

## ERDŐS PÉTER–ORMOS MIHÁLY

### Borok mint alternatív befektetési lehetőségek

---

A minőségi borokba történő befektetés mint valós befektetési alternatíva az utóbbi évtizedekben virágkorát éli, mára a borok több indexét is jegyzi a Bloomberg és más adatszolgáltatók platformjain. A Liv-ex (London International Vintners Exchange) a globális minőség borpiacot 2009-ben hárommilliárd dollárra becsülte. Írásunkban a minőségi borárakat vizsgáljuk a Liv-ex 50 és Liv-ex 500 index segítségével pénzügyi közgazdaságtani, befektetéseméleti szempontból. Méréseink alapján a borárak gyenge szintű hatékonysága elvethető, amennyiben azt az árak véletlen bolyongásával azonosítjuk. ARMA spektrálalapú varianciáhozados-próbák alapján mind a tiszta véletlen bolyongás, mind pedig a tisztán stacioner árképződés elvethető. A hatékonyság sérülése arbitrázslehetőségeket rejthet magában, azonban ezt egyensúlyi árazási modellek alkalmazásával nem tudjuk alátámasztani. A „mesterborok” – a legdrágább minőségi borok – teljesítménye nem különbözik szignifikánsan a piac egészétől, azaz ez alapján a gyűjthető eszközök (*collectibles*) piacán megfigyelt „mesterművekre” jellemző alulárázottság elvethető. A befektetési kategóriájú boroknak kitüntetett szerepe lehet a portfóliódiverzifikációban, mivel alacsony a korrelációjuk a részvénypiaccal, és hosszú távon a két piac független egymástól. A diverzifikációs szerepet erősíti, hogy a minőségi borok még recessziós időszakban is értékállóak, és menedéket jelenthetnek a volatilis részvénypiacokkal szemben.

Journal of Economic Literature (JEL) kód: G12; G14.

---

#### Bevezetés a minőségi borok mint befektetések világába

A modern tőkepiaci befektetések világa folyamatosan bővül, keresi az újabb és újabb alternatív befektetési lehetőségeket, különösen azokat, amelyek megfelelő volumenben állnak rendelkezésre, és a már ismert instrumentumokkal együtt tartva kockázatsökkentési lehetőségeket kínálnak. A minőségi borokba történő befektetés mint valós befektetési alternatíva az utóbbi évtizedekben virágkorát éli. A London International Vintners Exchange (Liv-ex) – elektronikus borkereskedési platform – a globális minőségi borpiacot 2009-ben hárommilliárd dollárra becsülte, ami a 2004. évi volumen háromszorosa, mára a borok több indexét is jegyzi a Bloomberg és más adatszolgáltatók platformjain. Írásunkban a minőségi borokat vizsgáljuk pénzügyi közgazdaságtani, befektetéseméleti szempontból a Liv-ex 50 és Liv-ex 500 index segítségével (a két borindex a leglikvidebb 50 és 500 minőségi bort tartalmazza). Első lépésként a minőségi bor piacának gyenge szintű hatékonyságát teszteljük. Az autoregresszív mozgóátlag- (ARMA) spektrálsűrűség becslésére

---

*Erdős Péter* a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem pénzügyek tanszékének munkatársa.

*Ormos Mihály* a Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem pénzügyek tanszékének munkatársa

épülő varianciahányados-próbák alapján igazoljuk – hasonlóan Erdős–Ormos [2010] munkájához, amelyben az Egyesült Államok aukciós műkincspiacának hatékonyságát vizsgálta – azt, hogy az indexek véletlen bolyongása és tisztán stationer árképződése elvethető. A gyenge szintű hatékonyság elvetése arbitráláslehetőségeket jelezhet, azonban az eszközárzási tesztek ezt nem támasztják alá. A CAPM (Sharpe [1964]) és a Fama–French [1996] háromtényezős modellje alapján a borbefektetésekkel nem lehet szignifikáns abnormális hozamot elérni, és a borhozamok alacsony korrelációt mutatnak a CRSP piaci értéksúlyozású index<sup>1</sup> hozamával. Ez az eredmény a borok portfóliódiverzifikációban betöltött szerepét emeli ki: ha egy tiszta részvényportfólióhoz minőségi borokat is adunk, a portfólió kockázata csökkenthető. A borok diverzifikációs szerepét tovább erősíti, hogy a Johansen [1991]-féle kointegrációs próba alapján a bor- és részvénypiaci árak közötti hosszú távú kapcsolat elvethető.

Hasonlóan a többi gyűjthető tárgyhoz, a borszakértők is gyakran ajánlják ügyfeleiknek, hogy a legdrágább, első osztályú (*first growth*) borokba fektessenek. A műkincsárakkal foglalkozó szakirodalom gyakori kérdése, hogy vajon a legdrágább darabok (a „mesterművek”) alul- vagy felülteljesítik a piac egészét. Ennek megfelelően megvizsgáljuk a legdrágább borok teljesítményét a Liv-ex 50 index segítségével. A Sharpe-ráták alapján a legdrágább minőségi borok teljesítménye nem különbözik szignifikánsan a piac egészétől. Ha ezt a kérdést eszközárzási oldalról közelítjük, akkor azt állíthatjuk, hogy a „mesterindex” nem mutat szignifikáns többleteljesítményt, azaz a „mesterborok” nem nyújtanak jobb teljesítményt az olcsóbb borokhoz képest. Ha egytényezős egyensúlyi modellt alkalmazunk, amiben a borpiacot a legbővebb, Liv-ex 500 index hozamával mérjük, akkor ehhez viszonyítva a Liv-ex 50 nem mutat szignifikáns abnormális teljesítményt, összhangban a standard eszközárzási modellek eredményeivel. A „mesterborokra” vonatkozó megállapításaink hasonlók Fogarty [2006] ausztrál borpiacon mért eredményeihez: a legmagasabb hozamot a legnagyobb kockázattal a legdrágább borok érték el, azaz azok, amelyek a LCAWI (Langton’s Classification of Australian Wine Index) szerint kivételes vagy kiváló minősítést értek el. Eredményeink azonban ellentmondanak Burton–Jacobsen [2001] írásának, amely szerint kockázat–hozam szempontból a legdrágább bordeaux-i vörösborok előnyösebbek a piac egészénél, és szintén ellentmondanak Jaeger [1981] tanulmányának, amely szerint a drágább borokhoz képest a legolcsóbb minőségi bordeaux-i vörösborok és a kaliforniai Cabernet magasabb hozamot hoz magasabb kockázattal.

### A borpiac

A borpiacról szóló, a borok árazását elemző pénzügyi tanulmányok (például Di Vittorio–Ginsburgh [1995], Ashenfelter és szerzőtársai [1995], Combris és szerzőtársai [1997]) leginkább azt a kérdést feszegetik, hogy az időjárási feltételek (fagy, jégeső, eső, hőmérséklet), az érzékekre ható változók (íz, szerkezet, illat stb.), a borcímkéken lévő információk (évjárat, borház, üveg mérete, szín stb.), valamint a bor minősítése (a leghíresebb borminősítők: Robert Parker, Jancis Robinson, Wine Spectator) milyen hatást gyakorol a borok árazódására. A borminősítés – főleg Robert Parker pontjai – a borárak igen fontos meghatározója (Jones–Storchmann [2001], Cardebat–Figuet [2004]). Robert Parker egy 50 és 100 közötti skálán értékeli a bordeaux-i borokat. A Liv-ex indexekbe csak azok a borok kerülnek be, amelyek ezen a skálán megfelelően magas pontot érnek el. Fogarty [2007] szerint előre tudható, hogy melyek a jó évjáratok, mivel az időjárási tényezők és

<sup>1</sup> A Chicagói Egyetem (Booth School of Business) Center for Research in Security Prices által közzétett index.

a borminősítések már a palackozás előtt ismertek. Tanulmánya szerint csak ezekbe, a jó évjáratokba érdemes fektetni.

