

Testing the Weak-Form of the Efficient Market Hypothesis: The Case of Turkey

Ümit Bulut, Ahi Evran University, TR
ubulut@ahievran.edu.tr

Abstract

This paper aims at investigating whether the weak-form of the efficient market hypothesis is valid for the Borsa Istanbul (BIST) 100 index by utilizing monthly data from 2003:1-2015:9. To this end, Lee and Strazicich (2003) and Carrion-i-Silvestre et al. (2009) unit root tests that take into consideration structural breaks are employed. Findings obtained from the unit root tests indicate that the stock prices follow a random walk and are not stationary. Therefore, the paper concludes that the weak-form of the efficient market hypothesis is valid in Turkey.

JEL Codes: C22, G10, G14.

Key Words: Efficient market hypothesis, BIST 100 index, unit root tests with structural breaks.

Etkin Piyasa Hipotezinin Zayıf Formunun Test Edilmesi: Türkiye Örneği¹

Özet

Bu çalışmanın amacı, 2003:1-2015:9 dönemine ait aylık verileri kullanarak etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun Borsa İstanbul (BIST) 100 endeksi için geçerli olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda, yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testleri kullanılmıştır. Birim kök testlerinden elde edilen bulgular, hisse senedi fiyatlarının rassal yürüyüş izlediğine ve durağan olmadığına işaret etmektedir. Bu nedenle, çalışmada etkin piyasa hipotezinin zayıf formunun Türkiye’de geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

JEL Kodları: C22, G10, G14.

Anahtar Kelimeler: Etkin piyasa hipotezi, BIST 100 endeksi, yapısal kırılmalı birim kök testleri.

¹ Bu çalışma, Ahi Evran Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinatörlüğü Proje Yönetim Ofisi tarafından PYO-İKT.4010.15.049 numaralı kodla desteklenmiştir.

1. Giriş

Finansal varlıkların gelecekteki fiyatlarının/getirilerinin öngörülebilirlik öngörülemezliği, finans literatüründe en çok ilgi çeken konulardan biri olup, etkin piyasa hipotezine (EPH) göre finansal varlıkların gelecekteki fiyatları/getirileri öngörülemezdir. Diğer bir deyişle, eğer bir finansal piyasada finansal varlıkların fiyatlarında gelecekte ortaya çıkacak hareketler öngörülemezse, bu piyasanın etkin bir piyasa olduğu ve dolayısıyla bu piyasada EPH'nin geçerli olduğu kabul edilmektedir (Hatemi-J, 2012). EPH'ye yönelik araştırmalar, özellikle Fama (1970)'nin çalışmasından sonra artmıştır. Fama (1970)'ya göre, EPH'in zayıf form, yarı güçlü form ve güçlü form olmak üzere üç formu vardır. Eğer bir piyasada fiyatlar tüm mevcut bilgiyi yansıtıyorsa ve gelecekteki fiyatları geçmiş fiyatlara dayanarak öngörmek mümkün değilse, EPH'nin zayıf formunun geçerli olduğu kabul edilmektedir. EPH'nin geçerli olduğu durumda finansal varlıkların fiyatlarının rassal yürüyüş izlediği kabul edilmekte (Ozdemir, 2008; Karadeniz vd., 2012; Lee vd., 2014) olup, teknik analizin fiyatları öngörmek için yeterli olmadığı vurgulanmaktadır (Mishkin, 2004). Fiyatların rassal yürüyüş izlemesi, fiyatların birim kök içerdiğine ve dolayısıyla durağan olmayan bir süreçte sahip olduğu anlamına gelmektedir (Karadeniz vd., 2012). Fama (1970)'ya göre, geçmiş fiyatların yanında kamuya açık mevcut tüm bilginin kullanılmasına rağmen gelecekteki fiyat hareketlerini öngörmek mümkün olmadığı durumlarda etkin piyasa hipotezinin yarı güçlü formu geçerlidir. Eğer bir piyasada bazı yatırımcılar ya da gruplar geçmiş fiyat hareketlerini incelemelerine, kamuya açık tüm bilgilere ulaşmalarına ve tekelleri güçleri sayesinde diğer yatırımcıların elde edemedikleri bilgiyi elde etmelerine rağmen gelecekteki fiyat hareketlerini öngöremiyorlarsa, bu piyasada EPH'nin güçlü formunun geçerli olduğu kabul edilmektedir.

EPH'nin Türk finans piyasalarına geçerli olup olmadığını test etmeye yönelik çalışmalar incelendiğinde çalışmaların farklı sonuçlara ulaştığı görülmektedir. Örneğin; bazı çalışmalarda EPH'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşılrken (Buguk ve Brorsen, 2003; Ozdemir, 2008; Aga ve Kocaman, 2011; Gozbasi vd., 2014), bazı çalışmalarda EPH'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Balaban ve Kunter, 1997; Özer ve Ertokatlı, 2010; Doğru ve Bulut, 2012; Karadeniz vd., 2012).

