

TÜRKİYE'DE FAİZ, DÖVİZ VE BORSA: FİYAT VE OYNAKLIK YAYILMA ETKİLERİ

Doç. Dr. Macide Çiçek

Dumlupınar Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

• • •

Özet

Bu çalışmada Türkiye'de devlet iç borçlanma senetleri, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat ve oynaklık yayılma etkileri Çok Değişkenli EGARCH Modeline dayanarak incelenmiştir. Ulaşılan ampirik sonuçlar şöyledir: (i) Devlet iç borçlanma senetleri ve hisse senedi piyasalarından döviz piyasasına doğru anlamlı fiyat yayılma etkisi mevcuttur, fakat döviz piyasasından diğer iki piyasaya doğru fiyat yayılma etkisinin bulunduğu dair bir kanıt bulunamamıştır, (ii) Devlet iç borçlanma senetleri ve hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü fiyat yayılma etkisi bulunmaktadır, (iii) Sonuçlar hisse senedi ve döviz piyasalarından devlet iç borçlanma senetleri piyasasına doğru anlamlı oynaklık yayılması ve asimetric etkiler bulunduğunu göstermektedir, fakat devlet iç borçlanma senetleri piyasasından diğer ikisine doğru anlamlı bir oynaklık yayılması bulunmamaktadır, (iv) Hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki oynaklık yayılması etkisi çift yönlüdür, (v) Kaldıraç etkisi tüm piyasalar için yüksek derecede anlamlıdır, (vi) Oynaklık şokları hisse senedi ve döviz piyasalarında son derece kalıcı, fakat devlet iç borçlanma senetleri piyasasında kalıcı değildir, (vi) Bu çalışmanın sonuçları, ayrıca, üç piyasa arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığını da göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Finansal piyasalar, fiyat ve oynaklık (volatilite) yayılma/ taşma etkileri, EGARCH Modeli, Türkiye.

Interest Rates, Foreign Exchange Rates and Stock Prices in Turkey: Price and Volatility Spillover Effects

Abstract

This paper analyses inter-market price and volatility spillover effects among Turkish government debt securities, foreign exchange and stock markets based on Multivariate EGARCH Model. The empirical results show the followings: (i) There are significant price spillovers from both government debt securities and stock markets to foreign exchange market but there is no evidence of the price spillover effect from foreign exchange market to the other markets, (ii) There exists a bidirectional price spillover between government debt securities market and stock market, (iii) The results point out significant volatility spillovers and asymmetric effects from both stock and foreign exchange markets to government debt securities market but there are no significant volatility spillovers from government debt securities market to the others, (iv) The volatility spillover effect between stock market and foreign exchange market is bidirectional, (v) Leverage effect is highly significant for all markets, (vi) Volatility shocks are highly persistent in the stock and foreign exchange markets, but not in the government debt securities market, (v) The findings of this study also show that there is no long run relationship among three markets.

Keywords: Financial markets, price and volatility spillover effects, EGARCH Model, Turkey.

Türkiye’de Faiz, Döviz ve Borsa: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkileri

Giriş

“Oynaklık” (volatility) ile ne anlatılmak istenir? Oynaklık kelimesinin sözlük tanımları bazı çağrışımlar yapmaktadır. “Sık ve geniş çaplı değişme eğilimi”, “istikrarsızlık”, “aniden değişme”, “ani değişme özelliği ya da eğilimi”, “tahmin edilememe” ve “kararsızlık (fickle)” gibi... Oynaklığın bu çeşitli tanımlarının da ötesinde, onunla bağlantılı, bazen eş anlamlı olarak tutulan, bazen de uzantılı olarak görülen, örneğin “kriz”, “risk”, “kırılganlık”, “hassasiyet” gibi terimlerin kullanılmasından kaynaklanan bir anlam karmaşası mevcuttur. Oynaklığın iki temel anlamı, “değişkenlik” ve “belirsizlik”tir. Değişkenlik tüm hareketlere, belirsizlik bilinmeyen hareketlere işaret eder (Wolf, 2004).

“Oynaklık yayılması/taşması” (volatility spillover) ise, bir piyasadaki bir şokun diğer piyasalardaki oynaklığı arttırmasıdır. Günümüzde sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi, hisse senedi piyasalarının uluslararasına açılması, dev yabancı yatırımlar gibi faktörler piyasaların karşılıklı olarak bağımlı hale gelmesine ve piyasalar arasında oynaklık yayılmalarına yol açmıştır. Finansal piyasalarda fiyatlar genellikle birden fazla piyasada aktif olarak yatırım yapan yatırımcıların portföy kararlarından etkilenir. Bu kararlar da genellikle piyasa içinde ve piyasalar arasında piyasa fiyatı oynaklık yayılmasıyla sonuçlanan sürekli bir bilgi akışından etkilenir. Uluslararası portföy çeşitlendirmesinde önemli bir konu, bir piyasadaki şokların başka piyasalardaki getiri ve oynaklığı etkileyip etkilemediği ya da bu piyasalara yayılıp yayılmadığıdır.

Küresel ekonomiyle gittikçe daha hızlı bütünleşen Türkiye gibi gelişmekte olan bir ekonomide, devlet iç borçlanma senetleri (DİBS) piyasası, döviz piyasası ve hisse senedi piyasası olmak üzere, üç finansal piyasa

arasındaki bilgi aktarımı ve bu piyasaların birbirleriyle bütünleşme derecesi gibi konuları kavramada fayda sağlayacak olan fiyat ve oynaklık yayılma etkilerini araştırmak, bu çalışmanın temel amacıdır. Piyasalar arası oynaklığın araştırılması menkul kıymetlerin fiyatlandırılması, ticaret ve riskten korunma stratejileri, düzenleyici politikalar, para politikasının etkinliği ve finansal istikrar gibi konular açısından önem taşımaktadır.

Finansal piyasaların fiyat belirlenme sürecinde serbest piyasa mekanizması içinde daha iyi çalıştığı ve daha etkin bilgi kapsadığı bakış açısından hareketle, Froot/Perold (1990) finansal oynaklıkta bir artışın arzu edilir olabileceğini belirtmektedir. Yine, Ebrahim (2000) tarafından da belirtildiği gibi, yayılma etkilerinin varlığı piyasa etkinliğinde başarı anlamına gelmektedir. Burada piyasa etkinliği, haberlerin çabuk ve etkin bir şekilde fiyatlara yansdığına işaret etmektedir. Buna göre, önceki gün oluşan bir bilgi bugünün fiyatlarını açıklamakta anlamlı olabilecektir.

Ancak, piyasalar arasındaki oynaklık yayılması bir piyasadaki büyük bir şokun başka bir piyasadaki istikrarı bozmasıyla sonuçlanabilir. Bu nedenle, para politikası açısından piyasalar arasında şokların bulaşma şeklini anlamak, bu şokların kalıcılığını ve zaman içindeki etkilerinin büyüklüğünü belirlemede kritik önem taşır. Politika yapımcıların şokların piyasalar arası ve piyasa içi etkilerinin derinlik ve süresini ölçme ve değerlendirme yeteneği, zamanında ve etkin bir para politikası uygulamasına yardım edebilir (Ebrahim, 2000).

Finansal istikrar açısından bakılırsa, çeşitli piyasa fiyatları arasındaki karşılıklı ilişkileri anlamının önemli bir yanı daha ortaya çıkar. Bu karşılıklı ilişkilerin karmaşıklığı sistemik finansal istikrarsızlığın potansiyel bir kaynağını temsil eder. Bu kapsamda piyasalarda getirilerde görülen oynaklığın bağlantılarının kavranması, piyasa içi ya da piyasalar arasında bulaşan şoklardan doğan piyasa risklerinden koruyacak unsurlara izin veren ya da teşvik eden etkin mekanizmaların uygulanmasını kolaylaştırabilir.

Bu çalışmanın akışı şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde konuyla ilgili bir literatür taraması sunulmuştur. Üçüncü bölümde kullanılan veriler tanımlanmış, verilerin durağanlık ve eşbütünleşme özellikleri incelenmiş ve çok değişkenli EGARCH Modelinin kullanılabilirliğine karar vermede yardımcı olan tanısal (diagnostic) kontroller yapılmıştır. (G)ARCH modelleri ailesi finansal analizlerde yayılma etkilerini çerçeveleyebilme olanağı sağlamaktadır. İşte bu aileden biri olan EGARCH Modeli dördüncü bölümde tanıtılırken, beşinci bölümde ampirik sonuçlar verilmiş ve yorumlanmıştır. Altıncı bölümde ise, sonuçlar özetlenmektedir.

1. Literatür

Döviz, hisse senedi ve tahvil-bono piyasaları arasındaki karşılıklı ilişkiler 1990'ların başından itibaren araştırmacı ve akademisyenlerin dikkatini çok çekmiştir. Son yıllarda finansal istikrar konusuna ilginin artmasıyla birlikte, oynaklığın dinamik modellemesi üzerine önemli bir çaba harcanmış ve finansal seriler arasındaki oynaklık yayılma etkisini inceleyen çalışmalar önemli bir alan olarak kabul görmüştür.

Literatürde hisse senedi piyasası oynaklığının davranışı Engle'nin (1982) öncülüğünde ve daha sonra Bollerslev (1986), Nelson (1991) ve diğer yazarlarla birlikte daha ileriye götürülerek, ARCH-GARCH çatısı kullanımıyla geniş bir şekilde incelenmiştir. Oynaklık yayılması konusundaki çalışmaların hisse senedi piyasasıyla sınırlı kalmadığı, benzer testlerin döviz, nakit piyasası ve vadeli piyasalara da uygulandığı görülmektedir. (G)ARCH modelleri çeşitli varlıklar veya ülkeler arasında oynaklık yayılma etkisinin incelenmesinde kullanılmaktadır. Bu çalışmada yurt içi çeşitli piyasalar arasındaki fiyat ve oynaklık yayılması konusu incelendiği için, konu dışına çıkmamak adına, çeşitli ülke piyasaları arasında görülen uluslararası oynaklık yayılması üzerine literatüre yer verilmemiştir.

