

YABANCI HİSSE SENEDİ YATIRIMCILARI TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİ ŞİDDETLENDİRİYOR MU?

Yrd. Doç. Dr. Macide Çiçek
Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

Yrd. Doç. Dr. Feride Öztürk
Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

• • •

Özet

Bu çalışmada Türkiye'de net yabancı hisse senedi yatırımlarının YTL/ABD Doları döviz kurunun düzeyi ve volatilitesi üzerindeki etkisi Çok Değişkenli GARCH (1,1)-M modeli kullanılarak, dalgalı kur sistemine geçiş sonrası 23.02.2001-29.12.2006 dönemine ait günlük verilerle incelenmiştir. Model bağımsız değişkenler olarak net yabancı hisse senedi yatırımlarını, net uluslararası rezervleri ve Japon Yeni/ABD Doları döviz kurunu, bağımlı değişken olarak YTL/ABD Doları döviz kurunu kapsamaktadır. Ampirik sonuçlar şu şekilde özetlenebilir: i) Net yabancı hisse senedi yatırımları döviz kuru volatilitisini anlamlı bir şekilde etkilememesine karşılık; net yabancı hisse senedi yatırımlarındaki belirsizlik döviz kuru düzeyi üzerinde anlamlı ve negatif bir etki yapmaktadır. Bu etki sıfırdan farksızdır, ii) YTL/Dolar döviz kuru düzeyi net uluslararası rezervlerdeki volatiliteye yüksek derecede duyarlıdır, fakat net uluslararası rezervlerin döviz kuru volatilitesi üzerine etkisi sıfıra yakındır. Modelde YTL/Dolar döviz kuru düzeyinin en önemli belirleyicisi, net uluslararası rezervlerdeki belirsizliktir, iii) Yen/Dolar döviz kuru YTL/Dolar kuru üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildir.

Anahtar Kelimeler: Yabancı hisse senedi yatırımları, döviz kuru volatilitesi, İMKB volatilitesi, finansal piyasalar, Türkiye.

Are Foreign Stock Investors Intensifying Exchange Rate Volatility in Turkey?

Abstract

This paper applies Multivariate GARCH (1,1)-M model to examine the affects of net foreign stock investment on TRY/US Dollar exchange rate level and volatility, using daily data over the period 23.02.2001 to 29.12.2006, as a floating exchange rate system was introduced in Turkey. The model includes net foreign stock investments, net foreign reserves and the Japan Yen/US Dollar exchange rate as independent variables and the TRY/US Dollar exchange rate as the dependent variable. The empirical results summarize as follows; i) Net foreign stock investments don't significantly affect exchange rate volatility, while net foreign stock investment uncertainty produces significant and negative affect on exchange rate level. This affect is not different from zero, ii) TRY/Dollar exchange rate level is highly responsive to net foreign reserves volatility but net foreign reserves' affect on exchange rate volatility is close to zero. The most important determinant of the TRY/Dollar exchange rate level in the model is net foreign reserves uncertainty, iii) Yen/Dollar exchange rate has no significant affect on TRY/Dollar exchange rate.

Keywords: Foreign stock investments, exchange rate volatility, ISE volatility, financial markets, Turkey.

Yabancı Hisse Senedi Yatırımcıları Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitesi Şiddetlendiriyor mu?

1. Giriş

Günümüzde hızlanan finansal küreselleşme süreci içinde dışsal faktörlerin menkul kıymetler borsası endeksi ve döviz kuru gibi yurtiçi finansal piyasa fiyat değişkenleri üzerindeki etkisinin giderek arttığı gözlenmektedir ve genellikle yabancı sermaye hareketlerindeki artışın bu değişkenlerdeki volatilitiyi arttırdığı kabul edilmektedir. Dolayısıyla, yabancı sermaye giriş ve çıkışları dalgalı kur sistemi içinde arz-talep koşullarına göre belirlenen döviz kurlarının gerek düzeyi gerekse volatilitesi üzerinde önemli bir etkiye sahip olmaktadır. Döviz kurlarının düzey ve volatilitesi ise, para politikası yönetimini etkileyebilecek önemli faktörlerden birisidir. Böyle bir tablo karşısında bu çalışmada Türkiye’de özellikle Şubat 2001’de dalgalı döviz kuru rejiminin benimsenmesinden itibaren döviz kurları açısından yabancı sermaye hareketlerinin arz ettiği önem dikkate alınarak, yabancı sermaye hareketlerinin bir kısmını oluşturan yabancıların yurtiçi hisse senetlerine yatırımlarının YTL/ABD Doları döviz kurunun düzeyi ve volatilitesi üzerindeki etkisinin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Türkiye 1989 yılında alınan 32 Sayılı Karardan itibaren, finansal sistemin serbestleştirilmesi ve yabancı sermaye hareketleri üzerindeki kambiyo kontrollerinin kaldırılmasıyla birlikte, finansal küreselleşmeye doğru hızlı bir süreç yaşamış ve yabancı sermaye hareketlerinde büyük artışlar görülmüştür. Türkiye’de 1999-2006 döneminde hisse senetlerine yatırım yolu ile sağlanan yabancı sermaye girişi 11,8 milyar dolar seviyesine ulaşmıştır (TSPAKB, 2007a). Türkiye’de finansal küreselleşmenin ayaklarından birini de 1986’da İMKB’nin (İstanbul Menkul Kıymetler Borsası) açılması oluşturmuştur.

Dalgalı döviz kuru rejiminin benimsenmesinden sonra Türkiye’de döviz kurunun istikrarı para politikasının birinci görevi değildir. Ancak döviz kuru spekülasyon baskıları ya da diğer nedenlerin etkisiyle uzun dönem denge seviyesinden göreceli olarak geniş bir bantta saparsa, istikrar döviz arz ve

talebinin ayarlanmasını kapsayan uygun politika tepkileri aracılığıyla yeniden sağlanmaktadır.

Çalışmanın amacına uygun bir yöntem olarak Çok Değişkenli GARCH (1,1)-M [Multivariate GARCH (1,1)-M ya da kısaca MGARCH (1,1)-M] Modeli kullanılmıştır. Finasta son 25 yıldır en önemli yeniliklerden birisi, koşullu volatilitenin (koşullu varyansın) modellenmesidir. Ekonomistler volatilitenin düzeyini ya da enflasyon, döviz kuru ya da hisse senedi fiyatları gibi değişkenlerin beklenen değerlerini saran belirsizliği tahmin etmede GARCH modellerini başarıyla kullanmaktadır. Finans alanında normalite varsayımının reddi, bunu mümkün kılan yeterli bir kanıttır.¹

Çalışma 6 bölümden oluşmaktadır. 2. Bölümde yabancı ve yerli literatüre yer verilmiştir. 3. Bölümde yabancı hisse senedi yatırımcılarının borsa endeksi ve döviz kuru üzerindeki etkileri incelenerek Türkiye’deki finansal küreselleşme eğilimi belirlenmeye çalışılmıştır. 4. Bölümde MGARCH (1,1)-M Modeli tanıtılmıştır. 5. Bölümde Türkiye için ampirik tahmin yapılmıştır. Burada önce kullanılan veriler hakkında bilgi verilmiş, daha sonra çeşitli tanısallık (diagnostic) testlerle modelin uygulanabilirliği test edilmiş ve ampirik bulgular yorumlanmıştır. 6. Bölüm, sonuç bölümüdür. Ek’te ise, ham verilerin grafikleri verilmiştir.

2. Literatür

Prasad vd. (2003) finansal küreselleşmenin gelişmekte olan ülkeler üzerindeki etkilerinin ampirik analizini yapmaktadır. Bu çalışmanın ampirik sonuçları yükselen piyasa ülkelerinde finansal küreselleşmenin büyümeyi arttıracığı ve volatilitenin azaltacağı inancını hayal kırıklığına uğratmıştır. Kaminsky/Schmukler (2003) finansal serbestleşmenin kısa ve uzun dönemdeki etkilerini incelemektedir. Kaminsky/Reinhart (2000) ekonomiler küreselleştikçe yükselen piyasalarda meydana gelen krizlerin ticaret ve finansal sektör aracılığıyla diğer ülkelere yayılabileceğini göstermektedir. Calvo (2001) sermaye piyasaları ve döviz kuru arasındaki ilişkileri Latin Amerika için incelemektedir. Eichengreen/Hausmann (1999) döviz kurları ve finansal kırılganlık ilişkisini ele almakta ve otoritelerin döviz kurunda büyük değer kayıplarına karşı direneceğini, fakat ılımlı değer kayıplarını azaltmaya gönüllü olacağını ispatlamaktadır. Shirakawa/Okina (1997) finansal piyasaların küreselleşmesinin mevcut ve gelecekteki durumunu ortaya koymaktadır. Chung (2005) finansal küreselleşmenin Kore finansal piyasaları ve para politikasına

¹ Bkz. Engle/Gonzalez-Rivera (1991).

etkilerini araştırmakta ve yabancı rezervlerdeki artışın döviz kuru volatilitisini azalttığı sonucuna varmaktadır.