A legtöbb kutatás a borhozamokat a kockázatmentes hozamokkal veti össze, de csak néhány veszi figyelembe a kockázatokat is. A borhozamokról szóló pénzügyi irodalom vegyes eredményeket mutat. *Krasker* [1979] tanulmányában bordeaux-i és kaliforniai Cabernet Sauvignon borokat vizsgált, és úgy találta, hogy 1973 és 1977 között a borok kockázati prémiuma szignifikánsan nem különbözik nullától. *Jaeger* [1981] más eredményekre jutott: 12 százalékos átlagos kockázati prémiumot mért, bár a tárolási költségeket sokkal kisebbre becsülte, mint *Krasker*. *Weil* [1993] 9,5 százalék átlagos borhozamot mért az 1980–1982 közötti időszakban, sőt állítása szerint, ha a portfólió csak bordeaux-i borokat tartalmaz, akkor ez az érték egészen felmehet 11 százalékig, azonban még ez is szignifikánsan alacsonyabb az azonos időszakban mért NYSE-részvényhozamoknál. *Fogarty* [2006] szerint a minőségi ausztrál borok hozama magasabb lehet, mint a bordeaux-i boroké 1989 negyedik negyedére és 2000 negyedik negyedére között. *Sanning és szerzőtársai* [2007] elméleti alapon mutatta meg, hogy a borbefektetéseknek legalább akkora hozamot kell elérniük, mint a részvényeknek, sőt bizonyos esetekben ennél még többet is. Ez az elméleti modell összhangban áll *Jaeger* [1981], de ellentmond *Weil* [1993] és *Krasker* [1979] munkájának. *Ashenfelter és szerzőtársai* [1995] a magas elméleti hozam alátámasztásaként azt állítja, hogy az új borok fogyasztása sokkal kisebb élvezettel jár, mint az éretteké, ezért természetes, hogy a befektetők ösztönözve vannak a borok tárolására.

*Fogarty* szerint az említett tanulmányok alulértékelik a borok befektetési szerepét, mivel széles piaci indexeken alapulnak, annak ellenére, hogy a tipikus borbefektető csak nagyon jó minőségű, jó évjáratú borokat vásárol. Így véleménye szerint egy olyan tanulmány, amely az összes évjáratot tartalmazza, lefelé torzítja az átlagos befektető által elérhető hozamot (*Fogarty* [2007]).

*Ashenfelter és szerzőtársai* [1995] szerint a részvénypiacokhoz hasonlóan kétféle borpiacon létezik, az új borok és az érett borok piaca, amelyek hatékonyság szempontjából különböznek. Meglepő, hogy az időjárás tényezők, amelyek meghatározzák a bor minőségét, nem játszanak szerepet az új borok árszabásánál. Általánosan ezért elmondható, hogy rossz évjáratú új borok túlárzottak, míg a jó évjáratúak alulárzottak, és ez a piaci anomália csak az évjáratot követő tizedik év után tűnik el teljesen. A racionális befektetők ezért elkerülik a rossz évjáratokat, és csak a jókra koncentrálnak. *Ashenfelter és szerzőtársai* [1995] szerint az érett borok piaca relatíve hatékony, míg az új boroké egyáltalán nem az.

A borpiacon használt indexszámítási módszertan három kategóriára bontható: hedonikus árindex (például *Combris és szerzőtársai* [1997], *Di Vittorio–Ginsburgh* [1995], *Fogarty* [2006]), ismételt tranzakciók regressziójával (*repeat sales regression, RSR*) becsült index (például *Sanning és szerzőtársai* [2007], *Masset és szerzőtársai* [2010]) és végül kompozit index, amelynek az összetétele valamilyen szabályon alapul. A legutolsó módszer, mivel nem becslésen alapul, a komponensek megfelelő piaci likviditását igényli. A Liv-ex indexek esetében az adatok egy szervezett piacról érkeznek, amely megfelelő likviditást biztosít, így nincs szükség becslésre, az indexek egyszerűen számolhatók az összetételek időről időre való ármegfigyelésével.

A borbefektetéseknel figyelembe kell venni, hogy a tárolás és a biztosítási díj költséges, és a kereskedés is drágább, mint a részvénypiacon. Az Egyesült Királyságban és Ausztráliában például az aukciós vételi jutalék elérheti a 15 százalékot, de minimum 10 százalék, az eladási jutalék pedig átlagosan 10 százalék (*Fogarty* [2007]). Másfelől a befektetők adóelőnyöket élvezhetnek a részvénybefektetésekkel szemben, mivel például az Egyesült Királyságban és Ausztráliában a borbefektetéseken realizált nyereség adómentes. Ez az adóelőny nagyjából megegyezik a borbefektetések többletköltségével.

A Liv-ex tőzsdén azonban a kereskedési költségek jóval kisebbek, mint a tőzsdén kívüli (OTC) borpiacokon, partnereknek 2,75 százalékos, míg tagoknak 2 százalékos jutalékot számolnak 500 és 1500 angol font éves díj mellett. Az adómegetkarítás, ami jelenleg (2009/2010. adóévet tekintve) az Egyesült Királyságban magánszemélyeknek 10 100 font feletti árfolyamnyereség esetén a nyereség 18 százaléka, bőven fedezi a kereskedés és tárolás többletköltségeit. Másfelől viszont, a borbefektetők viszonylag illikvid piaccal és rövidre eladási korlátokkal néznek szemben, aminek természetesen költségvonzata is van, ezért azt feltételezzük a továbbiakban, hogy a többletköltségek és az adómegetkarítás nagyjából kioltják egymást.

### Borpiaci adatok

Elemzésünk a Liv-ex kétfajta indexét használja, amelyek a Liv-ex tőzsde kereskedési adataira épülnek. A tanulmány 2000. január és 2010. július közötti időszakot fogja át. Az általunk ismertetett indexszámítási módszertan a Liv-ex honlapján található indexleírásokra épül.

Az ársúlyozású Liv-ex Fine Wine 50 Index a leglikvidebb minőségi borokat tartalmazza. Kizárólag bordeaux-i első osztályú (*first growth*)<sup>2</sup> borokat tartalmaz a Haut Brion, a Lafite Rothschild, a Latour, a Margaux és a Mouton Rothschild borházaktól. Csak az utolsó tíz évjáratból fizikailag is elérhető (palackozott) borokat tartalmazza, azaz a határidős ügyletszerű – még nem palackozott, hordókban tárolt borokra szóló – *En Primeur* szerződéseket nem. Jelenleg 1998 és 2007 közötti évjáratokból tartalmaz borokat. Az indexet naponta számítják, de mi a havi felbontást használjuk, mivel a napi bontás csak 2010 februárjától érhető el, a havi bontás viszont 2000-től. A komponenseket minden év júliusában adják hozzá az indexhez, ugyanis ekkor lesz fizikailag is elérhető a legújabb palackozott évjárat, ami mindig a naptári évet megelőző harmadik évjáratot jelenti, ezzel egyidejűleg a legrégebbi komponensek kikerülnek az indexből. Minden komponens egy 12 × 75 centiliteres rekesz borra vonatkozik. A Liv-ex indexe középáron alapszik, amiket a robusztus számítás érdekében a Liv-ex kereskedési platformján elérhető jelenlegi eladási és vételi ajánlat átlagaként határoznak meg. Ha a Liv-ex tőzsdén az adott komponensre volt kötés az elmúlt 30 napban, és a tranzakció ára a jelenlegi ajánlati sávba esik, akkor a kötési ár lesz a középár. Az árakat egy értékelési bizottság hagyja jóvá.

