

İMKB30, İMKB100, DOLAR ve AVRO Futures Piyasalarının Etkinliğinin Testi

Mustafa Akal^a

Erhan Birgili^b

Sedat Durmuskaya^c

Özet: Bu çalışmada futures piyasaların etkinliğini test etmek için literatürde sıkça başvurulan testlerden biri olan ve tek seri üzerinden yapılan birim kök testine alternatif olarak spot ve futures fiyat serilerine dayalı testler ile Uyarlanmış Satın Alma Gücü Paritesi testi geliştirilmiştir. Gerek spot ve futures tekil fiyat serilerine, gerekse bu "spot-futures" farklarına dayandırılarak koşulan otokorelasyon, koşu (run), normallik testleri ile satın alma gücü paritesinden uyarlama yapılarak kurulan regresyon modeli ile İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası'nda işlem gören İMKB30, İMKB100, Amerikan Doları ve Avro döviz piyasalarının etkin olmadığı bulunmuştur. Gerek tekil spot serisine uygulanan otokorelasyon, normal dağılım, run testleri gerekse spot ve futures fiyat farkı serilerine uygulanan otokorelasyon, normal dağılım; run testleri ile Uyarlanmış Satın Alma Gücü Paritesi Regresyon testleri bizi seride birim kökün varlığında "piyasaların etkin olduğu" hipotezinin kabulünün yeterli olmadığı sonucuna ulaştırmıştır. Tekil spot serisi üzerinden yapılan otokorelasyon, run ve normal dağılım test sonuçları, birim kökün varlığında etkin piyasalar hipotezinin kabulü desteklememiştir. Tek seri üzerinden yapılan birim kök testi "etkin piyasa" tanımına uygun bir test değildir. Etkinlik testlerinin spot ve futures fiyatlarına dayandırılması; bu fiyatların farklarına dayandırılması veya Uyarlanmış Satın Alma Gücü paritesine dayandırılması önerilir. Ayrıca piyasaların etkinliğinin testinde hata kalıntılarının rassal dağılımının sağlanıp sağlanmadığına dikkat edilmelidir.

Anahtar Sözcükler: Vadeli İşlem Piyasaları, spot ve vade fiyatları, alternatif etkinlik testleri; birim kök, otokorelasyon, normal dağılım, koşu, Uyarlanmış SGP Testi, Türkiye

JEL Sınıflandırması: G14, C10, F31

Testing Efficiency of Derivative Markets: ISE30, ISE100, USD and EURO

Abstract: This study attempts to develop new market efficiency tests depending on the spot and future prices, or the differences of them alternative to traditional unit root test build on univariate time series. As a result of the autocorrelation, normality and run tests applied to spot and futures prices or differences of them, and Adopted Purchasing Power Parity test based on a regression the future markets of ISE30, ISE100 index indicators, USD and Euro currencies, all of which have been traded daily in the Izmir Futures and Options Market for five years, are found inefficient. Autocorrelation, normality and run tests on the differences between spot and futures prices series, and Adopted Purchasing Power Parity test, or autocorrelation, normality and run tests test based on spot series all rejected "the acceptance of efficient market hypothesis" under the existence of unit root in a series. The results of autocorrelation, normality and run tests based on univariate series are found contradictory to the unit root test result. As a result, the acceptance of "efficient market hypothesis" under the existence of unit

^a Prof. Dr.; Sakarya University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Sakarya, Türkiye, akal@sakarya.edu.tr

^b Prof. Dr.; Sakarya University, Faculty of Business Administration Department of Business Administration, Sakarya, Türkiye, birgili@sakarya.edu.tr

^c Lecturer, PhD.; Karasu Vocational High School, Department of Accounting and Taxation, Sakarya, Türkiye, sdurmuskaya@sakarya.edu.tr

root is not supported by alternative tests developed in this study. It is suggested that efficiency test shall be stepping on the spot and futures prices; differences of them or Adopted Purchasing Power Parity test developed here rather than unit root test based on univariate series, which is also not appropriate to the definition of futures market efficiency. In addition, one must be sure that the errors disturbances are randomized in deciding whether market is efficient or not.

Keywords: Futures markets, spot and futures prices, alternative efficiency tests, unit root, autocorrelation, normality, run, Adopted PPP test, Turkey.

JEL Classification: G14, C10, F31

1. Giriş

Bu çalışma, İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası'nda işlem gören İMKB30, İMKB100, DOLAR ve AVRO döviz kuru piyasalarının etkin olup olmadığını test etmek ve literatürde mevcut bulunan, tek bir seri üzerinden yapılan birim kök testine alternatif testler geliştirmek amacıyla ele alınmıştır. Günümüzde önemi giderek artan türev piyasaların etkin olarak işlemesi yatırımcılar açısından bir güven unsurudur. Güvenli piyasalarda yatırımcılar daha rahat bir şekilde yatırımlarına yön verir ve analizlerini daha doğru bir şekilde yaparlarken, etkin piyasalar yabancı portfölyo yatırımlarını çekici, yurt içi tasarrufları artırıcı, uluslar arası sermaye hareketlerini artırıcı, finansal kaynakların optimal dağılımını sağlayıcı rol oynarlar. Konuya bu çerçeveden bakıldığında vadeli piyasaların etkin olup olmadığı doğru ve geçerli bir test ile ortaya konmalıdır.

Çalışmada etkinliği belirlemeye yönelik olarak birim kök ve alışlagelmiş tekil seriler üzerinden yapılan testlere alternatif olarak piyasa etkinliği tanımına uygun geliştirilen testler önem arz edecektir. Bunun için önce literatürde kullanılan seri ve test yaklaşımına göre birim kök ve otokorelasyon testi ile etkinlik testi yapılmış, ikisi arasındaki çelişki vurgulanmış, sonra da literatürde göz ardı edilen spot ve futures fiyat ve farklarına dayalı seriler üzerinden etkinlik testleri geliştirilmiştir. Bu sebeple, Satınalma Gücü Testi yaklaşımı türev piyasalara uygulanmıştır. Bu testin türev piyasalara uygulanması üzerine literatürde çalışma bulunmamıştır. Diğer taraftan, spot ve futures fiyat farklarına dayalı run, otokorelasyon ve normal dağılım testlerine başvurularak etkin piyasa hipotezi test edilmiş ve etkinlik testine yönelik metodolojik bir soruna değinilmiştir.

Finans dünyası içerisinde yer alan temel teorilerden biri olan Etkin Piyasa Teorisi, piyasaya ulaşan bilgilerin, menkul kıymet fiyatlarına anında tam ve doğru olarak yansıdığı varsayımı üzerine dayanır. Fama (1965) Etkin Piyasaları üç gruba ayırır. Bunlar (i) tarihsel verilerden yararlanarak ortalamanın üstünde getiri elde etmenin mümkün olmadığı Zayıf Formda Etkin Piyasalar, (ii) kamuya açıklanmamış bilgiler kullanılarak ortalamanın üzerinde bir getiri elde etmenin mümkün olmadığı Yarı Güçlü Formda Etkin Piyasalar ve (iii) varlıkla ilgili tüm bilgilerin fiyatlara yansımış olduğu özel bilgilerle dahi ortalamanın üzerinde getiri elde etmenin mümkün olmadığı Güçlü Formda Etkin Piyasalardır. Fama tarafından tanımlanan her bir etkinlik formunda bir hisse senedinin market ortalamasının üstünde getiri sağlaması mümkün değildir.

Bir piyasa zayıf formda etkin ise yarı ve güçlü formda da etkindir. Zayıf formda etkinlik, bir bilgi setinin tarihsel fiyatlara yansımış olduğunu ifade eder (Fama,1970, s.384). Zayıf formda etkinlik geçmiş fiyat ve işlem hacmi gibi seriler kullanılarak normalin üstünde (altında) getiriler elde edilemeyeceğini ve finansal varlıkların mevcut fiyatlarının içinde zaten bu

bilgilerin olduğunu ifade etmektedir (Balaban, Candemir ve Kunter, 1995, s. 225). Bu çerçevede, zayıf formda etkin piyasalar hipotezine göre, teknik analiz ve temel analiz menkul kıymetlerin gelecekteki fiyatların belirlenmesinde kullanılamaz. Geçmişe ait bilgileri ve veri setini kullanan bu analiz türleri, bilgilerin fiyatlara zaten tam olarak yansımaları durumunda geçersiz olacaktır. Bir varlığın geçmiş fiyat hareketlerinden gelecekteki fiyatının tahmin edileceğini ileri süren teknik analiz ve varlığın geçmişine ait fiyat dışındaki bilgilerden yararlanarak gelecekteki fiyatını tahmin etmeye çalışan temel analiz, bu yönleri ile zayıf formda etkin piyasalar hipotezinin tam karşılığı bir görüşü ifade etmektedir. Bu yönleri ile zayıf formda etkinliğin testinde önemli yer tutmaktadırlar. Bir piyasada temel ve teknik analiz ile ortalamanın üstünde (altında) getiri elde edebilme olanağı var ise, o piyasada zayıf formda etkinlikten söz edilemez. Etkin Piyasa Hipotezi, içinde bulunulan zamanın herhangi bir anında finansal varlıkların bütün bilgiyi yansıttığını ve herhangi bir anı bilgi girişinin de derhal bu finansal varlıkların fiyatına yansıdığını kabul eder (Dobbins ve Witt,1983, s.6; Salvatore, 1990, s.398). Ancak bu yansımaların süresi piyasaların gelişmişlik seviyesine bağlı olarak değişebilir.