Genel olarak finans alanında ve özellikle de hisse senedi getirisi modellemesinde ARCH-sınıfı modellerin uygulamaları görülmektedir. Pindyck (1984), Poterba/Summers (1986), Mc Curdy/Morgan (1985), French vd. (1987), Chou (1988), Bollerslev Vd. (1988), Lamoureux/Lastrapes (1990), Bailie/Degennaro (1990), Nelson (1991), Campbell/Hentschel (1992), Bollerslev vd. (1992), Glosten vd. (1993), Cheung/Ng (1996), Engle (2002), Tse/Tsui (2002) bunlardan sadece bir kaçıdır. Milhoj (1987), Lastrapes (1989), Kendall/Mcdonald (1989), Diebold/Nerlove (1989), Engle vd. (1990), Bollerslev (1990), Kroner/Lastrapes (1993), Caporale/Doroodian (1994), Wang vd. (2001) gibi çalışmalar da ARCH sınıfı modellemeyi döviz kurları için kullanan çalışmalardan bazılarıdır. Bunlar arasında Kendall/Mcdonald (1989) haftalık Avusturya/ABD Doları verisini kullanarak GARCH (1,1)-M modelinin anlamlı bir tahminini yapmıştır. Finansal piyasalarda getiriyi belirleyen temel faktörlerden birisi, risktir. Chou (1988) GARCH-M modelini kullanarak getiri ve koşullu volatilitite (beklenen risk) arasında pozitif bir ilişki bulmuştur. Yine FRENCH vd. (1987) GARCH-M modeli kullanarak beklenen getiri ve beklenen volatilitite arasında istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir ilişki olduğunu sonucuna varmıştır. Glosten vd. (1993) ise, düzenlenmiş bir GARCH-M modeli kullanarak beklenen getiri ve beklenen volatilitite arasında ya negatif bir ilişki olduğu ya da ilişki olmadığı sonucuna varmıştır. Öte yandan, Nelson (1991) tarafından ortaya atılan EGARCH ve EGARCH-M modelleri piyasa riski ile beklenen getiriler arasındaki asimetric koşullu varyansı ilişkilendirmiştir. Finansal zaman serilerinde tipik olarak volatilitide bir düşüşten sonraki artış, eşit büyüklükteki bir artışa göre daha yüksek olmaktadır. Pek çok yazar bu asimetriye işaret etmiştir (Bkz. Campbell/Hentschel, 1992).

Türkiye’de sermaye hareketleri ile çeşitli makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalar² mevcut olmasına karşılık, yabancı hisse senedi yatırımlarının döviz kurlarının düzeyi ve volatilitesi üzerindeki etkisini doğrudan inceleyen bir çalışmaya rastlanmamıştır. Ancak, Agenor vd. (1997) Türkiye’de finansal serbestleşme sonrasında reel döviz kurunun sermaye hareketlerine anlamlı bir tepki gösterdiğini ve sermaye girişlerinin reel döviz kurunun değer kazanmasına yol açtığını bulmuştur. Bayri/Güloğlu (2005) Türkiye ile AB ve ABD hisse senedi piyasaları arasında kuvvetli bir uzun dönem ilişki olduğunu ve Türkiye hisse senedi fiyatlarının uzun dönemde uluslararası faktörlerden etkilendiğini göstermiştir. Ayrıca bu çalışmanın

2 Güven (2001), Kar/Kara (2002), Yentürk (1999), Yeldan vd. (2003) gibi.

sonucuna göre, döviz piyasası Türkiye hisse senedi piyasasında ortaya çıkan dışsal bir şoktan önemli derecede etkilenmemektedir. Döviz piyasasında meydana gelen rassal bir şoktan da hisse senedi piyasası hem Şubat 2001 krizi öncesi hem de sonrasında etkilenmemiştir. Kasman (2003) Johansen Eşbütünleşme Testi uygulayarak Türkiye’de borsa endeksleri ile döviz kurunun uzun dönemde istikrarlı bir ilişki içinde olmasına karşılık, döviz kurunda bir değişimin, sanayi sektörü endeksi dışındaki diğer borsa endekslerinde bir değişimin Granger nedeni olmadığı sonucuna varmıştır.

3. Türkiye’de Finansal Küreselleşme Eğilimi

Sermaye hareketlerinin büyük bir kısmını oluşturan yabancı hisse senedi yatırımları yabancıların İMKB’de yatırım yapmalarına izin verilmesinden itibaren anlamlı bir şekilde artmıştır. İMKB verilerine göre, yabancı yatırımcıların Borsa işlem hacmindeki payı 2003 yılında %9 iken, 2006 yılında %19.5’e ulaşmıştır. Bu artışa rağmen, 2007 Mart ayı itibariyle işlem hacminin çok daha büyük bir kısmı olan %77.8’i yerli, %22.2’si yabancı yatırımcılar tarafından gerçekleştirilmiştir. Öte yandan, 23 Şubat 2007 tarihi itibariyle Merkezi Kayıt Kuruluşu’ndaki (MKK) 84.364 milyar YTL piyasa değerindeki hisse senetlerinin %68.44’ü yabancı yatırımcılara, %31.56’sı yerli yatırımcılara aittir. Kısaca, MKK’da saklanması yapılan hisse senetlerinin üçte ikisi yabancı yatırımcılara aittir. Yerli yatırımcılar ise, likiditenin %80’e yakını sağlamasına karşılık, hisse senetlerinin üçte birini elinde tutmaktadır. İMKB Takasbank A.Ş.’deki yabancıların elindeki yurtiçi hisse senetlerinin, hisse senetlerinin toplam piyasa değeri (piyasa kapitalizasyonu) içindeki oranını gösteren “yabancı saklama oranı” 2000 yılı sonunda sadece %40.91 oranında bulunmaktaydı³ (TSPAKB, 2007a; TSPAKB, 2007b; SPK, 2007). Tablo 1 incelendiğinde, yabancı saklama oranının, 2001 yılındaki krizin etkisiyle 2002 yılında yaşanan düşüş hariç, yıllar itibariyle hızlı bir şekilde arttığı görülmektedir.

3 Yabancı saklama oranları istatistiği 28.11.2004 tarihinde kadar İMKB Takasbank A.Ş. tarafından, daha sonrasında MKK tarafından yayınlanmaktadır.

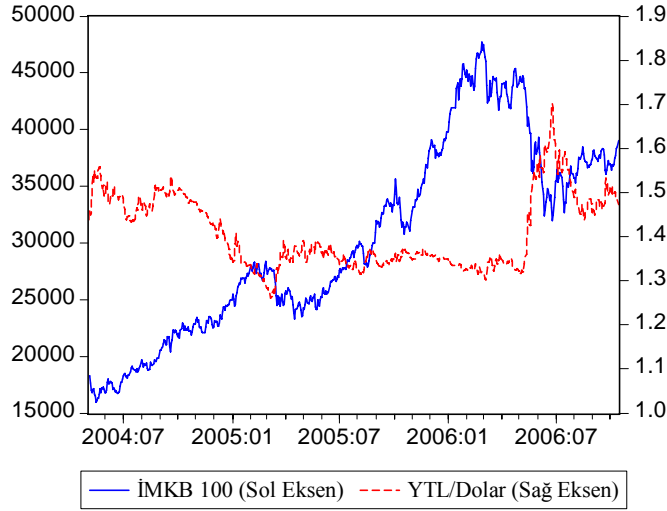
Tablo 1: Yabancı Saklama Oranları (%)

2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 Şubat
40.91	49.22	43.01	51.51	54.94	66.34	65.30	68.44

Kaynak: Takasbank, MKK, İMKB.

Türkiye’de borsa endeksinin düştüğü (yükseldiği) dönemlerde döviz kurunun yükseldiği (düştüğü) hemen herkesin dikkatini çekmiştir. Şekil 1 Türkiye’de günlük (iş günü) İMKB Ulusal 100 Hisse Senedi Fiyat Endeksi (kapanış) ile Nominal YTL/Dolar döviz kuru (satış) arasındaki bu negatif bir ilişkiyi resmetmektedir.⁴

Şekil 1: Türkiye’de Borsa Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki



Kaynak: TCMB, İMKB.

