

Döviz Kurları Arasındaki Oynaklık Etkileşiminin Analizi: CCC-t-MSV Modeli ile Tahmin¹

Verda DAVASLIĞIL ATMACA²

Gönderim tarihi: 10.10.2017 Kabul tarihi: 24.04.2018

Özet

Küreselleşme ve dünya piyasaları arasında entegrasyon artışı finansal piyasalardaki karşılıklı bağımlılığı ve etkileşimi arttırmıştır. Bu nedenle son yıllarda ekonomik ve finansal zaman serilerinde oynaklığın analizi önem kazanmıştır. Bu doğrultuda çalışmanın temel amacı, Türkiye'nin ithalatında önemli paya sahip ülkelerin para birimlerine ait oynaklığın analiz edilmesidir. Bu amaçla Ruble, Çin Yuanı, Türk Lirası, Avro ve İngiliz Sterlini getiri serileri arasındaki ikili oynaklık etkileşimleri 01.11.2010-20.11.2015 dönemi için iki değişkenli CCC-t-MSV modeli tahmin edilmiştir. Modellerin tahmininde Bayesyen analize dayalı MCMC yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, döviz kuru getiri serileri büyük oranda kendi piyasalarında meydana gelen şoklardan etkilenmektedir. Yalnızca Avro ve Sterlin piyasaları arasında iki yönlü karşılıklı oynaklık yayılımı bulunmaktadır. Yuan serisi en yüksek oynaklık değişkenliğine sahip seridir. Yuan serisinin ardından yükselen ekonomilerden Rusya ve Türkiye'nin para birimleri olan Ruble ve Liranın, Avro ve Sterline kıyasla daha fazla oynaklık kararsızlığına sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Oynaklık, Stokastik Oynaklık, Döviz Kurları, Çok Değişkenli SV Modeller.

The Analysis of the Volatility Interaction Between Foreign Exchange Rates: with CCC-t-MSV Model Estimation

Abstract

Globalization and increasing integration between world markets has increased interdependence and interaction in financial markets. For this reason, the analysis of volatility in economic and financial time series has gained importance in recent years. The main aim of this study is to analyze of the volatility of foreign currencies of Turkey's top five trading partners. For this aim, the data set used in this study consists of return series of Chinese Yuan, Turkish Lira, Euro, British Sterling. The sample from 01.11.2010 to 20.11.2015 is used for volatility interaction between the return series via CCC-t-MSV models. MCMC method which is based on Bayesian analysis is used for models estimation. According to the findings, the exchange rate return series are largely affected by the shocks that occur in their market. There is only bidirectional volatility interaction between Euro and Sterling markets. The Yuan has the highest variability of volatility among all the series. Following the Yuan series emerging economies Russia and Turkey's currencies, Ruble and Lira, have more variability of volatility than the Euro and Sterling.

Keywords: Volatility, Stochastic Volatility, Foreign Exchange, Multivariate SV Models.

¹ Bu çalışma "Ekonomik Zaman Serilerinde Oynaklığın Çok Değişkenli GARCH ve SV Modelleri İle Analizi" başlıklı tez çalışmasından derlenmiştir.

² Dr. Öğr. Üyesi, Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü.
verdadasligil86@gmail.com, verdaatmaca@comu.edu.tr.

1. Giriş

Küreselleşme ve bilgi iletişim teknolojilerindeki gelişmelere bağlı olarak finansal piyasalar arasındaki iletişim ve karşılıklı bağımlılık artış göstermiştir. Böylece bir piyasada ortaya çıkan oynaklık sadece piyasanın kendi içinde değil aynı zamanda diğer piyasalarda da oynaklığı arttırabilmektedir. Bu nedenle son yıllarda ekonomi ve finans literatüründe oynaklık kavramı giderek artan bir öneme sahiptir.

Oynaklık, belirli bir zaman periyodunda döviz, hisse senedi vb. piyasalarda fiyat değişiminin ölçüsüdür. Diğer bir ifade ile oynaklık belirli bir zaman periyodunda fiyat indeksindeki veya logaritmasındaki değişimin standart sapması olarak da ifade edilmektedir.

