakok okoztak-e strukturálist törést az egyes regressziós kapcsolatokban, ezért minden egyes egyenletet a Chow-féle töréspont (Chow [1960]) teszttel vizsgáltam meg. A teszt lényege, hogy a teljes vizsgált időszak egyes részidőszakra – melyet egy vagy több töréspont határoz meg – regressziós egyenleteket illeszt, és megvizsgálja, hogy az egyes

egyenletek paraméterei eltérnek-e egymástól. Tehát a fenti egyenletből:

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_1$$

$$y_t = \alpha_2 + \beta_2 x_t + \varepsilon_2$$

A hipotézisrendszer ennek megfelelően pedig:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1 : \exists(\alpha_1 \neq \alpha_2, \beta_1 \neq \beta_2)$$

Tehát strukturális törésről akkor beszélünk, ha a valamely paraméter egyenlőségét elvetjük. A döntéshez az alábbi Wald-próbát használjuk fel. Ez az F-statisztika a korlátozott és nem korlátozott eltérés-négyzetösszegek összehasonlításán alapszik, és egyetlen töréspont esetén felírható:

$$F_{emp} = \frac{(\tilde{\varepsilon}'\tilde{\varepsilon} - (\varepsilon_1'\varepsilon_1 + \varepsilon_2'\varepsilon_2))/k}{(\varepsilon_1'\varepsilon_1 + \varepsilon_2'\varepsilon_2)/(T - 2k)}$$

Ahol, $\tilde{\varepsilon}'\tilde{\varepsilon}$ a korlátozott eltérés-négyzetösszeg a teljes vizsgált időszakra, míg $\varepsilon_1'\varepsilon_1$, a töréspont előtti, $\varepsilon_2'\varepsilon_2$ pedig a töréspont utáni részidőszak korlátozott eltérés-négyzetösszege. T a teljes időszak megfigyelésszáma, k pedig az egyenletben szereplő paraméterek száma. Jelen esetben $k = 2$.

A töréspontot szignifikánsnak tekintjük, ha $F_{emp} = F_{(k, T-2k)}$. A töréspontok elhelyezésével kapcsolatos megkötés, hogy a Chow-próba csak akkor végezhető el, ha a töréspont következtében előálló részidőszak elemszáma meghaladja a becsült paraméterek számát, tehát $T_i > k$.

Annak érdekében, hogy a regressziós kapcsolatok stabilitását, és a válságok hatását vizsgálhassam, a töréspontokat futóindexként használva, a Chow-próbát elvégeztem minden egyes negyedévet lehetséges töréspontnak tekintve 1988Q1 és 2008Q4 között (megfelelve a $T_i > k$ feltételnek).

Ennek érdekében minden egyes regressziós egyenlet esetében 84 Chow-próbát elvégezve 84 F-értéket kaptam, melyből egy új idősort építettem.

$$z_t = (F_{1988q1}, F_{1988q2}, \dots, F_{2008q3}, F_{2008q4})$$

Ez az idősoralkotás az alábbiakat tette lehetővé:

- Mivel a kritikus F-érték a vizsgálatokban mindig ugyanannyi (ebben az esetben $F=3,09$), ezért minden olyan regressziós kapcsolat, amely minden egyes negyedévénél a kritikus érték alatt marad az empirikus F, teljesen stabilnak, azaz strukturális töréstől mentesnek tekinthető.
- Ábrázolva az egyes empirikus F értékeket, megállapítható, hogy melyek azok a negyedévek, melyek során a regressziós kapcsolatban törés következik be, tehát, ahol az empirikus F-értékek túllépik a kritikus F-értéket. Ebben az esetben, megkereshetőek azok a regressziós párok, amelyek a visszaesést megelőző években szétestek. Ahogy korábban említésre került az *NBER* számításai alapján az általam vizsgált időszakban (1988 és 2008 között) három jelentősebb visszaesés történt:
 - 1990Q3-tól 1991Q1-ig
 - 2001Q1-től 2001Q4-ig
 - 2007Q4-től

Rákerestem azokra a változó párokra amelyek ezen időszakokban legalább kettőben a válság előtt mutattak strukturális törést.

