

OTDK-DOLGOZAT

Berezvai Zombor

BA

2013

**SZESZIPAR A VÁLSÁGBAN. ELEMZÉS REGRESSZIÓS
MODELLEK SEGÍTSÉGÉVEL**

**ALCOHOL INDUSTRY IN THE CRISIS. ANALYSIS BY
REGRESSION MODELS**

Berezvai Zombor

Kézirat lezárva: 2011. május 10.

TARTALOM

1. Bevezetés.....	1
2. Alkoholfogyasztás Magyarországon.....	3
3. Módszertani alapok.....	5
4. A magyar szeszipar rövid bemutatása	9
4.1. A szeszipar helyzete az élelmiszeriparon belül	9
4.2. A legnagyobb hazai gyártók.....	11
5. A modell magyarázó változóinak bemutatása	12
5.1. A külföldi áruk versenye	12
5.2. A feketegazdaság mérete.....	17
5.3. A reáljövedelmek alakulása.....	19
5.4. A szeszipari termékek árainak változása.....	20
5.5. Válságindikátorok.....	22
6. A magyarázott változó	24
7. A modellek felépítése	25
7.1. Az import hatása	25
7.2. A jövedéki adó hatása	27
7.3. A reáljövedelmek alakulásának hatása	27
7.4. A konjunktúra hatása	29
7.5. A reálárszínvonal alakulásának hatása	30
7.6. Természetes trend	31
7.7. Becslések 2009-re	31
7.8. Következtetések.....	33
8. A Zwack Unicum Nyrt. rövid bemutatása	34
9. A magyarázó változók hatása a Zwack Unicum Nyrt. eredményére	36
9.1. A magyarázott változó bemutatása	36
9.2. A regressziós modellek eredményei	38
10. A Zwack Unicum Nyrt. és a teljes iparág összevetése.....	40
11. Zárszó	41
Irodalomjegyzék.....	44

TÁBLÁZAT- ÉS ÁBRAJEGYZÉK

1. táblázat: A legjelentősebb hazai szeszipari vállalatok	11
2. táblázat: Négy európai ország szeszipari termelőinek értékesítéseire illesztett trendek legfontosabb adatai	15
3. táblázat: A belföldi szeszipari termelők egy főre vetített eladásai egyes években	16
4. táblázat: A szeszipari import határparitások értéke 2001-es árakra átszámítva.....	17
5. táblázat: A jövedéki adó átlagos éves mértéke 1 liter 20°C-os 100%-os alkoholra vetítve, 2001-es árakra átszámolva	18
6. táblázat: Az egy főre jutó reáljövedelem indexei	20
7. táblázat: A tömény italok relatív áralakulása az előző évhez képest	22
8. táblázat: A GKI konjunktúra-index éves átlagos értékei 2001 és 2009 között	23
9. táblázat: A desztillált szeszes italt előállító vállalkozások üzemi/üzleti tevékenységének kumulált eredménye	25
10. táblázat: A reáljövedelem log-lineáris modelljeinek eredményei az autokorreláció kiszűrésére	29
11. táblázat: Az előrejelzések konfidenciaintervallumai és pontbecslései az egyes modellek alapján	32
12. táblázat: A Zwack Unicum Nyrt. naptári éves üzemi tevékenységi eredményei	38
1. ábra: A tömény italok súlyaránya a fogyasztói árindexben.....	1
2. ábra: Alkoholos italokra, dohányárúkra és narkotikumokra költött végső fogyasztási kiadás az összes fogyasztási kiadáson belül, 2009 (%).....	4
3. ábra: A desztillált szeszesital-gyártás bruttó kibocsátásának volumenindexei.....	10
4. ábra: Az EU-27 rezidens jogi alanyainak szeszipari eladásai	14
5. ábra: A magyarországi szeszipari vállalatok eladásainak alakulása	14
6. ábra: Két szeszipari termék éves fogyasztói átlagárának alakulása	21
7. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. tulajdonosi szerkezete	35
8. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. foglalkoztatottjainak alakulása	35
9. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. és a teljes desztillált szeszesital-gyártó iparág üzemi eredményeinek alakulása.....	41

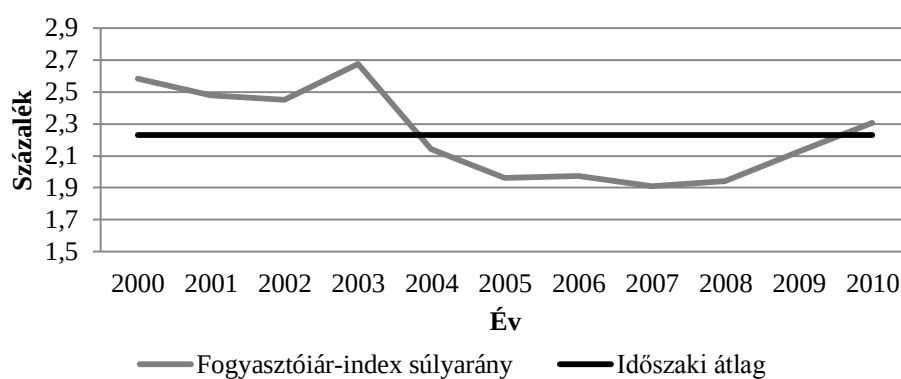
1. BEVEZETÉS

Válságok idején jelentős változások történnek a gazdasági folyamatokban. A korábbi egyensúlyok felbomlanak és újak kezdenek kialakulni. A mikroökonómiai megközelítésmód szerint akkor jön létre egyensúly egy parciális piacon, ha a kereslet megegyezik a kínálattal. A 2008–2009-es világgazdasági válság idején e görbék kétségkívül elmozdultak, az egyensúly sok helyütt módosult. A változás ugyanakkor nem mindenhol egyforma. Azokon a területeken, ahol a termékek iránti kereslet rugalmatlanabb, kevesebb az egyensúlyból kilendítő hatás. Érdekes kérdés lehet, hogy melyek ezek a piacok.

Sokan vélik úgy, hogy a szeszipar is válságálló, termékeik iránt a nehezebb időkben inkább nő, mintsem csökken a kereslet. Ugyanakkor kétségtelen, hogy a mikroökonómiai keresleti és kínálati görbékre több tényező is hatással van.

A gazdasági visszaesés következtében a fogyasztók jövedelmi pozíciója romlik, ezáltal szinte minden termékből kevesebbet fogyasztanak. Talán legjobban a kiskereskedelem mutatja ezt a változást. A Központi Statisztikai Hivatal (KSH) adatai szerint 2009-ben 6,4%-kal esett vissza a kiskereskedelem volumenindexe (üzemanyag-forgalom nélkül).¹ Az adat nem annyira meglepő, hiszen a bruttó hazai össztermék is 6,7%-kal csökkent ebben az évben.²

1. ábra: A tömény italok súlyaránya a fogyasztói árindexben



Forrás: KSH Tájékoztatási adatbázis alapján

Az alkoholos italok esetén a visszaesés nem ennyire látványos. A GfK Hungária Piacutató Intézet 2010. augusztusi sajtóközleménye szerint „az alkoholos italok »gondúzók«

¹ A kiskereskedelmi forgalom volumenindexei (2002–) – TEÁOR '08:
http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_okfa004c.html

² A bruttó hazai termék (GDP) értéke és volumenindexei (1991–):
http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt001.html

szerepe a gazdasági recesszió alatt is érvényesül”.³ Az 1. ábra grafikonja is ezt igazolja. Az adatok vizsgálatához hozzá kell tenni, hogy a KSH a fogyasztói árindexhez használt súlyokat évente vizsgálja felül, és a két évvel korábbi fogyasztási szerkezetnek megfelelően módosít rajtuk. Ennek következtében az ábrán 2008-tól induló növekedés valójában 2006-ban kezdődött el, de az időszaki átlagot 2008-ban, tehát a válság kitörésének évében haladta meg.⁴

Nem volt ez másként korábban sem. A *Szeszipar* című, 2003-ban megszűnt folyóirat 1994-ben azt írta, hogy „érdekesek az élelmiszerfogyasztás arányainak adatai is. Ebből ugyanis az derül ki, hogy az átlag magyar előbb mond le a húsról és a tejtermékekről, mint az élvezeti cikkekről.”⁵ Ezt támasztja alá az az adat, hogy 1989-ről 1993-ra a boron kívül minden termék fogyasztása visszaesett. Az égetett szeszes italoké azonban csak közel 15%-kal. A rendszerváltáskori válság tüneteirehasonló körvonalazódik most is. Az alkohorról sokkal kevésbé mondanak le az emberek a jövedelmi pozíció romlása következtében, mint más termékekről.⁶

A helyzet azonban nem ilyen egyszerű. A kereslet és a kínálat elmúlt időszakbeli alakulására rengeteg egyéb összetevő hatott, ezek közül kiemelkedő az égetett szeszes italok erőteljes többletadójának változása, amely nagyban kihatott az árak alakulására is. A válság folyamán kétszer is emelte a kormányzat a jövedéki adó mértékét. Ez a fogyasztás visszafogására, illetve a feketén előállított – alacsonyabb minőségű – italok vásárlására ösztönözhetette az embereket.

Látható tehát, hogy több tényező eredőjeként alakult a szeszfogyasztás a válság idején. A legálisan forgalmazott termékek forgalmának alakulása pedig a terméket előállító vállalatok jövedelmezőségét, eredményét befolyásolta végső soron.

A dolgozatban arra a kérdésre keresem a választ, hogy a világgazdasági válság milyen módon érintette a magyar szesziparban⁷ tevékenykedő – gyártó – vállalatokat. A vállalatok vezetése jövedelmezőségük alakulása alapján megérezték-e egyáltalán a válságot vagy sem.

³ Kiskereskedelem: Továbbra is kevesebbet költünk napi fogyasztási cikkekre: http://www.gfk.hu/pressreleases/press_releases/articles/006974/index.hu.html

⁴ Módszertani dokumentáció / szakstatisztikák: http://portal.ksh.hu/pls/ksh/ksh_web.meta.objektum?p_lang=HU&p_menu_id=120&p_almenu_id=104&p_ot_id=100&p_obj_id=QSF&p_session_id=54663741

⁵ *Szeszipar*, 1994. 60. o.

⁶ Az alkoholon nem spórolnak a válságban: <http://www.origo.hu/uzletinegyed/valsag/20090313-valsag-alkoholfogyasztas-magyarorszag-egyesult-kiralyag-oroszorszag-tobb-egetett-szesz-es.html>

⁷ A szeszipar kizárólag az égetett szeszes italok előállításában részt vevő vállalatokat jelenti, nem értve bele a sör-, bor-, illetve a pezsgőgyártást.

A dolgozatban alapvetően vállalati szemszögből elemzem az iparágot, annak trendjeit. Mindazonáltal felvezetésképpen és a téma relevanciájának bizonyítására egy rövid összefoglalóval kezdem a tanulmányt a hazai alkoholfogyasztás helyzetéről.

A dolgozat központi részében előbb felvázolom azokat a tényezőket, amelyek vélhetően hatással vannak a szeszipari vállalatok jövedelmezőségére. Majd e tényezők a cégek üzemi eredményére gyakorolt hatását tanulmányozom regressziós modellek segítségével a 2001–2008-as intervallumban. A modellek alapján előrejelzést készítek a 2009-es esztendőre, amelyet összevetek a már rendelkezésre álló empirikus adatokkal. Ez alapján próbálok következtetni arra, hogy történt-e tendenciaszerű változás a szesziparban a világgazdasági válság alatt vagy sem; illetve arra, hogy mely tényezők hatása módosult legerősebben.

A dolgozat második felében az iparág és legjelentősebb vállalata, a Zwack Unicum Nyrt. jövedelmezőségére ható tényezőket hasonlítom össze. Ehhez ugyanazokat a regressziókat végzem el a Zwack adataira, mint amiket a teljes iparágra készítettem. A paraméterek összehasonlításából következtetek arra, hogy a felvázolt tényezők a Zwackra eltérő hatást gyakoroltak-e, mint a teljes iparágra.

2. ALKOHOLFOGYASZTÁS MAGYARORSZÁGON

„Pusztít az alkohol a társadalom minden rétegében a legmagasabb helytől az utolsóig” – írta Stein Fülöp egy 1900-as években írott művében.⁸ Tanácsát hazánkban kevesen fogadták meg, az égetett szeszes italok fogyasztásában régóta élen jár Magyarország. Már a szocialista rendszerben elharapózott a fogyasztásuk. Az összes alkoholon belül a diktatúra évei alatt az égetett szeszes italok aránya sokszorosára nőtt.⁹ 1978-ban egy főre vetítve 50%-os szeszre átszámítva már 9,22 litert fogyasztottak a magyarok.¹⁰ Ez a szám 2008-ra 7,1 literre csökkent,¹¹ azonban ez sem túl reményteli. A 2. ábra az Európai Unió (EU) és néhány egyéb európai állam végső fogyasztói kiadásában az alkoholos italok, dohányárak és narkotikumok arányát mutatja. Magyarország az adatsorban szereplő országok között 10,4%-os értékével első helyezést érte el. 1996-os adat szerint a háztartások ilyen irányú költségének kb. negyedét teszik ki az égetett szeszes italok.¹²

⁸ Stein, é.n. 10. o.

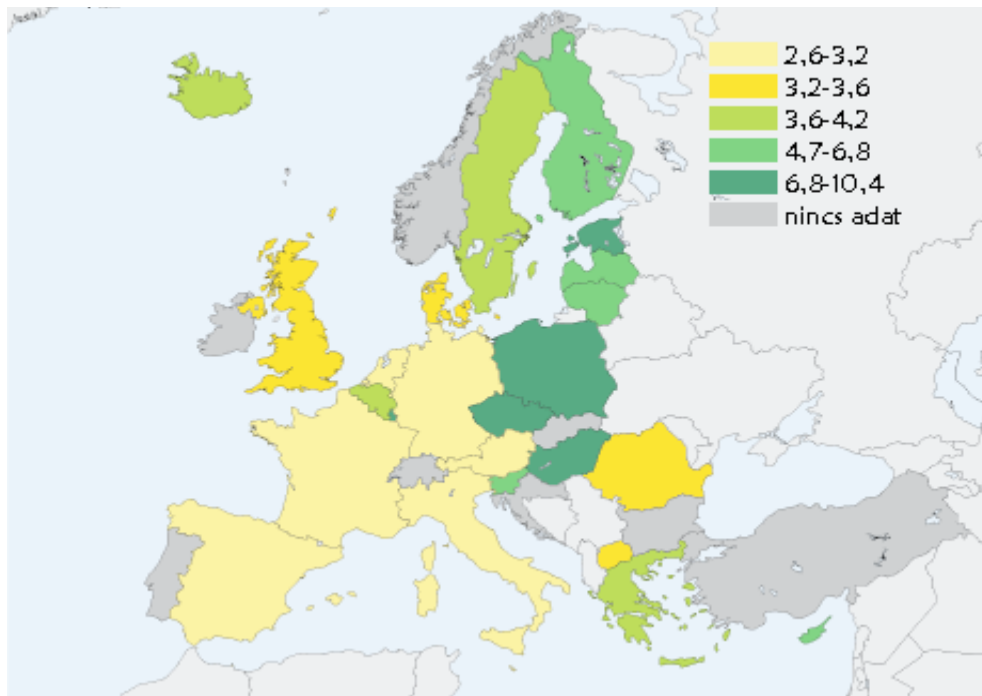
⁹ Lakner et al., 1992. 73. o.

¹⁰ Boór et al., 1982. 30–31. o.

¹¹ Egy főre jutó élelmiszer-, ital-, dohány- és tápanyagfogyasztás (1990–): http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt011b.html

¹² Szeszipar, 1996. 84. o.

2. ábra: Alkoholos italokra, dohányárúkra és narkotikumokra költött végső fogyasztási kiadás az összes fogyasztási kiadáson belül, 2009 (%)



Forrás: Eurostat

Másik oldalról vizsgálva a helyzetet, úgy tűnik, hogy az emberek tisztában vannak az alkoholfogyasztás káros hatásaival. A The Wall Street Journal Europe megbízásából a GfK Csoport 2008 őszén készített egy felmérést az alkoholfogyasztásról. A megkérdezett 1000 magyar 44%-a válaszolta azt, hogy sosem iszik alkoholt, 34%-a, hogy ritkábban, mint hetente. A 17 országra kiterjedő (17 343 ember megkérdezésével készült) felmérés összesítése alapján a fenti számok 36% és 29%, tehát jelentősen alacsonyabbak, mint nálunk.