4 İMKB Ulusal 100 Hisse Senedi Fiyat Endeksi verisi İMKB’den, nominal YTL/Dolar döviz kuru verisi TCMB EVDS’den elde edilmiştir.

Söz konusu negatif ilişkiyi Tablo 2’deki korelasyon matrisi de doğrulamaktadır. Buna göre, Borsa Endeksi ile Döviz Kuru arasında 0.3’lük zayıf bir negatif korelasyon mevcuttur.

	İMKB 100	YTL/Dolar
İMKB 100	1.000000	-0.305225
YTL/Dolar	-0.305225	1.000000

Kaynak: Yazarların hesaplamaları.

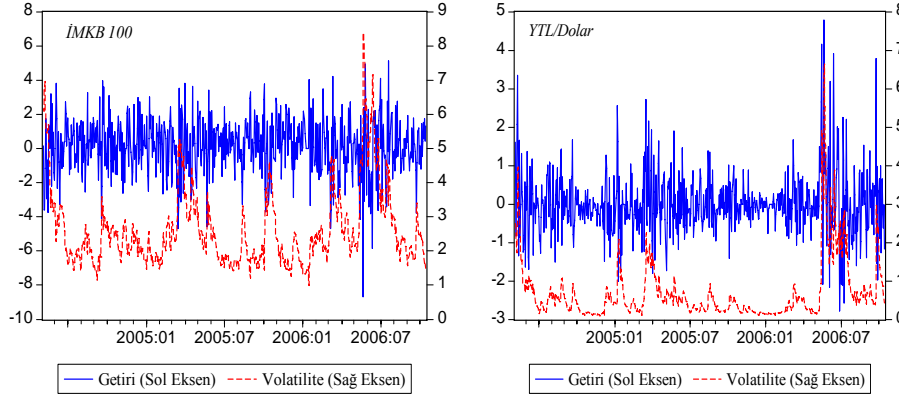
Finansal zaman serilerinin temel özelliklerinden biri, bu serilerde “volatilite kümelenmesi” (volatility clustering) olgusuna rastlanmasıdır. Volatilite kümelenmesi, serilerde büyük değişimlerin büyük değişimler tarafından, küçük değişimlerin küçük değişimler tarafından izlenme eğilimini ifade eder. Türkiye’de bu olguya rastlanıp rastlanmadığını anlamak için Şekil 2’de gösterilen İMKB Ulusal 100 Hisse Senedi Fiyat Endeksi ile nominal YTL/Dolar döviz kurunun getiri⁵ ve volatilite⁶ grafikleri elde edilmiştir. Grafiklere bakıldığında, getiri serilerinde volatilite kümelenmesi gözlenmektedir. Finansal piyasalarda beklenen getirinin beklenen risk ya da volatilite ile ilişkili olduğu gerçeği grafiklerde Türkiye için ortaya koyulmaktadır. Buna göre, Türkiye’de borsa endeksi ile döviz kurunun beklenen getirileri, beklenen volatilite ile pozitif ilişki içindedir.

5 Burada $GYTLDOLAR_t$, döviz kuru getiri serisini; $GİMKB_t$, İMKB Endeksi getiri serisini göstermek üzere, getiri serileri şu formüller yardımıyla hesaplanmıştır: $GYTLDOLAR_t = 100 \cdot \log(YTLDOLAR_t / YTLDOLAR_{t-1})$ ve $GİMKB_t = 100 \cdot \log(İMKB_t / İMKB_{t-1})$.

Burada $YTLDOLAR_t$, t gününde YTL/Dolar döviz kuru; $İMKB_t$, t gününde İMKB Ulusal 100 Hisse Senedi Fiyat Endeksinin kapanış değeridir.

6 Hisse senedi fiyatı ve döviz kurundaki volatilitiyi temsil eden değişkenler olarak, sırasıyla hisse senedi fiyatları ve döviz kuru değişim oranlarının koşullu varyansı alınmış ve bunlar GARCH modeli kullanılarak hesaplanmıştır. GARCH modeli 4. Bölümde anlatılmaktadır.

Şekil 2: Türkiye’de Borsa Endeksi ve Döviz Kuru Getiri ve Volatilitesi



Kaynak: Yazarların hesaplamaları.

Başçı vd. (1996) ve Salman da (2003) İMKB’de getiri ile risk arasında pozitif ilişki bulan çalışmalardandır.⁷ Muradoğlu vd. (1999) İMKB’de finansal kriz öncesi, esnası ve sonrasında volatilite ve getiri belirleyicilerinin nasıl değiştiğini incelemişler ve kriz süresince risk-getiri ilişkisinin ve borsada riski belirleyen faktörlerin değiştiğini gözlemişlerdir. aygören (2006) ise, 1988-2005 döneminde İMKB hisse senedi piyasası değişkenliğini GARCH (1,1) modeli kullanarak incelemiş ve bu dönem boyunca İMKB değişkenliğinin farklı davranışlar sergilediğini tespit ederek, her krizin İMKB değişkenliği üzerinde önemli etkiler bıraktığı sonucuna varmıştır. Telatar/Binay (2002) çalışması ise, İMKB Endeksindeki değişkenliğin diğer ülke borsalarından daha yüksek olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmanın konusu açısından daha önemli olan, borsa-döviz kuru ilişkisinde yabancı hisse senedi yatırımcılarının bir rolünün olup olmadığıdır. Bu yüzden, yabancı sermaye hareketleri artışının finansal piyasa fiyatlarının (borsa endeksi ve döviz kuru olmak üzere) volatilitelerini şiddetlendiren bir faktör olarak davranıp davranmadığına bakılmalıdır. Bu amaçla, yabancı sermaye hareketleri artışından yurtiçi hisse senedi

⁷ Başçı vd. (1996) haftalık veri kullanarak 8 Ocak 1988-29 Mart 1991 dönemini, Salman (2003) günlük veri kullanarak 2 Ocak 1992-29 Mayıs 1998 dönemini incelemiştir.

fiyatlarında ve döviz kurunda volatiliteye doğru tek yönlü bir nedensellik olup olmadığını belirlemek üzere Granger Nedensellik Testine başvurulmuştur. Söz konusu testte yabancı sermaye hareketlerini temsilen yabancı hisse senedi yatırımlarının toplam piyasa kapitalizasyonu içindeki ağırlığı (YSO), hisse senedi fiyatları ve döviz kurundaki volatilitayı temsilen hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarının değişim oranlarının koşullu varyansı alınmıştır. Ampirik analiz için dönem⁸ 04.05.2004-14.02.2007 arası olup, her değişken logaritmik-birinci fark dönüşümlüdür. Tablo 3 ilgili test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

	YSO → İMKB 100 Volatilitesi	YSO → YTL/Dolar Volatilitesi	İMKB 100 Volatilitesi → YSO	YTL/Dolar Volatilitesi → YSO
	1.47100 (0.18537) ²	0.27417 (0.96396) ²	4.80261 (8.2x10 ⁻⁵) ²	1.07257 (0.37925) ²
Gecikme ¹	6	7	6	7

¹ Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri baz alınarak belirlenmiştir.

² Parantez içi değerler F-İstatistiği için olasılık değerlerini göstermektedir.

Test sonuçlarına göre, yabancı hisse senedi yatırımlarının ağırlığı döviz kuru volatilitesinin bir nedeni değildir. Oysa, döviz kuru volatilitesi yabancı hisse senedi yatırımlarının ağırlığına bir neden oluşturmaktadır. Benzer şekilde, Erdem vd. (2006) döviz kurundan İMKB 100 Endeksine tek yönlü volatilitate geçişliliği olduğu sonucuna varmıştır.⁹ Öte yandan, yabancı hisse senedi yatırımlarının ağırlığı ile hisse senedi fiyatlarındaki volatilitate arasında çift yönlü nedensellik bulunmaktadır. Demek ki, yabancı hisse senedi yatırımcıları borsa endeksinin volatilitisini

⁸ Yabancı Saklama Oranları verisine ancak 4 Mayıs 2004 tarihinden itibaren ulaşılabilmiştir.

⁹ Ocak 1991-Ocak 2004 dönemi için aylık verilerle yapılan bu çalışmada GARCH modelinden elde edilen koşullu varyansların volatilitayı temsilen kullanılan VAR modelinde M1 para arzı ve faiz oranı değişkenleri de bulunmaktadır.

şiddetlendiriyor olsa da, aynı sonuç döviz kuru için geçerli değildir. Bu nedensellik ilişkilerinin yönleri aşağıda kısaca şematize edilmiştir.