Negyedik lépésben a Johansen-próba segítségével megvizsgáltam, hogy a fentiekben említett változó párok közül melyek mutatnak kointegrációt.

Az *EViews* a Johansen [1995] által számba vett 5 determinisztikus trend esetet vizsgálja, és úgy identifikálja a hibakorrekciós folyamaton belül eső tagot, hogy egy állandón (és lineáris trenden) regresszálja a $\beta'y_t$ kointegrációs kapcsolatokat. A kointegráció tesztelésekor a vizsgált időszakok az alábbiak voltak:

- 1986Q1-2010Q1, annak érdekében, hogy lássam mely változó párok kointegráltak a teljes időszakban
- 1986Q1-2007Q4, annak érdekében, hogy összehasonlíthassam a 1986Q1-2010Q1 időszakkal és azonosíthassam azokat a párokat, melyekre a válság egyáltalán nem volt hatással.
- Három recesszió közötti időszak, hogy azonosíthassam, voltak-e olyan változó párok, amelyek 1986Q1-1990Q3, 1991Q2-2001Q1, 2002Q1-2007Q4 időszakokban hasonló kointegrációs paraméterekkel bírtak.
- 2002Q1-2010Q1, annak érdekében, hogy megvizsgáljam, a *dotcom* válság óta létrejöttek-e új dinamikus egyensúlyi párok.

A cél, hogy β' megvizsgálásával azonosítsam azokat a változó párokat, amelyek esetén több perióduson keresztül állandó jelleggel kointegráltak

A vizsgálat eredményei

A válsággal kapcsolatos vizsgálatomhoz több mint 100 szakirodalmat, munkámból kifolyólag több ezer híryanagot olvastam el. Munkámba belefűztem a 2008-as gazdasági válság „kirobbanása” — a *Lehman Brothers* csődje — után röviddel megjelenő művek megállapításait.

A kutatásban 140 negyedéves frekvenciájú változó 25 éves idősorát — idősoranként 101 megfigyelés — vontam górcső alá. A Granger okság vizsgálatokor 11 084 reláció szignifikanciáját ellenőriztem, és 843 Granger okságú pár jellegét tekintetem át.

A Chow-próba során 303 576 F-értéket számoltam ki és rajzoltam fel 3 614 grafikonban, melyeket egyenként ellenőrizve kaptam meg a 828 karakterizálható regressziós kapcsolatot.

A kointegráció tesztelésekor 6 különböző időszakra összesen 4 968 Johansen-teszt eredményét vizsgáltam meg, és soroltam csoportokba.

A vizsgálatot tehát a lehető legszélesebb változó körön, a lehető legkörültekintőbben végeztem el, így magabiztos vagyok abban, hogy sikerült megfognom a fő tendenciákat, és jelentős tényezőket nem hagytam figyelmen kívül.

Megállapítást nyert az az erősen sejtett feltételezés, hogy a gazdasági idősorok nagy része nem stacionárius. A 140 megvizsgált közül 102 elsőrendű integrált, ami azt jelenti, hogy e változók nem differenciált formáira futtatott klasszikus regressziós vizsgálatok eredményei nem lesznek megbízhatóak. Azok a kereskedők tehát, akik a regressziót és korrelációt futtatnak ezen makromutatók nem transzformált idősoraira, nagy valószínűséggel hibás eredmények alapján hozzák meg döntéseiket.

Összefoglalóul álljon itt néhány kiemelendő megállapítás az egyes tesztek eredményeiről.

Granger oksági viszonyok vizsgálatokor kiderült többek között, hogy a hozzáadott érték mutatói a várakozásokkal ellentétben elsődlegesen exogén változók, a GDP a pénzügyi szektorral és a monetáris politikával visszacsatolásos oksági viszonyban áll.