Az alkohol vélt hatásában pontosan fordított a helyzet. A magyarok 81%-a, míg a teljes felmérésben részt vettek 76%-a nem fél az alkohol káros egészségügyi hatásaitól. Nálunk legkevésbé a 14–29 éves korosztály tagjai.

Az alkoholfogyasztás pénzügyi hatásaitól a magyarok 26%-a tart, miközben pl. a németeknek csak 18%-a, a lengyeleknek 12%-a és még az oroszoknak is csak 24%-a (átlag: 19%).

Mark Hofmans, a GfK brüsszeli irodájának vezetője az adatok elemzésekor meglepődve tapasztalta a sok európai antialkoholistát. Mint megjegyezte, azért van egy trend,

miszerint „vannak olyan emberek, akik sosem isznak és vannak olyanok is, akik ha isznak, akkor jó sokat isznak”.¹³ Ez a mentalitás valószínűleg igaz a magyar emberekre is.

A saját bevalláson alapuló felmérés kedvező adatai ellenére felmerül a kérdés, miért ilyen magas az alkoholfogyasztás Magyarországon. Mihályi Péter 2009-ben a *Közgazdasági Szemlé*ben megjelent cikkében hasonló kérdésre kereste a választ. A Világbank nemzetközi összehasonlító programja (ICP) keretében felszínre került adatok bizonyítják, hogy az egészségre káros javak relatív árai elmaradnak hazánkban a nemzetközi átlagtól. Miközben a hazai árszínvonal kb. 20%-kal van lemaradva a nemzetközitől, addig az OECD-országok átlagát 100-nak véve, a szeszes italok tekintetében a hazai relatív árindex 74. Ennél csak Szlovákiában, Szerbiában, Oroszországban és Moldovában alacsonyabb ez a mutató. Vagyis a szeszes italok árai a többi termékkel összehasonlítva alacsonyabbak itthon, mint általában külföldön. A relatív alacsonyabb árak nyilvánvalóan emelik a termék iránt megnyilvánuló keresletet.

A legfrissebb (2009-es) Eurostat adatok ezt nem támasztják alá. Fontos kiemelni ugyanakkor, hogy ezen adatok viszonyítási alapja más, mindössze az EU-27 átlaga. Tekintve, hogy többek között Németországban, Franciaországban és Ausztriában is a nemzetközi átlag alatt van a szeszes italok relatív ára, ezért valószínűbb, hogy ez az összehasonlítás kevésbé releváns.¹⁴

Az említett adatokból és tényekből jól látszik, hogy a szeszfogyasztásnak jelentős szerepe és hagyománya van hazánkban. A válságban ez nem változhatott jelentősen, hiszen a szokások módosulásához nem elegendő pár esztendő. A magas adótartalom és a csökkenő vásárlóerő következményeképpen ugyanakkor a cégek közötti verseny erősödhetett az elmúlt években, illetve a feketekereskedelem virágzása is negatívan hathatott a legális értékesítési csatornákra. Ezek miatt indokoltnak érzem a szeszipar vállalati oldalú megközelítésének vizsgálatát.

3. MÓDSZERTANI ALAPOK

Vizsgálataim eszköze a legtöbb esetben a kétváltozós lineáris regressziós modell volt. Egynél több magyarázó változó beépítésével nem próbálkoztam, mert 8 megfigyelés (2001–2008) állt rendelkezésemre a regressziók elkészítéséhez. A viszonylag rövid idősort oka, hogy ennél hosszabb összehasonlítható és a téma szempontjából releváns adatsort

¹³ Cohen, 2008.

¹⁴ Eurostat, 2010., ill. Comparative price levels:

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tsier010>

nem találtam. Az Eurostat és az APEH adatbázis, illetve a Zwack Unicum Nyrt. adatai is 2001-től álltak rendelkezésemre. Ugyanakkor úgy vélem, hogy kétváltozós modellt már ilyen kis mintára is lehet úgy készíteni, hogy az helytálló és releváns legyen.

A modellekben zavaró tényezőként fellépő infláció kikerülése érdekében minden adatot reálértéken vettem számításba. Azokban az esetekben, amikor a nominális értékek voltak adottak, az inflációval defláltam. Ezt részletesen ismertetem az egyes adatok bemutatásakor. A regressziós függvény általánosan az $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$ alakú. β_0 a tengelymetszet paraméter, vagyis abban az esetben ad becslést Y -ra, amikor X értéke zérus. Ennek nem minden esetben van konkrét közgazdasági értelme.

A lineáris modell a magyarázó változó hatását állandónak tételezi föl. X emelkedése minden értékéről kiindulva ugyanakkora parciális hatást eredményez Y -ra, pontosan β_1 nagyságút. Ez nem minden esetben állja meg a helyét, ezért más jellegű modelleket is készíttettem. Az alternatívák két legjelentősebb változata a log-lin, illetve a lin-log modell. Ezek esetén a függő vagy a magyarázó változó értéke logaritmálva szerepel.

Log-lin modell esetén a magyarázott változó értékének (természetes alapú) logaritmusára végeztem el a lineáris regressziót. Ez exponenciális összefüggések esetén becsli jól a két változó kapcsolatát. A paraméterek értelmezéséhez először azokat is vissza kell transzformálni, hiszen logaritmizált értéküket kapjuk a modellből. A visszaalakításhoz fel kell emelni a logaritmus alapjára (vagyis legtöbbször e -re) a paramétert.

Ebben a modellben a magyarázó változók 1 egységnyi növekedése mindig állandó százalékos nagyságú változást okoz, pontosan $(e^\beta - 1) \cdot 100\%$ nagyságút.¹⁵ Jól alkalmazható ez a függvényforma olyan esetekben, ahol például a reáljövedelem ezer forintos növekedése mindig ugyanakkora százalékkal emeli meg az adott termékkör iránti keresletet. Ez a legtöbb esetben hihetőbbnek tűnik, mint az a feltételezés, hogy ugyanakkora növekedés mindig ugyanakkora (abszolút) mértékben növeli a fogyasztást.

Más esetekben feltételezhető, hogy a marginális egységnövekedés hatása fokozatosan egyre kisebb lesz, röviden úgy is mondható, hogy a mérethozadék csökkenő. Kiválóan alkalmas becslés erre a lin-log modell. Ebben az esetben a magyarázó változó értékének logaritmusát véve hajtottam végre regressziót. A paraméterek értelmezése azt mutatja meg, hogy a magyarázó változó egy százalékos növekedése $\frac{\beta_1}{100}$ egységgel növeli meg Y -t. Ez a feltételezés pontosan a fordítottja az előzőnek. Jó becsléseket adhat olyan esetben,

¹⁵ Ramanathan, 2003. 272–276. o.

ahol X növekedése kezdetben jelentős hatással bír, a folyamatos növekedés azonban egyre csökkenő parciális hatást hordoz már.¹⁶

A bemutatott függvényformák lesznek az elemzés lehetséges módozatai. Az egyes esetekben külön közgazdasági megfontolások és a konkrét adatok ismeretében döntöttem arról, hogy mely modellek alkalmasak leginkább a hatások becslésére. A kiválasztás azonban nem egyértelmű, ezért bizonyos változóknál többféle modellt alkottam.

A modellek közötti választás alapja a korrelációs együttható volt, amely a következőképpen néz ki:

$$r_{12} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}}$$

A korrelációs együttható azt számszerűsíti, hogy a függő és a magyarázó változó milyen szorosan (és milyen irányban) mozognak együtt. Ennek megfelelően értéke -1 és 1 közötti lehet, egyben e két szélső érték jelez teljes determináltságot. Azokban az esetekben, ha X vagy Y transzformált értékeivel számoltam, a becsült és a valódi adatokból határoztam meg a korrelációs együtthatót. Amikor X transzformálódik, abban az esetben nincs probléma, azonban Y logaritmizálásakor a kapott eredményt vissza kell transzformálni. Ehhez nem elég egyszerűen hatványra emelni, mert ekkor az előrejelzés inkonzisztens és torzított lesz, hanem korrigálni kell a hibatag varianciájának felével, képlettel kifejezve:¹⁷

$$\hat{Y} = e^{\beta_0 + \beta_1 X + \frac{\sigma^2}{2}}.$$

Kétváltozós lineáris esetben bizonyítható, hogy a korrelációs együttható négyzete megegyezik R^2 -tel, a modell százalékosan kifejezhető magyarázóerejével.¹⁸ A statisztikai programcsomagok R^2 értékét minden regressziónál kiszámítják, így ebből könnyen számítható a korrelációs együttható.

Logaritmikus tagot is tartalmazó modellek esetén a becslést saját magam végeztem el a képlet alapján, hogy összehasonlíthatóvá és értékelhetővé váljanak az egyes modellek.

A regressziós modellek helyességét varianciaanalízissel teszteltem. Ennek nullhipotézise az, hogy a modell minden paramétere (kivéve a konstans tagot) nulla. Mivel kétváltozós esetben egyetlen magyarázó változó paraméterének jóságát vizsgáltam, ez ekvivalens azzal, mintha az adott paramétert tesztelő kétoldali parciális t -próbát végeztem

¹⁶ Ramanathan, 2003. 258–260. o.

¹⁷ Ramanathan, 2003. 272–277. o.

¹⁸ A bizonyítást l. Ramanathan, 2003. 163. o.

volna el (a nullhipotézis ugyanaz). A kapott eredmények p-értékei azt mutatják, hogy milyen szignifikanciaszinten vált a hipotézisvizsgálat elfogadásból elutasításba. Minél kisebb a p-érték, annál kedvezőbb az eredmény, hiszen annál meggyőzőbben állítja a teszt, hogy a paraméternek érdemi magyarázóképesége van.¹⁹ A könnyebb összehasonlíthatóság kedvéért az adott paraméterek t-próbáinak p-értékeit tüntettem fel a táblázatokban.

A regressziós modellek esetén különböző előfeltevésekkel kell élnünk. Az egyes esetekben e preconcepciók helyességét is tesztelni szükséges. A kétváltozós regressziós modellek esetén fontos kritérium, hogy a hibatagok várható értéke nulla, szórása állandó legyen. Az első feltétel a legkisebb négyzete elvének használata miatt mindig teljesül, az utóbbit viszont tesztelni szükséges. A homoszkedaszticitás fontos feltétel, hiszen ha X nagyobb értékeihez magasabb szórások kötődnek, akkor a standard hibák becslése torzítottá válik, amely kihat a t-statisztikák és a konfidenciaintervallumok becslésére is. A homoszkedaszticitást White-próbával teszteltem. Ebben az esetben egy segédregressziót használt föl a program a maradéktagok négyzetei és a magyarázóváltozók, azok négyzetei, illetve keresztszorzatai között. E regresszió R^2 értékének a megfigyelések számával (n -nel) való szorzata a magyarázóváltozók számának megfelelő szabadságfokú χ^2 -eloszlást követ. Ha a megfelelő p-érték alapján a nullhipotézis elfogadható, a modellből kizárható a heteroszkedaszticitás.²⁰

További feltétel a hibatagok normális eloszlása. Erre vonatkozóan illeszkedésvizsgálatot végeztem az egyes modellek hibatagjainál. A nullhipotézis szerint a normális eloszlás feltételezhető, az alternatív hipotézis szerint nem. A hipotézisvizsgálat azt mondja ki, hogy χ^2 -eloszlást követ a próbafüggvény H_0 helyessége mellett. Ebben az esetben is a minél nagyobb p-érték a kedvező.²¹

Fontos kitétel a hibatagok függetlensége. Ha az idősoros modell hibatagjai között kapcsolat fedezhető fel, azt autokorrelációnak nevezik. Ez legtöbbször kihagyott változók következtében jelenik meg. Az elsőrendű autokorreláció tesztelésére Durbin–Watson-próbát végeztem el. Ha a próba értéke 2 körül van, a modellben elsőrendű autokorreláció nem mutatható ki. Amennyiben értéke 0-hoz közelít, úgy pozitív, ha a másik határához, 4-hez, úgy negatív elsőrendű autokorreláció mutatható ki. A pontos határok a megfigyelések számától függenek, és mindkét oldalon van egy-egy ún. semleges zóna, ahol nem lehet eldönteni, hogy van-e korreláció az időben egymást követő tagok között. Vizsgálataim során

¹⁹ Ramanathan, 2003. 174–176.

²⁰ Maddala, 2004. 241–246. o.

²¹ Ramanathan, 2003. 117–118. o.

8 megfigyeléssel és egy magyarázó változóval dolgoztam, ennek megfelelően 0 és 0,763 között szignifikáns elsőrendű pozitív autokorreláció mutatható ki a modellben, 0,763 és 1,332 között helyezkedik el a semleges zóna, 1,332 és 2,668 között nincs kimutatható autokorreláció a modellben, 2,668 és 3,237 között újabb semleges zóna helyezkedik el, végül 3,237 és 4 között szignifikáns negatív elsőrendű autokorreláció jelenléte figyelhető meg.²²

A modellek és előfeltevéseik áttekintése után a vizsgálat eszközeit mutatom be. Elsőként az egyes szignifikánsnak ítélt modellekből előrejelzéseket készítettem 2009-re, és azt összevetettem a valós adatokkal. Az előrejelzés kétváltozós lineáris modellből torzítatlan. Azonban a konfidenciaintervallum annál szélesebb lesz, minél távolabb van az előrejelzéshez használt megfigyelés a regresszióhoz felhasznált megfigyelések átlagától. Ez a feltétel kiugró értékek esetén értelmetlenné teszi az előrejelzést.²³

Az egyes kétváltozós modellek után megvizsgáltam, hogy a szignifikáns változók együttesen mennyire jól magyarázzák a szeszipar kibocsátását. Ehhez többváltozós regressziókat kellett volna építenem, azonban ehhez rövid volt az adatsor. Ezért az egyes modellek évi becsléseit átlagoltam, és az így kapott számot rendelttem az adott év összesített becsléséhez. A magyarázó erő bemutatásához a valódi és az így becsült eredmények korrelációját vettem, és ennek értékéből vontam le következtetéseket.

A harmadik vizsgálati mód az iparág és a Zwack Unicum Nyrt. adatainak regresszálásával kapott paraméterek összehasonlítása volt. Ebben az esetben 95%-os konfidenciaintervallumot szerkesztettem az egyes iparági modellek paramétereire. Abban az esetben, ha a konfidenciaintervallum tartalmazza a Zwack-adatok regressziójával kapott megfelelő paramétert, úgy tekintettem, hogy a két paraméter nem tér el szignifikánsan egymástól. Ha kilóg a határok közül a paraméter becsült értéke, akkor eltérően hatott az adott tényező a Zwack eredményére, mint a teljes iparágéra.

4. A MAGYAR SZESZIPAR RÖVID BEMUTATÁSA

4.1. A SZESZIPAR HELYZETE AZ ÉLELMISZERIPARON BELÜL²⁴

A desztillált szeszes italok gyártása nem tartozik a legjelentősebb élelmiszeripari ágazatok közé Magyarországon. Éves forgalma a Magyar Szeszipari Szövetség és Terméktanács adatai szerint 100 és 160 milliárd forint közé esik évente, amelynek döntő részét belföldön

²² Maddala, 2004. 273–276. o., ill. Ramanathan, 2003. 614. o.

²³ Maddala, 2004. 120–124. o.

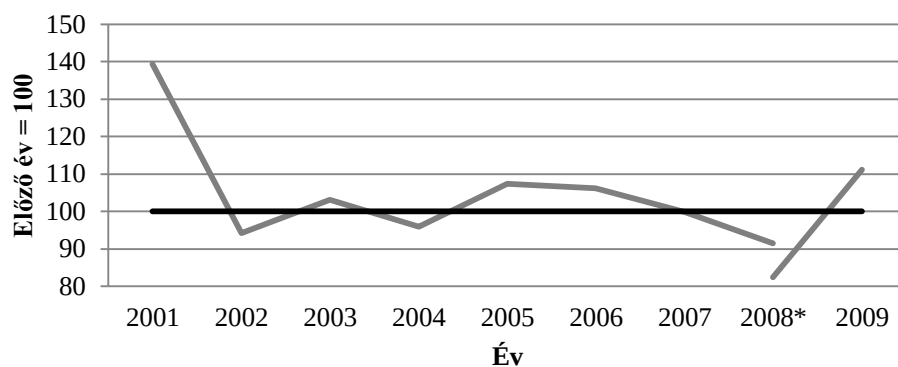
²⁴ A fejezet az AKI (2004)–(2010a) adatain alapul.