Finansal zaman serileri literatüründe varlık getirileri oynaklıklarının zaman içinde değiştiği, serisel korelasyonlu olduğu ve bunun ötesinde kümelendiği görülmektedir. Finansal zaman serilerinin bu ampirik davranışlarını modellenmek amacıyla Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeller ilk kez Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından önerilmiştir. Ancak GARCH modellerin ekonomik ve finansal zaman serilerinin modellenmesinde yetersiz kaldığı görülmüştür. Böylece zaman içinde değişen oynaklığın modellenmesinde alternatif bir yaklaşım olan Stokastik Oynaklık (SV) modeli ilk kez Taylor (1986) tarafından önerilmiştir. SV tipi modeller GARCH tipi modellere kıyasla daha esnek modellerdir. SV modellerde oynaklık yalnızca gözlemlerin değil aynı zamanda gizil oynaklık sürecinin de bir fonksiyonudur. Bu modellerde zaman içinde değişen oynaklık gözlenemeyen bir bileşen olarak ele alınmakta ve bu bileşenin logaritmik değerinin otoregresif süreç izlemesine izin verilmektedir. Dolayısıyla bu yaklaşımda oynaklıklar parametre kaynaklıdır.

SV modellerin finansal serilerin analizinde sağladığı başarı, finansal varlıkların bir grup olarak analizine imkan sağlayan çok değişkenli modellere olan ilginin artmasını sağlamıştır. Öte yandan SV modellerin klasik istatistiki yaklaşım ile çözümünün son derece karmaşık olması nedeniyle çok değişkenli SV (MSV) modellere ilişkin çalışmalar sınırlı sayıda kalmıştır. Bu nedenle tek ve çok değişkenli SV modellere ilişkin çok sayıda tahmin yöntemi önerilmiştir. Ancak bu yöntemler içinden Bayesyen analize dayalı bir tahmin yöntemi olan Markov Zinciri Monte Carlo (MCMC) yöntemi ile SV modellerin etkin ve kolay tahminleri elde edilebilmektedir.

Finansal ve makroekonomik karar verme süreçleri üzerinde döviz kuru piyasalarındaki oynaklıklar son derece etkili olmaktadır. Döviz kuru hareketlerinin belirlenmesi uluslararası finans alanında yer alan birçok konuda önemli çıkarımlar sağlamaktadır. Uluslararası varlık

fiyatlamaya teorilerine ek olarak yerel varlık değerleri ve uluslararası portföy yönetimi zaman içinde beklenen döviz kuru hareketlerine bağlı olmaktadır (Bollerslev, Chou ve Kroner, 1992: 37). Buna ek olarak, döviz kurları birçok geçiş ekonomisi için önemli bir politika aracıdır. Makroekonomik olarak ele alındığında döviz kuru dalgalanmaları uluslararası ticaret gerçekleştiren firmaların değerlerini etkileyebilmektedir. Bunun yanı sıra herhangi bir para birimini bir başka para birimine karşı elde tutmanın riski finansal piyasalar açısından önemli olmaktadır (Beg ve Anwar, 2012:165). Döviz kuru piyasalarında ortaya çıkan oynaklık süreçleri ithalat ve ihracat fiyatlarında, uluslararası rezerv değerlerinde, döviz alım satımında belirsizliğe yol açmaktadır. Döviz kuru piyasalarındaki oynaklıklar ulusal para birimleri üzerinden yurt içi ücret, fiyat, çıktı ve istihdam değerlerini etkilemektedir.