A munkaerőpiac mutatói egyértelműen eredményváltozóknak tekinthetők azonban nem azonosíthatóak az egyes mutatók mindegyikét meghatározó közös bemeneti változók.

A fiskális politika a várakozásokkal ellentétben erősen endogén tulajdonságokat mutat, és elsődleges bemeneti változója a reálszféra (nem pénzügyi szektor) gazdasági teljesítménye (profit, kibocsátás).

A fogyasztási mutatók esetében kiderült, hogy az eddig hasonló módon kezelt *energiafogyasztás* és *nyersolaj-fogyasztás* mutatók teljesen eltérő karakterűek, előbbi endogén, utóbbi exogén változóként viselkedik.

A beruházási mutatóknál beigazolódott, hogy a várakozások a profitokban csapódnak le, hisz a feltételezésekkel ellentétben a profit-mutatók exogén tulajdonságúak, míg a készletmutatók endogének.

A kereskedelmi mutatók közül a lakáspiac változói inkább endogének, míg az autópiac karaktere nem volt egyértelmű. A lakáspiac változóinak alakulását befolyásoló közös változók rövid távú fogyasztási változók, az autópiaci teljesítményét azonban hosszú távú fogyasztási faktorok határozzák meg.

A fizetési mérleg mutatói szintén nem karakterizálhatóak egyértelműen, sőt nem található közös faktor a költségvetés hiánya és a kereskedelmi mérleg alakulásában.

A pénzügyi mutatók legnagyobb meglepetése, hogy a FED két hetes irányadó kamatlába és a monetáris bázis is exogén mutatók.

Az ármutatók a várakozásoknak megfelelően egyértelműen exogén változóként viselkednek.

A **Chow-próbák** rávilágítottak többek között, arra hogy a hozzáadott érték mutatók között a legstabilabb rendszernek *háztartási és intézményi hozzáadott érték számít*, valamint kiderült, hogy az infláció a kibocsátási mutatók közül csupán a *GDP-t*, valamint a *GPD arányos állami hozzáadott értéket* határozza meg stabilan.

Chow-próbák legfontosabb megállapítása, hogy a munkaerőpiac mutatóival képzett regressziós kapcsolatok nem stabilak. Az öt darab munkaerőpiaci mutató közül csupán egyetlen mutató, a *részvételi ráta* képez értékelhető regressziós kapcsolatokat. Másik nagyon érdekes jelenség, hogy a Granger oksági tesztek alapján egyértelműen endogén munkaerőpiaci mutatók csak azokban az esetekben képeznek stabil kapcsolatokat, amikor *exogén* változóként szerepelnek.

A 10 fiskális mutatóból csupán 4 mutat tartós endogén tulajdonságokat, tehát láthatóvá vált, hogy erre a mutatócsoportra sem jellemzőek a stabil kapcsolatok. Kiemelendő ugyanakkor, hogy az *állami fogyasztás és beruházás* mutatót karakterisztikusan meghatározó változók egyikével sincs strukturális törés. A törésmentes kapcsolat a monetáris politikával azt jelzi, hogy az USA gazdaságirányítása a fiskális és a monetáris politikát összehangoltan használja.

Megállapítást nyert, hogy a *GDP-re vetített elkölthető jövedelem* szinte az összes mutatókategóriával stabil kapcsolatot alkot. Emellett a *nyersolaj fogyasztása az energiafogyasztással* ellentétben csupán az *árupiac fogyasztói árindexével* alkot stabil rendszert, ami annak bizonyítéka, hogy az USA *olajfogyasztása* árrugalmas.

A Chow-próba alapján megállapíthatjuk, hogy a *pénzügyi vállalatok profitjára a munkaerőpiaci részvételi ráta* mellett tulajdonképp az üzleti környezetüket meghatározó körülmények hatnak stabilan. Ezzel szemben a *nem pénzügyi vállalatok profitjára* sokkal inkább a tágabb gazdasági környezet mutatói a befolyásolóak, úgy mint a *fogyasztási kiadások, a fogyasztói árindex, valamint a termelésállomány*.