Çeşitli varlıklar arasındaki oynaklık ilişkilerini inceleyen çalışmalardan biri olan Flemming vd. (1998) ABD hisse senedi, para ve tahvil piyasaları arasında 1983-95 döneminde oynaklık ilişkilerinin güçlü olduğunu bulmuşlardır. Yazarlar çalışmalarında rasyonel beklentilere dayalı üç tane iki değişkenli model oluşturmuş ve GMM kullanmışlardır. Yine, benzer sonuca varan Darbar/Deb (1999) ABD mal, döviz, tahvil ve hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık ilişkilerini iki değişkenli GARCH modelleri geliştirerek, 1984-93 dönemine ait günlük veriler kullanarak araştırmış ve hisse senedi ile tahvil, tahvil ile döviz ve döviz ile mal piyasaları arasında oynaklık yayılması bulunduğu dair kanıtlar elde etmişlerdir. Yazarlar 1987 yılında hisse senedi piyasasındaki fiyatların ani düşüşünden sonra, döviz kuru ile faiz oranları arasında ve döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki koşullu korelasyonun kalıcı bir şekilde azalma eğilimi gösterdiğini de bulmuşlardır. So (2001) ise, faiz oranı ile ABD dolar kuru arasındaki oynaklık yayılma etkisini EGARCH modeliyle araştırmıştır. Bu çalışmanın sonucuna göre, faiz oranı hareketlerinin döviz kuru hareketleri üzerinde pozitif etkisi olmasına karşılık, döviz kurlarındaki hareketler faiz oranlarındaki hareketleri açıklamamaktadır. Çalışmanın kanıtları iki piyasa arasında oynaklık yayılması bulunmakla birlikte, bu iki piyasanın yalnızca kısa dönemde dinamik etkileşime sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca, çalışmada oynaklık yayılması varlığının bu iki ekonomik

değişken arasındaki ilişkinin doğrusal olmasının gerekli olmadığına işaret ettiği de belirtilmiştir.

Kanas (2000) ve Yang/Doong (2004) hisse senedi getirileri ile döviz kuru değişimleri arasındaki oynaklık yayılma etkisini araştırmıştır. Kanas (2000) altı sanayileşmiş ülkeyi (ABD, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa ve Kanada) göz önüne alarak, hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında eşbütünlüşme olduğu, Almanya dışındaki tüm ülkelerde hisse senedi getirilerinden döviz kuru değişimlerine doğru bir yayılma bulunduğu, bu yayılmanın simetrik bir yapıya sahip olduğu, hiçbir ülkede döviz kuru değişimlerinden hisse senedi getirilerine doğru oynaklık yayılmasının anlamlı olmadığı, bu ülkelerde EGARCH filtreli hisse senedi getirileri ile döviz kuru değişimleri arasındaki korelasyon katsayısının negatif ve anlamlı olduğu gibi sonuçlara varmıştır. Yang/Doong (2004) G-7 ülkeleri için hisse senedi ve döviz piyasaları arasındaki aritmetik ortalama (mean) ve oynaklık aktarım mekanizmasının doğasını incelemiştir. Çalışmanın ampirik sonuçlarına göre, Fransa, İtalya, Japonya ve ABD'de hisse senedi piyasasından döviz piyasasına doğru anlamlı asimetric oynaklık yayılmaları bulunmaktadır. Yazarlar hisse senedi fiyat hareketlerinin gelecekteki döviz kuru hareketlerini etkilediğini, ancak döviz kurlarındaki değişmelerin gelecekteki hisse senedi fiyat değişimleri üzerinde daha az doğrudan etkisi olduğunu göstermiştir. Kanas (2000) ve Yang/Doong (2004) özellikle yerli para birimi üzerine yoğunlaşmış ve yabancı para birimlerinden yurt içi hisse senedi piyasasına yayılmalar kapsamında konuyu incelememiştir. Hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasındaki eş-zamanlı ilişkiye odaklanan diğer ampirik çalışmalar arasında Aggarwall (1981) ABD hisse senedi fiyatlarındaki değişim ile efektif ABD doları kuru arasında 1974-78 dönemi için pozitif korelasyon bulmuştur. Soenen/Hennigar (1988) ise, aynı piyasaları fakat farklı bir dönemi (1980-86) inceleyerek tam tersine güçlü bir negatif korelasyon bulmuştur. Ma/Kao (1990) bu farklı çıkan korelasyonlara açıklama getirmeye çalışarak, altı sanayileşmiş ekonomide para değerindeki değişmelerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Yazarların ulaştığı sonuçlar paranın değer kazanmasının hisse senedi piyasası üzerinde ihracat-ağırlıklı bir ekonomide negatif etki yaptığına, ithalat-ağırlıklı bir ekonomide ise hisse senedi fiyatlarını arttırdığına işaret etmiştir. Bodart/Reding (2001) iki değişkenli bir GARCH modeli kullanarak, döviz kuru dalgalanmalarının sanayi sektörü hisse senetlerinin koşullu ortalama, varyans ve korelasyonu üzerinde anlamlı etki yapıp yapmadığını araştırmıştır. 1990-98 dönemine ait haftalık veri kullanılan çalışmada beş Avrupa ülkesindeki yedi endüstri seçilmiştir. Çalışmada döviz kurlarının beklenen hisse senedi getirileri ve oynaklıkları üzerinde anlamlı bir etki yaptığı, fakat bu etkinin oldukça küçük olduğu bulunmuştur. Çalışma ayrıca, döviz kuru yayılma etkisinin döviz kuru

rejiminden, döviz kuru şoklarının büyüklük ve yönünden etkilendiğini göstermiştir.

Kim/Moon (1998) Kore için Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayırıştırması Yöntemini kullanarak tahvil, döviz ve hisse senedi piyasalarında menkul kıymet getirileri ve bunların oynaklıkları arasındaki ilişkileri analiz etmiştir. Haftalık ve 1990-97 dönemine ait verilerin kullanıldığı çalışmada söz konusu değişkenlerin oynaklık serileri tek değişkenli GARCH modelleriyle elde edilmiştir. Yazarlar hisse senedi getirilerindeki bir artışın döviz kuru ve faiz oranı oynaklığını azalttığını ve döviz kuru oynaklığının döviz kuru getirileri üzerinde önemli bir etkisi olduğunu göstermişlerdir. 1997'den 2000 yılına kadar Kore'de yaşanan finansal çalkantı sürecini kapsayan bir çalışma olan Fang/Miller (2002) para birimindeki günlük değer kayıplarının hisse senedi getirileri üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Çalışmanın bulguları döviz kurundaki değer kaybının hisse senedi piyasasının performansını üç farklı kanal aracılığıyla etkilediğini göstermiştir. Bulgulara göre, döviz kurundaki değer kaybı düzeyi hisse senedi getirilerini negatif bir şekilde, döviz kuru değer kaybı oynaklığı hisse senedi getirilerini pozitif bir şekilde etkilemekte ve hisse senedi getiri oynaklığı döviz kuru değer kaybı oynaklığına tepki göstermektedir. Çalışma, küçük-açık hisse senedi piyasalarının döviz kuru hareketlerine karşı hassas olduğuna işaret etmektedir. Oysa, Kore'de won/dolar döviz kuru oynaklığının tahvil ve hisse senedi oynaklığından etkilenip etkilenmediğini araştıran Kim'in 2001 yılı çalışmasında para krizinden önce anlamlı ilişkilere rastlanmamıştır. Yine, aynı ülke için yapılan Lee/Chung (1999) çalışmasında 1997-99 dönemi için faiz oranı, döviz kuru ve yabancı sermaye girişleri arasında oynaklık yayılması araştırılmıştır. Granger Nedensellik Testinin kullanıldığı bu çalışmada kriz sonrası dönemde faiz oranı ve döviz kuru oynaklığının yabancı sermaye girişlerinde oynaklığa yol açtığı ve oynaklık yayılmasının anlamlı olduğu bulunmuştur. Yoon/Kang (2007) Kore'de tahvil, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki oynaklık yayılma etkisini kriz öncesi ve sonrası dönemler için araştırdıkları çalışmalarında ortalama oynaklık yayılma düzeyinin krizden sonra ciddi ölçüde daha yüksek olduğunu, piyasaların üçünde de oynaklığın ani yükselişlerden sonra gecikmeden ortalama seviyelerine geri döndüğünü ve hisse senedi piyasasının piyasalar arası oynaklık yayılmasında lider rolü oynadığını bulmuştur.

Apte (2001) ise, Hindistan'da 1991-2000 dönemine ait günlük verilerle hisse senedi ve nominal döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi incelemiş ve döviz piyasasından hisse senedi piyasasına doğru bir oynaklık yayılması bulunduğu, fakat bunun tam tersinin geçerli olmadığı sonucuna varmıştır. Pakistan üzerine bir çalışma yapan Quayyum/Kemal (2004) yine hisse senedi piyasası ile döviz piyasası arasındaki oynaklık yayılması iki değişkenli

EGARCH modeli aracılığıyla incelemiştir. Yazarlar bir piyasadaki getirilerin diğer piyasadaki oynaklıktan etkilendiğini, hisse senedi piyasası getirilerinin döviz piyasası oynaklığına olduğu kadar, döviz piyasası getirilerine karşı da hassas olduğunu bulmuş ve piyasaların karşılıklı olarak bağlantılı oldukları sonucuna varmıştır.

Beer/Hebein (2008) ise, gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler ayrımı yaparak hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak için EGARCH modelini kullanmıştır. İncelenen ülkeler arasında birinci grupta G-8 ülkelerinden Kanada, Japonya, İngiltere, ABD, ikinci grupta gelişmekte olan Asya ekonomilerinden Hong Kong, Singapur, Güney Kore, Hindistan ve Filipinler bulunmaktadır. Çalışmada Kanada, Japonya, ABD ve Hindistan için döviz piyasasından hisse senedi piyasasına doğru pozitif anlamlı fiyat yayılma etkilerinin bulunduğu gösterilmiştir. Ayrıca çalışmada gelişmiş ekonomilerde döviz ve hisse senedi piyasalarında oynaklık kalıcılığının bulunmadığına, ancak gelişmekte olan ekonomilerde tam tersine oynaklığın belirgin ve kalıcı olduğuna işaret eden bulgular elde edilmiştir.