Yabancıların hisse senedi yatırımlarının ağırlığı ↔ Borsa endeksi volatilitesi

Yabancıların hisse senedi yatırımlarının ağırlığı ← Döviz kuru volatilitesi

4. Model: MGARCH (1,1)-M

Bu çalışmada zamanla değişen varyans ve kovaryansları modellemeye izin veren Çok Değişkenli GARCH (1,1)-M Modeli kullanılmıştır. ARCH-M modeli finasta risk ile getiri arasındaki ilişkiyi incelemede geniş ölçüde kullanılmaktadır.¹⁰

Volatilite zaman boyunca değişir; bu “heteroskedastisite” diye adlandırılır. Heteroskedastisite ilk kez ENGLE (1982) tarafından Otoregresif Koşullu Heteroskedastik Modelde (Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model-ARCH) göz önüne alınmış, daha sonra Bollerslev (1986) tarafından önerilen Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Heteroskedastik Modelde (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model-GARCH) genelleştirilmiştir. ARCH yaklaşımında varyans kendisinin geçmiş yapısı tarafından açıklanır. GARCH yaklaşımı buna bir önceki dönemde yapılan varyans tahminlerini de ekler (Bkz. Engle, 1982; Bollerslev, 1986). Daha sonra ENGLE vd. (1987) tarafından Aritmetik Ortalamada ARCH (ARCH in Mean ya da kısaca ARCH-M) ve Aritmetik Ortalamada GARCH (GARCH in Mean, ya da kısaca GARCH-M) genişletmeleri ortaya atılmıştır.

ARCH ve GARCH yaklaşımları hem temel zaman serileri hem de geçmiş veriye dayalı baskı sürecinin varyansının birlikte dinamik gelişiminin modellenmesine olanak tanır. GARCH varyansını tanımlayan süreç, koşullu heteroskedastisiteyi göz önüne alarak, zaman serilerinin kendisinin izleyen dönemdeki beklenen volatilitelerini oluşturmak için kullanılabilir. Dahası GARCH-M yaklaşımı¹¹, getiri süreci için denklemi

10 Literatür taraması için bkz. Bollerslev Vd. (1992), Bollerslev vd. (1994).

11 Bu yaklaşımla ilgili ayrıntılı bilgi için Engle vd. (1987), Kendall/Mcdonald (1989), Bollerslev (1990), Lamoureux/Lastrapes (1990), Kroner/Lastrapes (1993), Elyasiani/ Mansur (1998), Engle (2002), Tse/Tsui’ye (2002) bakılabilir.

genişleterek beklenen getiri üzerinde beklenen volatilitenin olası bir sistemik geri besleme etkisini göz önüne almayı mümkün kılar.

Volatilité modelleri ailesinin en basit ve güçlü olanı GARCH (1,1) modelidir. BOLLERSLEV (1987) GARCH (1,1) tanımlamasının pek çok ekonomik zaman serisine yeteri kadar uygun düştüğüne işaret etmektedir. Ayrıca, model çeşitli yollarla genişletilebilir ve düzenlenebilir. Yani, GARCH (1,1) modeli ilave gecikme terimleriyle GARCH (p,q) modeline genelleştirilebilir. İlave gecikmelerle bu tür modeller hem hızlı hem yavaş bilgi bozulmasının tanımlanmasına fırsat verir.

Volatilité analizinin amacı, volatilitenin nedenlerini açıklamak olmalıdır. Zaman serilerinin yapısı tahmin yapmada değer taşımaya rağmen, volatilitenin nedenlerini açıklama ihtiyacını karşılamaya yetmez. Bu sorunu aşmak için GARCH-M modeli aritmetik ortalama ve varyans denkleminde önceden belirlenmiş ya da dışsal değişkenler eklenerek genişletilebilir. Bu şekilde çok değişkenli modelleme sadece volatilitelerin değil, korelasyonların da araştırılmasına imkan sağlar. Şu an çok sayıda içinden biri seçilebilecek çok değişkenli ARCH modelleri mevcuttur (Engle, 2001). Öte yandan, Glosten vd. (1993) ARCH-M modeli katsayılarının anlamlılığının aritmetik ortalama ve varyans denkleminde eklenen değişkenlere karşı duyarlı olduğuna dikkati çekmektedir.

Genel GARCH (p,q)-M modeli aşağıda verilen (1), (2) ve (3) No.lu eşitlikler sistemiyle tanımlanabilir:

$$y_t = \phi x_t + \gamma h_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{j,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3)$$

Burada y_t , ilave getiriyi; x_t , dışsal ya da önceden belirlenmiş değişkenler vektörünü; ε_t , rassal hatayı; h_t , ε_t 'nin koşullu varyansını; Ω ise bilgi setini göstermektedir. $\phi, \gamma, \alpha_0, \alpha_i$ ve β , parametre vektörleri ve t , zaman indeksidir. (1), (2) ve (3) No.lu eşitlikler sistemiyle tanımlanan GARCH (p,q)-M modeli ilave getiri y_t 'nin, x_t vektörü ve kendi koşullu

varyansları tarafından belirlenmesine izin verir. Koşullu varyansın (h_t) bir önceki dönemin koşullu varyansının olduğu kadar, bir önceki dönemin hata terimlerinin karesinin bir fonksiyonu olduğu varsayılır. Hata terimlerinin karesinin kullanımı, “sapmalar belli bir değerden büyük ise, gelecekte de muhtemelen büyük olacaktır” anlamına gelir. α_i değerleri gecikmeli sapmalara eklenen ağırlıkları belirler. İyi belirlenmiş bir süreçte α_0, α_i ve β_i parametrelerinin negatif olmaması zorunludur (Bollerslev, 1986). Yukarıdaki anlatım çok genel ve heteroskedastisite parametreleştirmesinin bir türüdür. Örneğin, γ sifıra eşitlendiğinde, model GARCH modeline indirgenir. Ayrıca, (2) No.lu eşitlikte, sabit terim α_0 hariç, tüm katsayılar sıfır ise ($\alpha_i = \beta_i = 0$), model geleneksel sabit varyans tanımlamasına indirgenir. α_0 parametresi, yukarıdaki tüm modellerde riskin zamandan bağımsız bileşenidir.

ARCH ve GARCH modellerinin ortak özelliği, koşullu varyansı geçmiş şokların bir fonksiyonu olarak görmeleri ve volatilité şoklarının kalıcılığının ölçülmesine imkan sağlamalarıdır. Aralarındaki farklılık ise, koşullu varyansın elde edilmesinde ARCH'ın kısıtlı gecikme uzunluğundan oluşmasına karşılık, GARCH'ın koşullu varyansın kendisinin geçmiş değerleri ile hata terimlerinin karesini kapsayan bir etkiyi açığa çıkaracak şekilde tüm gecikmelere izin vermesidir. Bu yüzden ARCH modelleri kısa dönem hafıza modelleri olarak göz önüne alınırken, GARCH modelleri uzun dönem kategoride değerlendirilir (Elyasiani/Mansur, 1998).

ARCH-M ve GARCH-M modellerinde getiri serilerinin ortalaması sürecin koşullu varyansının açık bir fonksiyonu olarak belirlenir. Bu, zamanla değişen risk priminin göz önüne alınması demektir. Bu modeller ailesinin önemi, temel ARCH ve GARCH modellerine benzemeksizin, beklenen getiri ile volatilité ölçüsü (h_t) arasındaki temel çatışmayı resmetmesidir. γ katsayısı zaman içinde değişen risk priminin dinamik yapısını yakalar. Başka bir deyişle, GARCH-M metodolojisi getirilerin koşullu varyansının ölçüsünü riskin ölçüsü olarak görür ve riskin zaman içinde değişmesine ve risk ve getirinin karşılıklı bağımlılığının tanımlanmasına imkan sağlar. Bu çerçevenin haklılığı içinde ENGLE vd. (1987) aritmetik ortalama getirileri ve volatilité ölçüsü (h_t) arasındaki bağlantıyı kuran teorik bir model geliştirmiştir. Ortalama denkleminde h_t 'nin dahil edilmiş olması, son on yıllarda getiri volatilitésinin çok geniş

bir aralıkta dalgalanması gerçeğiyle güçlendirilmektedir (Elyasiani/Mansur, 1998).