Bu çalışmanın amacı, EPH'nin zayıf formunun Ocak 2003-Eylül 2015 döneminde BIST 100 endeksi için geçerli olup olmadığını yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testleriyle araştırmaktır. Bu anlamda bu çalışma Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılmaları dikkate alıp EPH'nin geçerliliğini sınavarak literatüre katkı yapmaktadır.

2. Metodoloji

2.1. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi

Lee ve Strazicich (2003), Zivot ve Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testlerinin sıfır hipotezlerinin seride yapısal kırılma olmadığını varsaydığını ve kritik değerlerin bu şekilde oluşturulduğu belirtmişlerdir. Bu nedenle yazarlar, alternatif hipotezin yapısal kırılmanın/kırılmaların varlığına işaret ettiğini ve yapısal kırılmalarla beraber seride birim kök olabileceğini vurgulamışlardır. Diğer bir ifadeyle, bu testlere ait sıfır hipotezlerinin reddi, birim

kökün olmadığına değil, yapısal kırılmanın/kırılmaların olmadığı birim kökün olmadığına işaret edebilir. Benzer şekilde, alternatif hipotez, yapısal kırılmaların olduğu durağan bir seri yerine, yapısal kırılmaların olduğu durağan olmayan bir seriyi kastedebilir. Lee ve Strazicich (2003), serilerde hem sıfır hipotezi hem de alternatif hipotez altında içsel olarak belirlenen iki yapısal kırılmaya izin veren Lagrange çarpanı (LM) birim kök testlerini geliştirmişler ve kullandıkları metodolojinin Schmidt ve Phillips (1992)'in geliştirdikleri LM birim kök testlerinin genişletilmiş hali olduğunu belirtmişlerdir.

İçsel olarak belirlenen iki yapısal kırılmalı LM birim kök testi için ilk olarak aşağıdaki regresyon denklemi tahmin edilmektedir:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Z_t dışsal değişkenler vektörünü ve $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ özelliklerine sahip hata terimini ifade etmektedir. Model A düzeyde iki kırılmaya izin vermekte ve şu şekilde ifade edilmektedir: $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$. Burada, $t \geq T_{Bj} + 1$ iken $D_{jt} = 1$ ve diğer durumlarda 0'dır. T_{Bj} kırılma zamanını göstermektedir. Model C düzeyde ve trendde iki kırılmaya izin vermekte ve şu şekilde ifade edilmektedir: $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$. Burada, $t \geq T_{Bj} + 1$ iken $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ değerini alıp, diğer durumlarda 0 olmaktadır. Bu yöntem, kırılmalara hem sıfır hipotezi ($\beta=0$) altında hem de alternatif hipotez ($\beta<1$) altında yer vermektedir. Model A'da (model C için de benzer bir yöntem geliştirilebilir), β katsayısına bağlı olarak, hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır:

$$H_0: y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (2)$$

$$H_A: y_t = \mu_1 + \gamma_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (3)$$

Burada, v_{1t} and v_{2t} durağan hata terimleridir. $t = T_{Bj} + 1$ için $B_{it} = 1$ ve diğer durumlarda 0 olup, $d = (d_1, d_2)'$ olarak gösterilmektedir. Model C'de D_{jt} ifadeleri 2 numaralı eşitliğe, DT_{jt} ifadeleri de 3 numaralı eşitliğe eklenmektedir. Sıfır hipotezini gösteren 2 numaralı eşitlik kukla değişkenleri (B_{jt}) içermektedir.

İki kırılmalı LM birim kök test istatistiği şu şekilde elde edilmektedir (Strazicich vd., 2004):

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Burada, $\tilde{S}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ olup, $t=2, \dots, T$ 'dir. $\tilde{\delta}$, Δy_t 'nin ΔZ_t üzerine regres edilmesiyle elde edilen katsayılar vektörü, $\tilde{\psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$, y_1 ve Z_1 ise y_t ve Z_t 'nin ilk gözlemleridir. Δ ve u_t sırasıyla fark işlemcisi ve hata terimidir. $\Delta \tilde{S}_{t-i}$, $i=1, \dots, k$ ifadeleri otokorelasyonu düzeltmek için eşitliğe eklenmiştir. Z_t , veri üretme süreci tarafından tanımlanan dışsal değişkenler vektörünü ifade etmektedir. Sıfır hipotezi $\phi = 0$ olarak gösterilmekte olup, LM test istatistiği $\tilde{\tau}$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Kırılma zamanlarını ($\lambda_j = T_{Bj} / T$, $j=1,2$) içsel olarak belirleyebilmek için minimum LM birim kök testi şu şekilde bir grid araması kullanmaktadır:

$$LM_t = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (5)$$

Kırılma noktalarında test istatistiği minimum değerini almaktadır. Model C için kritik değerler kırılma noktalarına bağlıdır. LM test istatistikleri Lee ve Strazicich (2003)'in oluşturdukları kritik değerlerden büyük olduğunda, sıfır hipotezi reddedilecektir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi ise, durağan bir süreci ifade etmektedir.