Döviz kuru piyasa etkinliği ise vade fiyatlarının gelecekteki spot fiyatlarını doğru bir şekilde yansıtmalarıdır (Salvatore, 1990, s.398). Döviz piyasaları üzerine yapılan bu tanım ise Fama'nın etkinlik tanımı doğrultusunda IMKB30 ve IMKB100 indekslerine de uygulanabilir. Bu durumda gelecekte oluşan spot fiyatları bugünden belirlenen futures fiyatlarıncaya belirlenecektir. Bu da piyasalarda herkesin aynı bilgiye sahip olduğunu işaret ederek bazılarının piyasa getirisinin üstünde veya altında kazançlar sağlayamayacağını işaret eder.

Bu bilgilerin ışığında yapılan çalışmanın ikinci bölümünde literatür taramasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ise araştırmanın temel hipotezleri ışığında yapılan testlere ait sonuçlar yer almaktadır. Son bölümde araştırmada ortaya konan sonuçlar ele alınmıştır.

2. Literatür

Etkin piyasalar hipotezi ortaya atıldığı günden bu yana farklı test teknikleriyle sınanmıştır. Bu alanda yapılan araştırmaların bazılarını incelemek gerekirse akla ilk olarak Fama gelir. Fama (1965) yapmış olduğu çalışmada hisse senedi fiyat hareketlerinde hisse senedi getirilerinin rassal bir yürüyüş izlediği sonucuna varmıştır. Fama Dow endeksine dahil olan hisselerle otokorelasyon, koşu ve filtre testlerini uygulamış ve farklı gecikme seviyelerinde otokorelasyon derecelerini hesaplamış ve istatistiksel olarak anlamsız bulmuştur. Fama'dan sonra rassal yürüyüş modelini test eden çok sayıda çalışma mevcuttur. Rassal yürüyüş teorisine göre bir varlığa ait fiyatların gelecekteki değerleri, ancak kümülatif rassal numaralar serisinin değerleri kadar tahmin edilebilecektir (Fama, 1965, s. 34). Başka bir ifade ile bu fiyat dizisinin oluşturduğu ana kütle istatistiksel olarak normal dağılım göstermektedir. Böyle bir durumda sıradan bir vatandaş ile uzman bir finansçının sahip olacağı getiri aynı olasılığa sahip olacaktır. Bu durum ana kütlelerin sıfır ortalama ve sabit varyansla zaman içerisinde salınımlar gösterdiğini ifade eder. Rassal yürüyüş davranışı gösteren serinin gelecek dönemde nasıl bir davranış sergileyeceği bilinmediğinden bu seri kullanılarak ortalamanın üstünde getiri elde etmek teorik olarak mümkün değildir. Böyle bir özellik gösteren seriye dayanarak (geçmiş verilere bütün yatırımcıların sahip olacağı düşünülürse) yatırım yapılması ortalamanın üzerinde bir kazanç sağlamayacaktır. Bu yapı da etkin piyasa kavramına karşılık gelmektedir.

Etkin pazar modeli ilk ele alındığında, bir menkul kıymetin cari fiyatının mevcut bilgileri "tam olarak yansıttığı" ifadesinde, ardışık fiyat değişimleri birbirinden bağımsız olup aynı dağılıma sahip olduğu ileri sürülür (Fama,1970, s. 386). Diğer bir deyişle;

$$f(r_{j,t+1}|\Phi_t) = f(r_{j,t+1}) \quad (1)$$

bağımsız tesadüfi değişkenin ($r_{j,t+1}$) koşullu ve sıra dışı olasılık dağılımlarının aynı olduğu ifade edilir. Ayrıca "f" sıklık fonksiyonu tüm "t" ler için aynı olmalıdır. j menkul kıymetin beklenen getirisinin ($r_{j,t+1}$) zaman içinde sabit olduğunu kabul edersek (1) no'lu eşitliğin limiti alındığında formül aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$E(r_{j,t+1}|\Phi_t) = E(r_{j,t+1}) \quad (2)$$

Bu ifade r_j nin dağılımının ortalamasının geçmişe ait bilgi setinden (Φ_t) bağımsız olduğunu ve dağılımın ortalamasının daima $E(r_{j,t+1})$ değerine eşit ve zaman içinde sabit olduğunu belirtir. Bu da Rassal Yürüyüş modelinin etkin oyun (Fair Game) modelinin devamı niteliğini taşıdığını gösterir. Rassal Yürüyüş ve Martingale Modelleri, geçmiş fiyat verileriyle ortalama getiriden daha fazla (az) kazanmanın mümkün olmadığını savunur. Diğer bir ifadeyle etkin bir piyasada fiyatlar tamamen rassal değişir. Fiyatlardaki değişim piyasaya düşen bilgiye göre pozitif veya negatif olabilir. Fakat piyasadaki herhangi bir fiyat hareketi bir sonraki fiyat hareketini etkilemez (Fama,1970, s.387). Rassal yürüyüşün varlığında piyasaya düşen herhangi bir bilgi fiyatı aşağı ya da yukarı çöksün de bir sonraki fiyat, bir önceki fiyattan tamamen bağımsız şekilde hareket edecektir. Bu bağımsız hareketin nedeni piyasaya düşen yeni bir bilgi olabileceği gibi, yatırımcıların fiyatlamaya değer buldukları herhangi bir beklenti de olabilir.

Eğer menkul kıymet fiyatları rassal yürüyüş gösterirse, o zaman beklenen getiri zaman içinde aynı kalır ve seri sıfır otokorelasyon katsayısı verir (Kahraman ve Erkan, 2005, s. 3). Menkul kıymetlerin geçmiş verileri arasındaki bu korelasyonsuzluk, bu verilerin birbirinden bağımsız hareket ettiğini ve bu verilere bakılarak gelecekteki menkul kıymet fiyatını tahmin etmenin mümkün olmayacağını gösterir. Bu açıdan bakıldığında, seride otokorelasyon varlığının "etkin olmayan piyasa" yorumu ile birim kök varlığının "etkin piyasa" yorumu literatürde bir çelişki olarak kalmaktadır. Otokorelasyonlu serilerde bağımlılık söz konusudur. AR, MA veya ARMA modelleri otokorelasyonlu seriler üzerinden yapılmaktadır ve anlamlı bir AR, MA veya ARMA modeli etkin olmayan piyasaları işaret eder. Bunun yanında heterokedastik anlamlı bir ARCH modeli de etkin olmayan piyasayı işaret eder.

Cornell ve Dietrich (1976) çalışmalarında Kanada Doları, İsveç Frank'ı, Hollanda Gulden'i, Alman Mark'ı, İngiliz Sterlini ve Japon Yeni sözleşmelerini incelemiştir. Çalışmalarında otokorelasyon testi ile Alexander'in filtre kurallarını kullanmışlar ve etkin piyasalar hipotezini destekleyici sonuca ulaşmışlardır. Ayrıca Fama'nın hisse senetleri için bulduğu, büyük fiyat değişimlerinin, büyük değişimleri takip etme eğilimini teyit etmişlerdir.

Lence ve Falk (2005) Amerikan piyasalarının etkinliğinin testi için standart varlık fiyatlama modelini kullanmışlar ve varlık fiyatlarının eşbütünleşme testlerinde piyasa etkinliği ile ilgili kanıt bulunamamış ve eşbütünleşme testlerinin piyasa etkinliği konusunda aydınlatıcı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Cassese ve Guidolin (2005) çalışmalarında MIB30 indeksi üzerine yazılmış opsiyonları incelemiştir. Çalışmada genelleştirilmiş en küçük kareler tekniği, serisel korelasyon testi ve GLS panel veri analizi kullanılmıştır. Sonuç olarak opsiyon piyasalarının fiyatlama etkinliğinin derecesinin ayarlanabilir olduğunu ileri sürerek piyasaların etkin olmadığı görüşüne ulaşmışlardır.

Meenagh ve diğ (2007) çalışmalarında serisel korelasyon ve varyans analizi ile İngiltere’de savaş sonrası 1963-2002 dönemi FTSE endeksinin getirilerinin piyasa etkinliği reddedilememiştir. Goldman (2000) çalışmasında dolar-sterlin kurunun altın standardındaki 1890-1906 dönemindeki piyasa etkinliği test edilmiştir. Maksimum olasılık tahmin modelini kullanarak yaptığı testler sonucunda, eğer altın ticareti serbest ise zayıf formda piyasa etkinliğinin reddedilemeyebileceğini ileri sürmüştür. Chang, Lima ve Tabak (2004) çalışmalarında gelişmekte olan ülkelerde hisse fiyatlarını tahmin etmeye çalışmışlardır. Bunun için çoklu varyans analizi ve bootstrap yöntemlerini kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre gelişmiş ülkelerde rassal yürüyüş hipotezi reddedilmezken gelişmekte olan ülkelerde bu hipotez reddedilmektedir. Diğer yandan Asya borsalarının rassal yürüyüş özelliği göstermediği, buna karşın Latin Amerika borsalarının Şili dışında rassal yürüyüş özelliğine sahip olduğunu ortaya koymuşlardır.