Mevcut araştırmaların genellikle hisse senedi ve döviz piyasaları arasında karşılıklı olarak getiri ve oynaklık bağımlılığı bulunduğunu desteklediği ve bu çalışmaların çoğunun gelişmiş piyasalara odaklandığı, gelişmekte olan piyasalarla ilgili çalışmaların da giderek arttığı görülmektedir. Yerli literatürde ise, Erdem vd. (2005) Türkiye'de İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın çeşitli hisse senedi fiyat endeksleri ile döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, sanayi üretimi ve M1 para arzı gibi makro ekonomik değişkenler arasındaki oynaklık yayılmasını incelemiştir. Ocak 1991-Ocak 2004 dönemini kapsayan, aylık verilerin ve EGARCH Modelinin kullanıldığı çalışmanın sonuçları arasında faiz oranlarından hizmet endeksi dışındaki tüm hisse senedi fiyat endekslerine ve döviz kurlarından İMKB 100 ve sanayi endeksine doğru tek yönlü güçlü bir oynaklık yayılması bulunduğu yer almaktadır.

2. Veriler

Bu çalışmada Türkiye'de DİBS, döviz ve hisse senedi piyasalarının fiyat değişkenleri olarak sırasıyla, 2001 baz yılı DİBS Genel Fiyat Endeksi (DİBS), YTL/ABD Doları Nominal Döviz Satış Kuru (DÖVİZ) ve 1986 baz yılı İMKB Ulusal 100 Endeksinin kapanış değerleri (BORSA) kullanılmıştır. Birinci veri İMKB'den, diğer ikisi TCMB'den elde edilmiştir. Tüm seriler iş günü bazında olup, 02 Ocak 2004'ten 30 Nisan 2008'e kadar olan dönemi kapsamaktadır. Örnek dönem söz konusu üç piyasa arasında dalgalı kur rejimi altında kısa dönem dinamik ilişkileri ve finansal piyasaların giderek artan bütünleşmesini

ortaya çıkarmayı sağlayacaktır. Şubat 2001’de dalgalı kur rejimine geçiş, artan döviz kuru riski ve oynaklığı gibi yeni bir alanın haberini de vermiştir.

Bilindiği gibi, bir VAR modeli tahmin edilmeden önce değişkenlerin durağanlığının ve değişkenler arasındaki olası eşbütünleşme ilişkilerinin kontrol edilmesi gerekir. Bu adım, değişkenlerin eşbütünleşmesi durumunda, oluşturulacak modelin kapsamında hata düzeltme teriminin bulunması gerektiği için önem taşımaktadır.

Serilerin durağan olup olmadığının test edilmesinde kullanılan çok sayıda birim kök (durağanlık) testi mevcuttur. Örneğin, Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi, Phillips (1987) ve Phillips/Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) Testi bunlar arasındadır. Ancak, ADF Testi yalnızca verinin homoskedastisite içerdiği, yani değişen varyans özelliği göstermediği kritik varsayımı altında ve otokorelasyon bulunmadığı durumda geçerlidir. Bunu düzeltmek için, ADF Testi gecikmeli birinci fark terimlerinin ortaya konulmasını gerektirir ve bu da ihtiyaç duyulan gecikme derecesi sorusunu ortaya çıkarır. Alışlagelmiş fakat faydalı olmayan bir şekilde tavsiye edilen, yeterli gecikme uzunluğunun kapsama alınmasıdır. Tam aksine, PP Testi hata teriminin homoskedastisite varsayımına ihtiyaç duymaz (Phillips, 1987) ve otokorelasyon için parametrik-olmayan (non-parametric) düzeltme kullanır. Sonuç olarak, PP Testi hata terimlerinde hem serisel korelasyon hem de heteroskedastisite (değişen varyans) bulunması durumunda birim kök testi sonuçlarının güçlü olmasını sağlar. Bu çalışmada fiyat serilerinin durağanlığını test etmek için, serilerde otokorelasyon ve ARCH etkisi bulunması durumunda yüksek otokorelasyona ve heteroskedastisiteye karşı güvenilir görüldüğü gerekçesiyle, PP Testi tercih edilmiştir.

Tablo 1: PP Durağanlık ve Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

PANEL A: PP Durağanlık Testi				
$H_0: \rho = 0$				
	Trendsiz		Trendli	
	<i>t-ist.</i>	ρ	<i>t-ist.</i>	ρ
$LOGDİBS_t$	-2.147	0.226	-2.212	0.481
$\Delta LOGDİBS_t$	-33.102	0.000	-33.094	0.000
$LOGDÖVİZ_t$	-1.882	0.340	-2.245	0.463
$\Delta LOGDÖVİZ_t$	-33.338	0.000	-33.324	0.000

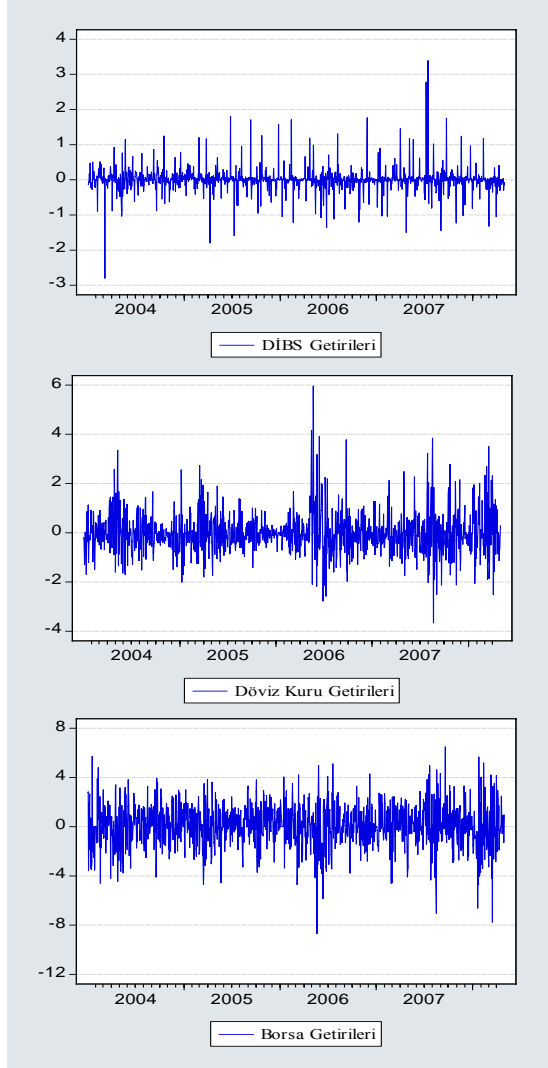
$LOGBORSA_t$	-1.389	0.588	-1.717	0.743		
$\Delta LOGBORSA_t$	-33.263	0.000	-33.264	0.000		
PANEL B: Johansen Eşbütünleşme Testi						
H_0	<i>İz (Trace) Testi</i>			<i>Maksimum Özdeğer Testi</i>		
	<i>İz İst.</i>	<i>%5 Kritik Değer</i>	ρ	<i>Maks. Öz. İst.</i>	<i>%5 Kritik Değer</i>	ρ
$r \leq 0$	22.178	29.797	0.288	13.490	21.131	0.408
$r \leq 1$	8.687	15.494	0.395	5.897	14.264	0.626
$r \leq 2$	2.790	3.841	0.094	2.790	3.841	0.094
PANEL C: Modellere göre Eşbütünleşme İlişkilerinin Sayısı (%5 Kritik Seviyede)						
<i>Veri Trendi</i>	<i>Yok</i>	<i>Yok</i>	<i>Doğrusal</i>	<i>Doğrusal</i>	<i>Kuadratik</i>	
<i>Test Tipi</i>	<i>Sabitli ve Trendsiz</i>	<i>Sabitli ve Trendsiz</i>	<i>Sabitli ve Trendsiz</i>	<i>Sabitli ve Trendli</i>	<i>Sabitli ve Trendli</i>	
<i>İz Testi</i>	0	0	0	0	0	
<i>Maks. Öz. T.</i>	0	0	0	0	1	
Notlar:						
1. ρ : Olasılık değeri.						
2. H_0 , boş hipotezdir: PP testinde serilerde birim kök olduğunu, Johansen eşbütünleşme testinde seriler arasında eşbütünleşme olmadığını göstermektedir. r , eşbütünleşme rankıdır.						
3. İz İstatistiği ve Maksimum Özdeğer İstatistiği, eşbütünleşmenin test edilmesinde kullanılan Johansen test istatistikleridir.						

Bu çalışmadaki tüm tahminler ve hesaplamalar Eviews 5.1 bilgisayar programında gerçekleştirilmiştir. Tablo 1'in Panel A kısmında değişkenlerin logaritmik değerleri için yapılan birim kök testi sonuçları verilmiştir. Sonuçlar, üç değişkenin seviyelerinin trendsiz ya da trendli olarak durağan olmayıp, birinci farklarının durağan olduğunu göstermektedir. Seriler aynı dereceden bütünleşmektedir ve $I(1)$ 'dir. Bu nedenle birinci farkı alınmış serilerle çalışılmıştır. Sayılar çok küçük olduğu için, 100 ile çarpılmıştır. Yani, getiri serileri aşağıdaki (1) No.lu denklem kullanılarak hesaplanmıştır:

$$R_{i,t} = 100x \log(P_{i,t} / P_{i,t-1}) \quad (1)$$

Burada $P_{i,t}$, t zamanında i piyasasının fiyat düzeyidir (DİBS fiyat endeksi için $i=1$, döviz kuru için $i=2$, hisse senedi fiyatları için $i=3$). Şekil 1’de getiri serilerinin grafikleri sunulmuştur.

Şekil 1: $\Delta LOGDİBS$, $\Delta LOGDÖVİZ$ ve $\Delta LOGBORSA$ Değişkenlerinde Trend



Kaynak: Yazarın hesaplamaları.