A Liv-ex 500 Fine Wine Index is ársúlyozású index, amely 2001. januártól érhető el. Ez az index a legbővebb a Liv-ex családban, tartalmát tekintve az egész minőségi borpiac ármozgását hivatott követni. A Liv-ex 50 indexszel ellentétben az összes gyakran kereskedett bor befér az indexbe, így azok a népszerű bordeaux-i borok is, amelyek a Liv-ex 50 indexből kimaradtak. Az indexben található komponensek legnagyobb része bordeaux-i bor, ami a piac jelenlegi állapotát tükrözi, de ezek mellett burgundi, rhone-i, champagne-i, portói, olasz és néhány újvilágbeli bor is beletartozik az index összetevőibe. Csak a legújabb borok kerülhetnek be, a bordeaux-i borok esetében ez az utolsó kilenc, míg a többi bor esetében ez az utolsó öt évet jelenti. A 2007-es évjárat jelenleg a legújabb, a 2008-as borokat 2011 januárjában vonják be az indexbe. Ez az index egy átlagos minőségi borkereskedő készletének teljesítményét méri. A Liv-ex 500 Fine Wine Index a komponensekre az utóbbi 30 napban érkező legalacsonyabb ajánlati áron alapszik. A Liv-ex a legfrissebb elérhető adatokat használja fel: az ajánlati árakat a tagjaitól

<sup>2</sup> Magyarul első osztályúnak fordítottuk, angolul First Growthként, franciául Premier Cruként emlegetik. Ez a klasszifikáció az 1855. évi párizsi világhiállításra készült, és az összes minőségi bordeaux-i bort valamilyen osztályba sorolta. A First Growth osztály a legjobbba legjobbjá, ide eredetileg négy borházat (*chateaux*) soroltak: a Château Latour, a Château Lafite Rothschildot, a Château Margaux-t és a Château Haut-Briont. 1973-ban a Mouton Rothschild borház szintén elnyerte a Premier Cru-státust.

rendszeresen vagy akár a tágabb külső piacról gyűjti be. Az értékelési bizottság minden évben újra meghatározza az összetételt annak érdekében, hogy az index az aktuális piaci helyzetet tükrözze. Az összetétel januárban változik, ekkor kerülnek be a legújabb évjáratok, és ekkor kerülnek ki a legrégebbiek.

A Liv-ex indexei mellett néhány adatsort a Global Financial Data (GFD) adatbázisából nyertünk. A fontban számított indexeket a GFD havi font/dollár árfolyamán számítottuk át dollárra, az indexek reálértékét pedig a GFD amerikai fogyasztói árindexével kalkuláltuk. A havi kockázatmentes hozam és részvénypiaci index a CRSP adatbázisból került felhasználásra.

### A borpiac hatékonysága

A borpiac hatékonyságát három szempontból vizsgáljuk meg. Először is a gyenge szintű hatékonyságot teszteljük varianciahányados segítségével. Másodsorban a tőkepiaci árfolyamok modelljét (CAPM, *Sharpe* [1964]) és a *Fama–French* [1996]) háromtényezős modellt teszteljük. Végezetül pedig a mesterborok teljesítményét vizsgáljuk meg.

#### *A borpiac gyenge szintű hatékonysága*

Kétféle egységgyökpróbát használunk, a kibővített Dickey–Fuller-próbát (ADF) (*Dickey–Fuller* [1979]) és a Phillips–Perron-próbát (PP) (*Phillips–Perron* [1988]) a Liv-ex két, dollárban denominált reálindexén. Az indexeket az amerikai fogyasztói árindexszel defláltuk, hogy ki tudjuk szűrni a bennük lévő esetleges egységgyököt, majd vettük a reálindexek logaritmusát. *Cheung–Lai* [1997] bizonyította, hogy a Phillips–Perron-próba erősebb, mint a kibővített Dickey–Fuller-próba. *Elliott és szerzőtársai* [1996], valamint *Dufour–King* [1991] megmutatta, hogy az adatok lokális általánosított legkisebb négyzetes (*generalized least squares, GLS*) trendszűrése szignifikánsan javítja a próbák erejét. Ezért a Phillips–Perron-próbát a GLS trendszűrés és nullafrekvenciájú autoregresszív spektrálsűrűség-bebecslés mellett végeztük el, hogy kihasználjuk az ezzel járó előnyöket (így kisebb minta is elegendő, és a próba ereje nő (*Perron–Ng* [1998])). *Perron–Ng* [1998] igazolta, hogy a nullafrekvenciájú spektrálbecsléseket alkalmazó egységgyökpróbák ereje nő, ha autoregresszív spektrálsűrűség-bebecslést alkalmazunk a standard kernelbecslések helyett. Továbbá, *Ng–Perron* [2001] megmutatta, hogy bármely egységgyökpróbánál jelentős méretelőnyökkel jár, ha a standard Akaike-féle információs kritérium (*Akaike Information Criterion, AIC*) helyett a módosított Akaike-féle kritériumot használjuk, ezért a késleltetés megválasztásához mi is ezt alkalmazzuk. A kibővített Dickey–Fuller-próbánál trendet és konstans is használunk a tesztegyenletben, mivel ezek a változók is szignifikánsnak bizonyultak. A kibővített Dickey–Fuller- (ADF) próbát tehát trenddel és konstanssal, a Phillips–Perron-próbát pedig általánosított legkisebb négyzetes (GLS) trendszűréssel, autoregresszív spektrálsűrűség-bebecsléssel és módosított Akaike-féle információs kritérium (AIC) késleltetésválasztással alkalmazzuk.

A Liv-ex 50 (500) index ADF-próbája 0,35 (0,54), a PP-próbája 0,24 (0,49)  $p$ -értéket adott. Ez alapján semmilyen szokásos szignifikanciaszinten sem vehető el az egységgyök-nullhipotézis. Az eredmények alapján a gyenge szintű hatékonyság sem utasítható el, azonban meg kell jegyezni, hogy határozott alternatív hipotézisek esetén a próbák ereje gyenge. A legérdekesebb alternatív hipotézis olyan folyamat feltételezése lenne, amely véletlen bolyongás mellett stacioner komponenst is tartalmaz. *Poterba–Summers* [1987] 40 százalékos szignifikanciaszint választását javasolja arra az esetre, ha valaki az első-

és másodfajú hibát egyszerre kívánja minimalizálni. Ha követjük ajánlásukat, akkor nem kapunk egyértelmű eredményeket: a szűkebb, 50 komponensű index véletlen bolyongása elvethető, míg a bővebb 500-asé továbbra sem utasítható el.

Ezek az eredmények a borárok alaposabb vizsgálatát indokolják. Elképzelhető, hogy az egységgyökpróbák nem hibáznak, amikor a nullhipotézist elvetik, mivel valóban van véletlen bolyongás a borárakban, de arra alkalmatlanok, hogy a véletlen bolyongással szemben konkrét – például véletlen bolyongás stacioner komponenssel – hipotézist teszteljenek.

