

**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 nyilatkozatában<sup>1</sup> 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 csúcsa<sup>2</sup> 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 óta<sup>3</sup>, 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.

---

<sup>1</sup> <http://www.nber.org/cycles/>

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

<sup>3</sup> 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 felfújott 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 élenként figyelt és a befektetési döntéseket befolyásoló USA-beli makroadatokat 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, ökonometriai 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-beli<sup>4</sup> makrogazdasági idősort<sup>5</sup> 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 kezelték<sup>6</sup>,
- 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

---

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

<sup>5</sup> Az idősorok mindegyike teljes és egyforma hosszúságú.

<sup>6</sup> 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  $\tau$ -próbát használjuk fel

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

ahol  $\hat{\beta}$  a  $\beta$  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	...
<b>Endogénkód ►</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>...</b>
# oka? ▼	▼ <b>Exogénkód</b>										
64	<b>1</b>	-	X		x	x			x	x	
29	<b>2</b>		-			x					
7	<b>3</b>			-							
48	<b>4</b>		X		-	x					
15	<b>5</b>					-		x			
0	<b>6</b>						-				
38	<b>7</b>		X					-	x		
58	<b>8</b>		X		x	x		x	-	x	
41	<b>9</b>		X			x			x	-	
5	<b>10</b>										-
...	<b>...</b>										-

Az exogén- illetve az endogénkódok<sup>7</sup> 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*

<sup>7</sup> E kódok magyarázatát dolgozatomban 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 túllépjék 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  $\beta'$  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 pénzpiaci 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 változócsoportok vizsgálatakor szükség van több változó vizsgálatára, mert nem biztos, hogy a kategória szakemberek érdeklődésének homlokterében álló „kiemelt” változója hordozza a legtöbb információt. Mindemellet 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 egyel 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 változócsoporton 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.*

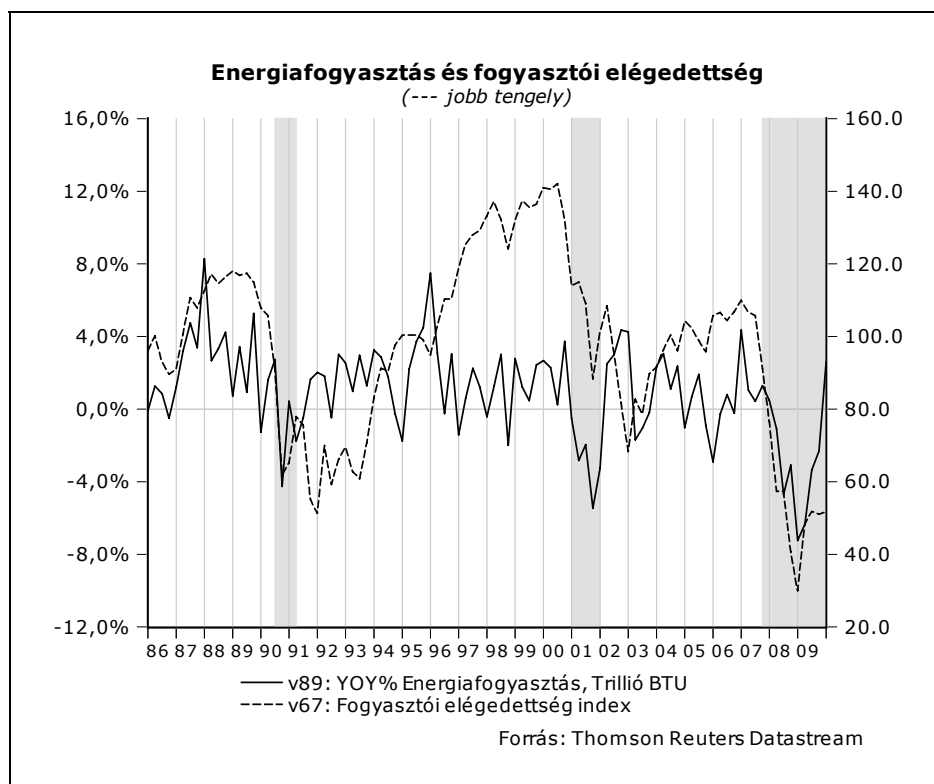
Ez a hipotézis csupán részben igaz, ugyanis a kointegrációs kategóriák között csupán a *holisztikus kointegráció* okozhatja ezt az anomáliát. E kointegrációs karakter azonban számosságát tekintve csak 32%-át teszi ki a karakterizálható kointegrációs kapcsolatoknak. Mindemellett a holisztikus kointegráció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