Serilerin durağanlık durumu ve bütünleşme derecesi bu şekilde belirlendikten sonra, birim kök içermeleri nedeniyle, aralarında uzun dönemde

eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını anlamak için, Johansen (1988) tarafından önerilen ve VAR (Vector Autoregression) yaklaşımına dayanan Johansen Eşbütünleşme Testi uygulanmıştır. Johansen Eşbütünleşme Testi sonuçları Tablo 1'in Panel B kısmında verilmiştir. Tablodaki İz Testi ve Maksimum Özdeğer Testi sonuçları açıkça uzun dönemde üç değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olmadığını ortaya koymaktadır. Çünkü, eşbütünleşme olmadığı şeklindeki boş hipotez %5 kritik değerde reddedilememektedir. Üç değişkenin uzun dönemde ortak bir hareketi yoktur ve değişkenlerin hiç biri diğerlerinin geçmiş değerleri baz alınarak tahmin edilememektedir. Böylece, modelde hata düzeltme teriminin yer almasına gerek olmadığı anlaşılmaktadır.

Johansen Eşbütünleşme Testi yapılmadan önce, VAR modelinin optimal gecikme sayısı çeşitli bilgi kriterlerine bakılarak, 3 şeklinde benimsenmiştir. LR Test İstatistiği, FPE (Final Prediction Error) İstatistiği, Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriteri optimal gecikme sayısını 3 olarak, Hannan-Quinn Bilgi Kriteri 4 olarak önermiştir. VAR modeli tahmin edilirken, söz konusu kriterler tarafından önerilen gecikmeli terim sayısının sonuçların içsel bağıntı ve değişen varyans sorunu içermemesini sağlayıp sağlayamadığı kontrol edilmiştir. İçsel bağıntının varlığını test etmek için hata terimlerine uygulanan Breusch-Godfrey LM İstatistiğine bakılmış ve 12.09 (olasılık: 0.2079) değerini alan bu istatistiğe göre, "hata terimleri arasında serisel korelasyon yoktur" şeklindeki boş hipotez kabul edilmiştir. Böylece, içsel bağıntı sorunu olmadığı anlaşılmıştır. Değişen varyans sorunu olup olmadığını test etmek için bakılan White Testi Ki-Kare İstatistiği 228.79 (olasılık: 0.0000) değerini alarak, modelde değişen varyans sorununun bulunduğunu göstermiş, ancak bu sorunun modelin yanlış kurgulanmasından değil, kullanılan serilerin özelliklerinden kaynaklandığı düşünülmüştür. Hisse senedi fiyatları, döviz kurları gibi finansal zaman serilerinde hata teriminin varyansının sabit olmadığı, dönemden döneme değiştiği çeşitli çalışmalar tarafından belirtilmektedir. Zaten bu çalışmanın asıl amacı, kısa dönem dinamik ilişkilere odaklıdır. Daha sonra, hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını anlamak için Jarque-Bera Normalite Test İstatistiğine bakılmış ve 18136.12 (olasılık: 0.0000) değerini olan bu istatistiğe göre, hata terimlerinin normal dağıldığını ileri süren boş hipotez reddedilmiştir. Eşbütünleşme vektörlerinin maksimum olabilirlik tahmincisini fazla etkilememesi nedeniyle, hata terimlerinin normal dağılmama sorunu göz ardı edilmiştir (Bkz. Gonzalo, 1994). Bu sonuçlara göre, oluşturulan VAR modelinin, içsel bağıntı dışında, gerekli varsayımların hepsini sağlayamadığı görülmüştür.

Johansen Eşbütünleşme Testi yapılmadan önce, olası eşbütünleşme ilişkileri çeşitli modeller bazında da araştırılmış, fakat hangi model seçilirse

seçilsin, değişkenler arasında İz Testi sonuçlarına göre eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır. Burada yalnızca verilerde kuadratik trend olduğu varsayıldığında, sabitin ve trendin yer aldığı modelde Maksimum Özdeğer İstatistiği 1 adet eşbütünleşme ilişkisi olabileceğini göstermiştir. Bu sonuçlar Tablo 1'in C Panelinde özetlenmiştir. Tablo 1'in B Panelinde verilen sonuçlar ise, Johansen'in (1992) önerdiği şekilde, eşbütünleşme vektöründe yalnızca sabit terimin yer aldığı ve seviyede deterministik trendin bulunduğu varsayılan modelin sonuçlarıdır.

Literatürde hisse senedi getirilerinin dağılımının, normal dağılıma göre daha yüksek tepe ve yayvan-kuyruk karakterli olduğu belgelenmiştir. Hisse senedi getirilerini modellemek için çok sayıda dağılım önerilmekte ve kullanılmaktadır. Bunlar arasında Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından önerilen GARCH modelleri dağılımın yayvan-kuyruklu doğasını ve zaman içinde değişen oynaklığın varlığını yakalamada çekicidir. Ampirik kanıtlar GARCH modellerinin menkul kıymet getirilerinin dinamik davranışını modellemede kullanışlı olduğunu göstermektedir.¹

ARCH sınıfı modellerin uygulanmasından önce, piyasalardaki günlük getirilerin değişen varyans yapısına sahip olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Tablo 2 bu amaca yönelik olarak, söz konusu getiri serilerinin istatistiksel özelliklerini raporlamaktadır. Tabloya göre, ortalama getiriler DİBS piyasası için pozitif fakat sıfırdan pek farklı değil iken, dövizin ortalama getirisi negatif olmuş ve hisse senetleri en yüksek ortalama getiriyi sağlamıştır. En yüksek standart sapma hisse senedi getirilerinde gözlenmekte, bunu döviz ve DİBS getirileri izlemektedir. Başka bir deyişle, ortalama getirilere göre en yüksek dalgalanma hisse senedi getirilerinde gözlenmiştir. Maksimum ve minimum değerler arasındaki fark, hisse senedi getirilerinde diğerlerine göre çok daha büyüktür. Bu, hisse senedi piyasasının çok daha dalgalı olduğuna işaret etmektedir. Çarpıklık istatistiği, DİBS getirileri hariç olmak üzere, sıfır civarındadır. Bu, diğer iki piyasada getirilerin dağılımının simetrik olduğunu göstermektedir. Basıklık istatistiğinin 3'ün üzerindeki ölçümü, üç değişkenin de normal dağılıma göre daha yayvan-kuyruklu bir dağılıma sahip olduğu anlamına gelmektedir. Basıklık istatistiği 3'ü geçtiği zaman, dağılımın normal dağılıma göre leptokurtik olduğu söylenmekte ve bu, getirilerin dağılımının aşırı (extreme) değerler içerebileceği anlamına gelmektedir. Tablodaki Jarque-Bera istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde normal dağılımı reddetmektedir. Getiri değişkenlerine ve getiri değişkenlerinin karesine uygulanan Ljung-Box istatistiği DİBS getirilerinde anlamlı doğrusal ve doğrusal olmayan serisel

¹ Bu konuda bir literatür taraması için bkz. Bollerslev, Chou ve Kroner (1992).

korelasyona işaret etmektedir. Doğrusal korelasyon, piyasa etkinsizliği ya da piyasa yapısının bazı türleri yüzünden olabilir. Doğrusal olmayan korelasyon ise, “oynaklık kümelenmesi” (volatility clustering) diye adlandırılan, büyük değişimlerin büyük değişimler tarafından ve küçük değişimlerin küçük değişimler tarafından izlenme eğiliminde olduğu bir davranış özelliğini ima etmektedir. Bu özellik otoregresif koşullu heteroskedastisite modeliyle tatmin edici bir şekilde yakalanabilir. Finansal zaman serilerinin oynaklık kümelenmesi eğilimi taşıdığı yaygın bir gözlemdir. İlk defa Mandelbrot (1963) ve Fama (1965) bu eğilime dair kanıtlar bulmuştur. Daha pek çok çalışmada benzer bulgular rapor edilmiştir. Engle (1982) tarafından ARCH etkisinin varlığını kontrol etmek için önerilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre ise, DİBS ve döviz kuru getiri serilerinde 3 gecikme için %10 anlamlılık düzeyinde, hisse senedi getiri serilerinde 13 gecikme için yine %10 anlamlılık düzeyinde ARCH ya da GARCH etkisi mevcuttur. Başka bir deyişle, ARCH etkisinin bulunmadığı şeklindeki boş hipotez reddedilmektedir. Tüm söz konusu testlerle yapılan bu ön hazırlık, getiri serilerinde bulunan ve zaman içinde değişen oynaklık özelliğini yakalamada bir GARCH modeli kullanımını önermektedir.

Tablo 2: DİBS, Döviz Kuru ve Borsa Getirilerinin Tanısal İstatistikleri

	$\Delta \text{LOGDİBS}$	$\Delta \text{LOGDÖVİZ}$	$\Delta \text{LOGBORSA}$
<i>Art. Ortalama</i>	0.0010	-0.0078	0.0750
<i>Standart Sapma</i>	0.3548	0.8602	1.7730
<i>Maksimum</i>	3.3867	5.9579	6.4843
<i>Minimum</i>	-2.7997	-3.6508	-8.6708
<i>Çarpıklık</i>	1.0270	0.9426	-0.2995
<i>Basıklık</i>	22.5545	7.6001	4.3500
<i>Jarque-Bera</i>	18170.25 [0.00]	1162.663 [0.00]	102.6249 [0.00]
<i>Q(1)</i>	0.0333 [0.855]	1.9001 [0.168]	1.8250 [0.177]
<i>Q(5)</i>	5.2083 [0.391]	3.4245 [0.635]	2.2730 [0.810]
<i>Q(10)</i>	16.297 [0.091]	9.1978 [0.513]	8.7616 [0.555]
<i>Q(15)</i>	18.666 [0.229]	13.950 [0.529]	12.954 [0.606]
<i>Q(30)</i>	32.198 [0.358]	25.723 [0.689]	30.357 [0.447]
<i>Q²(1)</i>	0.0776 [0.781]	0.0099 [0.921]	0.0163 [0.898]
<i>Q²(5)</i>	61.325 [0.000]	4.5948 [0.467]	5.0848 [0.406]
<i>Q²(10)</i>	70.163 [0.000]	8.0315 [0.626]	7.3915 [0.688]
<i>Q²(15)</i>	80.494 [0.000]	9.4085 [0.855]	9.6309 [0.842]
<i>Q²(30)</i>	108.68 [0.000]	21.984 [0.855]	29.030 [0.516]