Küreselleşmenin etkisiyle yatırımcıların uluslararası portföylere olan taleplerinde artış yaşanmış ve varlık piyasası yaklaşımı³ yatırımcılar açısından egemen model halini almıştır. Yabancı para türevleri ile yabancı paraya dayalı menkul kıymetlerin değerleri döviz piyasasına bağlı olarak belirlenmektedir. Dolayısıyla dövizle bağlı türev ürünlerin fiyatlandırılması oynaklığın ve korelasyonların tahminini gerekli kılmaktadır. Bu nedenle oynaklık ve korelasyon tahminleri finans alanında önemli bir yer tutmaktadır. Yüksek oynaklığa sahip portföyler taşıdıkları yüksek risk nedeniyle daha fazla kaybetme ya da kazanma yönünde bir seyir izlemektedirler. Risk ise oynaklık veya varyans ile ölçülmektedir. Oynaklıklar ve korelasyonlar hakkında elde edilen bilgi sayesinde yatırımcı portföyünde her bir dövizden hangi oranlarla tutacağı konusunda karar verebilmektedir. Böylece portföyünü değişen koşullara göre yeniden düzenleyerek daha az kaybetme riski ile ortalama getirisini sağlayabilmektedir (Hopper, 1997: 24-25). Bu doğrultuda çalışmanın temel amacı Türkiye'nin ithalatında önemli paya sahip ülkelerin para birimlerine ait oynaklığın ve ikili oynaklık etkileşimlerinin analiz edilmesidir. Bu amaçla Türkiye'nin ithalatında önemli paya sahip ülkelerin para birimleri olan Ruble (RUB), Çin Yuanı (CNY), Avro (EUR), İngiliz Sterlini (GBP) ve Türk Lirası (TRY) getiri serileri kullanılmıştır.

³ Varlık Piyasası Yaklaşımı, dövizle olan talebin yalnızca malların alım/satımı ile sınırlı olmadığı talebin aynı zamanda varlıklara ilişkin alım/satım işlemlerinden kaynaklandığı görüşüne dayanmaktadır.

2. Literatür Taraması

Literatürde döviz kuru oynaklığı döviz kurundaki yüzde değişimler, trend etrafındaki varyans, döviz kuru standart sapmalarının hareketli ortalaması ve ARIMA modelinin artık terimleri gibi çeşitli yöntemler ile hesaplanmıştır. Ancak son dönem çalışmalarında döviz kuru oynaklığının hesaplanmasında varyansta zaman içinde değişimleri yansıtan ARCH ailesi modelleri sıklıkla kullanılmaktadır (Yıldırım ve Kılıç, 2014: 429).

Hsieh (1988, 1989) günlük döviz kuru serilerine ilişkin özellikleri incelediği çalışmasında döviz kuru serilerinin normal dağılıma sahip olmadığını ve serilerin değişen ortalama ve varyansa sahip olduğunu göstermiştir. Döviz kurlarına ait fiyat değişimlerinde farklı varyansın ortadan kaldırılmasında ARCH ve GARCH spesifikasyonlarının başarılı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu modeller standardize artık değerlerinde ortaya çıkan aşırı basıklığı ortadan kaldırmakta yeterli olmamıştır. Bu nedenle ortalama etrafında aşırı basıklık dağılımı sergileyen Student-t dağılımı bu sorunun çözümü için önerilmiştir.

Uluslararası para birimleri arasındaki ilişkinin ikinci moment dinamikleri tarafından belirlendiğini bilinmektedir. Bu bağlamda, döviz kurlarının koşullu farklı varyans özelliği gösterdiğini kanıtlayan birçok çalışma bulunmaktadır. Ancak farklı para birimleri arasındaki oynaklık yayılımını inceleyen kısıtlı çalışma bulunmaktadır. Döviz kurları arasındaki oynaklık yayılımının analizi ile finans ve makroekonomi alanlarında bilgi aktarımı ve döviz bulaşıcılığı gibi çeşitli hipotezler test edilebilmektedir. Bu bağlamda Inagaki (2007) çalışmasında 05.01.1999- 30.12.2004 dönemi için GBP ile EUR arasındaki oynaklık kümelenmesini MA(1)-GARCH(1,1) modeli ile araştırmıştır. Ele alınan dönem için EUR'den GBP'ye doğru oynaklık kümelenmesi ortaya çıkmaktadır. Böylece EUR oynaklığı GBP oynaklığı üzerinde tek yönlü etkiye sahip olmaktadır.