Cornelis (2004) çalışmasında altı Asya ülkesi; Hong Kong, Endonezya, Malezya, Tayvan, Tayland ve Singapur borsalarının 1986-1995 dönemi haftalık endeks verilerine spektral analiz yöntemi uygulamış ve bu pazarlarda piyasa etkinliğinin, yalnızca Singapur Borsasında olduğunu ortaya koymuştur. Worthington ve Higgs (2003-a) çalışmalarında Avrupa’da yer alan borsaların endeks verilerini kullanarak Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve KPSS gibi birim kök analizi ve Çoklu Varyans Analizi (MVR) testleri uygulamıştır. Bu çalışma sonunda yirmi ülke arasında gelişmiş ülkelerden sadece Almanya, İrlanda, Portekiz, İsveç, İngiltere’de gelişmekte olan ülkelerden ise Macaristan’da Rassal Yürüyüşün geçerli olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Worthington ve Higgs (2003-b) diğer bir çalışmada; Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Peru ve Venezuela gibi Latin Amerika ülkelerinde Rassal Yürüyüş Modelini, birim kök, otokorelasyon ve çoklu varyans analizi yöntemleri ile test etmiş bu piyasalarda zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Milieska (2004) çalışmasında 2001 ve 2004 dönemine ait Litvanya borsası LİTİN-G verilerine otokorelasyon, koşu (run) ve normallik testleri yaparak Zayıf Form’da etkinliği test etmiştir. Bulunan sonuçlar ışığında Litvanya borsası LİTİN-G'nin Zayıf Formda Etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Oskooe ve diğ.(2010, s.52) rassal yürüyüş sürecini birim kökün varlığı ile eş tutmuş zayıf form market etkinliğini test etmede kullanılabileceğini ileri sürmüştür.

Türkiye’de piyasa etkinliğine ilişkin olarak yapılan çalışmalar da mevcuttur. Kılıç (1997) çalışmasında, 1987 ve 2004 dönemine ait günlük İMKB100 endeksi verilerine Markov Zinciri yöntemini uygulamış ve piyasanın zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmıştır. Kıyılar (1997), 1988 ve 1994 dönemini kapsayan çalışmasında İMKB’de işlem gören şirketlere ait verilere otokorelasyon, run ve filtre kuralını uygulayarak yaptığı testler neticesinde İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Kondak (1997) yaptığı çalışmada 1988 ve 1993 yıllarını kapsayan dönemde İMKB’de işlem gören hisse senetlerine otokorelasyon testi, spektral analiz testi ve run testi uygulanmıştır. Çalışmasında İMKB'nin zayıf formda etkin olmadığı sonucu bulunmuştur. Özer (2001) 1988 ve 2001 dönemine ait çalışmasında İMKB’de çeşitli sektörlere ait günlük, haftalık ve aylık fiyatları kullanarak, hisse senetlerine otokorelasyon ve bağımsızlık testlerinden elde ettiği sonuçlara göre İMKB’nin zayıf formda etkinliğini tüm zaman aralıkları için reddetmiştir.

Buguk ve Brorsen (2003) 1992 ve 1999 dönemini kapsayan çalışmalarında bileşik, sanayi ve finansal endekslerin haftalık kapanış fiyatlarıyla İMKB’de rassal yürüyüş hipotezini test etmişlerdir. Çalışmada birim kök, GPH integrasyon, LOMAC varyans analizi ve geliştirilmiş varyans analizi testlerini kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre geliştirilmiş varyans analizi rassal yürüyüşü reddederken diğer yöntemler destekler nitelikte bulunmuştur. Sonuç olarak İMKB’nin zayıf formda etkin olmadığını ifade etmişlerdir.

Keleş (2003) yapmış olduğu çalışmada 1994 ve 2003 dönemi verilerini kullanarak İMKB’de piyasa etkinliğinin geçerliliğini test etmiştir. Çalışmada İMKB30 endeksini getirilerini regresyona tabi tutarak İMKB’nin zayıf formda etkin olduğu hipotezini reddetmiştir. Özcan ve Yılcı (2009) çalışmalarında İMKB100 endeksi üzerinde birim kök ve BDS testleri ile etkinliği sınımlar ve verilerin birim kök içerdiği ancak kalıntılarının bağımsız dağılmadığı gerekçesiyle zayıf formda etkinliği reddetmişlerdir.¹

İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası üzerine yapılan çalışmalar henüz çok yeni olup, bunlardan bir tanesi, Özen (2008) tarafından yapılan çalışmadır. Özen, çalışmada VOB’ un spot piyasa üzerindeki etkisini Endeks 30 futures sözleşmesi ile araştırmış ve spot fiyatların VOB üzerinde etkisi olduğu sonucunu Granger nedensellik analizi ile ortaya koymuştur. Ayrıca Korkmaz ve diğ (2009) yapmış oldukları çalışmada, VOB’ da işlem gören endeks 30, Endeks 100, Avro/TL ve Dolar/TL sözleşmelerine ait günlük getiri serilerinin uzun hafızaya sahip olup olmadıklarını araştırmış ve yapmış oldukları birim kök, yapısal kırılma ve uzun hafıza modelleri ile testler sonucunda, serilerin uzun hafızaya sahip olmadıklarını böylece VOB’un zayıf formda etkin olduğunu ileri sürmüşlerdir.

Diğer yanda Özün ve Türk (2008) çalışmalarında endeks 30 ve Dolar/TL sözleşmelerine ait fiyatları mevsimsellikten arındırılmış stokastik getiri eğrisi aracılığıyla modellemiş ve vade sözleşmeler için alım-satım stratejileri oluşturulabileceğini ileri sürerek VOB’da zayıf formda etkinliğin geçerli olmadığını sonucuna ulaşmışlardır.

Gerek Dünya’da ve gerekse Türkiye’de yapılan bu çalışmalar, piyasa etkinliği kavramını daha iyi anlaşılmasına yardımcı olmaktadır. Piyasalar üzerinde yapılan çalışmaların aynı dönemler için farklı sonuçlar vermesi, araştırmaların dönemlerindeki farklılıklardan yada kullanılan araştırma yöntemlerinin farklılığından kaynaklandığı düşünülebilir.

3. Yöntem ve Bulgular

Çalışmada E-views 5.0 paket programı kullanılarak VOB, T.C. Merkez Bankası ve İMKB resmi internet sitelerinden sağlanan 4 şubat 2005 tarihinden bu yana endeks 30 ile ilgili 1588, endeks 100 ile ilgili 1393, Dolar ve avro sözleşmeleri ile ilgili 1600 işgününe ait futures ve spot fiyat verileri, istatistiksel olarak analiz edilmiştir. Kullanılacak başlıca istatistiksel analiz yöntemleri sırasıyla, birim kök, otokorelasyon, normallik, run ve uyarlanmış satın alma gücü paritesi testleri olup bunlarla etkinlik testleri yapılmıştır. Birim kök testi spot fiyat verileri üzerinden, diğer testler ise ağırlıklı olarak hem spot hem de futures ve spot-futures fiyat farkları üzerinden yapılmıştır. Tek seriye dayanan birim kök testi etkinliği belirlemede yeterli ve güvenilir bulunmadığından alternatif testler geliştirilmiştir. Çalışmada Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsa’sının açılışından itibaren son beş yıllık zaman dilimine ait günlük vadeli sözleşme kapanış fiyatları kullanılmıştır.

Çalışmada alternatif hipotez her bir VOB piyasasının etkin olmadığıdır;

H_0 : Piyasa Etkin

H_a : Piyasa Etkin Değil

¹Etkin piyasa kavramı ile rassal yürüyüş kavramı arasında temel olarak rassal şokların davranışı açısından bir farklılık vardır. Rassal yürüyüş davranışında şokların (piyasaya gelen bilgilerin) etkisi kalıcı olarak sonraki dönemlerde de görülmektedir. Bu nedenle seri durağan-dışı olmaktadır. Etkin piyasada ise iki dönem arasında ilişki olmadığı varsayılmaktadır.

Zayıf Formda Etkinlik, etkinliğin en zayıf formu olup, bir piyasa zayıf formda etkin değilse, orta ve güçlü formda da etkin değildir.

3.1. Birim Kök Testi ve Etkinlik

Zaman serilerinin en önemli özelliklerinden biri durağan yada durağan olmama durumudur. Durağanlık “ortalamasıyla, varyans ve ortak varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansın bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreçtir” (Gujarati,2001,s. 713). Durağan bir seride ani şoklar sonucu ortalama (veya trend) değerinden sapmalar olsa dahi, değerler zamanla ortalama (veya trend değerine) değere yaklaşır. Bu trendden geçici sapmalar olsa bile, zaman içinde serilerin trend değerine döneceği, şokların bertaraf edileceği anlamına gelir. Ancak değişkenler üzerindeki etkileri birkaç dönemde yok olan geçici şokların yanında, etkileri uzun süre devam eden kalıcı şokların varlığı da bilinmektedir. Birim kökün varlığı bu kalıcı şokları işaret eder. Çünkü kalıcı şokların oluşturduğu trend, serinin belirli bir değere doğru yaklaşmasını engellemektedir. Değişkenlerin belirli bir değere doğru yaklaşması olarak tanımlanan durağanlık açısından bu trend durağan olmayan bir özellik taşır ve şokların, tanımı gereği, önceden öngörülemeyen tesadüfi niteliğinden dolayı bu trend “stokastik trend” olarak adlandırılır (Tarı, 2002, s. 372).

Zaman serilerinin durağanlığını test etmek için birim kök testleri kullanılması, standart bir test haline gelmiştir. Y_t değişkeninin cari dönemde aldığı değer in geçen dönemdeki değeri olan Y_{t-1} ile ilişkisi

$$Y_t = PY_{t-1} + u_t \quad (3)$$

biçiminde kurulabilir. Burada u_t stokastik hata terimi olup ortalaması sıfır, varyansı sabit, ortak varyansı sıfır olup otokorelasyonsuzdur. Hata terimi u_t beyaz gürültü (white noise) hata terimi olarak bilinir. Eğer Y_t, Y_{t-1} 'e eşit yani $P = 1$ ise seride birim kök vardır ve durağan olmayan bir durum söz konusudur. u_t de rassal dağılım gösterirse bu model rassal yürüyüş modeli olarak tanımlanır.