A lakáspiaci adatok közül talán a legkülönösebb a *lakáspiaci készletállományt* meghatározó magyarázó változók karaktere. Ezt a mutatót ugyanis a *pénzügyi vállalatok profitja, a kereskedelmi mérleg* és az *euródollár árfolyam* határozza meg stabilan. Az empiria alapján az euródollár árfolyam akkor emelkedik, ha az USA gazdasága lassul, amely párhuzamban van a lakáskészletek növekedésével, azok árának csökkenésével és a pénzügyi vállalatok számára csökkenő profittal. Ez alapján azt várnánk, hogy a *kereskedelmi mérleg az euródollár árfolyammal* is összefüggésben van, azonban e két mutató egyik relációban sem képez stabil kapcsolatot.

Mindenképp kiemelendő, hogy autóiipari változók közül az *új autó értékesítés* stabil rendszernek tekinthető, hisz az összes magyarázó változójával stabil regressziós kapcsolatban van.

Kimutattuk, hogy a *fogyasztói árindex, és a tartós fogyasztási cikkekre fordított kiadások* regressziós kapcsolata recessziók idején mindig megtörik.

A *pénzmennyiség mutatók (M0, M1, M2)* magyarázó változóikkal pedig késleltetett módon szenvednek törést, ez alapján a pénzmennyiség mutatók inkább késleltetett indikátorok.

Erős és stabil visszacsatolásos Granger oksági viszony tapasztalható az *S&P 500-as index és a pénzügyi vállalatok GDP arányos profitja* között,

amely a fundamentumok és az árfolyamok közötti elvárt kapcsolat megerősítése. E megállapítás azonban jelzi, nincs széles körben vett árfolyamemelkedés a bankok és bankrendszer egészségének hiányában.

A **kointegrációs tesztek** során megállapítást nyert többek között, hogy a *nem pénzügyi vállalatok bruttó kibocsátása* három változóval is időben állandó paraméterű kointegrált; a *szolgáltatásokra fordított fogyasztási kiadásokkal*, az *összes fogyasztási kiadással*, valamint a *GDP-vel*.

A kereskedelmi mutatók megszűnő kointegrációja:

- *az ipari termelésállomány és az üzleti hozzáadott érték*
- *a teljes termelésállomány és a változatlan áras GDP*
- *a magán üzleti kibocsátás és az ipari termelésállomány*
- *a tartós fogyasztási javak GDP arányos új rendelésállománya és a magán üzleti kibocsátás között*

bizonyítja a jelenlegi válság erejét, hisz e változók kointegrációs paraméterei csupán 1986Q1-1990Q3 és 1990Q1-2001Q1 között azonosak.

A *GDP arányos állami beruházás és személyes fogyasztás holisztikus* kointegrációja megerősíti a fiskális politika automatikus működési mechanizmusát.

Az eredmények további összefoglalásának megkönnyítése érdekében álljanak itt kezdeti hipotéziseim:

Első hipotézis: *A kibocsátás indikátorai az előzetes várakozásokkal ellentétben valószínűsíthetően az önbeteljesítő jóslatoknak köszönhetően nem endogén, hanem exogén szerepet töltenek be a gazdasági modellekben.*

A Granger oksági tesztek elvégzése után azt a meglepő eredményt kaptuk, hogy a kibocsátás mutatói elsődlegesen exogén változók, és alakulásuk a pénzügyi szektorral valamint a monetáris politikával visszacsatolásos jellegű. Ez a tény alátámasztja tehát az első hipotézist.

Az önbeteljesítő jóslatok a monetáris politika esetén is működni látszanak, mivel mind a monetáris bázis, mind a *FED* kéthetes irányadó kamatlába exogén tulajdonságokkal bír — a monetáris bázis esetén ráadásul kellő számosságú stabil kapcsolattal.