értékesítik, az export nem jelentős méretű.²⁵ Az iparágban 47 négy főnél többet foglalkoztató vállalkozás volt 2009-ben. A teljes élelmiszeriparban a regisztrált 4 főnél többet foglalkoztató vállalkozások száma ugyanekkor 2677 volt. Ezek szerint az élelmiszeripari cégek 1,76%-a foglalkozott desztillált szeszes italok előállításával főtevékenységként.

A foglalkoztatás területén pontos adat 2008-ra áll rendelkezésre, ekkor 1226 fő dolgozott ezen a területen. 2009-ben az Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv bontásában nem szerepel a desztillált szeszes italok előállítása a foglalkoztatás szerinti bontásban. A többi területről visszszámolva, 2009-ben is kb. 1200 munkavállalónak biztosított állást ez az ág.

A relatív kicsi ágazatban a bérék területén kedvező a helyzet. A nemzetgazdasági átlagos nettó béreket (124 086 forint 2009-ben) meghaladják az e területen realizált jövedelmek. A teljes élelmiszeripart vizsgálva különösen feltűnő az eltérés, ott ugyanis jelentősen alacsonyabbak a bérék (104 390 forint). A pontos bérösszeg csak 2008-ra áll rendelkezésre, akkor 133 700 forintot tett ki, amely 2009-ben emelkedett (a teljes italgyártásra áll csak rendelkezésre adat).

3. ábra: A desztillált szeszesital-gyártás bruttó kibocsátásának volumenindexei



*2008-ban módosult a TEÁOR változása következtében a megfigyelt vállalkozások köre, így azok kibocsátása is.

Forrás: AKI (2004)–(2010a) összesítése alapján

A bruttó kibocsátás volumenének alakulását a 3. ábra mutatja. Érdekes tendenciát fest le, hogy miközben 2007-ben és 2008-ban csökkent a termelés, aközben a válság leg-súlyosabb évében, 2009-ben emelkedett. 2009-ben az élelmiszeripar ágazatai közül az 5. legjobb növekedési teljesítményt érte el a desztillált szeszes italok gyártása ágazat. Ez a

²⁵ Halász Róbert, a Magyar Szeszipari Szövetség és TermékTanács igazgatójának közlése nyomán.

tény bár szomorú, mégis vizsgálatom szempontjából kedvező, hiszen azt mutatja, hogy a válság nem tépázta meg annyira a szeszgyártást, mint a többi élelmiszeripari ágazatot.

4.2. A LEGNAGYOBB HAZAI GYÁRTÓK

Az Európai Unióba való belépés közeledtével a gazdasági tevékenységek egységes osztályozási rendszere (TEÁOR) átalakult az ottani szabályoknak megfelelően. Az új osztályozást 2002. augusztus 1-jétől kellett alkalmazni.²⁶ A szeszipari termelők a TEÁOR-besorolás szerint a 1591-es azonosítási számot kapták (desztillált szesz ital gyártása). Az Agrárgazdasági Kutató Intézet a kettős könyvvitelt vezető élelmiszeripari cégekről közreadott jegyzéke szerint 2008. május 31-én 193 vállalat végzett ilyen jellegű tevékenységet.

1. táblázat: A legjelentősebb hazai szeszipari vállalatok

Cég neve	Székhelye	2007. évi árbevétel	2008. évi árbevétel	2009. évi árbevétel
		ezer forint		
Kecskeméti Likőripari Zrt.	Kecskemét	1 090 989	1 276 728	1 040 483
Körös-Royal Kft.	Kiskörös	2 710 639	3 756 174	4 578 631
Arany Kapu Zrt.	Kunfehértó	1 685 318	1 970 661	1 634 237
Uno-Drink Kft.	Soltvadkert	2 610 506	2 147 951	1 570 248
Drink Európa Kft.	Tabdi	957 422	4 492 522	3 636 031
Miskolci Likőrgyár Zrt.	Miskolc	2 190 419	2 297 706	2 026 996
Győri Likőrgyár Zrt.	Győr	4 875 497	5 970 593	5 628 835
Pilis 91 Kft.	Piliscsév	2 539 801	2 990 879	2 803 239
Kunság-Szesz Zrt.	Budapest	4 055 284	4 483 540	4 611 939
Zsindelyes Pálinkafőzde Kft.	Érpatak	2 136 728	2 439 844	2 010 336
Várda-Drink Zrt.	Kisvárd	5 504 975	4 957 739	5 112 739
Telmax Kft.	Nyírtelek	851 495	849 735	630 609
Campona Kft.	Törökbálint	409 835	604 397	826 933
Békési Pálinka Zrt.	Békés	381 946	623 201	482 308
Zwack Unicum Nyrt.	Budapest	32 078 240	32 387 470	28 081 530
Összesen		64 079 094	71 249 140	64 675 094

Forrás: AKI (2010b) és Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium Céginformációs és az elektronikus cégeljárásban közreműködő szolgálat elektronikus beszámoló, ill. Zwack Unicum Nyrt. Éves beszámolója alapján

²⁶ A Központi Statisztikai Hivatal elnökének 9003/2002. (SK.6.) KSH közleménye a gazdasági tevékenységek egységes ágazati osztályozási rendszeréről.

A listában szereplő cégek közül a legalább 380 millió forintos 2007-es árbevétellel rendelkező vállalatokat tartalmazza az *1. táblázat*. A 2008-as és 2009-es árbevételi adatokat a Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium Céginformációs és az elektronikus cég-eljárásban közreműködő szolgálat elektronikus beszámolóí közül töltöttem le. Három cég (Bartók Ker Kft., Elit-Ker Kft., Szicsek Kft.) adatai nem voltak fellelhetők a cégjegyzékben, egy vállalat (Shark-Gate Kft.) ellen pedig felszámolás indult 2009-ben. Az ő adatait kivettem a táblázatból.

A Zwack Unicum Nyrt. nem szerepel a jegyzékben, miközben a legjelentősebb hazai szeszes italt előállító vállalat. A társaság 2009–2010-es gazdasági évről kiadott jelentésében a főbb tevékenységi körök között a szesz- és szeszesital-gyártás szerepel az első helyen. Az ő adatait saját honlapján található éves jelentései alapján állítottam össze (nem korrigálva az üzleti és a naptári év eltérését).

Az *1. táblázat* adatain jól látható, hogy míg 2008-ban általános növekedés jellemezte a vállalatokat, addig 2009-ben 4 cég kivételével mindegyik árbevétele csökkent folyó áron számítva. A KSH adatai szerint a tömény szeszes italok árszínvonala 6,6%-kal emelkedett ebben az évben. Az összehasonlító áras adatok ennél is jelentősebb, 14,8%-os visszaesést mutatnak. A korábban említett 2009-es bruttó kibocsátásnövekedés a legnagyobb vállalatok esetében tehát nem látható.

5. A MODELL MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓINAK BEMUTATÁSA

A magyar szeszfogyasztás és -ipar ismertetése után a hazai vállalatok jövedelmezőségét determináló tényezőkre koncentrálok. Ebben a fejezetben sorra veszem azokat a hatásokat, amelyek vélhetően meghatározzák a szeszipar eredményeit. Bemutatom azokat a számszerű változókat, amelyekkel mérem az egyes hatásokat, illetve amelyeket felhasználtam a következő részben felépített modellekben.

5.1. A KÜLFÖLDI ÁRUK VERSENYE

Hazánk 2004. május 1-jei EU-csatlakozása óta a szeszipari termékek előtt is ledőltek a korábbi kereskedelmi korlátok. A vámvédelem megszűnt, és ez erősítette a versenyt, növelte az importnyomást. A belföldi termelőkre gyakorolt hatás elemzését úgy végeztem el, hogy megvizsgáltam a szeszipari értékesítések alakulását az Európai Unió többi országával összehasonlítva.

Az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat a nemzeti statisztikai hivatalok adatszolgáltatásai alapján évente készít összefoglalót az egyes termelt áruk előállítására vonatkozóan. Az úgynevezett Prodcum adatbázis 1995-től érhető el. Magyarországra vonatkozóan 2001-től állnak rendelkezésre az adatok.²⁷

A Prodcum osztályozási rendszerét 2008-ban felülvizsgálták. A korábban meglévő kategóriákat esetenként összevonták, szétszedték, illetve el is hagytak osztályokat. A legtöbb esetben azonban csak átszámozások történtek. Az alkoholos italokra vonatkozóan szerencsére nem történt más változás, csak a statisztikai kód módosult.

A vizsgálatba az alábbi Prodcum-kategóriákat vontam be:

- whisky
- rum és egyéb erjesztett nádcukortermékből kinyert alkoholos ital
- gin
- vodka 45,4%-nál alacsonyabb alkoholtartalommal
- gyümölcsből desztillált alkoholos italok
- egyéb alkoholos italok (kivéve bor, sör, pezsgő, desztillált szőlőbor és törköly) és likőrök

A fenti hat kategória belföldi gyártóinak értékesítési adatait tartalmazó táblázatokat összegeztem. Ebben az esetben mind a bel-, mind a külföldi értékesítés szerepelt a táblázatban. Vizsgálatom szempontjából ez tökéletesen megfelel, hiszen a hazai gyártók helyzetének elemzésénél az exportirányú értékesítést is figyelembe kell venni.

Az egyes csoportok értékeit összeadtam. Az aggregátumok – hasonlóan az egyes adatokhoz – mind 100%-os tiszta alkoholra átszámítva szerepelnek.

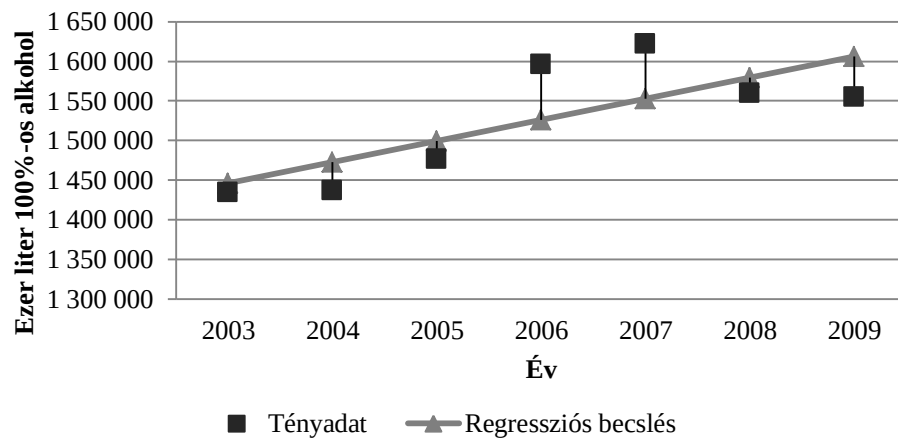
Az összehasonlító vizsgálatba csak azon országokat vettem bele, ahol majdnem mindegyik kategória értéke publikálva volt mindegyik évre (2001 és 2009 között).²⁸ Néhány adat így is hiányzott, azonban ezek nem jelentősek a teljes adatállományon belül. Az Európai Unió 27 tagjára vonatkozó összesített adatok 2003-tól álltak rendelkezésre, az ezeken alapuló trendszámítást az ettől induló intervallumra készítettem el.

²⁷ A Prodcum adatbázis elérhető:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/prodcom/data/tables_excel

²⁸ Lengyelország adatai 2003-tól, Litvániaé 2004-től elérhetőek. Mivel ettől fogva teljes az adatbázis, így ezen országokat is belevettem a vizsgálatba.

4. ábra: Az EU-27 rezidens jogi alanyainak szeszipari eladásai

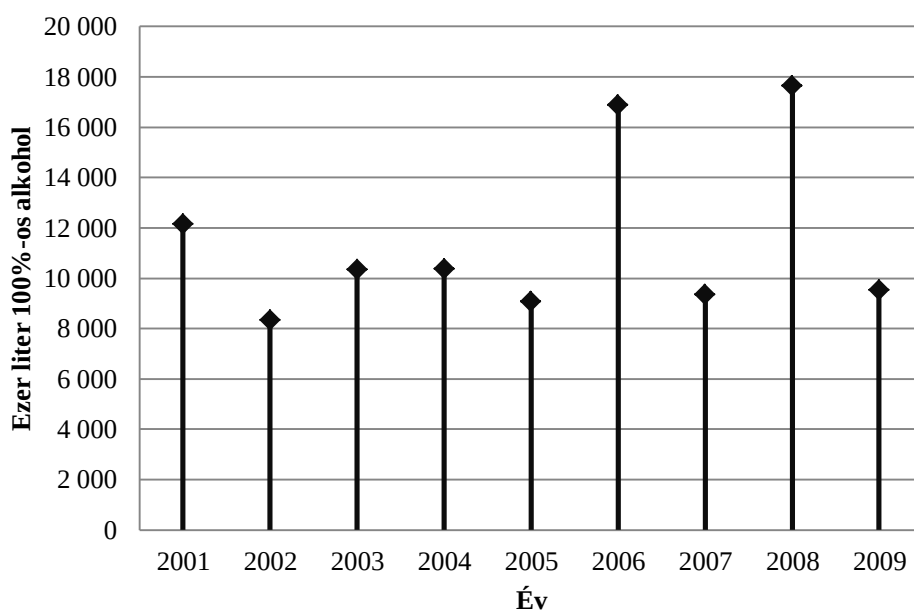


Forrás: Eurostat Prodcom adatbázis alapján saját számítás

A kibocsátás nem értékben, hanem természetesen mértékegységben mérve szerepel a számításokban. Ennél fogva az értékesítésnek nem szükségszerű, hogy időbeli trendje legyen. Élelmiszerekből (és így szeszes italokból is) az emberek idővel telítődnek, a termelés növekedését korlátozza, hogy a kereslet nem növelhető minden határon túl.

Az Európai Unió 27 tagállamára vonatkozó lineáris trendszámítás ugyanakkor kimutatott időbeli növekedést. A trendvonal és a valódi értékek elhelyezkedését a 4. ábra mutatja. A modell magyarázó ereje azonban nem túlságosan magas, mindössze 57,86%. A

5. ábra: A magyarországi szeszipari vállalatok eladásainak alakulása



Forrás: Eurostat Prodcom adatbázis alapján

regresszió β_1 paraméterének p-értéke pedig 0,0471. Kétoldali t-próbát feltételezve ez 5%-os szignifikanciaszinten még éppen elfogadható.

A magyarországi adat ennél sokkal volatilisabb. Az idő függvényében a belföldi termelők eladásait ábrázoltam az 5. ábrán. Szabad szemmel is jól látható, hogy szinte függetlenek az egymást követő évek eladásai. Két év között akár jelentős eltérések is lehetségesek, például míg 2007-ben 9,364 millió liter 100%-os alkoholnak megfelelő égetett szeszes italt adtak el a rezidens vállalatok, addig 2008-ban 17,635 millió litert. A jelentős kiugrás 2009-re eltűnt, akkor 9,541 millió literre csökkent az eladás. A belföldi szereplők értékesítései tehát jelentősen visszaestek a válság legsúlyosabb évében ezen adatbázis szerint.

2. táblázat: Négy európai ország szeszipari termelőinek értékesítéseire illesztett trendek legfontosabb adatai

Ország	β_0	β_1	R^2	p-érték β_1 -re
Bulgária	12 180	-979	55,26%	0,0217
Olaszország	91 090	2 828	51,88%	0,0286
Lengyelország	74 723	5 408	74,06%	0,0129
Egyesült Királyság	545 353	25 618	56,55%	0,0194

Forrás: Eurostat Prodcom adatbázis alapján saját számítás

A viszonylag teljes adatsorral rendelkező többi európai ország közül a hazaihoz hasonlóan ugráló adatok jellemezték Spanyolországot, Litvániát, Portugáliát, Dániát, Franciaországot és Szlovákiát. Négy másik ország esetében viszont készíthető volt 50%-os magyarázó erejűnél jobb modell. A 2. táblázat tartalmazza ezen országok összefoglalóit.

A két paraméter értéke nem lényeges, hiszen az egyes országok mérete eltérő, ennek következtében termelésük mérete sem hasonlítható össze közvetlenül. Érdekes azonban megnézni, hogy Bulgáriában évről évre csökkent a hazai termelők értékesítése. Lengyelország esetében pedig kirívóan magas, 74%-os a modell magyarázó ereje, vagyis ott erőteljes időbeli növekedés volt megfigyelhető.