Bir serinin durağan olup olmadığını “Augmented Dickey-Fuller; ADF” sınaması ile yapabilmek mümkündür. Çalışmada kullanılan Dickey-Fuller denklemleri;

$$\text{Sabit terimsiz ve trendsiz } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

$$\text{Sabit terimsiz ve trendsiz, } \Delta^2 Y_t = \delta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta^2 Y_{t-i} + v_t \quad (5)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (6)$$

olarak tahmin edilerek δ 'ya ait τ (tau) istatistikleri veya ADF (Augmented Dickey-Fuller) istatistikleri ile MacKinnon kritik değerleri elde edilmektedir. Eğer ADF test istatistiğinin mutlak değeri çeşitli anlamlılık düzeylerine göre bulunan MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçük ise serinin durağan olmadığı, ADF test istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden büyük ise serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır ve H_0 hipotezi kabul edilir. Diğer yandan kullanılan modellerin gecikme uzunlukları Dolar/TL için $P=15$, İMKB30 için $P=13$, İMKB100 için $P=0$ ve Avro/TL için $P=23$ şeklinde gerçekleştirilmiştir. ($i=1,2,3,\dots,P$)

Yapılan birim kök testleri ile elde edilen sonuçlar Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Test İstatistiği		MacKinnon Kritik Değerleri			Olasılık	
	Düzye	1.Fark	1%	5%	10%	Düzye	Fark
Endeks 30	5,510792	-9,830656	-2,566432	-1,941025	-1,616564	0,8259	0,00
Endeks 100	0,695390	-36,10412	-2,566626	-1,941051	-1,616546	0,8656	0,00
Dolar/TL	0,293665	-9,666778	-2,566423	-1,941024	-1,616565	0,7708	0,00
Avro/TL²	0,650505?	-6,757172	-2,566430	-1,941025	-1,616564	0,8566	0,00

Tablo 1'de Avro/TL %10 anlamlılık seviyesi hariç, yer alan ADF test istatistikleri ve MacKinnon kritik değerlerine göre, düzeyde ADF istatistikleri MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük çıktığı için %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde H0 hipotezi kabul edilecektir. Bunun anlamı seriler birim kök'e sahiptir ve durağan değildir. Başka bir ifade ile serilerde, geçmişte oluşan bir şok ileriki dönemlerde her bir seri için serinin ortalama değerinden uzaklaşan bir seyir izlemektedir.

Elde edilen sonuçlara göre birim kök testleri; Endeks 30, Endeks 100, TL/Dolar ve TL/Euro sözleşmesine ait spot fiyatların düzeyde durağan olmadığını, 1. Farkları alındığında durağan olduğunu göstermektedir.

Birim kök testi ile yapılan etkinlik testi çalışmalarında birim köke sahip olan zaman serilerinin etkin olduğu belirtilir. Çünkü seri değerleri ortalamadan uzaklaştığından geleceğin tahmini mümkün olamamaktadır. Yapılan otokorelasyon testlerinde serilerin farklarının artışı white noise ise, bir rassal yürüyüş serisi olarak adlandırılır.

Birim Kök testi ile yapılan etkinlik çalışmalarında (Jeon ve diğ 1991, Cherci ve Havenner 1988, Cham ve diğ. 1992, Timmermann 1992, Oskooe ve diğ., 2010, ve benzer yaklaşımlar) serilerde birim kök'ün varlığını etkin piyasalar olarak değerlendirilmiştir. Diğer yandan Yılcı ve Özcan (2009) ile Saadi ve Rahman (2007) birim kök'e sahip serilerin rassal yürüyüş serileri olduğunu ifade edebilmek için, serilerin rassallık sınamaları yapılırken hata terimlerinin de rassallığının test edilmesi gerektiğini belirtmektedir. Kalıntılar beyaz gürültü göstermiyorsa bu seride otokorelasyon var demektir ve rassal yürüyüş sağlanmamıştır. Otokorelasyonlu seri ise etkin olmayan piyasalara işaret etmektedir.

Birim kök testi ile yapılan etkinlik testi çalışmalarında oluşan şoklar sonucu dönemler arası oluşan fiyat bağımlılığı göz ardı edilmektedir. Bundan dolayı da etkin olmayan piyasalar etkin kabul edilmektedir. Nitekim, birim kökün varlığına göre etkin yorumlanan bir piyasa, aynı seriye uygulanan otokorelasyon, normal dağılım ve run testlerine göre etkin olmadığı şeklinde çelişkili yorumlar görülebilmektedir. Oysa özünde birim kök testi birinci dereceden otokorelasyon katsayısını bir kabul etmekte, dönemler arası fiyatları birebir ilişkilendirmektedir. Etkin piyasa yorumu için de bu bilgiye her bir yatırımcının sahip olduğu varsayılmaktadır.

² Avro/TL için sabit terimli ve trendli model olarak eşitlik 6'daki denklem uygun bulunmuştur. Avro/TL serisi sabit terimli ve trendli Dickey Fuller denklemde %10 anlamlılık seviyesinde düzeyde sabit terimli ve trendli kritik değerine göre durağan bulunmuştur. %5 ve %1'de seviyede durağan değildir. Diğer sözleşme türleri için eşitlik 4 ve 5'te yer alan denklemler uygun bulunmuştur.

Birin kök'ün varlığını etkinlik olarak değerlendiren önceki çalışmalar “ $Y_t - Y_{t-1}$ ” farkının rassallığını test etmemiş; yüksek dereceden otokorelasyon göstermesi durumlarını dikkate almadan birim kök'ün varlığını etkinlik olarak tanımlamaları tarafımızca sakıncalı görülmüştür.³

Oysa bugün araştırmacılar spot değerleri yanında piyasalarda açıklanmış futures değerlerine sahiptirler. Bu nedenle etkinlik testlerinde tek seri yerine hem futures hem de spot değerleri kullanılmalıdır. Bu bilgi donanımı mevcutken, tek seriye uygulanan birim kök testi yaklaşımının, etkinliğin tanımına uygun bir test olduğu da söylenemez. *Gerçekte etkinlik spot fiyatlarının vade fiyatlarınca yansıtılmasını tanımladığından, testi iki seri farkına veya birebir ilişkisine dayandırılmalıdır.* Bu nedenle ileriki kısımlarda spot ve vade fiyatlarına dayalı testler geliştirilmiştir. Bu doğrultuda, birim kök testi ve satın alma gücü paritesi mantığından yararlanılarak uyarlanmış satın alma gücü paritesi regresyon yaklaşımı geliştirilmiştir. Ayrıca spot ve vade seri farklarına dayalı otokorelasyon, koşu ve normal dağılım testleri yapılarak piyasaların etkin olup olmadığı test edilmiştir. Diğer taraftan, spot fiyatlarının umulan değerinden farkına run testi ve spot seri farkına dayalı normal dağılım testi sonuçlarına göre de birim kökün varlığının etkinlik olarak yorumlanması sınamıştır.⁴

3.2. Otokorelasyon Testi ve Etkinlik

Otokorelasyon hata terimlerinin birbirini izleyen değerleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunması durumudur (Gujarati,2001,s. 400). Etkin piyasaların varsayımı gereği hata terimleri arasında ilişki yoktur, yani

$$Cov(u_i, u_j) = E\{[u_i - E(u_i)][u_j - E(u_j)]\} = E(u_i u_j) = 0 \quad i \neq j \quad (7)$$

Oysa hata terimleri arasındaki ilişki test edildiğinde hata terimlerinin ilişkili olduğu sonucuna varılabilir. Burada $j= 2,3,\dots$ olması durumunda yüksek dereceden otokorelasyon araştırılmış olur. Yüksek dereceden otokorelasyon testi için otokorelasyon (AC) ve kısmi otokorelasyon (PAC) fonksiyonlarına bakılır ya da χ^2 dağılımına sahip Ljung-Box Q veya Box-Pierce Q istatistiklerine dayalı Portmanteau testi yapılır (Makridakis ve diğ., 1998, s. 318). Gözlem değerleri, önceki gözlem değerlerinden etkileniyorsa seride otokorelasyon var demektir ve rassal yürüyüş geçerli değildir. Rassal yürüyüşün olmaması piyasanın etkin olmadığı şeklinde yorumlanır.

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (8)$$

şeklinde ifade edilebilen otokorelasyon katsayısında γ_k , k gecikme sayısı için kovaryansı, γ_0 ise varyansı ifade eder. Spot ve vade değerlerinin farklarının ilişkili veya otokorelasyonlu veya rassal dağılmaması bize etkin olmayan piyasaları işaret eder. Diğer bir

³Birim kök varlığının piyasaların etkin olduğu şeklinde yorumlanması, ekonometrik teorisinin birim kök bulunan serilerde çok etkininin uzun dönemler devam edeceği savına ters düşmektedir. Bu durum piyasalara uygulandığında bazıları için ortalamanın üzerinde kar veya zararlar getireceği yorumuna yol açar ki bu da etkin olmayan piyasalar anlamına gelir.