Az első hipotézis megállapításait ki kell egészíteni azzal a megállapítással, hogy a fiskális politikáról kiderült, határozottan endogén jellegű mutató, ami megnyugtathatja azokat, akik a fiskális politikától a kiigazító jelleget várják.

Második hipotézis: *Az egyes változó csoportok vizsgálatakor szükség van több változó vizsgálatára, mert nem biztos, hogy a kategória szakemberek érdeklődésének homlokterében álló „kiemelt” változója hordozza a legtöbb információt. Mindemellett ez a „kiemelt” szerep változhat az idők során.*

E hipotézis megállapításait legjellegzetesebb módon a munkaerőpiac mutatói támasztják alá. E mutatók jellegzetesen endogén jellegűek, ugyanakkor a *munkanélküliségi mutatóknak* nincs közös Granger oka. Emellett, a munkaerőpiac mutatóival képzett regressziós kapcsolatok sem stabilak. Az 5 darab munkaerőpiaci mutató közül csupán egyetlen mutató, a *részvételi ráta* képez értékelhető regressziós kapcsolatokat. A részvételi ráta pedig kifejezetten az a mutató, amelyre a piac oda sem figyel.

Hasonló megállapítások tehetőek a nyersolaj fogyasztása és az energiafogyasztás relációjában. Egyrészt a két mutató „Granger karaktere” eltérő — előbbi inkább exogén, utóbbi egyértelműen endogén —, másrészt az energiafogyasztás az egyik legstabilabb regressziós kapcsolatrendszer alkotója, míg a nyersolaj fogyasztása csupán a fogyasztói árindexszel alkot stabil viszonyt. Ráadásul az energiafogyasztás számos változóval kointegrált, míg a nyersolaj fogyasztása eggyel sem.

E megállapítások azért bírnak jelentőséggel, mert a tőkepiac figyelme épp a „gyenge” mutatókra összpontosul. Szerdánként a nyersolajkészletek (a fogyasztás *proxy* változója), minden negyedik pénteken pedig a munkanélküliségi ráta a tőzsdei hangulat fő befolyásolója.

Harmadik hipotézis: *A makrováltozók saját trendjüket tekintve nem, ugyanakkor a köztük lévő interakciók megváltozásával képesek jelezni a válság kezdetét.*

E hipotézis csupán részlegesen igazolható, ami ugyanakkor fel is erősíti a hipotézis megfogalmazásait. A kapcsolatok karakterisztikus, **x** és **m** jellegű megtörése, ugyanis minden változó csoporton belül csak néhány változó esetében áll fenn.

A kibocsátási mutatók közül tulajdonképp csupán a változatlan áras GDP és a nem pénzügyi vállalatok GDP arányos bruttó kibocsátása török meg több mutató tekintetében. A munkaerőpiaci mutatók közül

csak a munkaerőpiaci részvételi ráta törik meg több változóval szemben, és egyáltalán bizonyosodik be a grafikonokon látott késleltetett törés szisztematikus volta sem. A fiskális, a fogyasztási, a beruházási és a kereskedelmi mutatók között is csupán egy-egy változó töréspontjai karakterisztikusak — ezek rendre: a *GDP arányos állami fogyasztás és beruházás*, a *közlekedésre fordított fogyasztási kiadások*, a *magánberuházás*, valamint a *teljes termelésállomány*.

Sem a fizetési mérleg, sem a pénzpiaci mutatók „nem törnek karakteresen”, és ugyanez mondható el az ármutatókról is.