2.2. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi

Lee ve Strazicich (2003)'in iki yapısal kırılmaya izin veren birim kök testlerine alternatif olarak Carrion-i-Silvestre vd. (2009) en fazla beş tane yapısal kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişler ve kendi testlerinin küçük örneklemelerde dahi iyi sonuçlar ürettiğini belirtmişlerdir. Testte kullandıkları stokastik veri üretme süreci şu şekildedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (6)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (7)$$

Burada, $\{u_t\}$ gözlemlenen ve 0 ortalamaya sahip bir süreçtir. v_t hata terimi olup, $v_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \eta_{t-i}$ olarak tanımlanmaktadır. $\sum_{i=0}^{\infty} i |\gamma_i| < \infty$ olup, $\{\eta_t\}$ martingale fark dizisidir şu filtrelemeye uyarlanmıştır: $F_t = \sigma$ -field $\{\eta_{t-i}; i \geq 0\}$. Uzun dönem varyans $\sigma^2 = \sigma_{\eta}^2 \gamma(1)^2$ olarak ve kısa dönem varyans $\sigma_{\eta}^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(\eta_t^2)$ olarak tanımlanmaktadır.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), seride birim kökün olduğunu ve serinin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezini test etmek için 5 test istatistiği geliştirmişlerdir. Birinci test istatistiği şu şekildedir:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (8)$$

Burada, P_T^{GLS} optimal istatistik, λ^0 kırılmalar vektörünün tahmini ve $s^2(\lambda^0)$, v_t ile gösterilen hata teriminin izgesel yoğunluğunun sıfır frekansta tahminidir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009), Ng ve Perron (2001) ve Perron ve Ng (1998)'yi izleyerek, aşağıdaki gibi tanımlanan bir otoregresif tahmin kullanmaktadırlar:

$$s(\lambda^0)^2 = s_{ek}^2 / (1 - \sum_{j=1}^k \hat{b}_j)^2 \quad (9)$$

Burada, $s_{ek}^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{t,k}^2$ olup, $\{\hat{b}_j, \hat{e}_{t,k}\}$ en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilen şu denklemden elde edilmektedir:

$$\Delta \tilde{y}_t = b_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{t,k} \quad (10)$$

Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Testi								
Değişken	Model	λ Değerleri	Gecikme Uzunluğu	Test İstatistiği	Kritik Değerler			Kırılma Tarihleri
					%1	%5	%10	
lnBIST100	A	-	3	-2,64	-4,54	-3,84	-3,50	2004:08, 2004:12
	C	$\lambda_1: 0,4$ $\lambda_2: 0,6$	4	-4,81	-6,45	-5,67	-5,31	2007:11, 2009:12
Δ lnBIST100	A	-	0	-10,11*	-4,54	-3,84	-3,50	-
	C	$\lambda_1: 0,4$ $\lambda_2: 0,4$	0	-10,71*	-6,45	-5,67	-5,31	-
Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi								

Değişken	p_T^{GLS}	MP_T^{GLS}	MZ_a^{GLS}	MSB^{GLS}	MZ_t^{GLS}	Kırılma Tarihleri
lnBIST100	19,68 [9,07]	17,63 [9,07]	-24,35 [-46,30]	0,14 [0,10]	-3,46 [-4,80]	2006:02, 2007:12, 2009:03, 2010:11, 2013:05
Δ lnBIST100	1,30** [5,54]	1,30** [5,54]	-70,00** [-17,32]	0,08** [0,16]	-5,91** [-2,89]	-

Notlar:

Δ , birinci fark işlemcisidir.

Köşeli parantez içerisindeki değerler, bootstrap yaklaşımıyla elde edilen %5 düzeyindeki kritik değerlerdir.

*, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

**, %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1, Lee ve Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testlerinin sonuçlarını göstermektedir. Tabloda görüldüğü gibi, her iki teste göre de lnBIST100 serisi düzeyde durağan değilken, ilk farkında durağandır. Diğer bir deyişle, Türkiye’de hisse senedi fiyatları mevcut tüm bilgiyi yansıtmakta ve rassal yürüyüş izlemekte ve hisse senedi fiyatlarının gelecekte alacağı değerleri öngörmek, hisse senetlerinin geçmiş fiyatlarından hareketle mümkün olmamaktadır. Bir başka ifadeyle, Türkiye’de hisse senedi fiyatlarındaki bir şok kalıcı olmakta ve fiyatlar trende dönme eğilimine sahip olmamaktadır. Birim kök testlerinin sonuçları, EPH’nin zayıf formunun BIST 100 endeksi için geçerli olduğuna işaret etmektedir.

4. Sonuç

Bu çalışmada EPH’nin zayıf formunun Ocak 2003-Eylül 2015 döneminde BIST 100 endeksi için geçerli olup olmadığı yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) birim kök testleriyle incelenmiştir. Birim kök testlerinden elde edilen bulgular, Türkiye’de hisse senedi fiyatlarının söz konusu dönemde durağan olmadığına işaret etmektedir. Bir başka ifadeyle, Türkiye’de hisse senedi fiyatları rassal yürüyüşe sahip olup, hisse senedi fiyatlarının geçmiş değerlerinden faydalananarak hisse senedi fiyatlarının gelecekteki hareketlerini öngörmek mümkün değildir. Diğer bir ifadeyle, EPH’nin zayıf formu söz konusu dönemde BIST 100 endeksi için geçerlidir. Çalışmanın sonuçları, yatırımcıların hisse senedi fiyatlarının geçmiş değerlerini kullanarak kârlı yatırım fırsatları yaratamayacaklarını göstermektedir. Yatırımcıların diğer makroekonomik değişkenleri ve uluslararası makroekonomik faktörleri kullanarak kârlı yatırım fırsatları yaratıp yaratamayacakları EPH’nin yarı güçlü ve güçlü formlarının BIST 100 endeksi için geçerli olup olmadığını bağlıdır. Bu nedenle, BIST 100 endeksi için EPH’nin yarı güçlü ve güçlü formlarının geçerli olup olmadığını inceleyen yeni çalışmalara ihtiyaç vardır.

Kaynakça

Aga, M., & Kocaman, B. (2011). Efficient market hypothesis and emerging capital markets: empirical evidence from Istanbul Stock Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 3, 131-144.

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.

Balaban, E., & Kunter, K. (1997). A note on the efficiency of financial markets in a developing country. *Applied Economics Letters*, 4(2), 109-112.

- Buguk, C., & Brorsen, B. W. (2003). Testing weak-form market efficiency: Evidence from the Istanbul Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, 12(5), 579-590.
- Doğru, T., & Bulut, Ü. (2012). The Price-Volume Relation in the Turkish Derivatives Exchange. *International Journal of Business and Social Science*, 3(8), 313-318.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Gozbasi, O., Kucukkaplan, I., & Nazlioglu, S. (2014). Re-examining the Turkish stock market efficiency: Evidence from nonlinear unit root tests. *Economic Modelling*, 38, 381-384.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Karadeniz, E., Ozturk, I., & Iskenderoglu, O. (2012). An investigation of efficient market hypothesis in OECD countries. *Actual Problems of Economics*, (3), 398-405.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, C. C., Tsong, C. C., & Lee, C. F. (2014). Testing for the efficient market hypothesis in stock prices: International evidence from nonlinear heterogeneous panels. *Macroeconomic Dynamics*, 18(04), 943-958.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Mishkin, F. S. (2004). *The economics of money, banking, and financial markets* (7th ed.). Pearson Education, New York.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Ozdemir, Z. A. (2008). Efficient market hypothesis: evidence from a small open-economy. *Applied Economics*, 40(5), 633-641.
- Özer, G., & Ertokatlı, C. T. (2010). Chaotic processes of common stock index returns: An empirical examination on Istanbul Stock Exchange (ISE) market. *African Journal of Business Management*, 4(6), 1140-1148.
- Perron, P., & Ng, S. (1998). An autoregressive spectral density estimator at frequency zero for nonstationarity tests. *Econometric Theory*, 14(05), 560-603.

Perron, P., & Qu, Z. (2007). A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests. *Economics Letters*, 94(1), 12-19.

Perron, P., & Rodríguez, G. (2003). GLS detrending, efficient unit root tests and structural change. *Journal of Econometrics*, 115(1), 1-27.

Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.

Stock, J. H. (1999). A class of tests for integration and cointegration. *Cointegration, causality and forecasting. A festschrift in honour Clive WJ Granger*. Oxford University Press, Oxford, 135-167.

Strazicich, M. C., Lee, J., & Day, E. (2004). Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks. *Journal of Macroeconomics*, 26(1), 131-145.

TCMB, <http://evds.tcmb.gov.tr/>, Erişim Tarihi: 01.11.2015

Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.