⁴Ayrıca gerek spot fiyatların birinci derece farkları gerekse vade fiyat birinci derece farklarına ayrı ayrı otokorelasyon testi uygulanmış ve yüksek dereceden otokorelasyon görülmüştür. Seriler de birim kökün varlığını işaret etmiştir. Bu durum, literatürde var olan otokorelasyon varlığını etkin olmayan piyasa yorumu ile birim kökün varlığını etkin piyasa olarak yorumlama çelişmesini gösterir.

ifade ile rassal yürüyüş hipotezinin reddini sonuçlandırır. Otokorelasyon (AC) fonksiyonu yada korelogram analizi ve Q istatistiği, rassal yürüyüş konusunda fikir veren yöntemlerden biridir. Q istatistiği değişik zaman aralıkları için bulunacak olan otokorelasyon katsayı değerleri ile elde edilir (Ertek, 1995, s. 383). Korelogramda, değerlerin kesikli çizgi dışına çıkması serinin otokorelasyonlu olduğunu gösterir.

Bu kısımda spot fiyatlar ile futures fiyatlar arasındaki fark üzerinden otokorelasyon testi yapılmıştır. Buradaki düşünce futures fiyatların spot fiyatlarını yansıttığı futures piyasa etkinliği tanımına bağlıdır. Futures fiyatları spot fiyatlarını yansıtıyorsa farkları otokorelasyon ilişkisi göstermeyecek ve piyasalar etkin olacaktır. Aşağıdaki korelogram grafiği ve tablolarında (Bkz. Tablo 2,3,4,5) spot fiyatlar ile vade fiyatları arasındaki farkın otokorelasyon (AC) ve kısmi otokorelasyon (PAC) değerleri yer almaktadır. AC değeri güven sınırları dışına taşıyorsa seride otokorelasyon var demektir. AC katsayısı çok yüksek bir değerden başlayarak yavaş biçimde azalmakta ve ortadaki kesikli çizgiye yaklaşmakta ise; serinin durağan olmadığı ve fiyat serisinin rassal yürüyüşe sahip olmadığı anlaşılır. Kısmi otokorelasyon ise gecikmeli değişkenler arasındaki ilişkiyi ifade etmektedir. Serinin farkı alındığında seri, durağan hale geliyor ve korelogram incelemesinde AC'nin değerleri sınırlar içerisinde ise, yada sifıra yakınsa; bütün gecikmeler için otokorelasyon olmadığını, rassal yürüyüşün olduğunu söyleyen hipotez kabul edilecektir (Ercan,2008:81).

Spot fiyatlar ile vade fiyatları arasındaki farkı ifade eden $E_t = S_t - F_t$ serisine ait korelogramlar aşağıda Tablo 2,3,4,5'da gösterilmiştir.

Tablo 2: İMKB30 $E_t = S_t - F_t$ Korelogramı

Gözlem Sayısı : 1588

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.776	0.776	0.776	0.776	957.08	0.000
0.721	0.299	0.721	0.299	1784.3	0.000
0.681	0.157	0.681	0.157	2523.1	0.000
0.638	0.067	0.638	0.067	3171.7	0.000
0.601	0.040	0.601	0.040	3748.3	0.000
0.561	0.005	0.561	0.005	4249.9	0.000
0.542	0.050	0.542	0.050	4718.2	0.000
0.516	0.026	0.516	0.026	5144.3	0.000
0.494	0.021	0.494	0.021	5534.4	0.000
0.481	0.036	0.481	0.036	5903.9	0.000
0.436	-0.058	0.436	-0.058	6208.6	0.000
0.416	-0.003	0.416	-0.003	6485.2	0.000
0.398	0.015	0.398	0.015	6739.6	0.000
0.372	-0.012	0.372	-0.012	6961.4	0.000
0.366	0.040	0.366	0.040	7176.3	0.000
0.332	-0.039	0.332	-0.039	7353.7	0.000
0.324	0.018	0.324	0.018	7522.5	0.000
0.322	0.043	0.322	0.043	7689.4	0.000
0.309	0.010	0.309	0.010	7843.0	0.000
0.303	0.019	0.303	0.019	7991.2	0.000
0.288	-0.004	0.288	-0.004	8124.4	0.000
0.291	0.034	0.291	0.034	8260.8	0.000
0.278	-0.006	0.278	-0.006	8385.3	0.000
0.272	0.015	0.272	0.015	8505.1	0.000
0.279	0.039	0.279	0.039	8630.9	0.000
0.274	0.019	0.274	0.019	8752.6	0.000
0.284	0.042	0.284	0.042	8883.1	0.000
0.295	0.045	0.295	0.045	9023.9	0.000
0.298	0.025	0.298	0.025	9167.6	0.000
0.286	-0.031	0.286	-0.031	9299.9	0.000
0.284	0.005	0.284	0.005	9430.4	0.000
0.296	0.041	0.296	0.041	9572.3	0.000
0.297	0.024	0.297	0.024	9715.8	0.000

Tablo 4: Dolar/TL $E_t = S_t - F_t$ Korelogramı
Gözlem Sayısı : 1600

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.451	0.451	0.451	0.451	326.10	0.000
2	0.259	0.069	0.069	0.069	433.49	0.000
3	0.235	0.120	0.120	0.120	522.08	0.000
4	0.183	0.035	0.035	0.035	575.80	0.000
5	0.091	-0.040	-0.040	-0.040	589.06	0.000
6	0.126	0.083	0.083	0.083	614.58	0.000
7	0.116	0.019	0.019	0.019	636.13	0.000
8	0.058	-0.025	-0.025	-0.025	641.60	0.000
9	0.011	-0.042	-0.042	-0.042	641.79	0.000
10	0.040	0.030	0.030	0.030	644.36	0.000
11	0.041	0.016	0.016	0.016	647.03	0.000
12	0.017	-0.010	-0.010	-0.010	647.48	0.000
13	0.037	0.026	0.026	0.026	649.64	0.000
14	0.047	0.013	0.013	0.013	653.16	0.000
15	-0.071	-0.127	-0.127	-0.127	661.42	0.000
16	-0.076	-0.018	-0.018	-0.018	670.70	0.000
17	-0.028	0.019	0.019	0.019	671.98	0.000
18	0.005	0.046	0.046	0.046	672.02	0.000
19	-0.047	-0.049	-0.049	-0.049	675.63	0.000
20	-0.026	0.000	0.000	0.000	676.75	0.000
21	-0.049	-0.042	-0.042	-0.042	680.71	0.000
22	-0.059	-0.003	-0.003	-0.003	686.45	0.000
23	-0.034	0.025	0.025	0.025	688.32	0.000
24	-0.015	-0.009	-0.009	-0.009	688.69	0.000
25	-0.007	0.016	0.016	0.016	688.76	0.000
26	-0.018	-0.010	-0.010	-0.010	689.27	0.000
27	-0.030	-0.019	-0.019	-0.019	690.70	0.000
28	0.011	0.049	0.049	0.049	690.90	0.000
29	-0.023	-0.030	-0.030	-0.030	691.75	0.000
30	-0.004	0.016	0.016	0.016	691.78	0.000

Tablo 3: IMKB100 $E_t = S_t - F_t$ Korelogramı
Gözlem Sayısı : 1393

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.613	0.613	0.613	0.613	523.98	0.000
2	0.464	0.142	0.142	0.142	824.59	0.000
3	0.367	0.059	0.059	0.059	1012.8	0.000
4	0.307	0.049	0.049	0.049	1145.0	0.000
5	0.227	-0.025	-0.025	-0.025	1217.3	0.000
6	0.154	-0.037	-0.037	-0.037	1250.5	0.000
7	0.136	0.036	0.036	0.036	1276.3	0.000
8	0.081	-0.043	-0.043	-0.043	1285.5	0.000
9	0.050	-0.011	-0.011	-0.011	1289.0	0.000
10	0.040	0.017	0.017	0.017	1291.3	0.000
11	0.029	-0.002	-0.002	-0.002	1292.6	0.000
12	0.044	0.041	0.041	0.041	1295.3	0.000
13	0.025	-0.020	-0.020	-0.020	1296.2	0.000
14	0.026	0.006	0.006	0.006	1297.1	0.000
15	0.006	-0.025	-0.025	-0.025	1297.2	0.000
16	-0.011	-0.025	-0.025	-0.025	1297.3	0.000
17	-0.023	-0.016	-0.016	-0.016	1298.1	0.000
18	-0.023	0.007	0.007	0.007	1298.8	0.000
19	-0.024	-0.005	-0.005	-0.005	1299.7	0.000
20	-0.036	-0.013	-0.013	-0.013	1301.4	0.000
21	-0.005	0.049	0.049	0.049	1301.5	0.000
22	0.053	0.091	0.091	0.091	1305.5	0.000
23	0.062	0.010	0.010	0.010	1311.0	0.000
24	0.061	-0.004	-0.004	-0.004	1316.2	0.000
25	0.068	0.010	0.010	0.010	1322.8	0.000
26	0.068	-0.008	-0.008	-0.008	1329.3	0.000
27	0.058	-0.006	-0.006	-0.006	1334.1	0.000
28	0.086	0.061	0.061	0.061	1344.5	0.000
29	0.090	0.012	0.012	0.012	1356.2	0.000
30	0.078	-0.004	-0.004	-0.004	1364.9	0.000