Negyedik hipotézis: *A dinamikus egyensúlyban lévő (kointegrált) változók, változócsoportok szükségszerűen meglévő hibakorrekciós mechanizmusa révén több időszakon keresztül képesek lehetnek elfedni a válság kezdetét, illetve a konjunktúra beindulására szintén késleltetve reagálhatnak.*

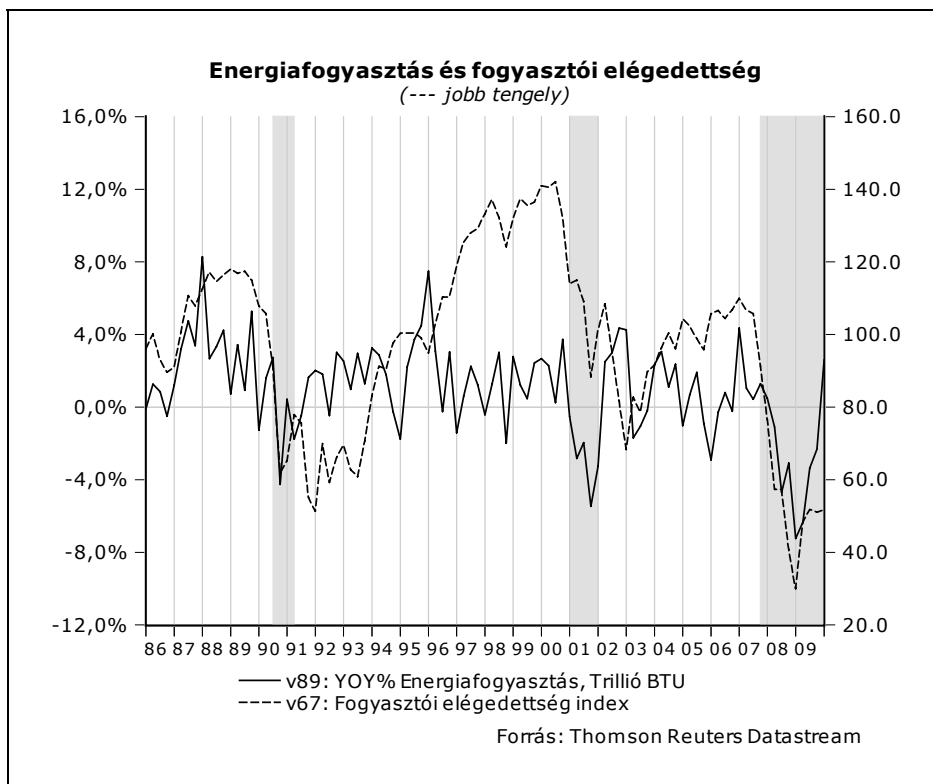
Ez a hipotézis csupán részben igaz, ugyanis a kointegrációs kategóriák között csupán a *holisztikus kointegráció* okozhatja ezt az anomáliát. E kointegrációs karakter azonban számosságát tekintve csak 32%-át teszi ki a karakterizálható kointegrációs kapcsolatoknak. Mindemellett a holisztikus kointegráció inkább csak a fogyasztási, beruházási és kereskedelmi változókra jellemző.

Ötödik hipotézis: *Az idősorok közötti interakció (kointegráció) szétrobbanása, illetve megjelenése fontos információt hordoz a válságot jelző változók trendfordulóinak előrejelzésében.*

Egyértelműen elfogadható e feltevés. Nem elsősorban e csoportok számossága miatt, hanem azért mert mind a kihaló, mind a megszülető kointegrációk egy-egy mutató köré csoportosulnak. A *dotcom* válság óta jellemzően eltűnt a kointegráció az *ipari termelésállomány* mutatóival, míg a megjelent az *energiafogyasztás* és a *fogyasztói elégedettség index* változókkal.

A gazdaság növekedésekor fennálló kointegrációk a *folyóáras GDP-re*, a *nem pénzügyi vállalatok bruttó kibocsátására*, az *energiafogyasztásra*, a *vállatok szabad pénzállománya*, a *családi házak prognosztizált eladására* és a *nem farm jellegű alkalmazotti költségekre vonatkoznak*.