*Beveridge–Nelson* [1981] bizonyította, hogy minden differenciastacioner idősor szétválasztható véletlen bolyongásra és stacioner folyamatra. Az eszközhozamokról a szakirodalomban feltételezik a stacionaritást, ezt az állítást borhozamokra is ellenőriztük: a hozamok véletlen bolyongása mindkét próba alapján bármilyen szignifikanciaszinten elvethető. *Cochrane* [1988] egy GNP-adatsorban a véletlen bolyongás méretét varianciáhozányados segítségével becsülte, ami esetünkben a véletlen bolyongás első differenciájának varianciája a borhozamok varianciájának százalékában. *Cochrane* bebizonyította, hogy az első differencia varianciája nem más, mint a hozamok nulla frekvenciánál vett spektrálsűrűsége. A varianciáhozányadosban szereplő spektrálsűrűséget autoregresszív mozgóátlaggal becsüljük. Egy tisztán véletlen bolyongást leíró folyamat egységnyi, míg egy stacioner folyamat varianciaráta nulla. Egy kétkomponensű folyamatnak, amely mind véletlen bolyongást, mind stacioner komponenst tartalmaz, a hozamokban negatív autokorreláció esetén nulla és egy közötti, pozitív autokorreláció esetén egynél nagyobb a varianciáhozányadosa.

Tegyük fel, hogy a következő autoregresszív mozgóátlag- (ARMA) modell képes leírni a borhozamokat ( $r_t$ ), azaz a borárok logaritmusának első differenciáját ( $\Delta P$ )

$$\Delta P_t = r_t = \hat{\alpha}_1 \Delta P_{t-1} + \hat{\alpha}_2 \Delta P_{t-2} \dots + \hat{\beta}_p \Delta P_{t-p} + \hat{\varepsilon}_t + \hat{\beta}_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \hat{\beta}_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} \dots + \hat{\beta}_q \hat{\varepsilon}_{t-q}. \quad (1)$$

Ebben az esetben a spektrálsűrűség ARMA-becslése nulla frekvenciánál a

$$\hat{f}_0 = \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 (1 + \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \dots + \hat{\beta}_q)^2}{(1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \dots - \hat{\alpha}_p)^2} \quad (2)$$

formában adható meg, ahol  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  az ARMA-modell reziduális hibája (*Gray–Woodward* [1986]), amiből már a varianciáhozányados

$$VR = \frac{\hat{f}_0}{\sigma_{\Delta P_t}^2} \quad (3)$$

formában számolható, ahol  $\sigma_{\Delta P_t}^2$  a borhozamok varianciája (*Cochrane* [1988]). Az ARMA-spektrálbecslés standard hibája a Delta-módszer alapján számolható (*Greene* [2002] 70. o.), azaz legyen

$$\hat{\mathbf{b}} = (\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_p, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_q) \quad (4)$$

az (1) összefüggésben szereplő ARMA-regresszió becsült paramétereinek vektora és

$$\text{Var} \left[ f(\hat{\mathbf{b}}) \right] = \left[ \frac{\partial f(\hat{\mathbf{b}})}{\partial \hat{\mathbf{b}}} \right]^T \text{Cov}(\hat{\mathbf{b}}) \frac{\partial f(\hat{\mathbf{b}})}{\partial \hat{\mathbf{b}}}, \quad (5)$$

ami nem más, mint  $f(\hat{\mathbf{b}})$  varianciája, ahol  $f(\hat{\mathbf{b}})$  a becsült nulla spektrum.

A borindexek hozamára különböző ARMA-modelleket illesztettünk, és ezek közül a legjobban illeszkedőt választottuk a Schwarz-féle információs kritérium (SIC) alapján, feltéve, hogy a reziduumok  $Q$ -statisztikája nem utal autokorrelációra. Az indexhozamokra legjobban illeszkedő két modell az 1. táblázatban látható.

1. táblázat  
A borárak ARMA spektrálsűrűség-alapú varianciahányados-becslése

	Liv-ex 50		Liv-ex 500	
	1. modell	2. modell	1. modell	2. modell
AR(1)	-1,386 (0,042)	0,211 (0,118)	-0,656 (0,106)	-0,954 (0,201)
AR(2)	-0,926 (0,041)	-0,786 (0,086)	-0,487 (0,126)	-0,598 (0,188)
AR(3)			0,375 (0,092)	
MA(1)	1,796 (0,086)	0,103 (0,154)	0,961 (0,072)	1,201 (0,197)
MA(2)	1,870 (0,160)	1,137 (0,128)	0,880 (0,083)	1,075 (0,242)
MA(3)	1,000 (0,157)	0,375 (0,141)		0,611 (0,188)
MA(4)	0,474 (0,083)	0,161 (0,126)		0,568 (0,182)
MA(5)		0,239 (0,119)		0,408 (0,155)
MA(6)				0,378 (0,103)
Korrigált $R^2$	0,246	0,231	0,085	0,108
SIC	-3,547	-3,498	-4,001	-3,938
$f_0$	0,007	0,010	0,002	0,004
$\sigma(f_0)$	0,001	0,001	0,001	0,001
$VR$	3,664	5,634	2,362	3,760
$\sigma(VR)$	0,368	0,677	0,737	1,044

*Megjegyzés:* a hozamokra legjobban illeszkedő két ARMA-modell szerepel mindkét borindex esetében. A becsült ARMA-paraméterek alatt zárójelben a standard hibák találhatók. Az utolsó négy sorban nulla spektrumok, varianciahányadosok ( $VR$ ) és ezek standard hibái láthatók.

A kiválasztott modellekre alkalmazzuk a (2) egyenletben szereplő spektrálbecslést. *Lo–MacKinlay* [1988] szerint a varianciahányados aszimptotikusan normális eloszlást követ véletlen bolyongás esetén. Mivel a varianciarátlak több mint két standard hibára vannak nullától, ezért a tiszta stacioner ármozgás minden szokásos szignifikanciaszinten elvethető. A szakirodalmat több eltérő nézőpont jellemzi a véletlen bolyongás és a hatékony piacok elmélete közötti kapcsolat tekintetében. Korai tanulmányok, főként *Fama* [1965] azt állítja, hogy ha piacok hatékonyak, akkor az árak véletlen bolyongást követnek. *Keim–Stambaugh* [1986], *Campbell* [1987], *French és szerzőtársai* [1987], *Campbell–Shiller* [1988], valamint *Lo–MacKinlay* [1988] a véletlen bolyongásnak ellentmondóan azt találták, hogy az eszközhozamok előre jelezhetők. *Fama–French* [1988] szerint az átlaghoz való visszatérés vagy az árakban jelenlévő stacioner komponens nem feltétlenül utal irracionálisra. Elképzelhető, hogy a várható hozamot olyan sokkok érik, amelyek függetlenek az osztlékok racionális előrejelzéseitől, azaz a sokkoknak hosszú távon nincs hatásuk az eszközárakra. Egy ilyen sokk lassan kiháló komponenst okoz az eszközárakban és negatív autokorrelációt az eszközhozamokban, mivel az árak ellentétes mozgásának ellensúlyoz-

nia kell az eszközhozamokat érő sokkokat. *DeBondt–Thaler* [1985] szerint azonban az átlaghoz való visszatérés a befektetők túlereagálásának és valóstól eltérő kockázatérzékelésének köszönhető.