Chortareas (2011) çalışmasında yüksek frekanslı döviz kurlarının oynaklık tahminlerinde gerçekleşen oynaklık ve geleneksel zaman serisi oynaklık modellerini uygulamıştır. Sonuçta, yüksek frekanslı veriler ile çalışmanın ve serileri uzun hafızalı değerlendirmenin oynaklık tahmin performansını anlamlı derecede arttırdığını tespit etmiştir. Beg ve Anwar (2012) çalışmasında Ocak 1973- Temmuz 2011 dönemi için ABD doları cinsinden GBP'ye ait aylık ve günlük getiri serileri GARCH modelleri ile analiz etmiştir. Getiri serisindeki oynaklık sürekliliğinin pür şoklara bağlı olduğu sonucuna varmıştır. Nishimura ve Hirayama (2013) çalışmasında Çin Yuanı-Japon Yeni döviz kuru oynaklığının Japonya ve Çin arasındaki ikili ticari ilişkiler üzerine etkisini kısa ve uzun dönemlerde incelemek amacıyla iki ölçüm yöntemi kullanmıştır. Bunlardan ilki ARCH tipi modellere dayanan yön-

temler ikincisi ise verilen dönem için günlük döviz kuru değişimlerinin standart sapmasıdır. Diebold ve Nerlove (1989) çalışmalarında ARCH modeli ile döviz kuru serilerine ait oynaklığı modellemişlerdir. Kuvvetli ARCH etkisine sahip döviz kuru serilerindeki oynaklık ve oynaklık kümelemesinin gizil değişkenli bir model ile doğru olarak tanımlandığını belirlemişlerdir.

Literatürde tek değişkenli SV ve ARCH/GARCH modellerin karşılaştırıldığı çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Örneğin, Geweke (1994) ABD Doları/ Kanada Doları döviz kuru verisi ile döviz kurunda gerçekleşen büyük şokların ardından SV modelin oynaklık değişimlerini daha iyi modellediğini göstermiştir. Benzer olarak Kim, Shephard & Chib (1998) ve Chib, Nardari & Shephard (2002) çalışmalarında SV model lehine bulgular elde etmişlerdir. Tek değişkenli SV modellerin oynaklığın modellenmesinde sağladığı başarı çok değişkenli SV modeller üzerine araştırmaların artmasını sağlamıştır.

Yu ve Meyer (2006) çalışmalarında dokuz farklı MSV model önererek bu modellerden Bayesyen tahmin yöntemi ile elde ettikleri sonuçları karşılaştırmışlardır. Bu çalışmanın önemi yeni model spesifikasyonlarının ortaya atılmış olmasıdır. ABD dolarına karşı Avustralya ve Yeni Zelanda dolarına ait 519 haftalık veri seti kullanılarak dokuz farklı MSV model MCMC yöntemi ile tahmin edilmiştir. Avustralya Dolarındaki oynaklığın Yeni Zelanda Doları oynaklığının Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Yabancı para birimlerine ait oynaklık süreçlerinin çeşitli modeller ile analizi finansal ve makroekonomik kararlar bakımından literatürde önemli bir yere sahip olmuştur. Öte yandan ikili döviz kuru serilerine ait oynaklık süreçlerinin MSV modeller ile ele alındığı kısıtlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışma, TRY ile yakından ilişkili döviz kurlarına ait oynaklık süreçlerinin CCC-t-MSV model ile analiz edilmesi bakımından önem taşımaktadır.

3. Veri

Türkiye'nin ithalatında önemli paya sahip ülkelerin para birimleri olan RUB, CNY, EUR, GBP ve TRY getiri serilerine ait oynaklık süreçlerinin analizi ve seriler arasındaki ikili oynaklık etkileşimlerini incelemek amacıyla 01.11.2010-20.11.2015 dönemi için iki değişkenli CCC-t-MSV modelleri tahmin edilmiştir. Analizde söz konusu dönem aralığının seçilmesinin nedeni 2010 yılı sonlarına doğru 2008 küresel finansal krizinin piyasalar üzerindeki etkisinin azalmaya başlamış olmasıdır. Bu bağlamda ilk olarak analiz kapsamında ele alınan döviz kuru getiri serilerinin elde edilişi açıklanarak, serilerin özet istatistikleri sunulmuştur. Çalışmada, RUB, CNY, EUR, GBP ve TRY para birimleri kullanılmıştır. RUB,