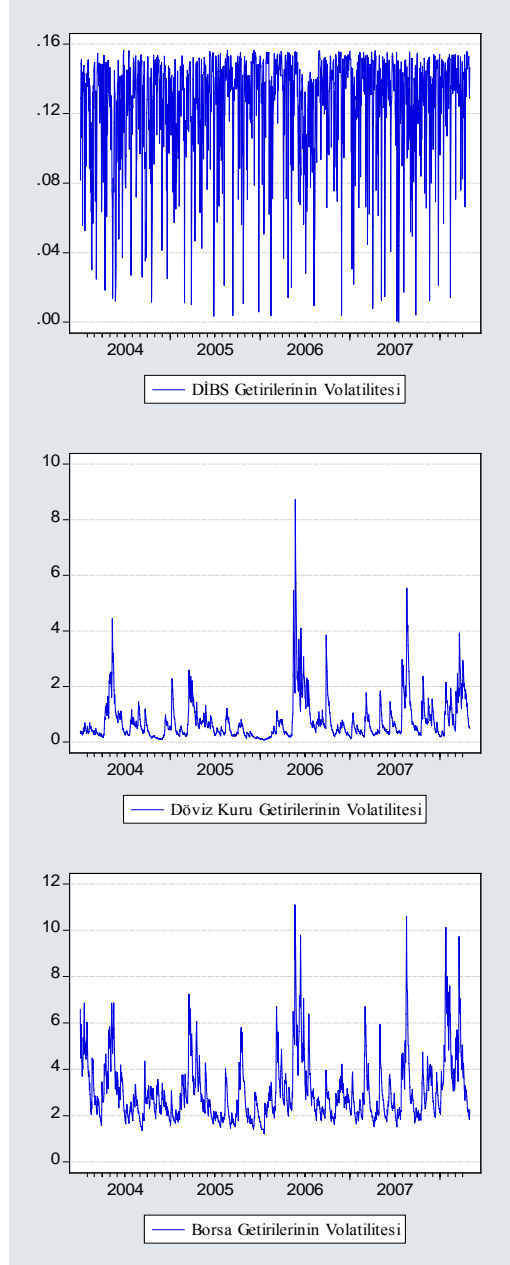
<i>ARCH-LM(3)</i>	-1.6780 [0.0936]	1.6572 [0.0978]	1.0738 [0.2831]
<i>ARCH-LM (13)</i>	-1.2724 [0.2035]	-0.6707 [0.5025]	1.7868 [0.0743]

Notlar: Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test için olasılık değerini göstermektedir. Çarpıklık ve Basıklık test istatistikleri, geleneksel t-istatistikleridir. Q(k) ve Q²(k), k serbestlik derecesinde ki-kare dağılımı izleyen serisel bağımsızlık boş hipotezi altında, getirilerin hata terimleri ve hata terimleri karesinin k. dereceden serisel korelasyon testini gösteren Ljung-Box Test İstatistiğidir. ARCH-LM Testi, hata terimlerinin karesinin bağımlı değişkenin tahmini değerlerinin kareleri ile açıklandığı denkleme dayanan heteroskedastisite testidir. Denklemi şu şekildedir: $ARCH(p) \Rightarrow \hat{u}_t^2 = a_0 + a_1\hat{u}_{t-1}^2 + a_2\hat{u}_{t-2}^2 + \dots + a_p\hat{u}_{t-p}^2 + v_t$.

Şekil 2’de ise, değişkenlerin oynaklık grafikleri verilmektedir.² Burada oynaklık, her bir değişken için ayrı ayrı oluşturulan tek değişkenli EGARCH Modelinden elde edilen, değişkenlerin değişim oranlarının koşullu varyansı olarak tanımlanmıştır. İncelenen dönemde en düşük ortalama oynaklık düzeyi (0.12) DİBS fiyatlarının değişim oranında görülmektedir. En yüksek ortalama oynaklık düzeyi 3.08 ile hisse senedi getirilerinde yaşanmıştır. Döviz kurlarının değişim oranının ortalama oynaklık düzeyi ise 0.77’dir. Buradan hisse senedi fiyatlarının değişim oranının koşullu varyansının, DİBS fiyatlarının değişim oranının koşullu varyansından 25.66 kat daha fazla olduğu anlaşılmaktadır.

² Grafikler, DİBS getirilerinin oynaklığı diğerlerine göre çok düşük seviyelerde kaldığından, aynı ölçekte çizilememiştir.

Şekil 2: $\Delta \text{LOGDİBS}$, $\Delta \text{LOGDÖVİZ}$ ve $\Delta \text{LOGBORSA}$ Değişkenlerinin Oynaklığı



Kaynak: Yazarın hesaplamaları.

3. Model

Engle (1982) belli serilerde bazen oynaklığın yüksek, bazen düşük olduğu dönemler olduğunu fark etmiştir. Yazar bu oynaklık kümelenmesini zamana-bağlı koşullu varyans olarak görmüş ve böyle bir varsayımın üstesinden gelen ARCH modellemesini geliştirmiş ve uygulamıştır. Ardından Bollerslev (1986) serilerin varyansının koşulsuz ve zaman koşullu bileşenlere ayrıştırılmasına imkan veren GARCH modelini formüle etmiştir. Finansal piyasalarda oynaklık yayılmasının analizinde GARCH (p,q) modelleri kullanımının başarısını kanıtlayan çok sayıda analiz vardır. Literatür finansal piyasalar üzerine çalışmalarda en etkin yolun bir GARCH (EGARCH) analizi olacağını göstermektedir. Bu teknikleri kullanmanın nedeni serilerin özelliklerinden kaynaklanmaktadır. Önceki bölümde DİBS, döviz kuru ve borsa getiri serilerinin özellikleri, bu tür finansal zaman serilerinde görülen ortak bir özellik olarak, tüm serilerin yüksek derecede leptokurtik olduğunu göstermiştir. Yine, önceki bölümde söz konusu getiri serilerinin GARCH tekniğinin kullanımına imkan veren tipik dağılımları takip ettiği belirlenmiştir.

Çalışmada önce Engle (1982) tarafından ortaya atılan ve Bollerslev (1986) tarafından genelleştirilen GARCH modelleri ailesinden Bollerslev'in (1986) GARCH (p,q) modelinin kullanılması düşünülmüştür. Ancak, bu standart ARCH/GARCH modelleri oynaklık üzerinde pozitif ve negatif hata terimlerinin simetrik etki yaptığını, yani kötü ve iyi haberlerin oynaklık üzerinde aynı etkiyi yaptığını varsaymakta ve bu yüzden, sıkça gözlemlenen asimetrik etkiyi modellemek için uygun olmamaktadır. Oysa, literatürde fiyat hareketlerinin oynaklık ile negatif korelasyonlu olması, başka bir deyişle, negatif bir şokun (kötü haberin) oynaklığı pozitif bir şoka (iyi habere) göre daha fazla arttırması olarak tanımlanan "kaldıraç etkisi"nin varlığının araştırılması önerilmektedir. EGARCH modeli işte bu asimetrik etkinin anlamlılığının araştırılmasına imkan tanıdığı için tercih edilmiştir. Nelson (1991) tarafından geliştirilen Üstel GARCH (Exponential GARCH) ya da kısaca EGARCH modeli, standart ARCH/GARCH modellerindeki koşullu varyansa yüklenen simetri sorununun üstesinden gelmektedir.

EGARCH modelinin koşullu varyansın pozitif ve negatif şoklara asimetrik bir şekilde tepki vermesine imkan tanınması avantajının yanında, üs alma nedeniyle koşullu varyans parametrelerinde negatif-olmama kısıtının bulunmaması şeklinde belirtilen ikinci bir avantajı daha vardır. Böylece, eğer oynaklık ile getiriler arasındaki ilişki negatif ise, koşullu varyans parametreleri negatif olabilecektir. Hamilton'un (1994) çalışmasında özetlenen eski araştırmaların önemli bir kısmı EGARCH kullanımını desteklemektedir.

Asimetrik ARCH tipi modeller arasında da yalnızca EGARCH modeli yoktur. Glosten, Jagannathan ve Runkle'ın (1993) GJR-GARCH ve Zakoian'ın (1994) TGARCH (Thresold GARCH) modelleri de asimetrik etkiyi araştırmak için kullanılabilir. Ancak, GJR-GARCH modeli, EGARCH modelinin aksine, koşullu varyansın negatif olmamasını sağlamak için parametre kısıtlamalarına gerek gösterir. Bu çalışmada çeşitli denemeler yapıldıktan sonra, daha yüksek istatistiksel anlamlılık düzeyleri vermesi nedeniyle, EGARCH modeli tercih edilmiştir. Model uygunluğu ve parametre anlamlılığı açısından en iyi sonuçları ise, birinci dereceden EGARCH modeli (EGARCH (1,1)) vermiştir. Yani, p (ARCH terimi) ve q (GARCH terimi) değerleri 1'e eşit olarak alınmıştır. Daha yüksek dereceden olası EGARCH (1,2), EGARCH (2,2) gibi EGARCH modelleri de test edilmiş, ancak bunlar EGARCH (1,1) modeli kadar yüksek log olabilirlik oranı vermemiştir. İleride Tablo 2'de verilen koşullu varyans denkleminin içindeki GARCH terimi katsayısının (β) DİBS piyasası dışında %1 seviyede anlamlı olması da, hata teriminin heteroskedastisitesinin EGARCH (1,1) modeliyle yakalanabileceğini göstermiştir. Nelson (1991) $|\beta| < 1$ olmasının birinci dereceden EGARCH modeli kullanımının uygunluğu için yeterli olduğunu göstermektedir. Yine, ileride görüleceği gibi, yapılan ARCH-LM Testinin de istatistiksel olarak anlamsız hale gelmesi, EGARCH (1,1) modelinin ARCH etkisini kaldırmada başarılı olduğunu göstermiştir.