Çatışma parametresi (γ), göreceli riskten kaçınma katsayısı olarak yorumlanır. ENGLE vd. (1987) bu parametrenin işaret ve büyüklüğünün ekonomik birimlerin fayda fonksiyonlarına ve varlıkların arz koşullarına bağlı olduğunu göstermiştir. Bu yüzden, γ pozitif, negatif ya da sıfır olabilir. GARCH-M modeli, GARCH modeli karşısında iki avantaja sahiptir. Bunlardan ilki, temel GARCH modelinde ortalama risk priminin dönem boyunca sabit olduğu şeklinde gizli bir varsayım yapılmasına karşılık, GARCH-M modelinde risk priminin zaman içinde değişmesine izin verilmek suretiyle bu kısıtlamanın rahatlatılmasıdır. Bu çerçevede γ istatistiksel olarak anlamlı olduğunda, volatilité (h_t) risk primine katkıda bulunur ki, risk priminin istikrarsız ya da sakin dönemler arasında farklılık gösterebileceği açıktır. İkincisi, GARCH-M modeli yaygın bir şekilde kullanılmakta olan ve kendisinin özel bir halini oluşturan diğer GARCH, ARCH ve geleneksel sabit varyans modellerinin geçerliliğinin test edilmesine de imkan sağlayacak şekilde geliştirilmiş bir model olmasıyla esnek bir niteliğe sahiptir. Bu nitelik, sonuçların doğruluğu bakımından hayati önem taşır (Elyasiani/Mansur, 1998).

Volatilitéde şokların kalıcılık derecesi, getiriler ile volatilité arasındaki ilişkinin belirlenmesinde önemli bir faktördür; çünkü sadece kalıcı volatilité değişiklikleri risk priminin ayarlanmasını garanti eder. Tüm ARCH modelleri şokların kalıcılık eğilimini yakalar. Şok kalıcılığının az ve öz ölçüsü, GARCH süreciyle ölçüldüğü gibi, ($\alpha_i + \beta_i$) katsayılar toplamının 1’den küçük ya da 1’e eşit olmasıdır ki, durağanlık sağlanabilir. Bu toplamın büyüklüğü 1’e yakınsa, sürecin varyansta-bütünleşmiş olduğu söylenir (Engle/Bollerslev, 1986).

5. Veriler ve Ampirik Tahmin

Türkiye’ye yönelik yabancı sermaye hareketlerindeki bir artışın YTL/ABD Doları döviz kurunun düzeyi ve volatilitesi üzerindeki etkilerini ölçebilmek için, Yen/ABD Doları döviz kurunu, net yabancı hisse senedi yatırımlarını¹² ve net uluslararası rezervleri bağımsız değişken ve YTL/Dolar döviz kurunu bağımlı değişken olarak kapsayan bir GARCH modeli geliştirilmiştir. Dalgalı kura geçiş sonrası 23.02.2001-29.12.2006

12 Doğrudan hisse senedi yatırımları hariç.

dönemine ait 1523 adet veri kullanılmıştır.¹³ Logaritmalarının birinci farkı alınmış zaman serileriyle çalışılmak istenmiş, ancak bu dönem içinde net yabancı hisse senedi yatırımları serisinin negatif değerler taşıması nedeniyle logaritması alınamadığından, tüm değişkenlerin yüzde değişimi kullanılmıştır. Seriler durağandır. Ampirik analizde kullanılan değişkenler aşağıda tanımlanmıştır:

YTLDOLAR_t : Nominal YTL/ABD Doları Döviz Kuru
 NUR_t : Net Uluslararası Rezervler
 YENDOLAR_t : Nominal Yen/ABD Doları Döviz Kuru
 NYHSY_t : Net Yabancı Hisse Senedi Yatırımları

ARCH sınıfı modellerin uygulanmasından önce, kullanılan zaman serilerinin zamanla değişen varyans yapısına sahip olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Finansal zaman serilerinin temel özelliği; bu serilerin çok basık (leptokurtic) ya da diğer ifadeyle yayvan-kuyruklu (fat-tailed) olması, bu serilerde volatilité kümelenmesi ve kaldıraç etkisinin¹⁴ görülmesidir. Serilerin bu özelliklere sahip olup olunmadığının belirlenmesi için, önce çeşitli betimleyici testler uygulanır. Yapılması gereken bu testler Ljung-Box¹⁵ Q-Testi, ARCH-LM Koşullu Heteroskedastisite Testi, Jarque-Bera¹⁶ Normalite Testi gibi tanısız regresyon testleridir. Söz konusu testlerin uygulama sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5'te rapor edilmiştir. Tüm testler ve ampirik tahmin Eviews 5.1 programında yapılmıştır.

Tablo 4: Zaman Serilerinin Betimleyici Testleri

13 Yen/Dolar döviz kuru verisi http://www.federalreserve.gov/releases/H10/Hist/dat00_ja.htm internet adresinden, diğer veriler TCMB EVDS'den elde edilmiştir. TCMB tarafından aylık olarak yayımlanan ödemeler dengesi tablosundaki net yabancı hisse senedi yatırımları ve net uluslararası rezervler verileri günlük hale dönüştürülmüştür.

14 Kaldıraç etkisi (leverage effect), getirilerdeki bir düşüşe getirilerdeki artışta olduğundan daha büyük bir volatilité artışının eşlik etmesi anlamına gelmektedir.

15 Bkz. Ljung/Box (1978).

16 Bkz. Jarque/Bera (1980).

	<i>YTL</i> DOLAR	<i>NUR</i>	<i>YENDOLAR</i>	<i>NYHSY</i>
<i>Ar. Ort.</i>	0.000375	0.000639	3.79×10^{-5}	0.008384
<i>Medyan</i>	-0.000448	0.000799	0.000000	-0.006454
<i>Maksimum</i>	0.120166	0.018376	0.082867	71.29292
<i>Minimum</i>	-0.118062	-0.012693	-0.081508	-140.7869
<i>Std. Sapma</i>	0.011971	0.001862	0.007353	4.414713
<i>arpıklık (Skewness)</i>	1.291215	-0.071768	-0.342535	-18.76852
<i>Basıklık (Kurtosis)</i>	27.57336	10.03883	42.82248	760.2742
<i>Jarque-Bera</i>	37139.91	3015.250	96499.86	34971454
<i>Olasılık</i>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<i>PP Testi (2) (Dzey)</i>	-3.4448	-0.9579	-2.3614	-3.8540
<i>PP Testi (2) (1. Fark)</i>	-37.5623	-15.9788	-46.0523	-7.2806

Not: PP (Phillips-Perron) Testi iin %1 Kritik Deęer: -3.9695

Tablo 4’te YTL/Dolar dviz kurunun ve net hisse senedi yatırımlarının minimum ve maksimum deęerleri arasında byk farklılık olduęu grlmektedir. Standart sapmalarının da yksek olması, bu serilerde yksek bir dalgalanma dzeyine iřaret etmektedir. YTL/Dolar dviz kuru pozitif, dięer zaman serileri negatif arpıklık (skewness) iřaretine sahiptir. Bu, dviz kurunun saę kuyruğunun u, dięerlerinin sola arpık olduęunu gstermektedir. Basıklık (kurtosis) istatistięine gre, tm seriler ok basık ya da yayvan-kuyrukludur.¹⁷ Trkiye’de 1980-2005 dnemi iin bir alıřma yapan Ayhan da (2005) dviz kuru serisinin ok basık daęıldığını belirtmektedir. Basıklık istatistięi, normal deęeri olan 3’ ařmıřtır. Jarque-Bera Testine gre, serilerin hibiri normal daęılıma uymamakta ve normalite her seri iin %1 seviyede reddedilmektedir.

ARCH sınıfı model kullanımından geerli bir sonu ıkarmak iin sistemdeki deęiřkenlerin duraęan olması gerekir. Sabit ve trend ieren iki gecikmeli Phillips-Perron Test İstatistięi serilerin orijinal seviyeleri iin birim kk hipotezini %1 anlamlılık dzeyinde reddedememiř, serilerin birinci farkını almak birim kk srecini gidermek iin yeterli olmuřtur.

Modelin belirlenmesinde Ljung-Box Q-istatistikleri kullanılarak hata terimleri ve hata terimlerinin karesinde otokorelasyonun varlıęı 1, 3, 6, 9, 15, 21, 28 ve 36 gecikme iin arařtırılmıřtır. Sonular Tablo 5’te

¹⁷ Dviz kuru serisi dađıylımlarınn tipik olarak ok basık olduęu Baillie/Bollerslev (1990), Baillie/Degennaro (1990), Milhoj (1987), Engle/Bollerslev (1986) gibi alıřmalarda da gsterilmiřtir.

sunulmuştur. Tablodaki anlamlı otokorelasyon katsayıları ARCH etkisinin varlığının kanıtıdır. “ARCH etkisi yoktur” hipotezi tüm gecikmelerde reddedilmektedir. Ayrıca, hata terimleri serisi yüksek basıklık değerleri tarafından neden olunabilecek “volatilite kümelenmesi”nin varlığına işaret etmektedir. Engle (1982) ARCH etkisinin varlığını kontrol etmek için LM (Lagrange Multiplier) Testini önermektedir. Uygulanan bu test de ARCH etkisinin varlığını kanıtlamıştır [ARCH-LM(1)=37.39537, Olasılık=0.0000]. Böylece tüm bu testler kullanılan zaman serilerinin değişen varyans yapısına sahip olduğunu göstermiştir.