CNY, EUR ve GBP para birimlerinin tercih edilmesinin sebebi Türkiye'nin ithalatında en fazla paya sahip ilk beş ülkenin para birimleri olmasıdır. Türkiye'nin, ithalat değerlerinin yanı sıra 2015 yılı için en fazla ihracat gerçekleştirdiği ilk on ülkenin beş tanesi AB üyesi ülkelerden oluşmaktadır. (TİM, 2015 Aralık Ülke ve Ülke Grupları Bazında Rakamlar). Türkiye ihracatının döviz türlerine göre dağılımında dolar ve Avro para birimleri ağırlıklı olarak yer almaktadır. 2014 yılında ihracatın yaklaşık %92'si bu iki para birimi ile gerçekleştirilmiştir. 2014 yılı itibariyle ihracatta kullanılan para birimlerinin payı dolar için %47.4, Avro için %44.4, Türk Lirası için % 4.3 ve Sterlin için % 3.2'dir. Ruble ile ihracat ise sınırlı seviyelerde kalmıştır (TİM, Ekonomi ve Dış Ticaret Raporu, 2015: 39). Türkiye'nin 2015 yılı ihracat verileri ülkeler bazında incelendiğinde AB ülkelerinin ihracat payı % 46.4 seviyelerindedir (TİM, Aylık Ekonomi ve Dış Ticaret Bülteni Ocak 2016: 3). Böylece analize dahil edilen para birimlerinin yalnızca ithalat değerleri bakımından değil ihracat değerleri bakımından da önem taşıdığı görülmektedir. Bu çalışmada analize dahil edilen tüm para birimleri az yada çok dolar ile ilişkili para birimleridir. Bu nedenle para birimlerinin ABD dolarına karşı değerleri kullanılmıştır. Döviz kuru verileri BoE veri tabanından elde edilerek düzenlenmiştir. Analizde döviz kuru serilerine ait günlük logaritmik getiri serisi değerleri kullanılmıştır. Günlük logaritmik getiri serisi aşağıda gösterildiği gibi hesaplanmıştır.

$$Y_t = 100 \times (\log P_t - \log P_{t-1})$$

t. işgününe ait fiyatı, bir önceki işgününe göre logaritmik düzeyde hesaplanmış fiyat değişimini ifade etmektedir. Model tahmin edilmeden önce getiri serisi ortalamaya göre düzeltilmiştir. Buna göre günlük ortalama getiri serisi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

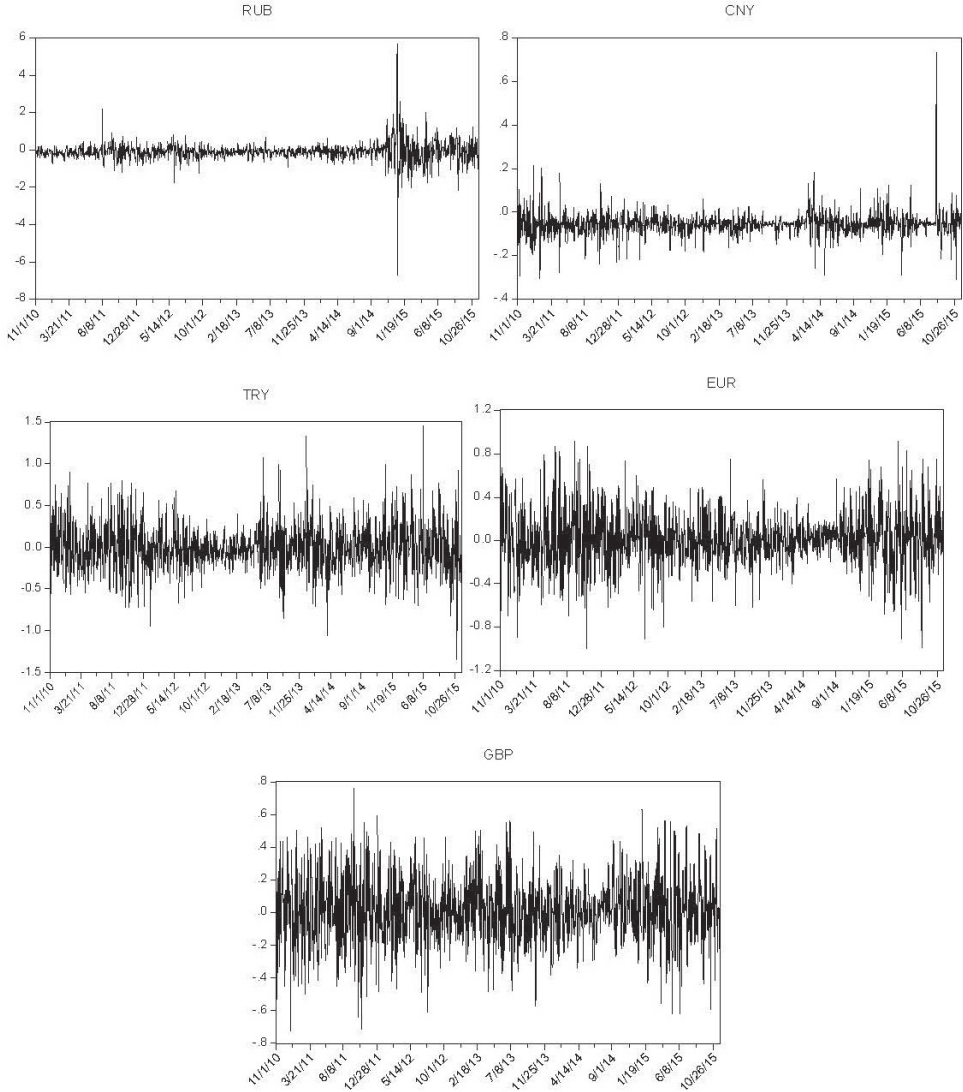
$$y_t = Y_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t,$$