Tablo 5: Avro/TL $E_t = S_t - F_t$ Korelogramı

Gözlem Sayısı : 1600

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.452	0.452	327.50	0.000	1	0.452
0.265	0.077	440.35	0.000	2	0.265
0.252	0.135	542.59	0.000	3	0.252
0.206	0.048	610.95	0.000	4	0.206
0.142	0.003	643.55	0.000	5	0.142
0.146	0.055	678.06	0.000	6	0.146
0.122	0.010	702.12	0.000	7	0.122
0.119	0.039	725.06	0.000	8	0.119
0.061	-0.045	731.10	0.000	9	0.061
0.061	0.017	737.05	0.000	10	0.061
0.041	-0.019	739.73	0.000	11	0.041
-0.013	-0.057	740.00	0.000	12	-0.013
-0.030	-0.026	741.49	0.000	13	-0.030
0.008	0.030	741.60	0.000	14	0.008
-0.050	-0.067	745.65	0.000	15	-0.050
-0.052	-0.006	750.03	0.000	16	-0.052
-0.012	0.030	750.27	0.000	17	-0.012
-0.003	0.014	750.29	0.000	18	-0.003
-0.037	-0.026	752.55	0.000	19	-0.037
-0.037	-0.008	754.78	0.000	20	-0.037
-0.066	-0.049	761.83	0.000	21	-0.066
-0.022	0.043	762.62	0.000	22	-0.022
-0.035	-0.016	764.58	0.000	23	-0.035
-0.049	-0.024	768.52	0.000	24	-0.049
-0.026	0.012	769.65	0.000	25	-0.026
-0.036	-0.020	771.75	0.000	26	-0.036
-0.051	-0.016	775.92	0.000	27	-0.051
-0.025	0.006	776.95	0.000	28	-0.025
-0.061	-0.044	783.07	0.000	29	-0.061
-0.051	0.003	787.25	0.000	30	-0.051

Tablo 2’de yer alan İMKB30 sözleşmesine ait korelogramda 1,2,3,4,11 ve 18. gecikmede kısmi otokorelasyon (PAC) katsayıları güven sınırının dışında yer almaktadır. Aynı şekilde İMKB 100 sözleşmesinde 1,2, 3, 22 ve 28. gecikmeler, Dolar/TL sözleşmesinde 1, 2, 3, 6 ve 15. gecikmeler, Avro/TL sözleşmesinde 1,2,3 ve 15. gecikmelerde kısmi otokorelasyon katsayıları güven sınırı dışında yer almaktadır. Ayrıca Q istatistiği her bir “spot-futures fiyatları” fark serisi için yüksek dereceden otokorelasyon olduğunu göstermektedir. Yüksek dereceden otokorelasyon test istatistiğini veren Q istatistiği anlamlı bulunmuş, seri farkları beyaz gürültü göstermemiştir. Bu durum piyasaların etkin olmadığı hipotezinin kabulünü gerektirmiştir.

3.3. Normal Dağılım Testi ve Etkinlik

Etkinlik hipotezi fark serisi kalıntılarının (u_i ’lerin) aşağıdaki değerlerle normal dağıldığını varsayar;

$$\text{Ortalama} : E(u_i) = 0 \quad (9)$$

$$\text{Varyans} : E(u_i^2) = \sigma^2 \quad (10)$$

$$\text{Covaryans } (u_i, u_j) : E(u_i u_j) = 0 \quad i \neq j \quad (11)$$

Bu varsayımlar kısaca şöyle gösterilebilir;

$$u_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (12)$$

Normal dağılıma sahip bir fark serisi sıfır bir ortalama ve sabit bir varyansa ve sıfır bir ortak varyansa sahiptir. Bu nedenle normallik varsayımı sadece u_i ve u_j 'nin birbiriyle ilişkisi olduklarını değil, aynı zamanda bunların bağımsız dağıldıklarını da ifade eder (Terzi ve Zengin, 2003,s. 26; Gujarati, 2001,s. 103). Normal dağılıma sahip bir seri, ortalaması etrafında rassal dağılımlıdır ve etkin piyasa hipotezinin kabul edilmesini sağlar. Gerek spot değerlerinin birinci derece farklarının, gerekse spot ve vade terimlerinin farklarının, normal dağılıma sahip olup olmadıklarını saptamak için Jarque-Bera (J-B) testi kullanılmıştır. Jarque-Bera testi bir büyük örneklem testi olup basıklık ve çarpıklık ölçütlerine dayanır ve aşağıdaki eşitlik ile gösterilir (Uygur, 2001);

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (13)$$

Burada Kurtosis (K-3)'in alacağı işaret basıklığı, Skewness (S)'in alacağı işaret çarpıklığı gösterir. Ekonometrik programlar kullanılarak hesaplanan J-B test istatistiği, belirli bir anlamlılık seviyesinde (%1,%5,%10) χ^2 tablosundan elde edilen kritik değerden büyükse, H_0 :normal dağılım hipotezi reddedilip serinin normal dağılıma sahip olmadığını içeren H_a hipotezi kabul edilerek piyasanın etkin olmadığına karar verilir.

Tablo 6'da her bir serinin fark kalıntılarını ifade eden U_t serisinin ve spot fiyatlar ile vade fiyatlar arasındaki farkı ifade eden E_t serisinin, normallik test sonuçları yer almaktadır. Tablo 6'daki sonuçlara göre tüm sözleşme türlerine ait oluşturulan seriler normal dağılmamaktadır. Hem kalıntıları ifade eden U_t serilerinde hem de farkı ifade eden E_t serilerinde basıklık ve çarpıklık (asimetrisi hafif veya güçlü) gibi özellikler görülmektedir. Ayrıca birim kökü bulunan spot fiyat serilerinin kalıntılarının (U_t) çıkmaması birim kök testlerinin tek başına rassallık, diğer bir ifade ile piyasa etkinliği testlerinde kullanılmasının sakıncalı olduğunun otokorelasyon testinin yanında diğer bir göstergesidir.

Tablo 6: U_t ve E_t Serilerinin J-B Normal Dağılım Testi Sonuçları

	$U_t = S_t - S_{t-1}$				$E_t = S_t - F_t$			
	İMKB30	İMKB100	Dolar/TL	Avro/TL	İMKB30	İMKB100	Dolar/TL	Avro/TL
Std. Dev.	1,063978	0,825128	0,014217	0,017428	0,570686	1,028674	0,019339	0,023403
Skewness	-0,05368	-0,18079	-0,56498	0,445985	0,284192	0,439996	-0,57113	-0,63439
Kurtosis	4,761418	4,832858	28,15134	9,641521	3,855705	7,165004	11,31308	6,776759
J-B İst.	205,9209	202,4265	42231,38	2991,823	69,82509	1051,811	4694,37	1058,246
Olasılık	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Elde edilen bu sonuçlara göre, serilerin normal dağıldığını ifade eden H_0 hipotezi red edilerek serilerin normal dağılmadığını ileri süren alternatif hipotez kabul edilir; piyasalar etkin değildir.

3.4. Koşu (Run) Testi ve Etkinlik

Koşu Testi, piyasa etkinliğinin test edilmesinde kullanılan yöntemlerden biridir. Koşu testi, içerdiği koşuları analiz ederek, bir gözlemler dizisinin rassallığını değerlendirir. Koşu, birbirine benzeyen bir ya da birden daha fazla gözlemin birbirini izlemesi olarak tanımlanabilir. Bu test sonucuna göre veriler birbirinden bağımsız ise bu serilere basit rassal seriler denir. Burada test geleneksel olarak spot değerlerin ortalamadan sapmasına ve ayrıca bu çalışmaya özel spot ile futures değerlerinin farkına uygulanmıştır.

Zaman serisi verileri belirli bir seviyeden kesilerek bu seviyede ortalama değer, orta değer veya en sık değer (mod) alınabilir. Serideki her bir değer bu seviyenin altında veya üstünde olması durumları tespit edilir. Orta değer altında veya üstünde seyreden verilerden birinden diğerine geçiş sayıları toplamına koşu sayısı denir. Arzu edilen değer serideki verilerin sürekli olarak orta değer altında ve üstünde seyretmesidir (Toros,1993,s. 172). Eğer fiyat değişimleri çok az, ya da çok fazla koşuya sahip ise, bu fiyat değişimlerinin rassal olması olasılığı düşüktür.

Koşu birbirini izleyen “+” veya “-” işaretler dizisi olduğundan, rassal bir dağılımda beklenen koşu şöyle hesaplanır:

$$\mu_R = \frac{2 \times N_1 \times N_2}{N} \quad (14)$$

Burada,

μ_R = Beklenen koşu sayısı, N_1 : Ortalamanın altına düşen (veya vade değerinin altına düşen spot) eksi işareti sayısı, N_2 : Ortalamanın üstüne düşen (veya vade değerinin üstüne düşen spot) artı işareti sayısını ifade eder. Diğer yandan standart sapma ise

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{2 \times N_1 \times N_2 (2 \times N_1 \times N_2 - N)}{N^2 (N - 1)}} \quad (15)$$

şeklinde hesaplanır (Yıldız ve Bircan,2006,s. 273). Bu veriler yardımı ile test istatistiği Z normal değişken değeri aşağıdaki gibi hesaplanır;

$$Z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} \quad (16)$$

Koşulardan elde edilen Z değeri ± 1.645 arasında ise % 90 güven aralığında ± 1.96 arasında ise % 95 güven aralığında, ± 2.58 aralığında ise % 99 güven aralığında verilerin rastgele (homojen) dağıldığı kabul edilir.