Aşağıda DİBS, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat (ortalama) ve oynaklık yayılma etkilerini incelemek için (2)-(4) arası denklemlerle ifade edilen Nelson'un (1991) Çok Değişkenli Üstel Genelleştirilmiş Koşullu Heteroskedastisite (EGARCH) Modeli verilmiştir. EGARCH modelinde kaldıraç etkisini gösteren ve (3) No.lu denklemden bulunan δ katsayısı, üç piyasada da %1 seviyede anlamlı sonuç verdiği için, modelde kapsanmıştır.

$$R_{i,t} = c_i + X\Gamma + \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} | \Omega_{i,t-1} \sim (0, \sigma_{i,t}^2) \quad (2)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \exp \left\{ \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \gamma_{i,j} f(z_{j,t-1}) + \beta_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right\}, j = 1, 2, 3 \text{ ve } z_{j,t-1} = \frac{\varepsilon_{j,t-1}}{\sigma_{j,t-1}} \quad (3)$$

$$f_j(z_{j,t-1}) = \left(\left(|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}| \right) + \delta_j z_{j,t-1} \right), j = 1, 2, 3. \quad (4)$$

(2) No.lu denklem, koşullu aritmetik ortalama denklemdir. Bu denklemde her bir getiri değişkeni (R_t), kendisinin geçmiş değerleri ve diğer iki piyasanın getiri değişkenlerinin t dönemi ve geçmiş değerleri ile açıklanmaktadır. Γ , parametreler matrisini ve X , açıklayıcı değişkenler matrisini göstermektedir. Bu yapılandırma ile i piyasasındaki haberler j piyasasındaki bilgi setinin bir parçası haline gelmektedir. Buna göre, $i \neq j$ için parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması, piyasalar arasında fiyat (ortalama) yayılma etkisinin varlığını, bir bakıma fiyat bilgisi etkinliğini yansıtacaktır. VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine ve hata terimlerinin beyaz-gürültü özelliğine bakılarak, 2 şeklinde belirlenmiş ya da diğer ifadeyle, VAR (2) modeli seçilmiştir. Ω_{t-1} , $t-1$ zamanındaki bilgi setidir ve Ω_{t-1} 'e koşulludur. Hata terimi ε_t 'nin sıfır aritmetik ortalama ve σ_t^2 varyanslı normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır.

(3) No.lu denklem, koşullu varyans denklemdir. Bu denklem koşullu varyans σ_t^2 'nin üstel spesifikasyonuna izin vermekle, negatif-olmama kısıtından kaçınmış olmaktadır. Koşullu varyans σ_t^2 , kendisinin geçmiş değeriyle açıklandığı kadar, standart hata terimi olan z_{t-1} fonksiyonunun geçmiş değeriyle de açıklanmaktadır. EGARCH Modelinin güzel bir yanı, varyansın pozitif olmasını garanti etmesidir. Oynaklığın kalıcılığının derecesi (3) No.lu denklemdeki β_i ile ölçülmektedir. Finansal piyasa verilerinde β_i 'nin genellikle 1'e yakın olduğu bilinir. $|\beta_i| < 1$ olduğunda ve istatistiksel anlamlılık taşıdığında, koşulsuz varyans sonludur ve oynaklığa gelen şoklar yüksek derecede kalıcı etkiler bırakmaktadır. $\gamma_{i,j}$ parametresi ise, $i \neq j$ için j piyasasından i piyasasına doğru oynaklık yayılma etkisini yansıtmaktadır. Aynı parametre, $i = j$ için i piyasasındaki ARCH etkisini ölçmektedir. Bu haliyle modelin koşullu varyans denkleminde diğer piyasaların oynaklık şoklarının yer alması sayesinde oynaklık yayılma etkilerinin istatistiksel anlamlılığı kadar, yönü ve büyüklüğü de analiz edilmiş olacaktır. Oynaklık yayılma sürecinin incelenmesi piyasalar arasında bilgi aktarımının da anlaşılmasını destekleyecektir.

Asimetrik etkinin ölçülmesi, bir piyasadaki negatif bir şokun başka bir piyasada eşit büyüklükteki pozitif bir şoktan daha mı büyük, yoksa daha mı küçük bir etki yaptığının test edilmesi anlamına gelmektedir. Asimetri, (4)

No.lu denklem ile modellenmiştir. Bu denklemde $z_{j,t-1}$, $t-1$ zamanında standartlaştırılmış hata terimi ($\varepsilon_{j,t-1}/\sigma_{j,t-1}$ şeklinde tanımlanmaktadır) ve $E|z_{j,t-1}|$, $z_{j,t-1}$ 'in beklenen mutlak değeridir. (4) No.lu denklemdeki δ_j parametresi, i piyasasının oynaklığı üzerindeki asimetric etkiyi ölçmektedir. Eğer δ_j negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı ise, asimetri söz konusudur. $(|z_{j,t-1}| - E|z_{j,t-1}|)$ terimi bir şokun büyüklük etkisini (size effect) ölçmesine karşılık, $\delta_j z_{j,t-1}$ işaret etkisini (sign effect) ölçer. Negatif bir δ_j ve pozitif ve anlamlı bir $\gamma_{i,j}$ beraberliği, i piyasasındaki negatif bir şokun j piyasasındaki oynaklığı eşit büyüklükteki pozitif bir şoktan daha fazla arttıracağı anlamına gelir. Ekonomik olarak bunun anlamı, beklenmedik kötü haberlerin (negatif şoklar), cari koşullu oynaklık üzerinde iyi haberlerden (pozitif şoklar) daha büyük etki yapacağıdır. δ_j 'nin pozitif değerleri için ise, bunların tam tersi geçerli olacaktır. Böylesine bir sonuç, yayılma mekanizmasının asimetric doğasını ortaya çıkaracaktır. Ayrıca, negatif (pozitif) bir $z_{j,t}$ eşliğinde negatif bir δ_j , büyüklük etkisini arttıracaktır (azaltacaktır).

4. Ampirik Bulgular: Piyasalar Arasında Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkileri

Çok Değişkenli EGARCH (1,1) Modelinin parametre tahminleri Tablo 3'te rapor edilmiştir. Tablodaki modeller Türkiye'de DİBS, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat ve oynaklık yayılma etkilerinin her ikisini de kapsamaktadır. Tahmin edilen modellerde aritmetik ortalama denklemi fiyat yayılma etkisini, koşullu varyans denklemi asimetric oynaklık yayılma etkisini analiz etmeye imkân sağlamaktadır.

<i>Tablo 3: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkileri Tahmin Sonuçları</i>			
	$\Delta \text{LOGDİBS}_t$	$\Delta \text{LOGDÖVİZ}_t$	$\Delta \text{LOGBORSA}_t$
<i>Aritmetik Ortalama Denklemi:</i>			
c_i	0.0009 (0.0149) [0.9090]	-0.0209 (-1.2018) [0.2294]	0.1013 (2.1503) [0.0315]

$\Delta LOGDİBS_t$	-	-	0.4932 (4.6395) [0.0000]
$\Delta LOGDİBS_{t-1}$	5.44x10 ⁻⁵ (0.0149) [0.9881]	-0.2218 (-5.9196) [0.0000]	-
$\Delta LOGDİBS_{t-2}$	-0.0302 (-1.3625) [0.1730]	-	-
$\Delta LOGDÖVİZ_{t-1}$	0.0108 (1.6086) [0.1077]	0.0075 (0.2828) [0.7773]	-0.0341 (-0.4916) [0.6230]
$\Delta LOGDÖVİZ_{t-2}$	-	-0.0194 (-0.7371) [0.4611]	-
$\Delta LOGBORSA_t$	0.0184 (5.4533) [0.0000]	-0.1577 (-16.2814) [0.0000]	-
$\Delta LOGBORSA_{t-1}$	-	-	0.0059 (0.1971) [0.8437]
$\Delta LOGBORSA_{t-2}$	-	-	-0.0428 (-1.3456) [0.1784]
Varyans Denklemi:			
α_i	-2.0660 (-14.8449) [0.0000]	-0.2287 (-6.3300) [0.0000]	0.0187 (0.5608) [0.5749]
$\gamma_{i,DİBS}$	-0.4135 (-15.1806) [0.0000]	-0.0124 (-0.4888) [0.6249]	-0.0031 (-0.1035) [0.9176]

$\gamma_{i,DÖVİZ}$	-0.1696 (-8.1055) [0.0000]	0.2189 (5.4536) [0.0000]	0.0710 (2.1503) [0.0315]
$\gamma_{i,BORSA}$	-0.0687 (-3.3031) [0.0010]	-0.1734 (-6.8937) [0.0000]	0.0939 (2.5152) [0.0119]
δ_j	-0.3137 (-10.4980) [0.0000]	0.1010 (3.3263) [0.0009]	-0.1079 (-3.2314) [0.0012]
β_i	0.1029 (1.8211) [0.0686]	0.9250 (65.5218) [0.0000]	0.9044 (33.9866) [0.0000]
Tanısal Testler:			
<i>ARCH-LM(2)</i>	(0.4939) [0.6215]	(-0.6228) [0.5335]	(1.0849) [0.2782]
<i>Jarque-Bera</i>	(14623.01) [0.0000]	(60.07978) [0.0000]	(34.06819) [0.0000]
<i>Q(2)</i>	(1.0954) [0.578]	(3.3630) [0.186]	(0.8149) [0.665]
<i>Q²(2)</i>	(0.0976) [0.952]	(1.2186) [0.544]	(4.4364) [0.109]