Az adatok összehasonlíthatóvá tétele érdekében minden évre és országra elkészítettem a népességgel korrigált értékeket. Az Eurostat adatbázisából²⁹ vettem a népesség alakulására vonatkozó adatokat. Az így kapott értékek mértékegysége már csak egy liter 100%-os alkohol. A 3. táblázat tartalmazza a 11 európai ország és az EU-27 átlagának arányszámait.

²⁹ Total population: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tps00001&plugin=1>

A számokon végigtekintve érdekes, hogy Magyarországon végig 1 körül mozogott az érték, ugyanakkor az Egyesült Királyságban 11 körül. A 27 tagországra számított teljes értékesítés és népesség hányadosa 2,95 és 3,28 között ingadozott. Hazánk tehát jelentősen le van maradva, a vizsgált országok között az egyik legalacsonyabb hányadossal rendelkező, eközben alkoholfogyasztásban az európai mezőny élén járt. Vagyis az adatokból az látszik, hogy erőteljes importnyomással kellett megküzdenie a hazai gyártóknak. Ez a tényező biztosan visszahatott jövedelmezőségükre is, amely indokolja, hogy a modellben szerepet kapjon az import mértéke.

3. táblázat: A belföldi szeszipari termelők egy főre vetített eladásai egyes években

Ország	2002	2004	2007	2009	Átlag (2001–2009)*
	<i>liter 100%-os alkohol</i>				
Magyarország	0,82	1,03	0,93	0,95	1,14
Bulgária	1,29	1,75	0,68	0,47	0,93
Dánia	1,16	1,1	0,76	0,49	0,9
Spanyolország	1,54	1,7	1,48	1,52	1,6
Franciaország	3,88	2,07	2,1	1,89	2,42
Olaszország	1,85	1,59	1,72	2,08	1,8
Litvánia	-	2,72	5,15	2,87	3,72
Lengyelország	-	2,71	2,87	3,24	2,81
Portugália	0,39	0,26	0,24	0,33	0,3
Szlovákia	1,54	1,99	2,43	2,90	2,21
Egyesült Királyság	10,24	11,37	13,29	10,95	11,18
EU-27	-	2,94	3,27	3,11	3,09

*Litvánia esetén 2004–2009, Lengyelország és EU-27 esetén 2003–2009

Forrás: Eurostat adatbázisok alapján saját számítás

A KSH Tájékoztatási adatbázisából elérhetőek az importadatok TEÁOR-szerinti termékbontásban 2001 és 2009 között. A desztillált szeszes italok importforgalmának háttárparitáson értékét használtam fel a modellhez. Az értékeket 2001-es összehasonlító áron közlöm a 4. táblázatban. A deflálást a KSH által készített fogyasztói árindexszel végeztem el.³⁰

³⁰ A fogyasztóiár-index (1985–): http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qsf001.html

Az adatokból látszik, hogy 2004-ben, 2005-ben és 2006-ban is jelentős növekedés következett be, amely a vámok eltörlésével biztosan szorosan összefüggött.

4. táblázat: A szeszipari import határparitások értéke 2001-es árakra átszámítva

Év	Folyó áras érték <i>millió forint</i>	Összesített infláció <i>2001 = 1</i>	Összehasonlító áras érték <i>millió forint</i>
2001	3 165	1	3 165
2002	2 918	1,053	2 771
2003	3 194	1,102	2 897
2004	6 389	1,177	5 426
2005	9 192	1,22	7 535
2006	12 078	1,267	9 530
2007	13 200	1,369	9 643
2008	14 557	1,452	10 023
2009	12 766	1,513	8 436

Forrás: KSH Tájékoztatási adatbázis alapján saját számítás

5.2. A FEKETEGAZDASÁG MÉRETE

A feketén, tehát adó megfizetése nélkül árusított termékek annál vonzóbbakká válnak, minél magasabb az elérhető pénzbeli különbség. A jövedelmi pozíció romlásával az árelőny felértékelődik, hiszen sokan nem tudják megfizetni az adózott termékeket. Különösen jellemző ez a tendencia a szeszipari termékekre, amelyek fogyasztása a válságos időkben jellemzően nem csökken.

Az 1990-es években hasonló tendenciák jellemezték a hazai gazdaságot (adóemelés, jövedelmek csökkenése). A Magyar Szeszipari Szövetség és Terméktanács közleményében³¹ a feketegazdaság méretét a teljes forgalom 30%-ára becsülte. Halász Róbert, a szövetség jelenlegi igazgatója szerint napjainkban is a forgalom 25–30%-át teheti ki a fekete-piac. Semmiféleképpen sem elhanyagolható méretű a feketekereskedelem, amely vállalati szemszögből vizsgálva nyilvánvalóan negatívan hat rájuk.

Egyrészt az importhoz hasonlóan nyomást fejt ki az árak. Az árak emelése ugyanis a feketekereskedelem növekedésén keresztül a gyártók legálisan forgalmazott termékei iránti keresletet csökkenti. Másrészt a vállalatok eladásában, eredménymutatóiban a feketén eladott termékek nem jelennek meg. Indokoltnak tűnik tehát a modellbe a feketekereske-

³¹ Szeszipar, 1996. 85. o.

delem méretének beépítése. Erre vonatkozó becslések helyett egy proxyváltozó megjelenítését választottam.

A legjelentősebb feketegazdaság-ösztönző elem a jövedéki adó. A szeszes italok előállításának költsége a feketén árult termékek esetén sem lehet lényegesen alacsonyabb, egyedül az adótartalom jelent egyfajta versenyelőnyt. Ha a kormányzat növeli a jövedéki adót, azzal biztosan emelkedik a feketekereskedelem. Ezért a jövedéki adó, mint proxyváltozó szerepeltetése mellett döntöttem.

A jövedéki adó mértékét az 1997. évi CIII. törvény szabályozta. Az Európai Unióba való belépéssel a jövedéki szabályozást harmonizálni kellett az uniós jogszabályokkal és elvekkel. A 2003. évi CXXVII. törvény 2004. május 1-jétől váltotta fel a korábbi. A jövedéki adó változtatása (növelése) a törvény módosításai útján történt meg. A Complex Jogtárból lehívott törvények alapján gyűjtöttem össze a jövedéki adó mértékét. Az adó-emelések sajnos nem minden esetben újévtől léptek életbe. Évközi adóváltozások esetén az érvényben lévő hónapoknak megfelelően súlyoztam az egyes adómértékeket. Az így kapott számokat 2001-es összehasonlító árakra számítottam át a KSH által közölt fogyasztói árindexet felhasználva.

5. táblázat: A jövedéki adó átlagos éves mértéke 1 liter 20°C-os 100%-os alkoholra vetítve, 2001-es árakra átszámolva

Év	Folyó áras érték <i>forint</i>	Összesített infláció <i>2001 = 1</i>	Összehasonlító áras érték <i>forint</i>
2001	1 547	1	1 547
2002	1 639	1,053	1 557
2003	1 670	1,102	1 515
2004	1 920	1,177	1 631
2005	1 920	1,22	1 574
2006	2 257	1,267	1 781
2007	2 360	1,369	1 724
2008	2 360	1,452	1 625
2009	2 435	1,513	1 609

Forrás: 1997. évi CIII. törvény és 2003. évi CXXVII. törvény, valamint módosításaik és KSH, ill. Nielsen alapján saját számítás

Problémát jelent, hogy 2003. január 1-jéig a gyümölcspálinka kedvezményes jövedéki adózásban részesült. A súlyozáshoz az ACNielsen Piackutató Kft. értékesítési felmérését használtam fel, amely egyezik a Magyar Szeszipari Szövetség és Terméktanács adataival is. A Nielsen szerint „a pálinka tartja vezető helyét; mennyiségben ugyanis 18, míg

értékben 19 százalék jut rá az égetett szeszes italok eladásából”.³² A súlyozásnál ennek következtében 20%-os aránnyal vettem figyelembe a kedvezőbb jövedéki adó szintjét. A kapott értékeket az 5. táblázat tartalmazza.

5.3. A REÁLJÖVEDELMEK ALAKULÁSA

A kereslet-kínálat szabta egyensúly kialakulásában talán az egyik legfontosabb háttértényező a reáljövedelmek alakulása. A fogyasztók számára szabadon elkölthető pénzmenyiség növekedése a fogyasztási hajlandóságot is emeli, a reáljövedelmek csökkenése pedig a fogyasztás visszafogására ösztönöz mindenkit.

A magasabb jövedelmi szint egyfajta igényességet is magával hoz. A feketekereskedelemben kapható, kétes minőségű italokat a jobb jövedelmi pozícióval rendelkezők felválthatják az ellenőrzött legális termékekre. Ezen túlmenően a jövedelmek emelkedése a legális piacon belül is a minőségi italok felé tolja el a keresletet. Ez a termékkör az előállító vállalatok számára nagyobb profitot eredményez.

A vállalati adatok vizsgálatakor megalapozottnak tűnik a reáljövedelmek alakulásának bevétele a modellbe. A reáljövedelmek kedvező hatása továbbá, hogy minden eddigi változót is deflálással reálértékben kifejezetté tettem, így összhangba kerülnek majd az egyes változók, amely feltétlenül szükséges a modellépítés szempontjából.

A reáljövedelem további előnye, hogy a béreken kívül az egyéb pénzbeli juttatásokat is figyelembe veszi. A különféle segélyek és támogatások élvezeti cikkekre költött részéről az elmúlt években parázs viták törtek ki (l. szociális kártya),³³ amely a vizsgált szempontjából indokolja a reáljövedelmek figyelembe vételét.

A KSH többféle reáljövedelem-statisztikát tesz közzé. Az egy főre jutó reáljövedelem alakulása 1991-től 2008-ig áll rendelkezésre.³⁴ Ugyanakkor a háztartások jövedelme és fogyasztása adatbázis 1960-tól egészen 2009-ig közli az egy főre jutó reáljövedelem indexeit.³⁵ Az 1960-as bázisról éves alakulásra számítottam át az adatokat. A két adatsor értékei nem fedik teljesen egymást, az átlagos eltérés a 2001–2008-as intervallumon minimális: 0,02, a szórás pedig 0,2. Mivel az utóbbi adat már 2009-re is rendelkezésre állt, így

³² Sör és pálinka az élen. Alkoholos italok globális fellendülése:
<http://hu.nielsen.com/news/20070601drink.shtml>

³³ A szociális kártya elterjedéséről l. G. Tóth, 2010.

³⁴ Reáljövedelem – reálbérlétszám (1991–):
http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt007.html

³⁵ A háztartások jövedelme és fogyasztása (a háztartási szektor makroszintű mutatói) (1960–):
http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_hosszu/h_zhc001a.html

azt használtam a továbbiakban. A 6. táblázat a reáljövedelmek éves indexeit mutatja 1960-as bázisról visszszámítva.

6. táblázat: Az egy főre jutó reáljövedelem indexei

Év	Bázisindex	Megelőző évhez képest
	1960 = 100	százalék
2000	223	-
2001	233	4,48
2002	248	6,44
2003	259	4,44
2004	268	3,47
2005	277	3,36
2006	283	2,17
2007	270	-4,59
2008	265	-1,85
2009	244	-7,92

Forrás: KSH alapján részben saját számítás

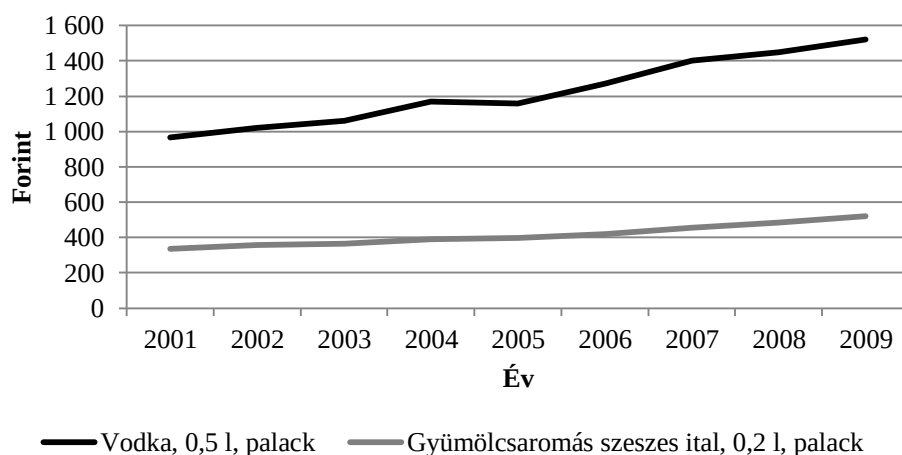
5.4. A SZESZIPARI TERMÉKEK ÁRAINAK VÁLTOZÁSA

A fogyasztás szerkezetét erősen befolyásolja a termékek relatív árainak alakulása. A közvetlen helyettesítőnek tekintett termékekhez képest történő relatív áremelkedés helyettesítési hatást vált ki, amelynek következtében a fogyasztók az olcsóbb termékek felé fordulnak. Az égetett szeszes italok közvetlen helyettesítői a borok, sörök, pezsgők, amelyek hasonló kihatással rendelkeznek az emberi szervezetre, mint a szeszipari termékek.

Az árszínvonal növekedésének többféle oka lehet. A deficitfinanszírozási szándékú adóemelések kiváltotta árnövekedés a feketegazdaság felé is elmozdíthatja a fogyasztókat, mint arról a kettővel korábbi fejezetben írtam. A relatív áralakulást implicit módon tehát már figyelembe vettem. Azért döntöttem mégis a modellben való esetleges külön alkalmazása mellett, mert az áralakulást kiválthatják egyéb tényezők is. Ilyenek pl. az árfolyam erősödése, amely az importot minden erőfeszítés nélkül olcsóbbá teszi, ezáltal növelve a versenyt. Szektorspecifikus hatások is állhatnak az áremelkedés hátterében, például rossz mezőgazdasági termés (gabonaszesz és gyümölcspálinka esetén), dráguló cukor (rum esetében), a termelést érintő (higiéniai) szabályok szigorítása következtében szükségessé vált beruházások.

Az áralakulás bemutatására kétféle mutató áll rendelkezésemre. Egyrészt a KSH közlétesz bizonyos termékekre éves fogyasztói átlagárakat. A szeszes italok közül a fél li-

6. ábra: Két szeszipari termék éves fogyasztói átlagárának alakulása



Forrás: KSH

teres palackos vodkára és a 2 deciliteres palackos gyümölcsaromás szeszes italra található ilyen adat. A 6. ábra e két termék áralakulását mutatja.

A két kiválasztott termék árnövekedése szinte folytonos, igaz inflációval nem korrigáltam az adatokat.

A másik lehetséges megközelítés a szeszes italok átlagos árváltozásának beépítése a modellbe. A KSH Tájékoztatási adatbázisából a tömény italokra tölthető le éves fogyasztói árindex. Ennek előnye, hogy nem egy-egy kiragadott termék árváltozásán keresztül közelíti a teljes vertikum áralakulását. A kétféle érték összehasonlítása nem tükröz szoros kapcsolatot, ráadásul a vodka és a gyümölcsaromás szeszes ital áralakulása sem egyöntetű. Célszerűnek tűnik tehát a szektorspecifikus árindex használata.

Az elérhető mutatók az abszolút árváltozásokat mutatják. Ahhoz, hogy – a többi változóhoz hasonlóan – reálértelemben vett árindexet, tehát relatív áralakulást tudjak vizsgálni, az évi aktuális inflációs rátával osztottam a tömény italok árindexét. Az így kapott számokat rögzítettem a 7. táblázatban. 2005 kivételével minden évben reálértelemben is drágultak a tömény italok, 2009-ben a vizsgált időszak folyamán az egyik legintenzívebben.

A 2005-ben történt árcsökkenés oka nagy valószínűséggel a vámmentes import fel-futása volt. 2006-ban és 2009-ben pedig a jövedéki adó emelkedésének következménye lehetett a jelentős drágulás.