Tablo 7: Spot Fiyatları Ortalama Farkı Run Testi Sonuçları ($U_t = S_t - E(S_t)$)

Sözleşme Türü	Gözlem Sayısı	Run Sayısı	Alt Değer	Üst Değer	Ortanca	Z Değeri	Karar
İMKB30	1588	34	794	794	53.7	-38.1051	Red H_0
İMKB100	1393	42	697	696	44.53	-35.0313	Red H_0
TL/Dolar	1600	26	800	800	1,4	-38.6621	Red H_0
TL/Euro	1600	44	800	800	1,9	-37.7618	Red H_0

Tablo 8: Spot ve Vade Fiyat Farkları Run Testi Sonuçları ($E_t = S_t - F_t$)

Sözleşme Türü	Gözlem Sayısı	Run Sayısı	Alt Değer	Üst Değer	Ortanca	Z Değeri	Karar
İMKB30	1588	334	794	794	0.049	-23.0438	Red H_0
İMKB100	1393	456	697	696	0.075	-12.8385	Red H_0
TL/Dolar	1600	550	800	800	0.014	-12.4539	Red H_0
TL/Euro	1600	496	800	800	0.019	-15.1547	Red H_0

Tablo 7 ve Tablo 8'de yer alan koşu testi sonuçları, serilerde rassal yürüyüşün geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Elde edilen Z değerleri %1,%5 ve %10 anlam düzeylerinde hem spot fiyat serilerinde hem de fark serilerinde koşuların rassal veya koşular birbirinden bağımsız olduğunu öne süren H_0 hipotezi red edilir ve koşuların rassal olmadığını ileri süren alternatif hipotez H_a kabul edilir. Dolayısıyla piyasalarda etkinlik yoktur.

3.5. Uyarlanmış Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı ile Etkinlik Testi

Satın alma gücü paritesi, iyi tanımlanmış bir mal ve hizmet sepetinin fiyatlandırılmasından yola çıkan ve ülkeler arası fiyat düzeyi farklılıklarını yok eden, paraların birbirine dönüştürülme oranıdır (Aslan ve Kanbur, 2007). Mutlak haliyle yaklaşım şu şekilde formüle edilebilir;

$$S \equiv \frac{P}{P^*} \quad (17)$$

Burada S yabancı döviz kurunun yurt içi fiyatlar cinsinden değerini, P yurt içi fiyat endeksini, P^* ise yabancı ülke fiyat endeksini ifade eder. Bu özdeşlik esnekleştirilerek denklem biçiminde;

$$Spot_t = \alpha + \beta \left(\frac{P}{P^*} \right)_t + u_t \quad (18)$$

şeklinde yazılabilir. u_t rassal dağılımlı stokastik terimdir.

Buradan hareketle eğer futures fiyatlar spot fiyatları yansıtırsa eşitlik;

$$Spot_t = \alpha + \beta Future_t + u \quad (19)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $\beta=1$ ise spot fiyatlarındaki değişme vade fiyatlarındaki değişimce tamamıyla belirlendiği anlamına gelir. Diğer taraftan α değerinin istatistiksel olarak anlamsız olması beklenir. Bireysel parametrelerin anlamlılık testi aşağıda hesaplanan z istatistiğinin kritik tablo değeri ile karşılaştırılarak yapılır.

$$Z_\beta = \frac{\beta - E(\beta)}{S_\beta} \quad (20)$$

Burada $E(\beta)=1$ 'dir. Eğer Z_β kritik tablo değerinden mutlak olarak küçük ise H_0 kabul edilecektir. Diğer yandan Z_β kritik tablo değerinden mutlak olarak büyük ise H_0 red edilerek alternatif hipotez kabul edilecektir. Test edilecek hipotezler şu şekilde oluşturulmuştur;

$$H_0: \beta = 1, H_a: \beta \neq 1$$

Sonuç olarak H_0 hipotezinin red edilmesi piyasa etkinliğinin geçerli olmadığı hipotezinin kabulü için yeterli olacaktır. Otonom faktörün $\alpha \neq 0$ olarak tahmin edilmesi serinin başlangıç noktasını işaret edeceği gibi, spot fiyatların vade fiyatların dışında diğer faktörlerden etkilendiğini de işaret eder. $\alpha = 0$ ve $\beta = 1$ ise spot fiyatlarının futures fiyatları tarafından tam olarak belirlendiğini işaret eder ve piyasaların etkin olduğu sonucuna varılır. SGP'ne uyarlanmış modellere ilişkin spot fiyatlar ile futures fiyatlar arasındaki farkı ifade eden Et serisinin test sonuçları Tablo 9-12 'de verilmiştir.

Tablo 9: SGP'ye Göre İMKB30 Etkinlik Testi

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
FUTURE	0.989763	0.000889	1113.719	0.0000
C	0.572068	0.050832	11.25407	0.0000
Düzl. $R^2=0.998722$, $F=1240370$, $DW=0.480501$, $N=1588$				

Endeks 30, $Z=(0.989763 - 1)/0.000889 = -11.5151 > 2.326 \rightarrow$ Red H_0 , Piyasa Etkin Değil

Tablo 10: SGP'ye İMKB100 Etkinlik Testi

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
FUTURE	0.989721	0.002317	427.1379	0.0000
C	0.553162	0.109778	5.038926	0.0000
Düzl. $R^2=0.992428$, $F=182446.8$, $DW=0.773261$, $N=1393$				

Endeks 100, $Z=(0.989721 - 1)/0.002317 = -4.4363 > 2.326 \rightarrow$ Red H_0 , Piyasa Etkin Değil

Tablo 11: SGP'ye Göre Dolar/TL Etkinlik Testi

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
FUTURE	0.981483	0.003556	276.0060	0.0000
C	0.010594	0.005120	2.069357	0.0387
Düzl. $R^2=0.979441$, $F=76179.32$, $DW=1.086537$, $N=1600$				

Dolar/TL, $Z = (0.981483 - 1)/0.003556 = - 5.2072 > 2.326 \rightarrow \text{Red } H_0$, Piyasa Etkin Değil

Tablo 12: SGP'ye Göre Euro/TL Etkinlik Testi

Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
FUTURE	0.988440	0.002991	330.4170	0.0000
C	5.18E-05	0.005802	0.008921	0.9929
Düzl. $R^2=0.985565$, $F=109175.4$, $DW=1.089889$, $N=1600$				

Avro/TL, $Z = (0.988440 - 1)/0.002991 = - 3.8649 > 2.326 \rightarrow \text{Red } H_0$, Piyasa Etkin Değil

Sonuç olarak Uyarlanmış SGP yaklaşımına göre de hiçbir piyasa etkin bulunmamıştır. Satın Alma Gücü Paritesi yaklaşımı da 1. dereceden otokorelasyon göstererek E_t 'lerde; spot-futures farkında bulunan otokorelasyonu desteklemiştir. Piyasalar etkin değildir.

4. Sonuç

Piyasa etkinliğini test etmek için, tek seriye uygulanan geleneksel birim kök, otokorelasyon ve run testi yanında, spot ve futures fiyat farklarına otokorelasyon, run normallik testleri ile uyarlanmış satın alma gücü paritesi regresyon testlerine başvurulmuştur. Spot seriler birim kök göstermiş ancak kalıntıları yüksek dereceden otokorelasyonlu bulunmuştur. Otokorelasyon testleri sonucunda spot ve futures fiyat serileri (ve tekil seriler) farkları arasında anlamlı otokorelasyon katsayıları bulunmuştur. Koşu testleri sonucunda fiyat serilerinde rassal yürüyüşün geçerli olmadığı, yapılan normallik testlerinde de fiyat serilerinin normal dağılıma uymadığı bulunmuştur. Ayrıca satın alma gücü paritesinden uyarlama yapılarak kurulan modele göre de piyasa piyasalar etkin bulunmamıştır. Bu bulgulardan bazı yatırımcıların teknik analiz doğrultusunda geçmiş fiyat bilgilerini kullanarak piyasa getirisinin üstünde (veya altında) getiri elde edebilecekleri ortaya çıkmaktadır.

Yapılan testlerden yalnızca *alışlagelmiş*, birim kök'ün varlığını etkinlik olarak yorumlayan araştırmacıların yorumu doğrultusunda, bütün sözleşme türlerinde birim kök bulunmuştur. Ancak otokorelasyon ve diğer testler birim kök testi ile ulaşılan piyasa etkinliğini hipotezini desteklememiştir. Birim kök'ün varlığı doğrultusunda koşulan U_t serileri otokorelasyon göstermiştir. Etkinliği test etmede ortaya çıkan bu çelişkili durum rassallık için kalıntıların test edilmeden birim kök'ün varlığının etkin kabul edilmesinden kaynaklanmaktadır.

Gerçekte etkinlik testleri, tanıma uygun olarak spot ve futures fiyat serileri üzerinden yapılmalıdır. Spot ve futures fiyat farklarının dağılımı (E_t 'ler) otokorelasyon göstermiş, normal dağılım göstermemiş, run testlerine göre de serilerin farkı rassal olmayan dağılım göstermiştir. Başka bir ifade ile rassal yürüyüş serisinde olmaması gereken otokorelasyon ilişkileri saptanmıştır. Nitekim uyarlanmış Satın Alma Gücü Paritesi yaklaşımı da 1. dereceden otokorelasyon göstererek E_t 'lere uygulanan otokorelasyon testi sonucunu desteklemiştir.

Normallik ve koşu analizleri ise rassal yürüyüşü tümüyle reddettiğinden piyasaların etkin olmadığı bulunmuştur. Bu çalışma için uyarlanmış olan Satın Alma Gücü Paritesi testi doğrultusunda da piyasaların etkin olmadığı bulunmuştur. Vade fiyatların spot fiyatları yüksek derecede açıklamasına rağmen tam yansıtmadığı için $\beta \neq 1$ olduğundan etkinlik reddedilmektedir. Birim köke alternatif geliştirilen, gerek tek seri üzerine gerekse spot ve futures fiyat farkları serilerine uygulanan alternatif testlerden elde edilen bu bulgular piyasaların etkin olmadığı sonucunu vermektedir. Dolayısıyla, birim kök testine göre serinin birim köke sahipliği doğrultusunda etkin piyasa hipotezinin kabulü çıkarımı güvenilir değildir.