Az 1. táblázatban látható eredmények alapján a tiszta stationer ármozgás hipotézise bármilyen szokásos szignifikanciaszinten elvethető, mivel a varianciahányadosok több mint két standard hibára vannak nullától. A standard hibák viszonylag nagyok, mivel a borárakban a véletlen bolyongás mértéke nagy (lásd *Cochrane* [1988]). A Liv-ex 50 indexre vonatkozó két varianciahányados-bebecslés szignifikánsan különbözik egymástól, azonban mindkét becslésből hasonló következtetéseket vonhatunk le. A becslések szignifikánsan egy feletti értéket vesznek fel, azaz a tiszta véletlen bolyongás minden szignifikanciaszinten elvethető. Az egy feletti varianciahányados arra utal, hogy a borárakban a véletlen bolyongás mellett egy olyan komponens is van, amely a hozamokban pozitív autokorrelációt okoz. A Liv-ex 500 varianciahányadosa az 1. modell alapján szignifikánsan nem különbözik egytől 95 százalékos konfidenciaszinten, azaz a véletlen bolyongás nem vethető el. Meg kell jegyezni, hogy a varianciahányados 93,5 százalékon már szignifikánsan egy felett van, ami szintén pozitív autokorrelációra utal. Követve *Poterba–Summers* [1987] ajánlását, érdemesebb a szokásosnál magasabb szignifikanciaszintet választani, ami alapján a tiszta véletlen bolyongás már elvethető. A 2. modell varianciahányadosa már szignifikánsan eltér az egységnyitől, eszerint a tiszta véletlen bolyongás ismét elvethető. A Liv-ex 500-ra vonatkozó varianciahányadosok ugyan nagy eltérést mutatnak, de a nagy standard hibák miatt szignifikánsan nem különböznek egymástól. Az eredmények *Fama–French* [1988] részvénytőkepiaci modelljét cáfolja, mivel az árakban nincs átlaghoz való visszatérés, azaz a hozamok nem korrelálnak negatívan.

Az eredmények viszont nem mondanak ellent sem *Lo–MacKinlay* [1988] modelljének, sem a részvénytőkepiac mért eredményeiknek. A pozitív autokorreláció és ezzel a véletlen bolyongás elvetése összefüggésben lehet a vörösborok relatív illikviditásával. *Lo–MacKinlay* [1988] pozitív autokorrelációt mért az amerikai részvényhozamokban, amit részben a kis-részvények nem folytonos kereskedésével magyaráztak. Megjegyezték azonban, hogy a mért pozitív autokorreláció túl nagy ahhoz, hogy a nem folyamatos kereskedés teljes egészében magyarázza a jelenséget. Elképzelhető, hogy a bordeaux-i boroknak van egy normálhozama, ami a kockázatért kárpótolja a befektetőt, azaz van egy közös piaci tényező, ami pozitív várható hozamot implikál. Ha van egy olyan nap, amikor egy adott borral nem kereskednek, az aznap hozam hozzáadódik annak a napnak a hozamához, amikor a bor újra megjelenik a piacon, pozitív autokorrelációt okozva. *Lo–MacKinlay* [1988] szerint, ha egy adott napon a kereskedés valószínűsége csak 50 százalék, az is csak 17 százalékos autokorrelációhoz vezet a heti hozamokban. Ha feltesszük, hogy egy folyamat elsőrendű autokorrelációja 17 százalék, és nagyobb késleltetésnél pedig nulla, a véletlen bolyongás varianciahányadosához képest ez 37 százalékkal magasabb értékhez vezet. Mivel havi hozamokat használunk, nem pedig hetieket, a nem folyamatos kereskedés hatása kisebb, hiszen az kevésbé valószínű, hogy egy adott bor egy teljes hónapig ne jelenjen meg a piacon. Ha a nem kereskedés pozitív autokorrelációhoz is vezet az általunk alkalmazott mintákban, teljes egészében nem magyarázhatja az egységnyinél szignifikánsan nagyobb varianciahányadosokat. Ez a magyarázat különösen nem állja meg a helyét a Liv-ex 50 esetében, mivel ez kizárólag a legkereskedettebb borokat tartalmazza.

Egy másik, talán valószínűbb magyarázat a pozitív autokorrelációra, hogy az új borok piaca nem hatékony: mivel a minőséget meghatározó időjárási tényezőknek nincs hatásuk az új borárak meghatározásakor, jó évjáratoknál ez alulárázáshoz, rossz évjáratokkor túlárázáshoz vezet (*Ashenfelter és szerzőtársai* [1995]). *Fogarty* [2007] szerint a gyűjthető tárgyak ára másodpiacon független a gyártási költségektől, ellenben az elsődleges piacon az árazás a gyártási költségektől jelentősen függ, figyelmen kívül hagyva az évjáratot. Ez

az árazási hiba akár tíz évig is jelen lehet az árakban. A Liv-ex 50-ben szereplő borok maximum tíz, míg az 500-ban maximum kilenc évig maradnak a komponensek között, így az új borok piaci hatékonyságát szignifikáns hatással lehet eredményeinkre. Feltételezve, hogy a borok alulárzottak, ahogy *Ashenfelter és szerzőtársai* [1995] állítják, nem meglepő, hogy a borhozamokban lévő pozitív autokorreláció jóval egység feletti varianciarátát ad. Egy másik lehetséges magyarázat a mért varianciához viszonyítottan az előzővel, a rövidre eladás hiánya. A befektetők csak olyan termékeket tudnak eladni, amelyek ténylegesen a tulajdonukban van, nincs borokra vonatkozó derivatíva, amely rövidre eladható lenne.<sup>3</sup> A rövidre eladás hiánya erősíti a pozitív autokorrelációt, mivel a túlárzott (rossz évjáratú) borok eladása negatív autokorrelációt okozna, mérsékelve vagy akár meg is szüntetve a piac egészére vonatkozó pozitív autokorrelációt.

*Jovanovic* [2007] eredményei is összhangban állnak az általunk mért varianciához viszonyítottan. Elmélete szerint racionális buborékok gyakran előfordulnak nem megújuló erőforrások piacán. A minőségi borok piaca pont ilyen piac, hiszen egy adott évjárat bora nem megújuló, és mivel az ilyen piacon hosszú távon folyamatos áremelkedés figyelhető meg, a hozamok pozitívan autokorrelálnak.

### *A borpiac teljesítménye*

A hatékonyság más szempontból is megvizsgálható, az egyensúlyi modellek szerint az eszközök hozama arányos az árazott kockázat nagyságával. Egytényezős modell esetén csak egy árazott kockázat létezik, a piaci kockázat. *Fama–French* [1996] szerint a CAPM nem képes leírni a részvénytőzsi hozamokat, és megmutatta, hogy a piaci kockázat mellett két más kockázati tényező is létezik, a kisvállalati hatás (*small minus big, SMB*) és a viszonylagos válság (*high minus low, HML*). *Mei–Moses* [2005]-t, valamint *Sanning és szerzőtársai* [2007]-t követve a CAPM-et és a Fama–French-féle háromtényezős modellt alkalmazzuk a borhozamokra, és a Jensen-alfák szignifikanciáját vizsgáljuk (*Jensen* [1968]).

Az eszközárarázasi próbák  $R^2$  értékei nagyon alacsonyok, mind a teljes mintaidőszakban, mind pedig 2001. január és 2010. július között (2. táblázat). Mivel a borindexek különböző hosszúságúak, és így a mért teljesítményeket nem lenne helyes összevetni, az eszközárarázasi modelleket egységesen, a 2001. január és 2010. július közötti időszakra is megbecsüljük (lásd a 2. táblázat B részét). 95 százalékos szinten a piaci tényező nem szignifikáns a Liv-ex 50 index kockázati prémiumaira illesztett regressziókban, sem a teljes mintaperiódusban, sem pedig az egységes mintaidőszakban. Ez az eredmény rávilágít arra, hogy a boroknak jelentős szerepe lehet a portfóliódiverzifikációban, mivel a bor- és részvényhozamok korrelációja nagyon alacsony. A Liv-ex 500 regressziókban a CRSP kockázati prémiuma ugyan szignifikáns, de az illeszkedés nem sokkal jobb, mint a Liv-ex 50 esetében. A Jensen-féle alfák egyik időszakban sem és egyik index esetében sem szignifikánsak, azaz a borok kockázattal korrigált hozama szignifikánsan nem különbözik az amerikai részvényekétől. *Sanning és szerzőtársai* [2007] ezzel ellentétes eredményre jutottak, szerintük 1996 és 2003 között a bordeaux-i borok havi abnormális hozama 0,75 százalék. A Fama–French-féle tényezők bevonása nem változtatja meg a becsült paramétereket szignifikánsan. A HML tényező semmilyen szokásos szignifikanciaszinten sem különbözik nullától, míg az

<sup>3</sup> Legjobb tudomásunk szerint jelenleg nincs egyik Liv-ex vagy bármilyen más borindexre, termékre vonatkozó határidős szerződés. Igaz, voltak próbálkozások a Liv-ex 100 indexre vonatkozó határidős kontraktusokra, de ezek csak időleges jellegűek voltak. Az intrade.com és az odmarkets.com internetes felületeknek volt 2008-ban az említett indexre szóló határidős szerződése.