Tablo 5: Hata Terimi ve Hata Teriminin Karesinin Otokorelasyonu

Hata Terimi					Hata Teriminin Karesi			
Geci kme	Otokore lasyon (AC)	Parçalı Korelas yon (PAC)	Q-İst.	p değeri	Otokor elasyo n (AC)	Parçalı Korelas yon (PAC)	Q ² -İst.	P değeri
1	0.025	0.025	0.9163	0.338	0.505	0.505	373.80	0.000
3	-0.003	0.003	21.133	0.003	0.081	0.125	407.89	0.000
6	0.034	0.040	28.292	0.000	0.024	-0.039	414.50	0.000
9	-0.001	0.000	28.636	0.001	0.040	-0.001	423.65	0.000
15	0.042	0.057	42.641	0.000	0.029	0.012	489.80	0.000
21	0.004	-0.021	54.229	0.000	0.029	0.016	503.52	0.000
28	0.026	0.031	81.428	0.000	0.012	-0.042	874.51	0.000
36	-0.056	-0.025	95.757	0.000	0.041	-0.046	919.71	0.000

(G)ARCH modelinin uygunluğunu belirlemek için $p=1$ ya da 2 ve $q=1$ ya da 2 olarak belirlenen çeşitli ARCH(p)-M ve GARCH (p,q)-M dereceleri¹⁸ kullanılarak, olası modeller araştırılmış ve GARCH (1,1)-M

18 Ayrıntılı bilgi için, örneğin Ling/Mcaleer’e (2001) bakılabilir.

modelinin genellikle model uygunluğu ve parametre anlamlılığı açısından daha iyi olduğu bulunmuştur. Modellemeden sonra modelin geçerliliğinden emin olmak için hata terimlerinin karesine Ljung-Box Q-testleri ve ARCH etkileri için LM testi uygulanmış ve sonuçlar %10 anlamlılık düzeyinde ARCH etkisinin artık kalmadığını göstermiştir.¹⁹

Tahminde kullanılan MGARCH (1,1)-M modeli aşağıda verilmektedir:²⁰

$$YTLDOLAR_t = \phi_0 + \phi_1 YTLDOLAR_{t-1} + \phi_2 YTLDOLAR_{t-2} + \theta_1 NUR_{t-1} + \theta_2 YENDOLAR_t + \theta_3 NYHSY_{t-1} + \gamma h_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \delta_1 NUR_{t-1} + \delta_2 YENDOLAR_t + \delta_3 NYHSY_{t-1} \quad (2)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

Yukarıda (1) No.lu denklem aritmetik ortalama denklemi; (2) No.lu denklem ise, varyans (ya da volatilité) denklemdir. Modelin ampirik tahmin sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

Tablo 6: MGARCH (1,1)-M Modeli Tahmin Sonuçları							
	ϕ_0	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	θ_2	θ_3	γ
Aritmetik Ortalama Denklemi	-0.0018 (-3.5513) [0.0004]	0.0905 (2.6408) [0.0083]	-0.0777 (-2.5013) [0.0124]	0.1992 (1.7491) [0.0803]	0.0151 (0.5245) [0.5999]	-1.83x10 ⁻⁵ (-2.7216) [0.0065]	0.2126 (3.3319) [0.0009]
	α_0	α_1	β	δ_1	δ_2	δ_3	
Varyans Denklemi	2.78 x10 ⁻⁶ (17.4399) [0.0000]	0.1568 (5.3028) [0.0000]	0.8315 (33.040) [0.0000]	-0.0006 (-4.1012) [0.0000]	-1.11 x10 ⁻⁵ (-0.0637) [0.9492]	6.51 x10 ⁻⁸ (0.1474) [0.8828]	
$\alpha_1 + \beta = 0.9883$							
$R^2=0.0252$, Düzeltilmiş $R^2=0.0171$, Log Olabilirlik=4916.164							
ARCH-LM Testi=0.07228 (p=0.0804), Q(19)=0.1296 (p=0.719), AIC=-6.725876							

19 İyi belirlenmiş bir modelde söz konusu test istatistiklerinin anlamsız olması gerek-mektedir. Bkz. Eviews Yardım Menüsü.

20 Modeldeki değişkenlerin belirlenmesinde Chung’tan (2005) yararlanılmıştır.

Not: () normal parantez içi değerler z-istatistiğini, [] köşeli parantez içi değerler bu istatistik için olasılık değerlerini göstermektedir.

ARCH-M risk primini volatilitenin bir fonksiyonu olarak tahmin etmeye izin vermektedir. Döviz kuru belirsizliği ya da riski (aritmetik ortalama volatilitesi) en iyi şekilde döviz piyasasında meydana gelen bir şokun koşullu volatilitesi ile temsil edilebilir. Volatilitenin risk primi üzerindeki etkisi dolaylı olarak risk primi parametresi (γ) ile ölçülebilir. Bu çalışmada γ bir açıklayıcı değişken olarak döviz kurunun koşullu standart sapması kullanılarak tahmin edilmiştir.²¹

Tablo 6'da önce aritmetik ortalama denkleminde bakılırsa, risk primi parametresi γ 'nin göreceli olarak büyük ve pozitif bir değere sahip ve istatistiksel açıdan %1 seviyede anlamlı olduğu görülmektedir. Denkleminde yer alan değişkenler daha volatil hale geldikçe, risk primi artmaktadır. Bu, döviz kuru riskinin YTL/Dolar döviz kuru üzerinde dikkate değer bir etki yaptığı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, döviz kuru düzeyinin beklenen döviz kuru volatilitesine esnekliği Türkiye'de önemlidir. Ayrıca, Yen/Dolar döviz kuru volatilitelerinin risk primi üzerindeki etkisi anlamsız olmasına iken, risk primi üzerinde bir gecikmeli net uluslararası rezervlerdeki volatilitenin büyük etkiyi yapmaktadır.

Net yabancı hisse senedi yatırımı girişlerinde belirsizlik (ya da risk), döviz kuru düzeyinin negatif korelasyonlu ve %1 seviyede anlamlı bir

21 Varyans kullanılmamasının nedeni, varyans kullanımının risk parametresinin (γ) anlamlılık düzeyini %10'a düşürmesidir. Oysa, standart sapma kullanıldığında anlamlılık düzeyi %1'dir.

belirleyicisidir. Fakat bu etki sıfırdan farksızdır. Net uluslararası rezervlerdeki belirsizlik ise, döviz kurunun pozitif ve anlamlı bir belirleyicisidir. θ_1 katsayısı, net uluslararası rezervlerdeki belirsizliğin döviz kurunu yükselttiği anlamına gelmektedir. Bu sonuç, %10 seviyede anlamlıdır. Yen/Dolar döviz kuru, aritmetik ortalama denklemde pozitif işaret taşımaya rağmen, istatistiksel olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla, YENDOLAR değişkeni koşullu aritmetik ortalamayı açıklama gücüne sahip değildir.

Döviz kurunun aritmetik ortalamasının gelişimi, döviz kurunun birinci ve ikinci gecikmeli değerlerini de kapsamaktadır. Döviz kurunun cari değeri ile gecikmeli değerleri arasında güçlü bir etkileşim olduğu görülmektedir. Aritmetik ortalama denklemde bir gecikmeli YTLDOLAR değişkeni pozitif, iki gecikmeli YTLDOLAR değişkeni negatif katsayıya sahiptir. Birincisi %1, ikincisi %5 kritik seviyede anlamlıdır. Döviz kurunun birinci gecikmesindeki belirsizlik döviz kuru düzeyini yükseltmesine karşılık, ikinci gecikmesindeki belirsizlik düşürmektedir.