1. ábra: energiafogyasztás és fogyasztói elégedettség relációi



Az **energiafogyasztás** mindenképp kiemelten fontos mutatója a gazdaságnak, hiszen egyértelműen endogén karakterű, stabil regressziós viszonyokat képez, és a legtöbb kointegrációs kapcsolatban részt vevő mutató. Az exogén oldalon a **fogyasztói elégedettség** emelendő ki ugyanezen ismérvek alapján. A mutatók potenciálját növeli, hogy a fogyasztói elégedettség „stabil” Granger oka az energiafogyasztásnak és 2002 óta megszületett a kointegráció közöttük.

A statisztika eszközeivel sikerült tehát azonosítani azokat a változókat, jelenségeket és anomáliákat, amelyek jelezték a gazdaság egészségének romlását és a baj közeledtét, továbbá a jövőben javíthatják egy gazdasági visszaesés előrejelezhetőségét.

A rendelkezésre álló adatbázis mélysége és szélessége alapján feltételezhető, hogy az összefüggéseknek csupán egy részét sikerült feltárni.

Az eredmények alapján végig kell gondolni, hogy ezek a változócsoportok nem rendezhetőek-e ún. látens változóba (faktorokba, főkomponensekbe), és az így képződő látens változók segítségével mennyire lehet a vizsgálat eredményeit általánosítani. Ennek vizsgálata azonban már számos módszertani változtatást

igényelne, például a dinamikus faktormodellek (Tusnády-Ziermann [1987]) alkalmazását. Mindezek mellett a látens változók középtávú állandóságot feltételeznek, emiatt a stabil főkomponensek megalkotását igényelné.

Bár vizsgálataimat makroszinten végeztem el, mindenképp érdekes eredményeket, esetleg további alátámasztást hozhat a mezo-, illetve mikroadatok vizsgálata a fenti mutatócsoportok változóinak iparági, vállalati szinten megtalálható egyenértékesei alapján.

A vizsgálatom fókuszában szereplő hitelválság jól elkülöníthetően az Amerikai Egyesült Államokból indult ki, ezért vizsgálatom középpontjában is az USA adatai szerepeltek. Érdekes lehet azonban megvizsgálni, hogy a többi vezető gazdasági nagyhatalomban (pl. Németország, Nagy-Britannia, Japán) hasonló immanens okok és tényezők elvezettek-e volna a válsághoz, vagy pedig ezen országok csak egy késleltetett folyamat résztvevői voltak-e.

Mindezen felvetett kérdések megszabják további kutatásaim irányát.

Irodalomjegyzék

Chow, Gregory (1960): „Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”, *Econometrica*, 1960 (28/3), 591-609

Dickey, D.A. és W.A. Fuller (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 1979 (74), 427-431

Faber, David (2009): *And Then the Roof Caved In: How Wall Street's Greed and Stupidity Brought Capitalism to Its Knees*, John Wiley & Sons, 2009

Fleckenstein, William A., Frederick Sheehan (2008): *Greenspan's Bubbles: The Age of Ignorance at the Federal Reserve*, McGraw-Hill, 2008

Hajdu, Ottó és Virág Miklós (1993): „Pénzügyi viszonyszámokon alapuló vállalatminősítés többváltozós statisztikai módszerek felhasználásával”, *Ipargazdaság*, 1993 (44 /7), 23-32.

Hajdu, Ottó, Herman Sándor, Pintér József, Rappai Gábor, Rédey Katalin (1994): *Statisztika I-II.*, JPTE Kiadó, Pécs, 1994

Hunyadi, László (2004): „Wald-próba a regresszióban”, *Statisztikai Szemle*, 2004. szeptember

Johansen, Soren (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press, 1995, 80-84.