Piyasadaki işlem hacminin daha çok artması, yeni sözleşmelerin işleme açılması, bireysel yatırımcıların da aktif olarak piyasada faaliyet göstermeye başlamasıyla, bilginin herkesçe paylaşılmasıyla türev piyasalarda etkinliğin artabileceği ileri sürülebilir. Testlerde hem spot hem de futures değerlerinin aynı zaman süreci içerisinde dikkate alınması, her iki serinin de aynı piyasa koşulları etkisi altında bulunmasına yol açtığından, spot ve futures fark değerlerinin kullanılması, etkinlik tanımına uygun olduğundan bu iki seriyi dikkate alan testler geliştirildiğinden dolayı bu çalışma önem arz etmektedir.

Sonuç olarak İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsasında vade fiyatlarının İMKB gerçek spot fiyatlarını yansıtmadığı, fiyatların rassal oluşmadığı, tarihsel verilerin kullanılarak teknik analiz ile tahmin yapılabileceği mümkün olduğundan piyasaların etkin olmadığı bulunmuştur. Etkinlik testinde birim kökün varlığı piyasaların etkin olduğu şeklinde yorumlanması sakıncalı bulunmakta, etkinliğin gerçekleştiğini belirlemek için otokorelasyon fonksiyonlarının incelenerek kalıntılarının beyaz gürültü gösterdiğinin, iki dönem arasında ilişki olmadığının belirlenmesi lazım gelmektedir. Ancak, etkinliğin, bu çalışmada ele alınan spot ve vade değer serileri ve bunlar üzerinden geliştirilen testlerle araştırılması halinde etkinlik tanımına uygun sağlıklı sonuca varılacağı kanaatini taşımaktayız.

Kaynaklar

- Aslan N., Kanbur N., (2007). Türkiye'de 1980 sonrası satın alma gücü paritesi yaklaşımı. Marmara Üniv. İ.İ.B.F. Dergisi, 23(2), 9-43.
- Balaban, E., Candemir, H. ve Kunter K., (1996). Stock market efficiency in a developing economy: Evidence from Turkey. The Central Bank of The Republic of Turkey Discussion Paper No. 9612.
- Buguk, C, Brorsen, B. W., (2003). Testing Weak-Form Market Efficiency: Evidence From The Istanbul Stock Exchange. International Review of Financial Analysis, sf. 579-590
- Cassese, G., Guidolin, M., (2005). Modelling The Implied Volatility Surface: Does Market Efficient Matter? An Application To MIB30 Index Options. International Review of Financial Analysis, sf. 145-178

- Cham, K.C., Pan M.S.,Gup B.E.,(1997). International Stock Market Efficiency and Integration: A Study of Eighteen Nations. *Journal of Business Finance & Accounting*, July, sf.306-686
- Chang, E., J., Lima, E., J., A., ve Tabak, B., M., (2004). Testing For Weak Form Efficiency In Emerging Equity Markets. *Emerging Markets Review*. Issue 3, sf.295-316
- Cerchi, M., Havenner A.(1988). Cointegration and Stock Prices: Random Walk on Wall Street Revisited. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Volume 12,No:2-3,sf. 333-346
- Cornelis A.L. (2004). Valuation of Six Asian Stock Markets:Financial System. Center for Research in financial services. Working paper No:97-02
- Cornell, W. B., Dietrich, J. K., (1976). Abstract: The Efficiency of The Market For Foreign Exchange Under Floating Exchange Rates. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.11,No.4, sf. 641
- Dobbins, R. ve Witt, S., F., (1983).Portfolio Theory and Invesment Management'. Roberts & Co. Ltd., Oxford
- Döviz Kurları: <http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html> (Erişim Tarihi, 19 Ocak 2011)
- Ertek T. (1996). *Ekonometriye Giriş*. Beta Basım Yayın, İstanbul
- Fama, E. F., (1965). The Behavior of Stock Market-Prices. *The Journal of Business*, Vol.38, No.1, sf. 34-105
- Fama, E. F., (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, Volume:25, No:2, sf. 383-417
- Futures Veriler: <http://www.vob.org.tr/VOBPortalTur/detailsPage.aspx?tabid=608>. (Erişim Tarihi, 19 Ocak 2011)
- Goldman, E.,(2000). Testing Efficient Market Hypothesis for The Dolar-Sterlin Gold Standard Exchange Rate 1890-1906: MLE With Double Truncation. *Economics Letters*, sf.253-259
- Gujarati D., (2001). *Temel Ekonometri*. Literatür Yayıncılık, Mayıs 2001, İstanbul
- Jeon B., Chiang T., (1991). A System of Stock Prices in World Stock Exchanges: Common Stochastic Trends for 1975-1990?. *Journal of Economics and Business*, Volume:43 No:4, sf. 329-338
- Kahraman, D., Erkan, M., (2005). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Tesadüfi Yürüyüş Testi. *Yönetim ve Ekonomi*, Cilt:12, Sayı:1
- Keleş, B.P.(2003). Etkin Pazar Kuramı ve İMKB'nin Zayıf Formda Etkinliğinin Test Edilmesi. Marmara Üniv. Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu,
- Kılıç, S.B. (1997). Türk Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinliğin Sınanması. III. Ulusal Ekonometri-İstatistik Sempozyumu Bildirileri, Bursa
- Kıyılar, M. (1997). Etkin Pazar Kuramı ve Etkin Pazar Kuramının İMKB'de İrdelenmesi-Test Edilmesi. SPK Yayın No:86
- Kondak, N. E., (1997). The Efficient Market Hypothesis Revisited: Some Evidence From The Istanbul Stock Exchange. *Capital Markets Board of Turkey*, Publication No:83
- Korkmaz, T., Erdoğan, S., Çevik, İ., (2009). VOB' da İşlem Gören Endeks ve Döviz Vadeli Sözleşmelerin Getirilerinde Uzun Hafıza Varlığının Test Edilmesi. *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*,Cilt 24,Sayı 274 sf 7-32

- Lence, S., Falk, B., (2005). Cointegration, Market Integration, and Market Efficiency. *Journal of International Money and Finance*, sf. 873-890
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C. ve Hyndman, R. J. (1998). *Forecasting Methods and Applications*. Third Edition, John Wiley & Sons, Inc. USA.
- Meenagh, D., Minford, P., Peel, D., (2007). Simulating Stock Returns Under Switching Regimes - A New Test of Market Efficiency. *Economic Letters*, sf. 235-239
- Milieska G. (2004). The Evaluation of The Lituianian stock Market with The Weak-Form Market Efficiency Hypotesis. Bachelor Dissertation, Osfold University College.
- Oskooe, S.A.P, Li, H., ve Shamsavari, A. (2010). The Random Walk Hypothesis in Emerging Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics Issue 50*, sf. 50-61.
- Özen, E, (2008). İzmir Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası'nda Hisse Senedine Dayalı Futures İşlemlerin Spot Piyasa Etkinliğine Katkısı: İMKB 30 Endeksi İçin Bir Uygulama. Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,
- Özer, Gökhan, (2001). Hisse Senedi Piyasalarında Uzun Süreli Getiri Zıtlıkları: Aşırı Tepki Verme (Kazandıran-Kaybettiren) Hipotezi ve Bir Değerlendirme. *Mevzuat Dergisi*, Yıl.3, Sayı.27
- Özün, A., Türk, M., (2008). Türkiye'de Döviz ve Endeks Futures Sözleşmelerinin Stokastik Modellemesi. *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, Cilt 23,Sayı 271, sf 61-92
- Saadi, S., Rahman A.H. (2007). Is South Korea's Stock market Efficient? A note. *Applied Economic Letters*, vol.14 No: 1, sf.71-74
- Salvatore, D. (1990). *International Economics*. Macmillan Publishing Company, NY.
- Spot Piyasa Verileri: <http://www.imkb.gov.tr/Data/StocksData.aspx> (Erişim Tarihi, 19 Ocak 2011)
- Tarı, R., (2002). *Ekonometri*. Alfa Basım Yayım, İstanbul
- Terzi, H., Zengin H. (2003). *Temel Ekonometri Teori ve Uygulama*. Derya Yayınevi, Trabzon.
- Timmerman A, (1992). Changes in Danish Stock Prices 1914-1990. *Nationalokonomisk, Tidsskrift*
- Toros H.,(1993). Klimatolojik Serilerden Türkiye İkliminde Trend Analizi. İ.T.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü
- Uygur, E. (2001). *Ekonometri:Yöntem ve Uygulama*. İmaj Yayıncılık, Ankara
- Worthington, A. C., Higgs H.,(2003-a). Weak-Form Market Efficiency in European Emerging and Developed Stock Markets. <http://www.bus.qut.edu.au> 01.05.2009
- _____(2003-b). Tests of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An Empirical Note. <http://www.bus.qut.edu.au> 01.05.2009
- Yılanıcı, V., Özcan B. (2009). Türk Hisse Senedi Piyasasının Zayıf formda Etkinliğinin Testi. *İktisat İşletme ve Finans*, sayı 24,sf.100-115
- Yıldız, N., Bircan, H.,(2006). *Uygulamalı İstatistik*. Nobel Yayın Dağıtım, Ankara