Tablo 6’da verilen volatilité denkleminde bakılırsa, α_1 ve β parametrelerinin pozitif ve anlamlı olması, modelin belirlenmesinde negatif-olmama gereğinin sağlandığını göstermektedir. Döviz kurunun varyansı zaman içinde anlamlı bir şekilde değişmekte, kalıcılık göstermekte ve GARCH (1,1) süreciyle modellenabilmektedir. α_1 ’in büyüklüğü (son dönem şokunun doğrudan etkisini gösterir) β parametresinden (bir önceki dönem sürprizlerinin etkisini şekillendirir) oldukça küçük bulunmuştur. Bu, döviz piyasasının bir dönemden daha uzun hafızaya sahip olduğu, yani volatilitenin kendisinin gecikmeli değerlerine karşı piyasada yer alan yeni sürprizlerden daha duyarlı olduğu şeklinde yorumlanabilir. Genellikle α_1 tahminlerinin kısa dönem kalıcılığı, β tahminlerinin uzun dönem kalıcılığa katkıyı gösterdiği dikkate alınır, uzun dönem kalıcılık nispeten daha önemli hale gelmektedir. Ayhan (2006) ise, farklı olarak GARCH (1,1) modelinde Türkiye’de 1980-2005 dönemi için döviz kuru volatilitesi üzerinde kısa dönem hafızanın daha baskın olduğu ve döviz kuruna yönelik şokların kalıcılığının azaldığı sonucuna varmıştır. Bu iki sonuç arasındaki farklılık, incelenen dönemlerin ve modellerin farklı oluşundan kaynaklanabilir.

$(\alpha_1 + \beta)$ toplamı, volatilité kalıcılığının ölçüsüdür. Söz konusu toplam 1’den küçük olduğundan, model durağan olma koşulunu sağlamaktadır. Toplamın 1’e çok yakın olması (yaklaşık 0.99) ise, döviz

kuruna gelen şokların çok yüksek derecede kalıcı etkiler yaptığı ve volatilitenin tepki fonksiyonunun göreceli olarak yavaş bir hızda bozulduğunun bir kanıtıdır. İnceledikleri dönem bu çalışmadan çok farklı olsa da, benzer şekilde Aysoy ve diğerleri de (1996) Türkiye’de 1988-1994 döneminde döviz kuru volatilitésinin kalıcı ve istikrarsızlık ve kriz dönemleri dışında düşük olduğu sonucuna varmıştır.

Varyans denklemi daha ayrıntılı yorumlanırsa, pozitif işaret taşıyan α_1 parametresi -ARCH (1) terimi-, bugünkü volatilité şoklarının gelecek dönemin volatilitésini beslediğine işaret etmektedir. Döviz kurundaki volatilité gelecek dönemde belirsizliği arttırmaktadır. β ’nın -GARCH (1) terimi ya da otoregresif terim- oldukça büyük (0.83) ve pozitif olması ise, bu etkinin kaybolmasının uzun sürdüğü anlamına gelmektedir. Yani, varyans, yukarıda da belirtildiği gibi, kendisinin geçmiş değerlerine güçlü bir şekilde koşulludur. α_1 ve β parametreleriyle ilgili bu sonuçlar %1 anlamlılık düzeyine sahiptir.

δ_3 , net hisse senedi yatırımı girişlerinin bir gecikmeli değerinin döviz kuru volatilitésini üzerindeki etkisini göstermektedir. Bu katsayı pozitif işaret taşımakla birlikte, anlamsızdır. Net hisse senedi yatırımlarındaki artış, döviz kuru volatilitésini açıklama gücüne sahip değildir. Demek ki, net hisse senedi yatırımları için döviz kurunun düzeyi üzerinde sıfırdan farksız da olsa anlamlı bir etkiden bahsedilebilmesine karşın, döviz kurunun volatilitésini üzerinde anlamlı bir etki söz konusu değildir. Koşullu varyans denkleminde bir gecikmeli net uluslararası rezervler, volatilité ile negatif korelasyonlu ve istatistiksel açıdan %1 seviyede anlamlıdır. Net uluslararası rezervlerdeki artış, döviz kuru volatilitésini azaltmaktadır. Başka bir deyişle, negatif varyans etkisi mevcuttur. Ancak katsayının çok küçük olması, göreceli olarak çok küçük bir etkinin göstergesidir. Yen/Dolar döviz kuru, YTL/Dolar döviz kurunun aritmetik ortalamasını olduğu gibi, koşullu varyansını da anlamlı bir şekilde etkilemede başarısızdır. Çünkü, katsayısı (δ_2) anlamsızdır. Volatilité denklemindeki α_0 , volatilitenin zamandan bağımsız bileşenidir. Pozitif ve istatistiksel olarak %1 seviyede anlamlı olmakla birlikte, sıfırdan farksız tahmin edilmiştir.²²

22 Varyans denkleminde YTL/Dolar döviz kurunun gecikmeli değerleri eklenmemiştir, çünkü burada değer kazanmış döviz kurunun daha az tahmin edilebilir olup olmadığı test edilmemektedir.

6. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de net yabancı hisse senedi yatırımlarının YTL/ABD Doları döviz kurunun düzeyi ve volatilitesi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Önce 04.05.2004-14.02.2007 dönemine ait günlük verilerle yapılan Granger Nedensellik Testi, daha sonra da 23.02.2001-29.12.2006 dönemine ait yine günlük verilerle tahmin edilen MGARCH (1,1)-M modeli yabancı hisse senedi yatırımlarının döviz kurunda volatiliteye yol açmadığını göstermiştir. İkinci analiz, birinci analizin sonucunu bir bakıma sağlamıştır.

Söz konusu modelde Japon Yeni/ABD Doları döviz kuru, net yabancı hisse senedi yatırımları ve net uluslararası rezervler olmak üzere üç adet değişken YTL/ABD Doları döviz kurunu belirleyen en önemli açıklayıcı değişkenler olarak yer almıştır. Modelin tahmin sonuçlarına göre, net hisse senedi yatırımları YTL/Dolar döviz kuru volatilitesi anlamı bir şekilde etkilemede başarısız olmasına karşılık, net uluslararası rezervler anlamı bir şekilde volatilitiyi azaltmaktadır. Öte yandan, döviz kurunun düzeyi üzerinde net yabancı hisse senedi yatırımlarındaki volatilitenin anlamı ve negatif korelasyonlu, net uluslararası rezervlerdeki volatilitenin yine anlamı fakat pozitif korelasyonlu bir belirleyicidir. Net uluslararası rezervlerin döviz kuru üzerindeki etkileri için bir karşılaştırma yapılacak olursa, ortalama döviz kuru içinde net uluslararası rezervlerdeki belirsizlik şoklarının etkisi, net uluslararası rezervlerin düzeyindeki değişikliklerin etkisinden daha büyüktür. Yen/Dolar döviz kuru ise, gerek düzey gerekse volatilitenin üzerinde anlamı bir etki yapmamaktadır.

Bu çalışmanın sonucuna göre, yabancı hisse senedi yatırımcılarının döviz kuru volatilitesi şiddetlendiren bir faktör olarak görmek hatalı olacaktır. Hatta yabancı yatırımcılar ancak döviz piyasasında meydana gelen bir volatilitenin artışından sonra ellerinde tuttıkları hisse senetlerinin ağırlığını değiştirmektedirler. Bununla birlikte, yabancı hisse senedi yatırımlarında meydana gelebilecek bir volatilitenin artışının, döviz kurlarının düzeyi üzerinde bir etkisini beklemek anlam taşıyacaktır, ancak bu etki de ihmal edilebilir boyuttadır.

Döviz kurlarının düzeyi üzerinde asıl risk oluşturan faktör, net uluslararası rezervlerde meydana gelebilecek bir volatilitenin artışıdır. Öte yandan, net uluslararası rezervlerde düzey olarak bir artış olması döviz kurlarında volatilitenin azalmasına çok küçük de olsa bir katkı sağlamaktadır. Zaten tahmin sonuçları, Türkiye döviz piyasasında volatilitenin kendisinin geçmiş değerlerine karşı yeni sürprizlerden daha

güçlü bir şekilde koşullu olduğunu göstermiştir. Bu çalışmada elde edilen tüm bu ampirik sonuçların genellikle incelenen döneme ve belirlenen modele bağlı olarak değişebileceğinin belirtilmeden geçilmemesi gerekir.