Király, Júlia, Nagy Márton, Szabó E. Viktor (2008): „Egy különleges eseménysorozat elemzése – a másodrendű jelzáloghitel-piaci válság és (hazai) következményei”, *Közgazdasági Szemle*, LV. évf, 2008. július-augusztus

Maimon, Oded, Lior Rokach (2005): *Data Mining and Knowledge Discovery Handbook*, Springer, 2005

Morris, Charles R. (2008): *The Trillion Dollar Meltdown: Easy Money, High Rollers, and the Great Credit Crash*, PublicAffairs, 2008

Rappai, Gábor (2010): „A statisztikai modellezés filozófiája”, *Statisztikai Szemle*, 2010 (88/2), 121-141

Ritholz, Barry (2009): *Bailout Nation: How Greed and Easy Money Corrupted Wall Street and Shook the World Economy*, John Wiley & Sons, 2009

Sipos Béla (1986): „A Kondratyev-ciklus empirikus vizsgálata és prognosztizálása”, *Statisztikai Szemle*, 1986 (64/12), 1209-1237

The Economist (2006): *Guide to Economic Indicators: Making Sense of Economic*, Sixth Edition, Profile Books, 2006

Tusnády Gábor és Ziermann Margit (1987): *Idősorok analízise*, Műszaki Kiadó, Budapest, 1987

A szerző publikációs listája

Ács, Barnabás, Bellyei Árpád, Horváth Gábor, Illés Tamás, Koroknai Gabriella, Thán Péter (2011): “Prevalence of radiographic primary hip and knee osteoarthritis in a representative Central European population”, *International Orthopaedics*, 2011 (35/7)

Ács, Barnabás, Horváth Gábor, Illés Tamás, Horváth Gábor, Koroknai Gabriella, Thán Péter (2010): “Prevalence of low back pain and lumbar spine degenerative disorders. Questionnaire survey and clinical-radiological analysis of a representative Hungarian population”, *International Orthopaedics*, 2010. december

Ács, Barnabás, Bedő Zsolt (2007): “The impact of ownership concentration, and identity on company performance in the US and in Central and Eastern Europe”, *Baltic Journal of Management*, 2007. február

Ács, Barnabás (2007): „A nemzetgazdaság legnagyobb vállalatai teljesítményének bemutatása ágazati vetületük fényében”, in. ed. Rappai Gábor (2007): *Egy életpálya három dimenziója – Tanulmánykötet Pintér József emlékére*, Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar, Pécs, 2007

Ács, Barnabás, Bedő Zsolt (2007): “A tulajdonosi koncentráció, a koalíció és az identitás hatása az S&P 500 vállalatának teljesítményére”, *Hitelintézeti Szemle*, 2007/1

Ács, Barnabás (2006): “Measuring the rate of quality inflation”, *Mendelnet Conference 2006 Brno*, ISBN 80-86851-62-1

Ács Barnabás (2006): “A megújuló energia felhasználásának népszerűsítő eszközei”, *Marketing és Menedzsment*, 2006/1

Bedő, Zsolt, Ács Barnabás (2006): “A tulajdonosi koncentráció, koalíció és identitás vállalati teljesítményre gyakorolt hatása”, *Pannon Gazdaságtudományi Konferencia*, Veszprémi Egyetem, Veszprém

Ács, Barnabás, Gaál Valéria, Killár Ferenc, Kocsis Béla, Kustos Ildikó, Szijjártó Zsuzsanna (2005): “In vitro study of antibiotic effect on bacterial adherence to acrylic intraocular lenses”, *Colloids and Surfaces B: Biointerfaces*, 2005. november

Ács, Pongrác, Ács Barnabás (2005): “A magyarországi vándorlási hatások napjainkban”, *Európai Kihívások Tudományos Konferenciája*, Szeged, 2005 november

Ács, Barnabás, Rappai Gábor (2005): „Magyarázható-e üzemgazdasági okokkal a gazdasági szerkezet-váltás Magyarországon?”, *Statisztikai Szemle*, 2005/2.

Ács, Barnabás (2004): “A magyar nemzetgazdaság ágazatainak elemzése pénzügyi mutatók segítségével”, *Gazdaság és Statisztika 2004/6* (Magyar Statisztikai Társaság pályadíjas)