7. táblázat: A tömény italok relatív áralakulása az előző évhez képest

Év	Tömény italok árindexe	Infláció	Reálárszínvonal alakulása
	<i>előző év = 100</i>		<i>százalék</i>
2001	109,5	109,2	0,27
2002	108	105,3	2,56
2003	106,1	104,7	1,34
2004	108,6	106,8	1,69
2005	102,3	103,6	-1,25
2006	105,7	103,9	1,73
2007	108,1	108	0,09
2008	106,3	106,1	0,19
2009	106,6	104,2	2,30

Forrás: KSH Tájékoztatási adatbázis alapján saját számítás

5.5. VÁLSÁGINDIKÁTOROK

Az egyes vállalatok üzleti eredményeit saját tevékenységükön túlmenően az a keretrendszer is meghatározza, amelyben működnek. Teljesítményük nem választható el környezetük alakulásától. A szesziparban sincs ez másképpen, ugyanakkor feltételezhető, hogy a válságok másképpen hatnak e vállalatokra, hiszen a fogyasztók nehezebb időkben könnyebben fordulnak a pillanatnyi örömet nyújtó élvezeti cikkekhez, így a tömény alkoholos italokhoz is.

Különféle mutatók segítségével lehet a válságokat jellemezni. Azt szokták mondani, hogy a válságból való kilábalás akkor kezdődik el igazán, ha a munkanélküliségi ráta csökkenése elindul. A munkanélküliség azért is kedvező, mert az közvetlenül az embereket érinti. Akik elvesztik egy válság során akár hosszú ideje biztosnak hitt állásukat, nagyobb valószínűséggel fordulhatnak a szeszes italok felé.

Jellemző mutatók lehetnek a különféle konjunktúra-indexek. Magyarországon a GKI Gazdaságkutató Zrt. az Erste Bankkal közösen és az Európai Unió támogatásával készít havonta üzleti és fogyasztói bizalmi indexeket. Az üzleti bizalmi index az ipari, kereskedelmi, építőipari és a szolgáltató vállalkozások üzletmenetét és várakozásait veszi figyelembe, még hozzá a következő súlyozás alapján:

$$\begin{aligned}
 \text{üzleti bizalmi index} = & 0,54 \cdot \text{ipari bizalmi index} + \\
 & + 0,095 \cdot \text{kereskedelmi bizalmi index} + \\
 & + 0,095 \cdot \text{építőipari kereskedelmi index} + \\
 & + 0,27 \cdot \text{szolgáltatói bizalmi index}.
 \end{aligned}$$

Az ipari bizalmi index értékeit matematikai módszerekkel szezonálisan kiigazítják, ezzel például a nyári szabadságolásokat, munkanaphatásokat, a karácsonyi nagyobb kereslet hatásait kiszűrik.

A fogyasztói bizalmi indexet a háztartások pénzügyi helyzetére, az ország gazdasági helyzetének jelenlegi és várt alakulására, illetve a nagy értékű tartós fogyasztási cikkek vásárlására vonatkozó kérdésekre kapott válaszokból számítják. A GKI konjunktúra-indexet a két bizalmi index súlyozásából határozzák meg, amelybe az ipari bizalmi indexet 70%-ban, a fogyasztói bizalmi indexet 30%-ban számítják bele.³⁶

A konjunktúra-index havi értékeit átlagoltam, így kaptam minden évhez egy-egy értéket. A munkanélküliségi rátával összevetve a korreláció $-0,95$. A két mutató együttmozgása tehát meglehetősen erős (és a vártak megfelelően negatív irányú a kapcsolat).

A modellbe végül a konjunktúra-index beépítését választottam, mert azt komplexebb, így kifejezőbb mutatónak tartom. A 8. táblázat a GKI konjunktúra-index éves átlagos értékeit tartalmazza. Az index legnagyobb értékét 2002 augusztusában érte el, ekkor 0-t vett fel. Ezen kívül mindig negatív értékei voltak. A használatot megkönnyítendő, a számokat áttanszformáltam pozitívokká úgy, hogy minden elemhez hozzáadtam 100-at. Az így kapott értékeket tartalmazza a 8. táblázat harmadik oszlopa.

**8. táblázat: A GKI konjunktúra-index éves átlagos értékei
2001 és 2009 között**

Év	GKI konjunktúra-index	GKI konjunktúra-index transzformált értékei
2001	-6,57	93,43
2002	-3,5	96,5
2003	-10,94	89,06
2004	-11,04	88,96
2005	-13,84	86,16
2006	-12,4	87,6
2007	-16,93	83,08
2008	-22,24	77,76
2009	-35,67	64,33

Forrás: GKI Gazdaságkutató Zrt.

³⁶ Javuló üzleti, romló fogyasztói várakozások: <http://www.gki.hu/sajtoanyagok/javulo-uzleti-romlo-fogyasztoi-varakozasok> és Konjunktúrakutatás módszertana: <http://www.gki.hu/konjunktura-kutatas/konjunkturakutatas-modszertana>

6. A MAGYARÁZOTT VÁLTOZÓ

A modell segítségével a szeszipar jövedelmi viszonyait és helyzetét szeretném elemezni. Ennek megfelelően a vizsgált célváltozó a desztillált szeszes italt gyártó vállalatok éves kumulált üzemi/üzleti tevékenységének eredménye volt. Az ehhez szükséges adatokat az Adó- és Pénzügyi Ellenőrzési Hivatalhoz (APEH) évente beérkező eredménykimutatások összegzéseiből nyertem. Az APEH a megfelelő TEÁOR szerint évente készít kumulált adatsorokat. 2001 és 2007 között az 1591 desztillált szeszes ital gyártása sor adatait használtam fel. 2008-ban és 2009-ben módosult a TEÁOR-besorolás, mint erről már korábban említést tettem. Az 1591-es sor teljesen és az 1592-es (etilalkohol gyártása), illetve az 5134-es (ital nagykereskedelme) részben közös új számozást kapott 1101 szám alatt.³⁷ 2008-tól tehát kis mértékben kibővült a desztillált szeszes ital gyártása ágazatban megfigyelt vállalkozások köre. A változás ugyanakkor nem lényeges. 2007-ben az 1591-es kategóriába 193, míg az 1592-esbe 25, az 5134-esbe pedig 460 vállalat tartozott. 2008-ban az új 1101-es kategóriába 202 cég került bele. A növekedés mindössze 9 vállalat, amely a korábbi évekkal összehasonlítva nem tűnik kiugrónak (2006-ban 183 cég tartozott az 1591-es kategóriába).

Az üzemi/üzleti tevékenység eredményének vizsgálata célszerűnek tűnik, hiszen abba a termeléshez kapcsolódó adatok szerepelnek csak, ugyanakkor kimaradnak olyan tényezők, mint a hitelek után fizetett kamat, a tulajdonolt vállalatok által fizetett osztalék, a rendkívüli eredmény, és az adófizetési kötelezettség. Meglátásom szerint ezek torzítják az adatokat, nélkülük tisztább képet kaphatunk az iparágról.

A 9. táblázat tartalmazza a desztillált szeszes italt gyártó vállalatok éves összesített üzemi/üzleti tevékenységének eredményeit. Mivel a magyarázó változók mind reálértékben vagy inflációtól független módon (pl. konjunktúra-index) voltak kifejezve, így a függő változót is 2001-es összehasonlító árakon kell beépíteni a modellbe. A 9. táblázat utolsó oszlopa tartalmazza az inflációval korrigált értékeket.

2005-ben egy jelentős törés látszik az adatsorban. Előtte az éves eredmény 3 milliárd forint körül mozgott, utána egy hirtelen eséssel az ötödére csökkent, amely csak 2008-ban és 2009-ben emelkedett ennél magasabbra. 2008 kiugróan jó év volt a korábbi esztendőkhöz összehasonlítva, ugyanakkor az üzleti eredmény még ekkor is csak a 2005 előtti szint felét érte el.

³⁷ TEÁOR'03-'08 fordítókulcs 4-számjegyű:

http://portal.ksh.hu/pls/portal/docs/PAGE/KSHPORTAL/SZOLGALTATASOK/OSZTALYOZASOK/HATALYOS_MAGYAR_OSZTALYOZASOK/FK_TEAOR03_08.PDF 5. o., ill. 21. o.

9. táblázat: A desztillált szeszes italt előállító vállalkozások üzemi/üzleti tevékenységének kumulált eredménye

Év	Folyó áras érték <i>millió forint</i>	Összesített infláció <i>2001 = 1</i>	Összehasonlító áras érték <i>millió forint</i>
2001	3 057	1	3 057
2002	3 736	1,053	3 548
2003	3 448	1,102	3 127
2004	3 782	1,177	3 212
2005	805	1,22	660
2006	533	1,267	421
2007	812	1,369	593
2008	2 190	1,452	1 508
2009	1 318	1,513	871

Forrás: APEH adatok alapján saját számítás

7. A MODELLEK FELÉPÍTÉSE

A magyarázó és a függő változók áttekintése után a modellek felépítésére koncentrálok. Minden egyes magyarázó változót külön modellbe építettem be. Ezzel lehetőség nyílt az egyes hatások önmagukban történő megfigyelésére. A kétváltozós regressziókhoz a 2001 és 2008 közötti adatokat használtam fel. A modellek elkészítésére a Gretl programcsomagot vettem igénybe.

Minden egyes modell esetében a kiindulásként felállított megkötéseket, kritériumokat is megvizsgáltam.

7.1. AZ IMPORT HATÁSA

Az import hatását kétféle modellel is elemeztem. Egyrészt egyszerű lineáris módon, másrészt lin-log modellel. Az utóbbi típus mögött meghúzódó gondolat, hogy az importnak jelentős árletörő hatása van, amely ezen csatornán keresztül érzékenyen érinti a rezidens vállalatok jövedelmezőségét. Ez a hatás azonban az import növekedésével párhuzamos nem nő ugyanakkora mértékben.

A kétféle alternatíva közel hasonlóan hatásos eredményt hozott. A rendes lineáris modell a következő alakot öltötte:

$$\hat{Y}_t = 4418 - 0,3768 \cdot X_t.$$

A β_1 paraméter előjele negatív, amely várható volt, hiszen az import árversenyt generál és piacot vesz el, amely rontja a belföldi szereplők profitkilátásait. A paraméter nagysága ugyanakkor érdekes. Minden más változatlansága mellett az import értékének egy millió (2001-es áron számolt) forinttal való növekedése a hazai gyártók kumulált eredményét várhatóan 377 ezer (2001-es) forinttal rontja.

A modell hatásosságához sem fér kétség, az összes közül a legnagyobb magyarázó erővel rendelkezik, az eredményváltozó varianciájának 79,64%-át magyarázza.

A modell feltételeinek teljesülése is biztosított. A homoszkedaszticitást White-féle próbával teszteltem. A χ^2 -próba p-értéke 0,112, tehát még 10%-os szignifikanciaszinten is a nullhipotézis fogadható el, vagyis a becült értékektől való eltérés átlagos nagysága nem korrelál az értékek nagyságával.

Az autokorrelációt Durbin–Watson-próbával elemeztem. A teszt értékére 2,25-ot kaptam, amely szerint nincs semmiféle elsőrendű időbeli összefüggés a maradéktagok között.

Végül a maradéktagok normális eloszlásának tesztelése maradt hátra. Jelen esetben a normális eloszlás nagy biztonsággal állítható, a χ^2 -próba p-értéke 0,834. A vizsgálatok tanulsága szerint tehát a modell minden előfeltevése teljesül, így az elfogadhatónak minősül.

A második típus kicsivel gyengébb magyarázó erejű, azonban 78,58%-os értékével messze kimagaslik a többi modell közül. Az egyenlet a következő alakot ölti:

$$\hat{Y}_t = 20190 - 2106 \cdot \ln(X_t).$$

Ez a felírás a korábbival ellentétben nem állandó értékű változást mutat. Azt jelezi, hogy az import 1%-kal való emelkedése feltételezhetően 21,06 millió (2001-es vásárlóértékű) forinttal rontja a hazai iparág jövedelmezőségét. Az import a 2001–2008-as időszakban átlagosan évente 6374 millió forintot tett ki. Ennek 1%-os növekedése 63,74 millió (2001-es értéken számított) forintos növekedést jelez, amely esetén az előző modell alapján a jövedelmezőség körülbelül 24 millió forinttal romlana. Ez nem áll messze a lin-log modell becslésétől, annál 14%-kal több csak.

Bár a modell kritériumai teljesülnek (homoszkedaszticitás, normalitás, autokorreláció-mentesség), a magasabb magyarázó erő következtében az első modellt tartom jobbnak. Ez rámutat arra, hogy az import hatásában nem jelenik meg semmiféle relatív csökkenés, vagyis inkább piackiszorító, mint árleszállító hatása van hosszabb (több éves) távon.

7.2. A JÖVEDÉKI ADÓ HATÁSA

A várakozásokhoz hasonlóan a jövedéki adó is negatívan érintette a vállalatok üzleti eredményét. Ugyanakkor az importtal összevetve közel sem annyira egyértelmű a hatás, a modell magyarázó ereje ugyanis mindössze 51,09%. Eszerint a jövedéki adó ismeretében történő üzemi eredménybecslés hibáját csak mintegy 50%-kal sikerült mérsékelni. A regressziós függvény a következő alakot ölti:

$$\hat{Y}_t = 18972 - 10,47 \cdot X_t.$$

Eszerint az egy liter 100%-os alkoholra kivetett jövedéki adó egy forinttal történő megemlése várhatóan 10,5 millió (2001-es értékű) forinttal rontja a szeszipari vállalatok kumulált eredményét. Az adóemelések negatív hatása tehát egyértelmű.

A modell kritériumainak elemzése hasonlóan kedvező eredményre vezetett, mint az előző esetben. A homoszkedaszticitás itt még nagyobb biztonsággal teljesült. Az elsőrendű autokorreláció Durbin–Watson-tesztjének eredménye 2,66 lett. Ez éppen a negatív irányú semleges zóna küszöbén van, azonban még elfogadhatónak minősül. A maradéktagok normális eloszlása is feltételezhetőnek tűnik az illeszkedésvizsgálat alapján. Összességében a második modell is elfogadható az eredmények tükrében.

7.3. A REÁLJÖVEDELMEK ALAKULÁSÁNAK HATÁSA

A reáljövedelem alakulását és a szeszipari vállalatok jövedelmezőségének kapcsolatát ismét kétféle modellel elemeztem. Egyrészt a megszokott lineáris módon, másrészt exponenciálisan. Ennek oka, hogy hosszabb idősoros vizsgálatok alapján a rendszerváltás előtt az égetett szeszes italok kiskereskedelmi forgalma (volumene) és a reáljövedelem alakulása között exponenciális kapcsolatot találtak.³⁸

A teljesen lineáris modell R^2 mutatója 44,57%, és ANOVA tesztje szerint csak 10%-os szignifikanciaszinten elfogadható. A paraméter 90%-os konfidenciaintervalluma nem tartalmazza a 0-t, a 95%-os azonban már igen. A teljes egyenlet a következőképpen néz ki:

$$\hat{Y}_t = 1464 + 246,4 \cdot X_t.$$

A β_0 paraméter azt mutatja, hogy ha egy évben a reáljövedelem nem változik, akkor a szeszipari vállalatok üzemi eredménye abban az évben feltételezhetően 1464 millió (2001-es értékű) forint körül lesz. Ugyanakkor, ha egy százalékponttal nő a reáljövedelem,

³⁸ Lakner et. al., 1992. 76–77. o.

az várhatóan 246,4 millió (2001-es) forinttal emeli e cégek eredményét. A pozitív befolyás várható volt, hiszen a magasabb jövedelemből biztosan több és drágább (tehát több nyereséget eredményező) árukat vásárolhatnak a fogyasztók.

A modell összes kiinduló feltétele azonban nem teljesül. A homoszkedaszticitás kritériuma ebben az esetben is érvényesül. Az elsőrendű autokorreláció léte megint elvethető. A reziduumok normális eloszlása azonban nem áll fenn, az illeszkedésvizsgálat p-értékére 0,00236 jött ki eredményül.

Az üzemi eredményt természetes alapon logaritmizálva tartalmazó modellhez a statisztikai programcsomag által számolt R^2 mutató értéke mindössze 33,99%. A két magyarázó erő azonban nem vethető közvetlenül össze, hiszen az egyik az üzemi eredményre, a másik ennek logaritmusára készült. A módszertanban leírt módon kiszámított, immár széghasonlítható R^2 értéke pedig meglepően magasabb, 52,5%-os. Ez az érték a tisztán lineáris modellnél is jóval nagyobb, indokolt tehát ennek a használata:

$$\hat{Y}_t = e^{7+0,14 \cdot X_t}.$$

Az értelmezés hasonló az előző modelléhez. A reáljövedelem változatlansága mellett a desztillált szeszesital-előállító cégek üzemi eredménye várhatóan 1097 millió (2001-es értékű) forint. A reáljövedelem minden százalékpontos növekedése ezen túl körülbelül 15%-kal növeli a cégek eredményét.