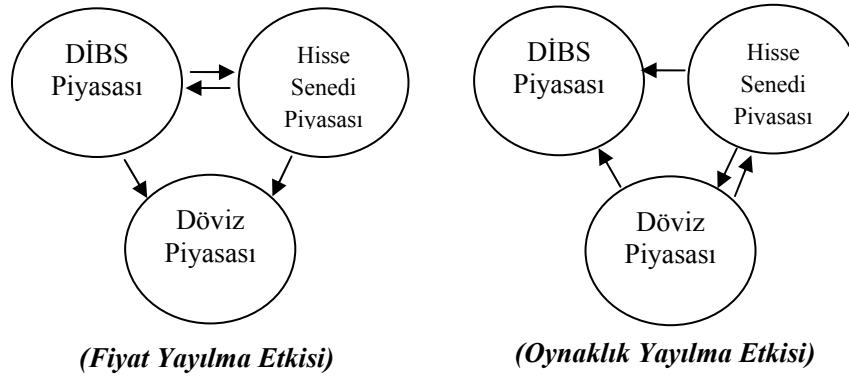
Aritmetik ortalama denkleminde bakıldığında, hisse senedi piyasasından DİBS piyasasına doğru %1 seviyede anlamlı bir fiyat yayılma etkisi görülmektedir. Hisse senedi fiyatlarındaki bir artış, DİBS fiyatlarını aynı gün içinde 0.0184 oranında arttırmakta/ DİBS faiz oranlarını düşürmektedir. Ayrıca, DİBS piyasasından hisse senedi piyasasına doğru da %1 seviyede anlamlı bir fiyat yayılma etkisi vardır. DİBS fiyatlarındaki bir artış/ faiz oranlarında bir düşüş, hisse senedi fiyatlarının aynı gün içinde artmasına yol açmaktadır. Bu bulguların anlamı, DİBS ve hisse senedi piyasalarındaki fiyat değişimlerinin karşılıklı olarak bu piyasalardaki ekonomik temeller hakkında önemli bir bilgi sinyali oluşturduğudur. Belirtilmesi gerekir ki, DİBS fiyat hareketleri hisse senedi fiyat hareketleri üzerinde çok daha büyük bir etkiye sahiptir, çünkü

katsayısı çok daha büyüktür (0.4932). Döviz kurunun diğer iki piyasadaki fiyat değişimleri üzerinde anlamlı bir fiyat yayılma etkisi görülmemektedir. Tam tersine, döviz piyasasındaki fiyat hareketleri faiz oranları ve hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerden etkilenmektedir. DİBS fiyatlarında bir artış, bir gün sonra döviz kurunun 0.2218 oranında düşmesine, başka bir deyişle, yerli paranın değer kazanmasına neden olmaktadır. Bu sonuç %1 seviyede anlamlıdır. Aslında, bu durum ekonomik teoriye pek uygun görünmemektedir; DİBS fiyatları arttığında/ faiz oranları düştüğünde, yerli paraya olan talebin azalarak yerli paranın değer kaybetmesi/ döviz kurunun yükselmesi beklenirdi. Hisse senedi piyasasındaki fiyat artışı da aynı gün içinde döviz kurunun 0.1577 oranında düşmesine yol açmaktadır. Bu sonuç da %1 seviyede anlamlıdır. Bir karşılaştırma yapılırsa, döviz kuru değişimleri üzerinde faiz oranındaki değişimlerin hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerden daha etkili olduğu söylenebilir. Buraya kadar anlatılanlardan döviz piyasasının DİBS ve hisse senedi piyasaları için bir fiyat bilgisi sağlamadığı, oysa DİBS ve hisse senedi piyasalarının döviz piyasası için önemli bir fiyat sinyali verdiği sonucuna varılabilir. Bu bulgu yabancı literatürdeki pek çok çalışmayla benzerlik göstermektedir.

Piyasalar arasındaki oynaklık yayılma etkisini analiz etmek için Tablo 3'teki koşullu varyans denkleminde bakılırsa, hemen hemen bir piyasada meydana gelen bir birimlik şokun diğer piyasalarda ve o piyasanın kendi içinde istatistiksel olarak anlamlı bir oynaklık artışına ya da azalışına yol açtığı söylenebilir. Tabloda faiz oranı oynaklığının %1 anlamlılık seviyesinde döviz kuru ve hisse senedi fiyat şoklarından negatif olarak etkilendiği görülmektedir. Öte yandan, faiz oranının değişim oranında (DİBS getirilerinde) meydana gelen bir birimlik şokun döviz ve hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde anlamlı bir etki göstermediği, yalnızca kendi oynaklığını azalttığı (-0.4135 oranında) görülmektedir. Katsayılar negatif işaret taşımakla birlikte, anlamsızdır. Kısaca, DİBS piyasasından diğer iki piyasaya doğru anlamlı bir oynaklık yayılma etkisi mevcut değildir. Döviz kuru oynaklığı ele alınacak olursa, DİBS piyasasında meydana gelen bir birimlik şok döviz kuru oynaklığı üzerinde anlamlı bir etki yapmamasına karşın, hisse senedi piyasasında meydana gelen bir birimlik şok döviz kuru oynaklığını 0.1734 oranında %1 anlamlılık seviyesinde azaltmaktadır. Ayrıca, döviz kuru oynaklığının 0.2189 oranındaki bir kısmı bu piyasanın kendi içinde meydana gelen şoklar ile açıklanmaktadır. Döviz piyasasında meydana gelen bir şok kendi oynaklığını bu kadar arttırmasının yanında, faiz oranı oynaklığını 0.1696 oranında azaltmakta ve hisse senedi fiyat oynaklığını %5 anlamlılık seviyesinde 0.0710 oranında arttırmaktadır. Hisse senedi fiyatlarındaki oynaklığın 0.0710'luk kısmı döviz piyasasındaki şoklardan kaynaklanırken, 0.0939'luk kısmı %5 anlamlılık

seviyesinde kendi piyasasındaki şoklardan kaynaklanmaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi, DİBS getirilerinde meydana gelen bir birimlik şokun borsa oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkisi görülmemiştir. Şekil 3 tüm bu anlatılanları basit bir şema halinde göstermektedir.

Şekil 3: Fiyat ve Oynaklık Yayılma Etkilerinin Yönü



δ_j katsayısına göre, kaldıraç etkisi %1 seviyede anlamlıdır. Haberlerin etkisi asimetriktir. Başka bir deyişle, piyasalar pozitif ve negatif şoklara farklı şekillerde tepki göstermektedir. DİBS piyasası için daha yüksek bir değer taşıyan bu katsayı, kaldıraç etkisinin bu piyasada diğerlerinden daha güçlü yaşandığını göstermektedir. Söz konusu katsayı DİBS ve hisse senetleri piyasası için negatif, döviz piyasası için pozitif işaret taşımaktadır. Katsayının negatif işaret taşıdığı piyasalarda pozitif getiri şoklarının negatif getiri şoklarına göre daha az oynaklık ürettiği anlaşılmaktadır. Bu noktada koşullu oynaklık üzerinde negatif şokların pozitif şoklardan kaç kat daha fazla ya da az etkiler yarattığı merak edilerek, bazı hesaplamalar yapılmıştır. Negatif şokların oynaklığı pozitif şoklardan kaç kat daha fazla arttırdığı $|-1 + \delta_j|/(1 + \delta_j)$ oranı ile hesaplanabilmektedir (Bkz. Yang/Doong, 2004). Bu formülün DİBS, döviz ve hisse senedi piyasasına uygulanması sonucunda, sırasıyla 1.914, 0.816, 1.241 değerleri bulunmuştur. Yani, DİBS piyasasında negatif şoklar ya da kötü haberlerin oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şoklar ya da iyi haberlerden 1.914 kat daha büyüktür. Benzer fakat daha zayıf bir şekilde, hisse senedi piyasasının oynaklığı üzerinde kötü haberlerin etkisi iyi haberlerden 1.241 kat daha büyüktür. Oysa, döviz piyasasında durum farklıdır. Döviz

piyasası için hesaplanan 0.816 değeri, bu piyasanın oynaklığı üzerinde, tersine, iyi haberlerin kötü haberlerden daha etkili olduğunu göstermektedir.

Oynaklık üzerindeki uzun dönem etkileri gösteren β_i katsayısı, tüm piyasalarda 1'den küçük çıkmış ve böylece sistemin durağanlık koşulunun sağlandığını göstermiştir. Döviz ve hisse senedi piyasalarında oynaklık kalıcılığının derecesi çok yüksek olduğundan (katsayılar sırasıyla, yaklaşık 0.92 ve 0.90), bu iki piyasaya gelen şokların etkilerinin kaybolmasının uzun bir zamanı gerektirdiği anlaşılmaktadır. Oysa, DİBS piyasasının oynaklığına gelen şoklar kalıcı etkiler yaratmamaktadır (katsayı çok küçük ve yaklaşık 0.10). Buradan döviz ve hisse senedi piyasalarının, şokların etkilerinin kaybolmasının daha uzun bir zamanı alması nedeniyle, DİBS piyasasına göre daha az piyasa etkinliği gösterdiği sonucuna varılabilir. Döviz ve hisse senedi piyasalarında oynaklık kalıcılığı derecesinin 1'e çok yakın bulunması, bu kalıcılığın süresinin hesaplanmasını gerektirmiştir. $HL = \log(0.5) / \log(\beta_i)$ şeklinde tanımlanan bir şokun yarılanma-süresi (half-life) döviz piyasası için 8.890, hisse senedi piyasası için 6.898 olarak hesaplanmıştır. Buna göre, döviz piyasasında oynaklık şokları yaklaşık 9 gün, hisse senedi piyasasında 7 gün sürmektedir.

Tablo 3'ün alt kısmında modellere ilişkin bazı tanısal testlere yer verilmiştir. Anlamsız ARCH-LM istatistikleri modellerde artık ARCH etkisinin kalmadığını ve modellerin iyi belirlendiğini göstermektedir. Tabloda anlamsız olduğu görülen olan Ljung-Box Q-İstatistikleri serisel korelasyon bulunmadığı anlamına gelmektedir. Tüm piyasalarda % 1 seviyede anlamlı olan Jarque-Bera İstatistikleri, hata terimi serilerinin normal dağılıma uymadığını gösteriyor olsa da, bu sorun tahmin esnasında Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından önerilen Heteroskedastisite Tutarlı Kovaryans Yöntemi seçilerek güçlü standart hataların kullanılmasıyla ortadan kaldırılmış bulunmaktadır.

Sonuç

Bu çalışmada 02/01/2004-30/04/2008 dönemine dayanarak Türkiye'de DİBS, döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki fiyat ve oynaklık yayılma etkileri incelenmiştir. Piyasaların uzun dönemde nasıl bir etkileşim gösterdiğini anlamak için yapılan Johansen Eşbütünleşme Testinin sonuçları, söz konusu piyasaların uzun dönemde ortak bir trendde yürümediğini göstermiştir. Bu üç piyasa uzun dönemde birbiriyle ilişkisiz görünmesine rağmen, kısa dönemde EGARCH Yöntemiyle çoğunlukla anlamlı bulunan fiyat ve oynaklık yayılma etkileri, piyasa bütünleşmesinin getiri ve oynaklığın aktarımı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğuna işaret etmiştir.