2. táblázat

A borhozamokra illesztett egyensúlyi modellek

	Liv-ex 50		Liv-ex 500		CRSP
	CAPM	Fama–French	CAPM	Fama–French	
A) A teljes mintaidőszak					
	(n = 126)		(n = 113)		
<i>C</i>	0,006 (0,005)	0,006 (0,006)	0,005 (0,003)	0,006 (0,004)	
$R_m - R_f$	0,172 (0,112)	0,19 (0,107)	0,157 (0,069)	0,179 (0,063)	
<i>SMB</i>		-0,055 (0,101)		-0,133 (0,070)	
<i>HML</i>		0,078 (0,154)		0,010 (0,115)	
Korrigált $R^2$	0,034	0,027	0,056	0,051	
$E(r)$		0,006		0,005	-0,002
$\sigma(r)$		0,043		0,031	0,051
<i>S</i>		0,139		0,171	-0,037
B) 2001. január – 2010. július					
	(n = 113)		(n = 113)		
<i>C</i>	0,007 (0,006)	0,008 (0,006)	0,005 (0,003)	0,006 (0,004)	
$R_m - R_f$	0,183 (0,133)	0,196 (0,114)	0,157 (0,069)	0,179 (0,063)	
<i>SMB</i>		-0,148 (0,131)		-0,133 (0,070)	
<i>HML</i>		0,171 (0,182)		0,010 (0,115)	
Korrigált $R^2$	0,033	0,034	0,056	0,051	
$E(r)$		0,007		0,005	0,000
$\sigma(r)$		0,044		0,031	0,050
<i>S</i>		0,169		0,171	0,002

*Megjegyzés:* a táblázat a CAPM és a Fama–French-féle háromtényezős regressziók eredményeit mutatja. A paramétereket OLS-sel becsültük, a zárójelben lévő standard hibákat pedig a heteroszkedaszticitás és autokorreláció konzisztens standardhiba-bebecsléssel (*Newey–West* [1994]). Az egyes részek utolsó három sorában a borindexek és a CRSP értéksúlyozású index hozamának várható értékei, szórásai és Sharpe-rátái szerepelnek.

*SMB* tényező is csak a Liv-ex 500 regresszióban és ott is csak 96 százalékon szignifikáns, az előjele negatív, ami azt jelenti, hogy a borok a nagy kapitalizációjú részvények hozamával mutatnak hasonlóságot.

### A „mesterborok” alulteljesítése?

Számos tanulmány állítja, hogy a műrecek, azaz a legdrágább műtárgyak alul- vagy felülteljesítik a szélesebb piacot. *Pesando* [1993], valamint *Locatelli Biey–Zanola* [2002] megmutatta, hogy a műrecek felülteljesítik az olcsóbb darabokat, illetve a

piac egészét. Goetzmann [1996] nem mért szignifikáns teljesítményt, míg Mei–Moses [2002] szerint a műemrek festmények szignifikánsan alulteljesítik a piacot. Mivel a borpiac szintén tekinthető gyűjthető tárgyak piacának, és több közös vonása van a műkincspiaccal, érdemes megvizsgálni a legdrágább borok teljesítményét a piac egészéhez képest. Csak néhány olyan borokkal foglalkozó munkát ismerünk, amely részben érinti ezt a témát. Fogarty [2006] és [2007] szerint például ugyan a legdrágább boroknak magasabb a hozamuk, mint az olcsóbbaknak, de állítása szerint a kockázatuk is magasabb. Burton–Jacobsen [2001] azt állítja, hogy csak legmagasabb hozamú 1982-es évjáratú portfólió teljesíti felül a Dow Jones Industrial Average részvényindexet az 1986–1996-os időszakban. A 1982-es évjárat az elmúlt évtizedek legjobb évjárata volt, és ezért az 1982-es bordeaux-i borok a legdrágábbak között vannak, így eredményük értelmezhető a „mesterborok” felülteljesítéseként. Jaeger [1981] ezzel ellentétesen úgy találta, hogy a legolcsóbb minőségi bordeaux-i vörösborok és a kaliforniai Cabernet-k hozama magasabb, igaz, magasabb kockázat mellett.

A kereskedők gyakran ajánlják ügyfeleiknek, hogy az állítólagos jobb teljesítményük miatt a legdrágább, első osztályú (*first growth*) borokat vegyék. Mivel a Liv-ex 50 index komponensei a legdrágább borok, ez az index felhasználható a „mesterborok” teljesítménymérésére.

A borindexek és a CRSP index kockázati prémiumának átlagát és szórását, valamint Sharpe-rátáját láthattuk a 2. táblázatban. A hozamok és kockázatok összehasonlításánál érdemes a táblázat B részét tekinteni, azaz azonos időszak eredményeiből kiindulni. A Liv-ex 50 index hozama ugyan átlagosan több mint 0,2 százalékponttal magasabb, mint az Liv-ex 500 indexé, de ez valamivel nagyobb kockázattal is párosul. A hozamok nagy szórása miatt azonban az átlagos hozamok nem különböznek szignifikánsan. Hasonlóképpen állíthatjuk, hogy a Sharpe-ráták szignifikánsan nem különböznek egymástól, azaz a drágább borok nem mutatnak teljesítménybeli különbséget a piac egészéhez képest. A Liv-ex 50 hozam–kockázat alakulása megerősíti Fogarty [2006] és [2007] eredményeit, azonban ellentmond Burton–Jacobsen [2001] tanulmányának, mivel méréseik alapján a legdrágább borokat hozam–kockázat szempontjából előnyösebbnek tartják.

A CRSP értéksúlyozású indexe mind a teljes mintaidőszakban, mind pedig 2001. január és 2010. július között mindkét borindexet szignifikánsan alulteljesítette, mivel kisebb a hozama nagyobb kockázat mellett. Az eredmények azt mutatják, hogy a minőségi borokat kevésbé érintette a Lehman Brothers 2008-as csődjével kezdődő piaci korrekció, pedig a borpiacot 2008 előtt legalább annyira jellemezték az emelkedő árfolyamok (bikapiac), mint a részvények piacát. Ezek az eredmények erősítik azt a piaci hitet, hogy a minőségi borok biztonságos menedéket jelentenek recessziós időszakban.