A modell előfeltevéseinek teljesülésével azonban ismét problémák merülnek fel. A homoszkedaszticitás ugyan teljesül, azonban a hibatagok eloszlása nem tekinthető normálisnak.

Az autokorreláció Durbin–Watson-próbájának eredménye 1,26 lett, amely a pozitív oldali semleges zónába esik. Kis minták esetén a teszt értéke az elméletileg várt értéknél magasabbat ad, $\rho = 0$ esetén például a teszt eredményének várható értéke egy magyarázóváltozó (és konstans tag), illetve 8 megfigyelés esetén 2,33 lesz.³⁹ Ezek következtében indokoltnak tartom a modellből az autokorreláció kiszűrését Cochrane–Orcutt eljárással. Azért esett erre a választásom, mert az iterációs keresési mód pontosabb eredményt ad akkor, amikor nincsenek lokális minimumok, csak egyetlen globális minimumhely létezik. A módszer ellenőrzéseképpen lefutattam a Hildreth–Lu rácspontos keresési eljárást is, amely biztosan a globális minimumhely közelében ad eredményt, azonban kevésbé pontosat,

³⁹ A képlet megtalálható: Maddala, 2004. 275. o.

mint az előbbi. A kétféle technika egymáshoz nagyon közeli eredményeket adott, ezeket és az eredeti eredményeket tartalmazza a 10. táblázat.

10. táblázat: A reáljövedelem log-lineáris modelljeinek eredményei az autokorreláció kiszűrésére

Modell fajtája	β_0	β_1	R^2	p-érték β_1 -re	D-W teszt	korrigált R^2
eredeti	7	0,1415	52,50%	0,042	1,259	0,4458
Cochrane-Orcutt eljárással	7,06	0,0451	51,51%	0,045	1,366	0,4181
Hildreth-Lu eljárással	7,06	0,0452	51,51%	0,045	1,366	0,4181

Forrás: saját számítás

Az autokorrelációt sikerült kiszűrni a modellből, azonban a β_1 paraméter jelentősen megváltozott, az új modell az alábbi formát ölti:

$$\hat{Y}_t = e^{7+0,04 \cdot X_t}.$$

A reáljövedelem alakulásának parciális hatása lényegesen lecsökkent, ugyanakkor a modell magyarázóerejét kifejező determinációs együttható alig, mindössze 1 százalékponttal lett kisebb. A 10. táblázat utolsó oszlopában a korrigált R^2 mutatót is kiszámoltam, amely modellépítéseknel megszokott választást segítő kritérium, meghatározásához az alábbi egyenletet használtam fel (n a megfigyelések, k a magyarázó változók száma):

$$\hat{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} (1 - R^2).$$

Azért esett erre a kritériumra a választásom, mert ez közvetlenül figyelembe veszi a megfigyelések számnak csökkenését, amely amiatt következett be, hogy az iterációs eljárás a magyarázott és a magyarázó változók különbségeivel számol.

A korrigált R^2 mutató az eredeti modellnél nagyobb. A két változat közül ezért mindegyiket felhasználom a későbbiekben.

7.4. A KONJUNKTÚRA HATÁSA

A GKI konjunktúra-indexével mért gazdasági helyzet hatása nem egyértelmű a szeszipari vállalatok jövedelmi helyzetére. A regressziós egyenes az alábbi alakot ölti:

$$\hat{Y}_t = -11495 + 153,9 \cdot X_t.$$

A tengelymetszet paraméter értelmezhetetlen, azonban jól látszik, hogy a konjunktúra hatása pozitív a jövedelmezőségre. A paraméter ugyanakkor csak 10%-os szignifikanciaszint mellett releváns, amely azt mutatja, hogy ez a kapcsolat közel sem olyan egy értelmű. A modell magyarázó képessége az előzőhöz hasonló, 43,81%-os.

A láthatóan gyengébb modell hátterében az állhat, hogy a szeszipari termékek jövedelemrugalmassága lefelé erősen rugalmatlan. Válságok idején pedig több az elkeseredett ember, akik könnyebben fordulhatnak az italhoz.

A három felállított kritérium közül megint csak kettő teljesül. A heteroszkedaszticitás elvethető és a maradéktagok normális eloszlása is feltételezhető, azonban az autokorrelációt tesztelő próba értéke (1,256) a semleges zónába esik (pozitív oldalon), így nem hozható biztos döntés.

Az autokorreláció kiszűrésére itt is kísérletet tettem. A Cochrane–Orcutt és a Hildreth–Lu eljárások ismét nagyon hasonló eredményre vezettek, és az előző fejezetben említett okok következtében az előbbi választása mellett döntöttem. Az új modell a következő:

$$\hat{Y}_t = -3858 + 64,72 \cdot X_t.$$

A modell már nem tartalmaz autokorrelációt ($d = 1,428$), magyarázó ereje is lényeges nöött, 49,93%-ra. Ezzel párhuzamosan a modell egészét tesztelő varianciaanalízis p -értéke kicsit emelkedve 0,0759-re nöött. Ez a szabadsági fokok csökkenése miatt lehetséges, hiszen most csak 7 megfigyelésből épült fel a modell. A korrigált R^2 mutató ugyanakkor a korábbi 0,344-ről 0,399-re emelkedett.

A két lehetőség közül az utóbbi elfogadása tűnik racionálisnak, egyrészt mert nagyobb a magyarázóereje; másrészt mert hihetőbbnek tűnik, hogy a konjunktúra hatása kevésbé jelentős a szeszipari vállalatokra. Ezért az utóbbi modellel fogok számolni a következőkben.

7.5. A REÁLÁRSZÍNVONAL ALAKULÁSÁNAK HATÁSA

Utolsónak hagytam a leggyengébb modellt, amely magyarázó ereje kritikusan alacsony, mindössze 31,06%. A reálárszínvonal alakulása (a β_1 paraméter) még 10%-on sem szignifikáns. Tehát a koefficiens konfidenciaintervalluma negatív tartományban kezdődik és pozitívban ér véget. Ez a megállapítás azt sugallja, hogy a termékek nem árérzékenyek, keresletük rugalmatlan. Ez egybecseng a korábbi megállapításokkal, melyek szerint a gazda-

sági ciklusok és a szeszipari vállalatok jövedelmezősége között sem volt egyértelmű a kapcsolat.

A modell feltevései közül az autokorreláció-mentesség kritériuma nem teljesül. A homoszkedaszticitás és a rezidumok normális eloszlása feltételezhetőnek tűnik. A Durbin–Watson-próbára azonban mindössze 0,908-as értéket kaptam, amely bár a semleges zónába esik, erős a gyanú, hogy pozitív elsőrendű autokorreláció van a modellben. A meglehetősen alacsony magyarázó erő és az időbeli korreláltság következtében ezt a modellt nem éri meg a továbbiakban vizsgálni, ezért is nem írtam le a regressziós egyenletét.

7.6. TERMÉSZETES TREND

Hatodikként időbeli trendet is illesztettem az üzemi eredményekre. Ezen a helyen még egyszer felhívom a figyelmet, hogy minden év eredménymutatóját 2001-es árakra deflálva építettem be a modellbe, ezért nem szükséges az időbeli trend létezése. Az adatok azonban mutatnak ilyen tendenciát. Az eredmények meglehetősen szignifikánsak a korábbiakhoz képest, R^2 mutatójuk a második legmagasabb, 61,42%. A regressziós egyenlet a következő alakot ölti:

$$\hat{Y}_t = 3960 - 432 \cdot X_t.$$

A paraméter negatív előjele ugyanakkor ijesztő, hiszen folyamatosan csökkenő jövedelmezőségre utal. A teljes hazai élelmiszeriparban az eredménymutatók szintén évek óta csökkennek. Míg 2002-ben 97 milliárd forintos adózás előtti eredményt értek el a vállalatok, ez folyamatosan csökkenve 2008-ra 7,4 milliárd forintos veszteséggé alakult.⁴⁰ Az adatok tehát azt mutatják, hogy a szeszipar sem tudta elkerülni ezt a negatív tendenciát, amelynek pedig – éppen a rugalmatlan kereslet miatt – elvileg lehetett volna lehetősége rá.

A modell minden kritériuma megfelelőnek tűnik, sem heteroszkedaszticitás, sem a maradéktagok normálistól eltérő eloszlása, sem elsőrendű autokorreláció nem mutatható ki.

7.7. BECSLÉSEK 2009-RE

A modellek felépítése után arra a kérdésre keresem a választ, hogy a válság legsúlyosabb éve, 2009, hozott-e változást a korábban felvázolt alapvető trendekben, vagy a szeszipari cégek jövedelmezősége a vártak megfelelően alakult.

⁴⁰ FVM, 2009. 17. o.

A vizsgálathoz a releváns modellek alapján előrejelzést készítettem a 2009-es évre, majd ezt összevettem a már rendelkezésre álló empirikus adatokkal. Amennyiben az empirikus adat az előrejelzés 95%-os konfidenciaintervallumán belül van, úgy alapvető trendváltozás nem történt. Abban az esetben, ha kívül van a valós adat ezen a sávon, úgy jelentős változás állt be az iparágban.

A kétváltozós modellek közül a négy (plusz egy, hiszen a reáljövedelem alakulásánál két modell is van) 5%-on szignifikáns, illetve az érdekesség kedvéért a konjunktúra-indexet, mint magyarázó változót tartalmazó modellt használtam fel előrejelzés készítésére. A végső következtetések levonásában azonban a legjobb magyarázó erejű modellek eredményei lesznek a döntőek.

11. táblázat: Az előrejelzések konfidenciaintervallumai és pontbecslései az egyes modellek alapján

Magyarázó változó	Pontbecslés	Alsó határ	Felső határ
import értéke	1 239	-514	2 991
jövedéki adó nagysága	2 121	-528	4 770
reáljövedelem alakulása	450	26,15	7 748
reáljövedelem alakulása (iterációs modell)	1 196	176	8 116
konjunktúra-index	489	-2 274	3 252
időbeli trend	72	-2 739	2 882

Forrás: saját számítás

A 11. táblázat a kapott eredményeket mutatja. A desztillált szeszes italt gyártó vállalatok 2009. évi üzemi/üzleti tevékenységnek eredménye az APEH adatbázisa alapján 871 millió (2001-es értékű) forint volt. A 11. táblázat alapján megállapítható, hogy mindegyik konfidenciaintervallum tartalmazza ezt az értéket. Alapvető trendváltozás nem történt. Figyelemre méltó ugyanakkor, hogy a legjobb magyarázó erővel bíró modell pontbecslése viszonylag jó eredményt adott. Az eltérés az előre jelzett érték és a valós adat között kb. 30%. A 2001 és 2008 közötti becsült és valódi adatok közötti átlagos eltérés abszolút értéke (e modell esetén) 5 és 135% között mozgott. Ennek fényében a 2009-es eltérés meglehetősen átlagosnak tekinthető.

A reáljövedelem változását tartalmazó log-lin modellből a módszertani bevezetőben leírt módon számoltan vissza a pontbecslés és a konfidenciaintervallum határpontjainak értékét.

Az autokorreláció következtében korrigált modell pontbecslése azonban még pontosabb eredményt hozott, eltérése a valós adattól a legkisebb.

A konjunktúra-index előrejelző képessége is meglepően jól alakult. A pontbecslés eltérése a valói adattól nem kiugróan magas. Ugyanakkor fontos jel, hogy miközben a többség fölülbecsülte az eredményt, ez a változó alul.

A hat pontbecslés átlagára 928 millió (2001-es) forint jött ki, amely még pontosabban előrejelzi az eredményt. Abban az esetben pedig, ha a reáljövedelem iterált modelljét elveszem, a pontbecslések átlaga 874 millió (2001-es) forintot ad eredményül, amelynek eltérése minimális a valóságtól. Ha a legkevésbé releváns modellt, a konjunktúra és az üzemi eredmény kapcsolatát leíró hagyom el, úgy a többi becslés átlaga 1016 millió (2001-es) forintot ad.

A minta kis elemszáma következtében többváltozós modellt nem érdemes építeni, azonban a fenti átlagok azt mutatják, hogy a választott tényezők együttes hatása meglehetősen jól leírja az iparág jövedelmezőségének alakulását.

7.8. KÖVETKEZTETÉSEK

Összességében megállapítható, hogy a szesziparban tevékenykedő cégek 2001 és 2009 közötti üzemi tevékenységének eredményére több változó volt kimutatható hatással. Ezek közül legjelentősebb az import. Lényeges még megemlíteni a reáljövedelem alakulását és a jövedéki adó nagyságát. Sajnálatos módon egy negatív időbeli trend is megfigyelhető, amely hosszú évek óta sújtja az egész élelmiszeripart.

Többváltozós regressziót nem illesztettem az adatokra, mert úgy véltem, hogy ahhoz rövid az adatsorom. Az egyes parciális hatások becsléseit azonban évente átlagolva megkaptam azt a számot, amely az összes modell alapján várt előrejelzés. Az átlagok egészen 2004-ig viszonylag jó becslést adtak az üzemi tevékenység eredményére. A relatív eltérés (amely a valós adat és a becsült adatok átlagának hányadosa) 0,8% és 38,8% között ingadozott. 2005-ben és 2006-ban azonban jelentős, mindkét évben mintegy 65%-os az eltérés, ráadásul negatív arányba. Halász Róbertnek, a Szeszipari Szövetség elnökének és Szabó Mártonnak, a Kopint–Tárki élelmiszeripari területe vezető kutatójának egybehangzó véleménye szerint ez a vámok megszűnése, és az import gyors árletörő hatása miatt következett be, amely erőteljesebb volt annál, mint amit a modell ki tud mutatni hosszabb idősor átlagában.

2007-ben már konszolidálódott a helyzet,⁴¹ és 2009-ben is ennek lehettünk tanúi, hiszen minimális az eltérés a valós és a becsült adatok átlaga között (6,1%).

A 2001 és 2008 közötti valós és becsült adatok korrelációjára 0,8234-et kaptam. Ha a 2009-es adatokat is belevettem, úgy 0,8388 jött ki eredményül. Ez meglehetősen szoros kapcsolatot jelez. Az egyes modellek magyarázókéességén túl tehát a teljes vertikum jövedelmi viszonyait befolyásoló tényezőket meglehetősen jól sikerült feltárni és hatásukat bemutatni.

Mindazonáltal hozzá kell tenni, hogy amikor csak az import szerepelt magyarázó változóként, akkor ennél is szorosabb korrelációt kaptam (0,8924). Végso megállapítás-ként tehát azt tudom tenni, hogy az import a legmeghatározóbb tényező a hazai szeszipari vállalatok esetében.

A válság, bár kétségkívül sok területen hozott változást, a szeszipari cégek esetében a korábbi trendek érvényesültek, érdemi módosulás nem következett be. Ez a termékeik válságállóságát bizonyítja; azt, hogy a meglehetősen rugalmatlan kereslet feltételezhető.

Az adatok és tapasztalatok azt bizonyítják, hogy az EU-csatlakozás (és a meglóduló import) jelentősebb hatással volt a desztillált szeszes italokat előállító cégek profitjának alakulására, mint a válság.

8. A ZWACK UNICUM NYRT. RÖVID BEMUTATÁSA

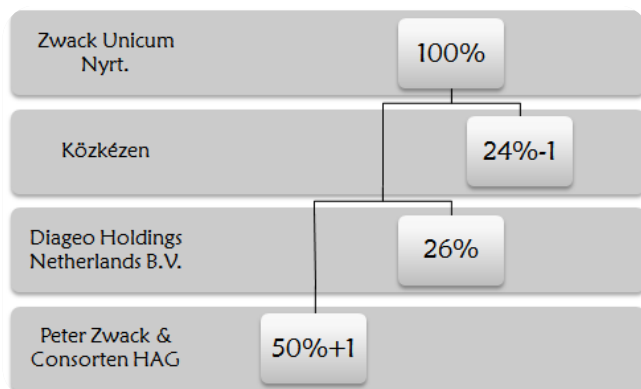
A Zwack Unicum Nyrt. története régre, még a dualizmus kori Magyarországra nyúlik vissza. A családi üzem folytonosságát a második világháború utáni államosítás törte meg. A Zwack család el is hagyta Magyarországot, azonban külföldön is megtalálták szerencséjüket.