Kaynakça

- AGENOR, P.R./ MCDERMOTT, C.J./ÜÇER, E.M. (1997), "Fiscal Imbalances, Capital Flows, and the Real Exchange Rate: The Case of Turkey," *IMF Working Paper*, No.97/1.
- AYGÖREN, H. (2006), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Değişkenlik (Oynaklık) Davranışı Üzerine Bir Ampirik Çalışma," *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Y.21 (Aralık): 95-110.
- AYHAN, D. (2006), "Döviz Kuru Rejimlerinin Kur Oynaklığı Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği," *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Y.21 (Ağustos): 64-76.
- AYSOY, C./BALABAN, E./KOGAR, Ç.İ./ÖZCAN, C. (1996), "Daily Volatility in the Turkish Foreign Exchange Market," *TCMB Tartışma Tebliği*, No.9625.
- BAILLIE, R.T./DEGENNARO, R.P. (1990), "Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25: 203-214.
- BAŞÇI, E./ÖZYILDIRIM, S./AYDOĞAN, K. (1996), "A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market," *Journal of Banking and Finance*, 20: 389-400.
- BAYRİ, O./GÜLOĞLU, B. (2005), "Hisse senedi ve Yabancı Para Piyasalarının Entegrasyonu: Türkiye, AB ve ABD Örneği," *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Y.20 (Eylül): 13-34.
- BOLLERSLEV, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.
- BOLLERSLEV, Tim (1987), "A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *Review of Economics and Statistics*, 69: 542-547.
- BOLLERSLEV, Tim (1990), "Modelling the Chorenance in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72: 498-505.
- BOLLERSLEV, Tim /ENGLE, R.F./WOOLDRIDGE, J.M. (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, 96: 116-131.
- BOLLERSLEV, Tim /CHOU, Y./KRONER, K.F. (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52: 5-59.
- BOLLERSLEV, Tim /ENGLE, Robert F./NELSON, Daniel B. (1994), ARCH Models (Handbook of Econometrics, Vol. 4, Chapter 49): 2959-3038.
- CALVO, A. Guillermo (2001), "Capital Markets and the Exchange Rate: With Special Reference to the Dollarisation Debate in Latin America," *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2): 313-38.
- CAMPBELL, J.Y. (1987), "Stock Returns and the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 18: 373-399.
- CAPORALE, T./DOROODIAN, K. (1994), "Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade," *Economics Letters*, 46: 49-54.
- CHEUNG, Y./NG, K.L. (1996), "A Causality-in-Variance Test and Its Application to Financial Market Prices," *Journal of Econometrics*, 72: 33-48.
- CHOU, R.Y. (1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH," *Journal of Applied Econometrics*, 3: 279-294.

- CHUNG, K. (2005), “The Effects of Financial Globalization on the Korean Financial Markets and Monetary Policy,” *Globalisation and Monetary Policy in Emerging Markets* içinde, BIS Papers (No.23, May): 186-208.
- DIEBOLD, F.X./NERLOVE, M. (1989), “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model,” *Journal of Applied Econometrics*, 4: 1-22.
- EICHENGREEN, Barry/HAUSMANN, Ricardo (1999), “Exchange Rates and Financial Fragility,” Federal Reserve Bank of Kansas City içinde (Federal Reserve Bank of Kansas City: New Challenges for Monetary Policy).
- ELYASIANI, Elyas/MANSUR, Iqbal (1998), “Sensitivity of The Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate: A GARCH-M Model,” *Journal of Banking and Finance*, 22: 535-563.
- ENGLE, Robert F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation,” *Econometrica*, 50: 987-1008.
- ENGLE, Robert F. (2001), “The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics,” *Journal of Economic Perspectives* (15/4, Fall): 157-168.
- ENGLE, Robert F. (2002), “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20: 339-350.
- ENGLE, Robert F. /LILIEN, D.M./ROBINS, R.P. (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, 55: 391-407.
- ENGLE, Robert F. ITO, T./LIN, W.L. (1990), “Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-daily Volatility in the Foreign Exchange Market,” *Econometrica*, 58: 525-542.
- ENGLE, Robert F. GONZALEZ-RIVERA, Gloria (1991), “Semiparametric ARCH Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 9/4: 345-359.
- ERDEM, C./ERDEM, M.S./ARSLAN, C.K. (2006), “Makroekonomik Değişkenler ve İMKB 100 Endeksi Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi,” *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Y.21 (Şubat): 125-135.
- FRENCH, K.R./SCHWERT, G.W./STAMBAUGH, R.F. (1987), “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 19: 3-29.
- GLOSTEN, L.R.; JAGANNATHAN, R./RUNKLE, D. (1993), “On the Relationship between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks,” *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.
- GÜVEN, S. (2001), “Sermaye Hareketlerinin Nedenleri, Etkileri ve Türkiye Örneği”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi* (Y.16 S.185): 79-98.
- JARQUE, C.M./BERA, A.K. (1980), “Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals,” *Economics Letters*, 6: 255-259.
- KAMINSKY, G.L./REINHART, C.M. (2000), “On Crisis, Contagion, and Confusion,” *Journal of International Economics*, 51: 145-168.
- KAMINSKY, G.L./REINHART, C.M. / SCHMUKLER, S.L. (2003), “Short-run Pain, Long-run Gain: The Effects of Financial Liberalization,” *NBER Working Paper*, No. w9787, June.
- KAR, M./KARA, Akif M. (2002), “Türkiye’ye Yönelik Sermaye Hareketleri ve Krizler,” <http://www.dtm.gov.tr/ead/DTDERGI/temmuz2003/sermaye%20hareketleri.htm>
- KASMAN, S. (2003). “The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: A Casualty Analysis,” *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5/2: 70-79.
- KENDALL, J.D./MCDONALD, A. (1989), “Univariate GARCH-M and the Risk Premium in a Foreign Exchange Market,” *Unpublished Manuscript* (Department of Economics, University of Tasmania, Hobart).

- KRONER, K.F./LASTRAPES, W. (1993), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model," *Journal of International Money and Finance*, 12/3: 298-318.
- LAMOUREUX, C.G./LASTRAPES, W.D. (1990), "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45: 221-229.
- LASTRAPES, W.D. (1989), "Exchange Rate Volatility and US Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 21: 66-77.
- LING, S./MCALEER, M. (2002), "Necessary and Sufficient Moment Conditions for the GARCH(r,s) and Asymmetric Power GARCH(r,s) Models," *Economic Theory*, 18: 722-729.
- LJUNG, G.M./BOX, G.E.P. (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65: 297-303.
- MC CURDY, T.H./MORGAN, I.G. (1985), "Testing the Martingale Hypothesis in Deutsch Futures with Models Specifying the Form of Heteroskedasticity," *Journal of Applied Econometrics*, 3: 187-202.
- MILHOJ, A. (1987), "A Conditional Variance Model for Daily Deviations of an Exchange Rate," *Journal of Business and Economic Statistics*, 5: 99-103.
- MURADOĞLU, G./ BERÜMENT, H./METİN, K. (1999), "Financial Crisis and Changes in Determinants of Risk and Return: An Empirical Investigation of an Emerging Market (ISE)," *Multinational Finance Journal*, 3/4: 223-252.
- NELSON, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59: 347-370.
- PINDYCK, R.S. (1984), "Risk, Inflation, and the Stock Market," *American Economic Review*, 74: 335-351.
- POTERBA, J.M./SUMMERS, L.H. (1986), "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, 76: 1141-1151.
- PRASAD, E, K./ROGOFF, S-J Wei/KÖSE, M.A. (2003), "The Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence," *IMF Occasional Paper*, 220 (Washington DC : International Monetary Fund).
- SALMAN, F. (1999), "Risk-Return-Volume Relationship in an Emerging Stock Market," *TCMB Working Paper* (Ankara).
- SHIRAKAWA, Masaaki/OKINA, Kunio (1997), "Financial Market Globalization: Present and Future," *IMES Discussion Paper Series*, No. 97-E-11, December.
- SPK (2007), *Sermaye Piyasalarındaki Gelişmeler Raporu, Haftalık Rapor: 19-23 Şubat 2007*, Y.3, S.8, Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Dairesi.
- TELATAR, E./BİNAY, H.S. (2002), "İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi," *Akdeniz İİBF Dergisi*, 3: 114-121.
- TSE, Y.K./TSUI, K.C. (2002), "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model with Time-Varying Correlations," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20: 351-362.
- TSPAKB (2007a), "Yatırımcı Analizi," *Türkiye Sermaye Piyasası 2006 Raporu* içinde, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşları Birliği, Mayıs.
- TSPAKB (2007b), *Sermaye Piyasasında Gündem*, S.59, Türkiye Sermaye Piyasası Aracı Kuruluşları Birliği, Temmuz.
- WANG, K.L./FAWSON, C./ BARRETT, C.B./MCDONALD, J.B. (2001), "A Flexible Parametric GARCH Model with an Application to Exchange Rates," *Journal of Applied Econometrics*, 16/4: 521-536.
- YELDAN, E./BALKAN, E./BİÇER, F.G. (2003), "Patterns of Financial Capital Flows and Accumulation in the post-1990 Turkish Economy," *Canadian Journal of Development Studies*, (24/2, June): 250-265.

YENTÜRK, N. (1999), “Short-Term Capital Inflows and Their Impact on Macroeconomic Structure: Turkey in the 1990s,” *The Developing Economies*, 37/1: 89-113.

EK: Ham Veriler