A 2. táblázat alapján a Liv-ex 500 index hozamainak hatékonysága nem vethető el, és mivel a legbővebb borpiaci index, amelynek célja a teljes minőségi borpiac nyomon követése, ezért felhasználható a CAPM-hez hasonló indexmodell megszerkesztésére. A Liv-ex 50 csak a legdrágább minőségi borokat tartalmazza, tehát értelmezhető mint mesterbor-indexek. A műkincsekkel foglalkozó pénzügyi szakirodalomban „műremekeknek” általában a legdrágább 10–20 százalékot szokták definiálni. Ebből a szempontból is megfelel a Liv-ex 50 és 500 összevetése. A szűkebb Liv-ex 50 index kockázati prémiumát egy konstans mellett a Liv-ex 500 kockázati prémiumával próbáljuk magyarázni. Ez a regresszió alkalmas arra, hogy összevegyük a két index relatív teljesítményét: ha a konstans nem különbözik szignifikánsan nullától, akkor a „mesterborok” alul/felülteljesítését elvethetjük. A regresszió eredményeit

$$r_{\text{Liv-ex } 50, t} - r_{f, t} = 0,002 + 1,145 r_{\text{Liv-ex } 500, t} - r_{f, t} + \hat{\varepsilon}_t \quad (6)$$

(0,003) (0,171)

egyenlet mutatja – zárójelben az autokorreláció és heteroszkedaszticitás Newey–West-féle konzisztens standardhiba-bebecslése (Newey–West [1994]) –, a korrigált  $R^2=0,621$ . A regresszió alapján a Liv-ex 50 index nem teljesíti szignifikánsan alul/felül az 500-as indexet, azaz a „mesterborok” alul/felülteljesítése elvethető. A Liv-ex 50 index sem a CAPM, sem a Sharpe-ráták (2. táblázat), sem pedig a (6) egyenlet alapján nem teljesíti alul a piac egészét, amely eredményünk egybevág Goetzmann [1996] műkincspiaci eredményeivel.

### A borbefektetések diverzifikációs szerepe

Az egyensúlyi modellek az előző alfejezetben megmutatták, hogy a bor- és részvényhozamok korrelációja alacsony, azaz a borhozamok rövid távon nem mozognak együtt a részvényhozamokkal. Ebben az alfejezetben a borárak és a részvényárfolyamok hosszú távú kapcsolatát vizsgáljuk. A kointegrációs elemzés (Engle–Granger [1987]) más szempontból is megvilágíthatja a borok diverzifikációs szerepét. Két egymással kointegráló idősor hosszú távon összetart, azaz rövid távon elképzelhető, hogy külön úton járnak, de hosszú távon mindig visszatérnek a hosszú távú egyensúlyukhoz. A CRSP index logaritmus és a borindexek logaritmusainak első differenciája stationer, azaz ezek az idősorok első rendben integráltak, így a köztük lévő kointegráció tesztelhető. Ha a részvényindex és a borindexek egymással kointegrálnak, akkor létezik közöttük hosszú távú kapcsolat, ami csökkentené a borok diverzifikációban betöltött szerepét. Johansen [1991] próbáját alkalmazzuk a CRSP index logaritmus és a borindexek logaritmusából alkotott párokon.

#### 3. táblázat

Johansen-féle kointegrációs próba a bor- és a részvényindexek között

	Liv-ex 50		Liv-ex 500	
	0	max 1	0	max 1
Kointegrációs kapcsolatok száma	0	max 1	0	max 1
Késleltetések száma	2	2	2	2
<i>A) Nominális idősorok</i>				
Sajátérték	0,133	0,024	0,138	0,035
Nyomstatisztika	18,974	2,798	20,416	3,959
<i>p</i>	0,282	0,900	0,206	0,748
A legnagyobb sajátérték-statisztika	16,176	2,798	16,457	3,959
<i>p</i>	0,138	0,900	0,127	0,748
<i>B) Reálidősorok</i>				
Sajátérték	0,123	0,029	0,112	0,038
Nyom statisztika	18,104	3,303	17,436	4,265
<i>p</i>	0,337	0,839	0,383	0,704
A legnagyobb sajátérték-statisztika	14,801	3,303	13,171	4,265
<i>p</i>	0,205	0,839	0,314	0,704

*Megjegyzés:* a táblázat a nyomstatisztika és a legnagyobb sajátértékre vonatkozó próba és az ehhez tartozó *p*-értékeket mutatja (Johansen [1991]). A kointegrációs próbát a CRSP értéksúlyozású indexe és a Liv-ex borindexek közötti kapcsolat vizsgálatára alkalmazzuk. A késleltetések megválasztása a becsült hibakorrekciós modellekben a Schwarz-féle információs kritériumon alapszik, a kointegrációs egyenlet konstanst és trendet is tartalmaz.

Az egyes párokra kiszámítottuk a nyomstatisztikát és a legnagyobb-sajátérték-statisztikát is. Az eredmények a 3. táblázatban láthatók, az *A)* részben nominális, míg a *B)* részben reáladatokra. A táblázat *A)* részében 86 százaléknál nagyobb szignifikanciaszinten elutasíthatjuk a folyamatok kointegrációját, azaz nincs hosszú távú kapcsolat a borárak és a részvényárfolyamok között. A reáladatokon alkalmazott Johansen-féle próba már minden szokásos szignifikanciaszint mellett elveti a folyamatok közötti kointegrációs kapcsolatot. A nominális és reáladatokon mért  $p$ -értékek különbsége a folyamatokban lévő inflációnak köszönhető, a nominális folyamatok mindegyikében benne van ez a tényező, ami az ármozgásokat egy pont felé tereli, azonban még ez is kevés ahhoz, hogy a folyamatok között kointegrációt feltételezzünk. A nyomstatisztika és a legnagyobb-sajátérték-statisztika hasonló eredményeket ad minden esetben, azaz a becslések robusztusnak mondhatók. A kointegráció, azaz a hosszú távú kapcsolat elvetése megerősítheti a borok diverzifikációs szerepét hosszú távú portfóliódöntések esetén is. A borok tehát nyugdíj-, életbiztosítási vagy fedezeti alapok portfólióiban is fontos szerepet tölthetnek be.

### Záró gondolatok

A minőségi borok gyenge szintű hatékonysága elvethető, mivel mind a Liv-ex 50, mind pedig a bővebb Liv-ex 500 index varianciahányadosa egységnyinél szignifikánsan nagyobb. Ez alapján az árak tiszta véletlen bolyongása és tisztán stacioner folyamata elvethető, a legvalószínűbb, hogy a borárak kétkomponensűek, egyrészt van bennük véletlen bolyongás, másrészt egy olyan stacioner komponens, amely a hozamokban pozitív autokorrelációt eredményez. Ez az eredmény ellentmond a részvénypiaci árfolyamokban gyakran megfigyelt átlaghoz való visszatérés modelljének, ami a hozamok rövid távon pozitív, míg hosszú távon negatív autokorrelációjához vezet (*Fama–French* [1988]). A mért varianciahányadosok azonban nem mondanak ellent *Lo–MacKinlay* [1988] részvénypiaci eredményeinek, amelyek rövidebb és hosszabb távon is pozitív autokorrelációt mutattak egynél szignifikánsan nagyobb varianciahányados mellett. *Lo–MacKinlay* [1988] a jelenséget részben a nem folyamatos kereskedésnek tulajdonítja, ez a mi esetünkben csak csekély mértékben indokolhatja az eredményeket, mivel az indexek komponensei likvidek. A pozitív autokorrelációra valószínűbb magyarázat az új borok piaci hatékonyságának: a jó évjáratok alulárazottak, ezzel szemben a gyengék túlárazottak (*Ashenfelter és szerzőtársai* [1995]). Mivel az általunk vizsgált indexek összetétele kizárólag tíz évnél fiatalabb borokból áll, és mivel ilyen időtávon a félrearázódás nem szűnik meg, ez okozhatja a hozamok autokorreláltságát (*Fogarty* [2007]), ugyanis a jó évjáratok ára folyamatosan növekszik az alulárázottság miatt, a rossz évjáratok ára pedig a rövidre eladás lehetetlensége miatt ennyi idő alatt nem tud kellőképpen csökkenni. Másfelől a pozitív autokorreláció magyarázható *Jovanovic* [2007] nem megújuló erőforrások piacán fennálló racionális buborékot feltételező modelljével.