Az 1980-as évek második felében Zwack Péter hazatért és tőkéjével is hajlandó volt beszállni egykori családi üzemének visszavételébe. A fokozatos átalakulás előbb kisebbségi tulajdont biztosított számára, a Budapesti Likőripari Vállalat privatizációjával azonban már többségi tulajdonossá vált. 1992 szeptemberében jött létre a vállalat mai nevén, amelyet 1993-ban vezettek be a Budapesti Értéktőzsdére. Jelenlegi tulajdonosi szerkezetét a 7. ábra mutatja.

⁴¹ 2008 érdekes év volt, a termelés és a profitok is kiemelkedően magasok voltak. Egyik szakértő sem tudott választ adni arra, hogy mi lehetett a hirtelen és rövid (egy éves) felfutás oka.

7. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. tulajdonosi szerkezete



Forrás: Zwack Unicum Nyrt. Éves jelentés

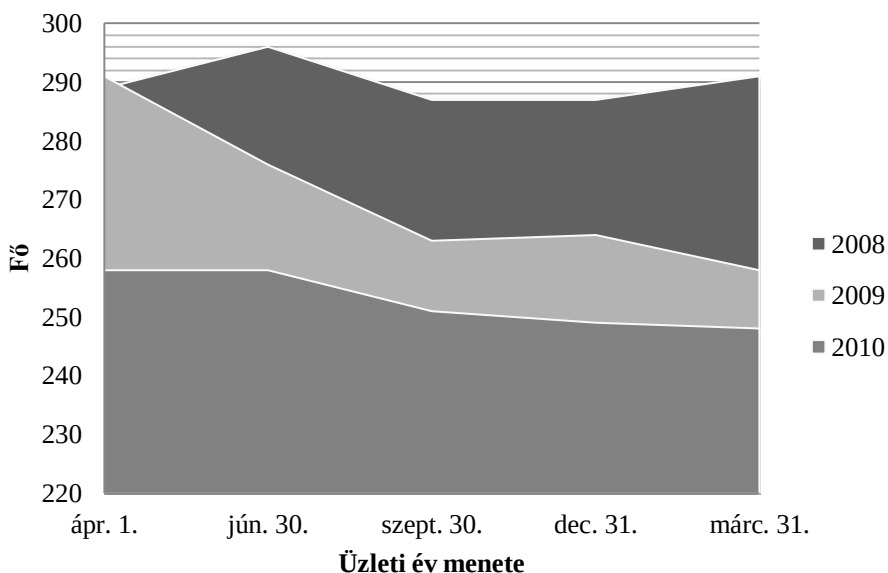
A vállalat saját szegmensében, a szeszesital-piacon mennyiségben és értékben is piacvezető szerepet tölt be. Ez jól látható az 1. táblázat adataiból is.

A vállalat jelenleg körülbelül 250 főt foglalkoztat három magyarországi gyártóüzemében és központjában összesen. A Soroksári úton található központi épület és üzem mellett

Kecskeméten, illetve 2005 nyara óta Dunaharaszttiban folytat gyártó tevékenységet a vállalat.

A 2008 végén Magyarországot is elérő világgazdasági válság érzékenyen érintette a társaságot. Míg a 2008–2009-es üzleti év első felében mintegy 5%-kal nőtt a cég árbevétele, addig az év második részében 3%-kal esett. A 2009–2010-es üzleti évben ez a csökkenés már 13,3%-ot tett ki. A gazdasági válság negatív hatásai tehát a bevételekben erősen érződtek.⁴²

8. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. foglalkoztatottjainak alakulása



Forrás: Zwack Unicum Nyrt. 2008 és 2011 közötti Negyedéves gyorsjelentések alapján

⁴² Zwack Unicum Nyrt. Éves Jelentés a 2008–2009-es üzleti évről. 30–33. o., ill. Zwack Unicum Nyrt. Éves Jelentés a 2009–2010-es üzleti évről. 30–33. o.

A költségek csökkentésének legfőbb módjai a racionalizálások, a marketing költségvetés visszavágása, illetve a létszámcsökkentés voltak. A társaság foglalkoztatotti létszámának alakulását mutatja a 8. ábra. A költségcsökkentések hatásai jól láthatóak az ábrán, amely minden évben egyre kisebb létszámot mutat.

9. A MAGYARÁZÓ VÁLTOZÓK HATÁSA A ZWACK UNICUM NYRT. EREDMÉNYÉRE

9.1. A MAGYARÁZOTT VÁLTOZÓ BEMUTATÁSA

A teljes iparágra készített adatok elemzésekor a függő változó az iparág vállalatai üzemi/üzleti tevékenységének kumulált eredménye volt. A precíz összehasonlíthatóság ezért azt teszi szükségessé, hogy a konkrét iparági vállalat vizsgálatakor is ugyanezen adatokra készüljön a regresszió.

A Zwack Unicum Nyrt. tőzsdén jegyzett vállalat, így negyedéves és éves beszámolóit közzé kell tennie a Budapesti Értéktőzsde, illetve saját honlapján. Innen 2002-ig visszamenőleg érhetők el az adatok. A 2001. évi eredménykimutatást közvetlenül a vállalat főkönyvelőjétől, Hollósi Katalintól kaptam meg, akinek ezúton is szeretnék köszönetet mondani.

A Zwack Unicum Nyrt. 100%-os tulajdonába tartozott 2007. március 8-áig a Budapesti Likőripari Kft. (BULIV), amely ezt követően végelszámolással megszűnt, teljes eszközállományát a Zwack örökölte. A BULIV végezte az Unicum likőr kivételével az összes többi termék bérgyártását, a Zwackhoz csak az értékesítés tartozott (voltak olyan évek, amikor a kommersz termékek forgalmazását is a BULIV látta el). Mivel a BULIV feladatát 2007-től a Zwack vette át, és előtte is lényegileg összefonódott a két cég, ezért 2007-ig, ha volt rá lehetőség, a csoportszintű eredménykimutatás számait használtam (más cég nem tartozott a csoporthoz).

Az adatokkal azonban felmerül még egy probléma. 2005. április 1-jétől a cég a naptári év helyett áttért az áprilistól márciusig tartó üzleti évre. Ennek következtében a 2005. évi jelentés mindössze három hónapról szólt, onnantól kezdve pedig az új struktúrát követték a beszámolók.

A legfontosabb probléma az új üzleti évekkal az, hogy az égetett szeszes italok iránt az ünnepekkor nagyobb a kereslet. Decemberben például az éves szabadforgalom több mint 14%-a zajlott 2009-ben, 2010-ben pedig 12% körül alakult a Szeszipari Szövetség adatai szerint. Húsvét is kiemelkedik, bár kevésbé érezhetően. Az ünnep mozgó jellege

miatt azonban a nagyobb bevétel (és haszon) nem feltétlenül kapcsolódik mindig az aktuális üzleti évhez. 2005-ben például március 27-én volt az ünnep, 2006-ban pedig április 16-án. A 2005–2006-os üzleti évre tehát nem esett húsvét, amely a Zwack bevételeire is hatott.⁴³ Ez mindenképpen indokolja az adatok korrigálását.

További érv emellett, hogy az előző részben éves adatokkal dolgoztam, és a magyarázó változók is éves bontásban vannak összeállítva. A szerkezet megváltoztatása az összehasonlíthatóságot lehetetlenné tenné, ezért 2005-től kezdődően az adatokat átszámoltam naptári éves adatokká. Ehhez a társaság által negyedévente kiadott gyorsjelentéseket használtam fel. A gyorsjelentések azonban nem konzisztensek, általában konszolidált, de nem auditált adatokat tartalmaznak, ráadásul egy részük a hazai számviteli elvek helyett a nemzetközi IFRS alapján készült, aminek következtében az eredménykimutatások fő számai is eltérnek a hazai szabványok szerint készítettől.

Összességében az alábbi módszert alkalmaztam az adatok kialakításakor. 2001-től 2004-ig a csoportszintű hazai számviteli elvek szerinti kimutatás számaait vettem át. 2007. április 1-jétől a BULIV már nem létezett, és a gyorsjelentések a magyar számviteli szabályok szerinti eredményt is tartalmazták. Ekkor az áprilistól decemberig terjedő, az üzleti év I–III. negyedévét összefoglaló eredménykimutatás üzemi eredmény sorát használtam fel. Ezt kivontam a teljes üzleti év eredménykimutatásából, így megkaptam a következő naptári év első három hónapjának eredményét. Az így kapott két részből állítottam össze a naptári év szerinti üzemi tevékenység eredményét jellemző adatot.

2005 és 2007 között két probléma is volt. Egyrészt a magyar számviteli szabályok szerint készült éves jelentések nem konszolidált adatokon alapultak, csak a nemzetközi (IFRS) elvek alapján összeállítottak. Másrészt a gyorsjelentések is csak az IFRS szerinti eredménykimutatást tartalmazták. Mivel a 2001 és 2005 közötti üzleti évek magyar és IFRS elvek alapján készült eredménymutatói közötti eltérés minimális (átlagban 39 millió forint), és a köztük lévő korreláció 0,999, ezért a 2005-ös és 2006-os naptári év üzemi eredményeit az előbb ismertetett módszerrel, de az IFRS adatok alapján készítettem el.

A kapott, immár naptári évre átszámított üzemi/üzleti tevékenység eredményeit 2001-es árakra defláltam. Az eredményt, amely a regresszió függő változója lesz, a *12. táblázat* tartalmazza. Az eredmények első ránézésre sokkal kiegyensúlyozottabbnak tűnnek, mint a teljes iparágra számítottak.

⁴³ Zwack Unicum Nyrt. Éves Jelentés a 2005–2006-os üzleti évről. 14–18. o.

**12. táblázat: A Zwack Unicum Nyrt. naptári éves üzemi
tevékenységi eredményei**

Év	Folyó áras érték <i>millió forint</i>	Összesített infláció <i>2001 = 1</i>	Összehasonlító áras érték <i>millió forint</i>
2001	2 355	1	2 355
2002	2 708	1,053	2 572
2003	2 672	1,102	2 424
2004	2 873	1,177	2 440
2005	3 722	1,22	3 051
2006	3 239	1,267	2 556
2007	3 430	1,369	2 506
2008	3 663	1,452	2 522
2009	2 856	1,513	1 887

Forrás: Zwack Unicum Nyrt. Éves jelentései és Negyedéves gyorsjelentései alapján saját számítás

9.2. A REGRESSZIÓS MODELLEK EREDMÉNYEI

A magyarázni kívánt változó bemutatása után ugyanazokkal a magyarázó változókkal hajtottam végre kétváltozós regressziószámítást, mint amelyekkel a teljes iparágra. Az egyes változók bemutatásának sorrendje is megegyezik a korábbival.

Az import jóformán hatástalan a Zwack életére, a lineáris és lin-log modell magyarázó képessége is rendkívül alacsony, mindössze 11,97%, illetve 9,11%. Ez annyira csekély, hogy a modellek ismertetésétől eltekintek.

A jövedéki adó a lineáris regressziós modell tanulsága szerint extrém módon semleges a Zwack üzemi eredményére, az R^2 mutató értéke 0,02%, a legalacsonyabb az összes közül. Ezt a modell teljesen értelmetlen lenne bemutatni is.

A reáljövedelem-alakulás hatásának kimutatására is kétféle modell állt rendelkezésre. Egyetlen érdekessége a két modellnek, hogy mindkettő pontosan ugyanakkora, 0,15%-os determinációs együtthatóval rendelkezett. Kimutatható hatás tehát nem fedezhető fel a két tényező (reáljövedelem és üzemi eredmény) között.

A konjunktúra befolyásoló hatása, amit a GKI konjunktúra-index és az üzemi eredmény kapcsolataként definiáltam, szintén volt nem jelentős; 3,11%-osnál magasabb magyarázó erőt nem ért el a modellben.

Érdekes módon az összes modell közül a leginkább releváns pontosan az, amelyik a teljes iparágnál a legkevésbé volt az. A megállapításhoz hozzá kell tenni, hogy a teljes vertikum vizsgálata esetén 31,06%-os R^2 mutatóval rendelkezett a modell, ezúttal pedig

30,02%-ossal, tehát abszolút értelemben körülbelül ugyanakkora hatással van a nyereségségre a kétféle esetben a relatív áralakulás. A β_1 paraméter értéke ezúttal negatív, azonban csak 15%-nál magasabb szignifikanciaszinten fogadható el. Ennek következtében ezt a modellt is el kell, hogy vessem a többivel együtt.

Végül időbeli trendet is illesztettem a megfigyelésekre. Az eredményváltozóban lévő időbeli trend szintén nem szignifikáns ($R^2 = 6,36\%$). Ez azonban kedvező faktor, hiszen azt mutatja, hogy a teljes élelmiszeriparral, illetve a közvetlen versenytársakkal, az égetett szeszes italt előállító iparággal ellentétben a Zwacknál nem jelenik meg negatív tendencia.

Összegezve a modellek tanulságait megállapítható, hogy egyik tényező sem volt releváns a Zwack Unicum Nyrt. üzemi tevékenységének eredményességére. Ennek következtében értelmetlen 2009-re előrejelzéseket készíteni bármelyik modellel is.

A 2009-ben bekövetkező esetleges változásokat más módon próbáltam meg kimutatni. Elkészítettem a 2001–2009 közötti adatokra is a fenti regressziókat. Az eredmények egy hajszálnyit kedvezőbbek, négy modell magyarázóereje is 30% körül alakult. Ezek közül leginkább szignifikáns a reálárszínvonal alakulása, amely 39,8%-os R^2 -tel rendelkezik. Ez a modell kimagaslik a többi közül, ezért be is mutatom:

$$\hat{Y}_t = 2630 - 151,8 \cdot X_t.$$

A modell feltételei is mind teljesülnek, 5%-os szignifikancia mellett nem tartalmaz heteroszkedaszticitást, elsőrendű autokorrelációt, a maradéktagok pedig normális eloszlást követnek.

Az értelmezés szerint, ha a tömény italok relatív (inflációval korrigált) árszínvonal a 1 százalékkal emelkedik, az várhatóan 152 millió (2001-es) forinttal rontja a Zwack Unicum Nyrt. üzemi eredményét.

A Zwack esetében tehát teljesen másképpen alakultak a folyamatok. Míg 2001 és 2008 között lényegében stagnált az eredmény és semmilyen tényezőnek nem volt kimutatható hatása rá, addig a már 2009-et is tartalmazó modellek növekvő magyarázó képességet, így befolyást mutatnak. Összegzésképpen tehát a Zwack Unicumra a válság erősen hatott, és kibillentette korábbi helyzetéből. Erre jó példák a létszámcsökkentések is, amelyeket a 8. ábra mutat.

10. A ZWACK UNICUM NYRT. ÉS A TELJES IPARÁG ÖSSZEVETÉSE

A kétféle csoport üzemi eredményeiben fellelhető trendek alapvetően különböznek. Az iparági adatokra épített és meglehetősen szignifikáns modellek a Zwack adatai esetén teljesen hatástalannak bizonyultak. Az eltérés egyik oka lehet, hogy a Zwack saját gyártású termékei mellett import árukat is forgalmaz. Azonban ez nem elegendő magyarázat, hiszen például 2005-ben, amikor a cég üzemi eredménye kiugróan magas volt, az import termékek árbevétele stagnált, költségük ugyanakkor mintegy 3%-kal emelkedett.⁴⁴ Ráadásul feltételezhető, hogy más cégek is forgalmaznak import termékeket saját gyártásuk mellett.

Érdekes továbbá, hogy az import nagysága is teljesen érdektelen a Zwack üzemi eredményének alakulására. Még ennél is figyelemre méltóbb, hogy a jövedéki adó nagysága a legkevésbé, szinte semennyire sem magyarázza a Zwack profitját. Az import termékek után ugyanakkor Magyarországon kell jövedéki adót fizetni, tehát ez a faktor nem lehet oka a modellek eltéréseinek.

A 9. ábra a Zwack és a teljes iparág üzemi eredményeinek alakulását mutatja egy közös grafikonon. Jól kivehető a 2005-ös évben bekövetkezett törés, amely azonban a Zwack Unicumra egyáltalán nem volt hatással, eredménye végig 2,5 milliárd (2001-es értékű) forint körül alakult (ráadásul éppen 2005-ben ugrott meg).