Bu çalışmanın sonuçları, fiyat yayılma etkisinin DİBS ve hisse senedi piyasaları arasında çift yönlü, DİBS ve hisse senedi piyasalarından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak bulunduğunu göstermektedir. Fiyat yayılma etkisi hisse senedi fiyatlarından DİBS faiz oranlarına ve DİBS faiz oranlarından hisse senedi fiyatlarına doğru negatif yönde çalışmaktadır. Sonuçlar, etkinin DİBS piyasasından hisse senedi piyasasına doğru ciddi bir şekilde daha büyük olduğunu göstermektedir. DİBS piyasasından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak bulunan fiyat yayılma etkisi ise pozitif işaret taşımakta, DİBS faiz oranları düştüğünde döviz kuru da düşmektedir. Beklenenin aksine çıkmış olan bu sonuç, döviz kuru üzerinde baskı yaratan başka faktörler olabileceğini akla getirmektedir. Hisse senedi piyasasından döviz piyasasına doğru tek yönlü olarak görülen fiyat yayılma etkisi ise, negatiftir. Döviz piyasasından diğer iki piyasaya doğru anlamlı bir fiyat yayılma etkisi bulunmamaktadır. Kısaca, döviz piyasasının diğer iki piyasa için önemli bir fiyat bilgisi sağlamadığı, ancak diğer iki piyasadaki fiyat hareketlerine iyi bir sinyal oluşturduğu söylenebilir.

Oynaklık yayılma etkisinin test edilmesi sonucu elde edilen sonuçlar, DİBS piyasasından hisse senedi ve döviz piyasasına doğru anlamlı bir oynaklık yayılma etkisine rastlanmamasına karşılık, bu iki piyasadaki DİBS piyasasına doğru anlamlı ve negatif yönlü bir oynaklık yayılma etkisi bulunduğunu göstermiştir. Anlaşılacağı gibi, DİBS piyasasındaki fiyat hareketleri üzerinde yalnızca hisse senedi piyasasının etkisi görülmesine karşılık, DİBS piyasasındaki fiyat oynaklığı üzerinde döviz ve hisse senedi piyasalarının her ikisinin de etkisi görülmektedir. Döviz kuru oynaklığı üzerinde faiz şoklarının bir etkisi bulunmamakla birlikte, hisse senedi piyasası şoklarının yüksek derecede anlamlı ve negatif yönlü etkisi mevcuttur. Bu noktada hisse senedi piyasasında meydana gelen bir şokun incelenen dönemde yabancı sermaye akımlarının yönünü değiştirerek döviz piyasasının oynaklığı arttırdığı düşünülmektedir. Aslında, döviz piyasası oynaklığı en çok bu piyasanın kendi içinde meydana gelen şoklardan etkilenmekte ve bu etkilenme pozitif yönde olmaktadır. Sadece döviz piyasası değil, tüm piyasalarda bir piyasanın oynaklığı o piyasanın kendi içinde meydana gelen şoklardan etkilenmektedir. Döviz kuru ve hisse senedi fiyat oynaklığı piyasa içi şoklardan pozitif yönde etkilenirken, DİBS piyasası için bu etkilenme negatif yönde olmaktadır. Borsa oynaklığı üzerinde ise, döviz piyasası şoklarının anlamlı bir etkisi görülmemektedir.

Döviz ve hisse senedi piyasalarının her ikisi için oynaklığa gelen şoklar kalıcı etkiler yaratmakta ve bu etkilerin kaybolması, yaklaşık olarak, döviz piyasasında dokuz, hisse senedi piyasasında yedi günü almaktadır. Ancak, DİBS faiz oranlarının oynaklığına gelen şoklar kalıcı etkiler yaratmamaktadır.

Bu bulgular DİBS piyasasında etkinliğin, diğer ikisine göre, daha yüksek olduğu şeklinde yorumlanmıştır.

Tüm piyasalarda iyi ve kötü haberlerin oynaklık üzerinde asimetric etki yaptığı görülmüştür. DİBS ve hisse senedi piyasalarının oynaklığı üzerinde kötü haberler iyi haberlerden daha etkili olurken, döviz piyasasında iyi haberler kötü haberlerden daha fazla oynaklığı arttırmaktadır.

Enflasyon hedeflemesi rejimini uygulamakta olan TCMB'nin para politikası aracı olarak kısa dönem faiz oranlarını kullandığı göz önüne alınırsa, bu çalışmanın sonuçları, Merkez Bankası'nın faiz oranı oynaklığının döviz ve hisse senedi piyasalarından da etkilendiğini dikkate alarak, tüm piyasaları sürekli olarak gözlemlemesi gerektiğine işaret etmektedir.

Kaynakça

- AGGARWAL, R. (1981), "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates," *Akron Business and Economic Review*, 12/4: 7-12.
- APTE, P. (2001), "The Interrelationship Between Stock Markets and the Foreign Exchange Market," *Prajnan*, 30: 17-29.
- BEER, F./HEBEIN, F. (2008), "An Assessment of the Stock Market and Exchange Rate Dynamics in Industrialized and Emerging Markets," *International Business&Economics Research Journal*, 7/8: 59-70.
- BODART, Vincent/REDING, Paul (2001), "Do Foreign Exchange Markets Matter for Industry Stock Returns? An Empirical Investigation," *Université catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES) Discussion Paper*, 2001016, http://www.ires.ucl.ac.be/DP/IRES_DP/2001-16.pdf.
- BOLLERSLEV, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31 (February): 307-27.
- BOLLERSLEV, T./ CHOU, R.Y./KRONER, K. (1992), "ARCH Modelling in Finance: A Selective Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52: 5-59.
- BOLLERSLEV, T./WOOLDRIDGE, J.M. (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11/2: 143-172.
- DARBAR, Salim M./DEB, Partha (1999), "Linkages Among Asset Markets in the United States- Tests in a Bivariate GARCH Framework," *IMF Working Papers*, 99/158, International Monetary Fund.
- EBRAHIM, Shafiq K. (2000), "Volatility Transmission Between Foreign Exchange and Money Markets, Financial Markets Department," *Bank of Canada Working Paper*, No. 2000-16.
- ENGLE, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1007.
- ERDEM, C./ARSLAN, C. K./ERDEM, M. S. (2005), "Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes," *Applied Financial Economics*, 15/14: 987-994.
- FAMA, Eugene F. (1965), "The Behaviour of Stock-Market Prices," *The Journal of Business*, 38/1: 34-105.
- FANG, WenShwo/MILLER, Stephen M. (2002), "Currency Depreciation and Korean Stock Market Performance during the Asian Financial Crisis," *Working Paper*, No. 2002-30,

University of Connecticut, Department of Economics, <http://www.econ.uconn.edu/working/2002-30.pdf>.

- FLEMING, J./KIRBY, C./OSTDIEK, B. (1998), "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond and Money Markets," *Journal of Financial Economics*, 49: 111-137.
- FROOT, K./PEROLD, A. (1990), "New Trading Practices and Short-run Market Efficiency," *NBER Working Paper*, No. 3498.
- GLOSTEN, L./JAGANNATHAN, R./RUNKLE, D.E. (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, American Finance Association, 48/5: 1779-1801, December.
- GONZALO, J. (1994), "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship," *Journal of Econometrics*, 60: 203-233.
- HAMILTON, J.D. (1994), *Time Series Analysis* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press).
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vector," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- JOHANSEN, S. (1992), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, 54/3: 383-397, August.
- KANAS, Angelos (2000), "Volatility Spillovers Between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence," *Journal of Business Finance and Accounting*, 27/3-4, April/May: 447-467.
- KAMINSKY, G.L./SCHMUKLER, S.L. (1999), "What Triggers Market Jitters? A Chronicle of the Asian Crisis," *Journal of International Money and Finance*, 18: 537-560.
- KIM, Jung S. (2001), "Asymmetric Volatility Spillovers in the Korean Foreign Exchange Markets," *Economic Analysis*, 7/1, The Bank of Korea.
- KUM, Myung Kee/MOON, So Sang (1998), "Interrelationship Between Changes in the Exchange Rate, Interest Rates and the Stock Prices," *Economic Analysis*, 4/2, The Bank of Korea.
- LEE, Seung Ho/CHUNG, Jae S. (1999), "Features of the Corelation among Interest Rate and Capital Flows in Korean Financial Markets," *International Economic Policy Analysis*, Fall.
- MA, Christopher K./KAO, G. Wenchi (1990), "On the Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions," *Journal of Business and Accounting*, 17/3: 441-450.
- MANDELBROT, Benoit B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices," *The Journal of Business*, 36: 394-419.
- NELSON, B. (1991), "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59: 347-370.
- PHILLIPS, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with Unit Root," *Econometrica*, 55: 227-302.
- PHILLIPS, P.C.B./PERRON, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75: 335-346.
- QUAYYUM, A./KEMAL, A. R. (2006), "Volatility Spillovers between the Stock Market and the Foreign Exchange Market in Pakistan," *MPRA*, No. 1715.
- SO, Raymond W. (2001), "Price and Volatility Spillovers between Interest Rate and Exchange Value of the US Dolar," *Global Finance Journal*, 12/1: 95-107.
- SOENEN, L./HENNIGAR, E. (1988), "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices-the US Experience Between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, 19: 7-16.
- WOLF, Holger (2004), "Volatility: Definitions And Consequences," Draft Chapter for: *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide*, IMF, March.

- YANG, S./DOONG, S. (2004), "Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries," *International Journal of Business and Economics*, 3/2: 139-153.
- YOON, Ok Ja/KANG, Kyu Ho (2007), "Volatility Spillovers in Korean Financial Markets," *Bank of Korea Economic Papers*, 7/2: 88-106.
- ZAKOIAN, J.M. (1994) "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 931-955.