A varianciaráták eredményeivel ellentétesen a CAPM és a Fama–French-féle háromtényezős modell alapján nem becslünk szignifikáns alfákat, azaz a borpiac hatékonysága ebben az értelemben nem vethető el, és a kockázatokat is figyelembe véve a borok nem részesíthetők előnyben a részvényekkel szemben. A Liv-ex 50 mint a „mesterborok” indexe nem mutat szignifikáns relatív teljesítménykülönbséget a bővebb Liv-ex 500 indexhez képest, sem a Sharpe-ráták, sem pedig a borpiacindex-modellek alapján.

A borok alternatív befektetési eszközként biztonságos menedéknek bizonyulnak recessziós időszakban, amely állítást a részvénypiaccal mutatott alacsony korreláció és részvénypiactól való hosszú távú függetlenség igazol.

## Hivatkozások

- ASHENFELTER, O.–ASHMORE, D.–LALONDE, R. [1995]: Bordeaux wine vintage quality and the weather. *Harris School Working Paper Series*, 04. 13., 7–14. o.
- BEVERIDGE, S.–NELSON, C. R. [1981]: A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7. 151–174. o.
- BURTON, B. J.–JACOBSEN, J. P. [2001]: The Rate of Return on Investment in Wine. *Economic Inquiry*, 39. 337–350. o.
- CAMPBELL, J. Y. [1987]: Stock Returns and the Term Structure. *Journal of Financial Economics*, 18. 373–400. o.
- CAMPBELL, J. Y.–SHILLER R. J. [1988]: Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. *Journal of Finance*, 43. 661–676. o.
- CARDEBAT, J.–FIGUET, J. [2004]: What Explains Bordeaux Wine Prices? *Applied Economics Letters*, 11. 293–296. o.
- CHEUNG, Y.–LAI, K. S. [1997]: Bandwidth Selection, Prewhitening, and the Power of the Phillips-Perron Test. *Econometric Theory*, 13. 679–691. o.
- COCHRANE, J. H. [1988]: How Big is the Random Walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96. 893–920. o.
- COMBRIS, P.–LECOCQ, S.–VISSER, M. [1997]: Estimation of a Hedonic Price Equation for Bordeaux Wine: Does Quality Matter? *Economic Journal*, 107. 390–402. o.
- DEBONDT, W.–THALER, R. [1985]: Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance*, 60. 793–805. o.
- DI VITTORIO, A.–GINSBURGH, V. [1995]: Pricing Red Wines of Médoc Vintages from 1949 to 1989 at Christie's Auctions. *Journal de la Société Statistique de Paris*, 137. 19–49. o.
- DICKEY, D. A.–FULLER W. A. [1979]: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74. 427–431. o.
- DUFOUR, J.–KING, M. L. [1991]: Optimal Invariant Tests for the Autocorrelation Coefficient in Linear Regressions with Stationary or Nonstationary AR(1) Errors. *Journal of Econometrics*, 47. 115–143. o.
- ELLIOTT, G.–ROTHENBERG, T. J.–STOCK, J. H. [1996]: Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64. 813–836. o.
- ENGLE, R. F.–GRANGER C. W. J. [1987]: Co-integration And Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55. 251–276. o.
- ERDŐS PÉTER–ORMOS MIHÁLY [2010]: Random Walk Theory and the Weak-Form Efficiency of the US Art Auction Prices. *Journal of Banking and Finance*, 34. 1062–1076. o.
- FAMA, F. [1965]: The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*, 38. 34–105. o.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [1988]: Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 96. 246–273. o.
- FAMA, E. F.–FRENCH, K. R. [1996]: Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. *Journal of Finance*, 51. 55–84. o.
- FOGARTY, J. J. [2006]: The Return to Australian Fine Wine. *European Review of Agricultural Economics*, 33. 542–561. o.
- FOGARTY, J. [2007]: Rethinking Wine Investment in the UK and Australia. *American Association of Wine Economists, Working Paper*, No. 6.
- FRENCH, K. R.–SCHWERT, G. W.–STAMBAUGH, R. F. [1987]: Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, 19. 3–29. o.
- GOETZMANN, W. N. [1996]: How Costly is the Fall from Fashion? Survivorship Bias in the Painting Market. Megjelent: *Ginsburgh, V. A.–Menger, P.* (szerk.), *Economics of the Arts: Selected Essays*. North-Holland, Amszterdam, 71–84. o.
- GRAY, H. L.–WOODWARD, W. A. [1986]: A New ARMA Spectral Estimator. *Journal of the American Statistical Association*, 81. 1100–1108. o.
- GREENE, W. [2002]: *Econometric Analysis*. Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ., ötödik kiadás.
- JAEGER, E. [1981]: To Save or Savor: The Rate of Return to Storing Wine. *Journal of Political Economy*, 89. 584–592. o.

- JENSEN, M. C. [1968]: The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964. *Journal of Finance*, 23. 389–416. o.
- JOHANSEN, S. [1991]: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59. 1551–80. o.
- JONES, G.–STORCHMANN, K. [2001]: Wine Market Prices and Investment under Uncertainty: An Econometric Model for Bordeaux Crus Classés. *Agricultural Economics*, 26. 115–133. o.
- JOVANOVIC, B. [2007]: Bubbles in prices of exhaustible resources. NBER Working Papers, 13320. <http://www.nber.org/papers/w13320.pdf>.
- KEIM, D. B.–STAMBAUGH, R. F. [1986]: Predicting Returns in the Stock and Bond Markets. *Journal of Financial Economics*, 17. 357–390. o.
- KRASKER, W. S. [1979]: The Rate of Return to Storing Wines. *Journal of Political Economy*, 87. 1363–1367. o.
- LO, A. W.–MACKINLAY, A. C. [1988]: Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1. 41–66. o.
- LOCATELLI BIEY, M.–ZANOLA, R. [2002]: The Sculpture Market: An Adjacent Year Regression Index. *Journal Of Cultural Economics*, 26. 65–78. o.
- MASSET, P.–HENDERSON, C.–WEISSKOPF, J. [2010]: Wine as an Alternative Asset Class. Working Paper, <http://www.fmpm.ch/docs/13th/papers/D2a.pdf>.
- MEI, J.–MOSES, M. [2002]: Art as an Investment and the Underperformance of Masterpieces. *American Economic Review*, 92. 1656–1668. o.
- MEI, J.–MOSES, M. [2005]: Vested Interest and Biased Price Estimates: Evidence from an auction market. *The Journal of Finance*, 60. 2409–2435. o.
- NEWBY, W. K.–WEST, K. D. [1994]: Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *Review of Economic Studies*, 61. 631–653. o.
- NG, S.–PERRON, P. [2001]: Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69. 1519–1554. o.
- PERRON, P.–NG, S. [1998]: An Autoregressive Spectral Density Estimator at Frequency Zero for Nonstationarity Tests. *Econometric Theory*, 14. 560–603. o.
- PESANDO, J. E. [1993]: Art as an Investment: The Market for Modern Prints. *American Economic Review*, 83. 1075–1089. o.
- PHILLIPS, P. C. B.–PERRON P. [1988]: Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75. 335–346. o.
- POTERBA, J. M.–SUMMERS, L. H. [1987]: Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. Working Paper, NBER.
- SANNING, L. W.–SHAFFER, S.–SHARRATT, J.M. [2007]: Alternative Investments: The Case of Wine. American Association of Wine Economists, Working Paper, No. 11.
- SHARPE, W. F. [1964]: Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19. 425–442. o.
- WEIL, R. [1993]: Do not invest in wine, at least in the U.S. unless you plan to drink it, and maybe not even then. Paper presented at the 2nd International Conference of the Vineyard Data Quantification Society, Verona.