Az iparágra a vizsgált időszakban az EU-csatlakozás volt igen jelentős hatással. Egy mindössze egyetlen vakváltozószerűt alkalmazó modell (a 2001–2008-as időszakra), ahol a változó értéke 0, ha nem voltunk az adott évben az Európai Unió tagjai, és 1, ha igen (2004-re pedig értéke 0,5), 83,63%-os determinációs együtthatóval rendelkezik:

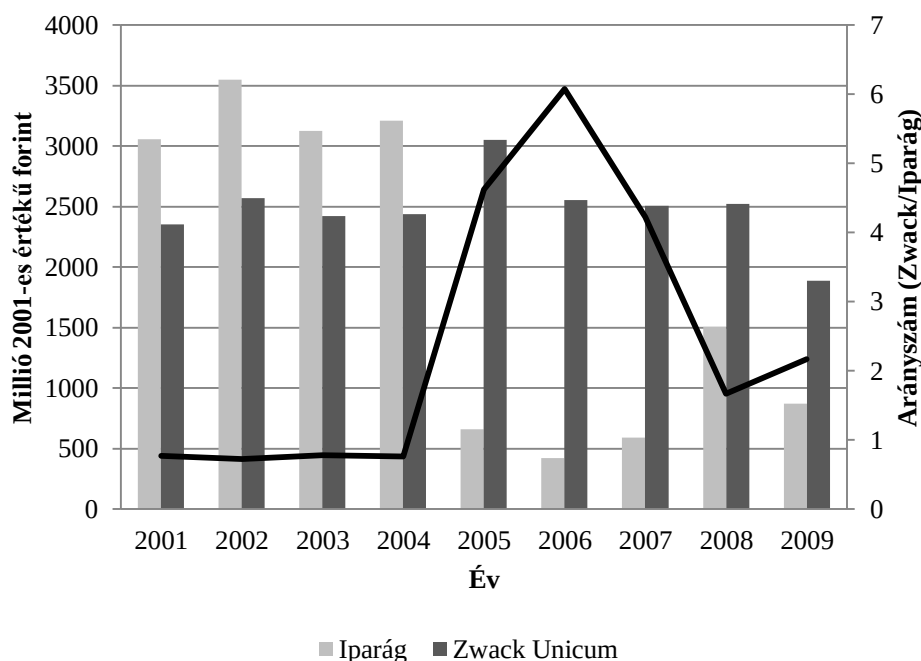
$$\hat{Y}_t = 3418 - 2492 \cdot X_t.$$

A modell autokorrelálatlan, hibatagjai normális eloszlásúak, ugyanakkor heteroszkedasztikusak. Ez azonban csak a modell hatásosságát rontja és a hipotézisvizsgálatokat lehetetleníti el, becsléseit és előrejelzéseit nem teszi torzítottá.⁴⁵

⁴⁴ Zwack Unicum Nyrt. Éves Jelentés a 2005–2006-os üzleti évről. 18–20. o.

⁴⁵ Ramanathan, 2003. 363–366. o.

9. ábra: A Zwack Unicum Nyrt. és a teljes desztillált szeszital-gyártó iparág üzemi eredményeinek alakulása



Forrás: APEH és Zwack Unicum Nyrt. adatai alapján saját számítás

A modell előrejelzése 2009-re meglehetősen pontos, 925 millió (2001-es) forint. Az látszik tehát, hogy a hazai szeszipart megviselte az uniós csatlakozás, és az előtte megszokott jövedelmezőségi szintje erősen lecsökkent. A csatlakozás után pedig egy új egyensúlyra állt be, amelyből a válság sem mozdította ki; 2009-ben is ekörül az egyensúly körül alakult az üzemi eredmények összege.

A Zwack Unicum jövedelmezősége pontosan ennek fordítottjaként alakult. 2001 és 2008 között végig inflációval növekedett, amelyet 2009-ben a válság tört meg. Miközben az uniós csatlakozás korábbi pályájáról nem taszította le, aközben ez a válságnak sikerült. Ekkor jelentősen, mintegy 25%-kal csökkent üzemi eredménye.

11. ZÁRSZÓ

A bevezetésben megfogalmazott kutatási célom az volt, hogy feltárjam a hazai szeszipari vállalatok jövedelmezőségére ható tényezőket, és azt vizsgáljam, hogy ezek hatásai a válság legsúlyosabb évében is ugyanolyan mértékben érvényesültek-e, mint korábban. Ezen kívül az iparág és legnagyobb vállalata kapcsolatának elemzése is célom volt, szintén a befolyásoló tényezők feltételezett hatásain keresztül.

A függő és a magyarázó változók áttekintése után regressziós modelleket építettem a köztük lévő kapcsolatok feltárására. Ezek alapján arra a következtetésre jutottam, hogy az

import mértéke, a jövedéki adó nagysága és a reáljövedelem alakulása van szignifikáns hatással a szeszipari vállalatok jövedelmezőségére. Ezen kívül egy időbeli trendet is sikerült illesztenem a magyarázni kívánt adatokra, illetve érdemes még megemlíteni a konjunktúra hatását, amely azonban csak 10%-on szignifikáns.

A várakozásoknak megfelelően az import és a jövedéki adó nagysága negatívan, míg a reáljövedelem és a konjunktúra alakulása pozitívan hatott az iparág vállalatainak kumulált üzemi eredményére. Sajnos az időbeli trend folyamatosan csökkenő jövedelmezőséget mutatott.

Mivel viszonylag rövid adatsor állt csak rendelkezésemre, ezért többváltozós regressziót nem illesztettem rájuk. Az egyes modellekkel készült becsléseket viszont átlagoltam, így másfajta megközelítéssel próbáltam meg a változók együttes hatását bemutatni. Az átlagok meglehetősen közeli eredményeket hoztak a legtöbb évben. Ez azt jelenti, hogy a vizsgálatba bevont változók hatása jól magyarázza a szeszipar jövedelmezőségét. Mindazonáltal a legnagyobb korreláció az üzemi eredmény és az import nagysága között volt fellelhető. Ezért úgy gondolom, hogy a hazai szeszipari vállalatok jövedelmezőségét alapvetően az import nagysága határozza meg.

A modellek előrejelzései a 2009-es adatok alapján a valós értékhez közeli becsléseket adtak. Az egyes modellekből nyerhető becslések átlaga jól közelítette a tényadatot. Ennek következtében úgy vélem, hogy a teljes szeszipar jövedelmezőségét a válság nem érintette az ettől függetlenül vártnál rosszabbul. Ez nem jelenti azt, hogy ne csökkentek volna a profitok, mindössze azt, hogy a változás nem tért el a korábbi 8 év trendjétől.

A Zwack Unicum Nyrt. egyértelműen piacvezető a hazai szeszipar területén. Hosszú távú célja ezen pozíciójának megtartása és erősítése.⁴⁶ Az elmúlt évek adatai alapján gazdálkodása kiegyensúlyozott és jól tervezhető volt, üzemi tevékenységének eredménye 2001 és 2008 között 2,5 milliárd (2001-es) forint körül alakult. Egyedül 2005-ben tért el ettől jelentősen (pozitív irányban).

Regressziós vizsgálataim azt mutatták, hogy e kiegyensúlyozott gazdálkodásra a magyarázó változók közül egyik sem volt szignifikáns hatással. Leginkább lényeges az árak relatív alakulása volt, amely azonban szintén nem adott elfogadható erejű modellt.

Az adatok jól mutatják, hogy miközben az Európai Unióba történő belépés nem okozott lényegi változást a cég életében, aközben a 2009-ben kiteljesedett válság igen.

⁴⁶ Zwack Unicum Nyrt. Éves Jelentés a 2009–2010-es üzleti évről. 30. o.

Régóta szinten maradó profitja elkezdett csökkenni, annak ellenére, hogy jelentős leépítéseket és egyéb szükséges intézkedéseket fogantatosított.

A bevezetőben feltett második kérdésre, nevezetesen, hogy az iparág és piacvezető vállalatának kapcsolata erős-e, nemleges választ kell, hogy adjak. Az üzemi eredményekben bekövetkező változások időben eltértek, olyan magyarázó változót sem sikerült találni, amely hasonló módon hatott volna a teljes iparágra, mint a Zwack Unicumra.

Ennek a megállapításnak rendkívül sokféle oka lehet. Úgy vélem azonban, hogy ez jó példája a Magyarországon jelen lévő duális iparszerkezetnek, ahol a jelentős tőkével és kiváló technológiával rendelkező nagyvállalatok mellett sok kicsi, tőkeszegény és elavult módszerekkel termelő vállalat található. A kisebbek megpróbálják a piaci réseket kihasználni, azonban az erősödő versenyben egyre kevésbé tudnak helyt állni.

IRODALOMJEGYZÉK

Szakirodalom

- AKI (2004): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2003*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2005): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2004*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2006): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2005*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2007): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2006*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2008): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2007*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2009): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2008*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2010a): *Agrárgazdasági Statisztikai Zsebkönyv 2009*. Agrárgazdasági Kutató Intézet és Központi Statisztikai Hivatal, Budapest
- AKI (2010b): *Kettős könyvvitelt vezető élelmiszeripari szervezetek név- és címjegyzéke 2008. május 31-én*. Agrárgazdasági Kutató Intézet, Budapest
- Boór K. – Franka T. – Nagy Gy. (1982): *Alkohol, társadalom, munkahely. Adatok és vélemények*. Medicina Könyvkiadó és Alkoholizmus Elleni Országos Bizottság, Budapest
- Cohen, A. (2008): Europe's Changing Drinking Habits: More Beer, Less Wine, Few Regrets. *The Wall Street Journal Online*, 2008. december 5. <http://online.wsj.com/article/SB122842679622780557.html> (letöltve: 2011. március 20.)
- Eurostat (2010): Price levels of food range from one to two among Member States. *Eurostat News Release*, 94/2010.
- FVM (2009): *A magyar mezőgazdaság és élelmiszeripar számokban*. Földművelésügyi és Vidékfejlesztési Minisztérium, Budapest
- G. Tóth I. (2010): Szociális kártya: Fényes jövő? Cinkelt lapok. *HVG*, XXXII. évf. 13. sz. 83–84. o.
- Lakner Z. – Szabó T. – Nagy J. – Vödrös É. (1992): A szeszesital- (bor, sör, égetett szeszesital) fogyasztás néhány kérdése Magyarországon. *Szeszipar*, 40. évf. 3. sz. 73–77. o.

Maddala, G. S. (2004): *Bevezetés az ökonometriába*. 1. kiadás, Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest

Mihályi P. (2009): Árak és volumenek a poszt szocialista egészségügyben. *Közgazdasági Szemle*, LVI. évf. 7. sz. 585–608. o.

Ramanathan, R. (2003): *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*. Panem, Budapest

Stein F. (é.n.): *Alkohol és munkaképesség*. Kézirat, Budapest

Szeszipar (1994): Hazai hírek, információk. *Szeszipar*, 42. évf. 2. sz. 60–63. o.

Szeszipar (1996): Alkoholtermelés és szeszesitalgyártás Magyarországon. *Szeszipar*, 44. évf. 3. sz. 84–86. o.

Egyéb dokumentumok

1997. évi CIII. törvény a jövedéki adóról és a jövedéki termékek forgalmazásának különös szabályairól

2003. évi CXXVII. a jövedéki adóról és a jövedéki termékek forgalmazásának különös szabályairól

A Központi Statisztikai Hivatal elnökének 9003/2002. (SK.6.) KSH közleménye a gazdasági tevékenységek egységes ágazati osztályozási rendszeréről

Éves társasági adó bevallások összesített táblázatai 2001–2009. Adó- és Pénzügyi Ellenőrzési Hivatal, Budapest

Internetes források

A bruttó hazai termék (GDP) értéke és volumenindexei (1991–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt001.html (letöltve: 2011. március 25.)

A fogyasztóiár-index (1985–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qsf001.html (letöltve: 2011. március 25.)

A háztartások jövedelme és fogyasztása (háztartási szektor makroszintű mutatói) (1960–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_hosszu/h_zhc001a.html (letöltve: 2011. március 25.)

A kiskereskedelmi forgalom volumenindexei (2002–) – TEÁOR '08:

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_okfa004c.html (letöltve: 2011. március 25.)

Az alkoholon nem spórolnak a válságban:

<http://www.origo.hu/uzletinegyed/valsag/20090313-valsag-alkoholfogyasztas-magyarorszag-egyesult-kiralysag-oroszorszag-tobb-egetett-szesz-es.html> (letöltve: 2011. március 25.)

Comparative price levels:

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tsier010> (letöltve: 2011. március 25.)

Egyes termékek és szolgáltatások éves fogyasztói átlagára (1996–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qlf003b.html (letöltve: 2011. március 25.)

Egy főre jutó élelmiszer-, ital-, dohány- és tápanyagfogyasztás (1990–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt011b.html (letöltve: 2011. március 25.)

Final consumption expenditure of households, by consumption purpose:

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/mapToolClosed.do?tab=map&init=1&plugin=1&language=en&pcode=tsdpc520&toolbox=types#> (letöltve: 2011. március 25.)

Javuló üzleti, romló fogyasztói várakozások: <http://www.gki.hu/sajtoanyagok/javulo-uzleti-romlo-fogyasztoi-varakozasok> (letöltve: 2011. március 25.)

Kiskereskedelem: Továbbra is kevesebbet költünk napi fogyasztási cikkekre:

http://www.gfk.hu/pressreleases/press_releases/articles/006974/index.hu.html (letöltve: 2011. március 25.)

Konjunktúrakutatás módszertana: [http://www.gki.hu/konjunktura-](http://www.gki.hu/konjunktura-kutatas/konjunkturakutatas-modszertana)

[kutatas/konjunkturakutatas-modszertana](http://www.gki.hu/konjunktura-kutatas/konjunkturakutatas-modszertana) (letöltve: 2011. március 16.)

Közigazgatási és Igazságügyi Minisztérium Céginformációs és az elektronikus

cégeljárásban közreműködő szolgálat: <http://e-beszamolo.kim.gov.hu> (letöltve: 2011. március 25.)

Központi Statisztikai Hivatal Tájékoztatási adatbázis:

<http://statinfo.ksh.hu/Statinfo/index.jsp> (letöltve: 2011. március 25.)

Módszertani dokumentáció / szakstatisztikák:

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/ksh_web.meta.objektum?p_lang=HU&p_menu_id=120&p_almenu_id=104&p_ot_id=100&p_obj_id=QSF&p_session_id=54663741 (letöltve: 2011. március 25.)

Munkanélküliségi ráta korcsoportok szerint, nemenként (1998–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qlf017b.html (letöltve: 2011. március 25.)

Prodcom NACE Rev. 2:

http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/prodcom/data/tables_excel (letöltve: 2011. március 25.)

Reáljövedelem – reálbérindex (1991–):

http://portal.ksh.hu/pls/ksh/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_qpt007.html (letöltve: 2011. március 25.)

Sör és pálinka az élen. Alkoholos italok globális fellendülése:

<http://hu.nielsen.com/news/20070601drink.shtml> (letöltve: 2011. március 25.)

TEÁOR'03–'08 fordítókulcs 4-számjegyű:

http://portal.ksh.hu/pls/portal/docs/PAGE/KSHPORTAL/SZOLGALTATASOK/OSZTALYOZASOK/HATALYOS_MAGYAR_OSZTALYOZASOK/FK_TEAOR03_08.PDF (letöltve: 2011. március 16.)

Total population:

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tps00001&plugin=1> (letöltve: 2011. március 25.)

Zwack Unicum Nyrt. Éves jelentések: [http://www.zwack.hu/yearly-](http://www.zwack.hu/yearly-reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78)

[reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78](http://www.zwack.hu/yearly-reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78) (letöltve: 2011. március 25.)

Zwack Unicum Nyrt. Letölthető sajtóanyagok: [http://www.zwack.hu/presskit-](http://www.zwack.hu/presskit-main.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78)

[main.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78](http://www.zwack.hu/presskit-main.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78) (letöltve: 2011. március 25.)

Zwack Unicum Nyrt. Negyedéves gyorsjelentések: [http://www.zwack.hu/quarterly-](http://www.zwack.hu/quarterly-reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78)

[reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78](http://www.zwack.hu/quarterly-reports.php?cmsssid=T839061421772b162a9e1fcc7f39dc755141f62540c23642c562ee9b04c78b78) (letöltve: 2011. március 25.)