Chib ve diğerleri (2002) tarafından tek değişkenli stokastik oynaklıkların modellenmesinde kullanılan bu transformasyon ile üretme süreci yalnızca hatadan oluşmaktadır. Buna ek olarak, Harvey vd. (1994)'nin belirttiği gibi her bir getiri değerinden ortalamanın çıkarılması işlemi ile y_t 'lerin sıfır değerine eşit olmaması garantilenmektedir. Zira sıfıra eşit y_t değerleri, logaritmik y_t^2 değerlerinin hesaplanmasında zorluk çıkarabilmektedir. Modellerin Tahmininde WinBUGS 1.4 versiyonu kullanılmıştır.

RUB, CNY, TRY, EUR ve GBP getiri serilerine ait zaman yolu grafikleri Şekil 1'de yer almaktadır. Buna göre, belirli dönemlerde oynaklıklarda kümelenme görülmektedir. Diğer

bir ifade ile büyük deęişimler büyük, küçük deęişimler küçük deęişimler tarafından takip edilmektedir. Bu durum fiyat hareketlerinin birbiri ile etkileşim içinde olduğunu göstermektedir. 2015 Ocak ayı döneminde RUB serisindeki sert düşüş Şekil 1’de görülmektedir. RUB günlük getiri serisinin \pm %2 aralığında dalgalanırken 2015 yılı başlarında getiri serisi oynaklığının \pm %6 seviyelerine sızdığı görülmektedir. Bu dönem petrol fiyatlarındaki sert düşüş ve Ukrayna’daki jeopolitik gelişmelere baęlı olarak Rublenin dolar karşısında hızla değer kaybettięi döneme denk gelmektedir. CNY serisi incelendiğinde, 2015 yılının ikinci çeyreğinden itibaren kurdaki dalgalanmaların belirginleştięi görülmektedir. Kur istikrarının sağlanması amacıyla Çin 11-13 Ağustos 2015 tarihinde para birimi Yuanı dolara karşı yaklaşık %3 oranında devalüe etmiştir (DEG Bülteni, 2015-3: 3). TRY serisi incelendiğinde, 2013 Mayıs ayına kadar dalgalı bir seyir izleyen TRY’de bu tarihten sonra dalgalanmaların artış gösterdięi görülmektedir. Bu dönemde ABD Merkez Bankasının (FED) piyasaya verilen likiditeyi azaltabileceęi yönünde açıklamalarının küresel ekonomide yarattıęı belirsizlik ortamı sermaye akımlarını dolayısıyla Türk Lirasını etkilemiştir. Dolayısıyla TRY’de yaşanan değer kaybı oynaklığı arttırmıştır. Ancak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın uyguladıęı politikalar ile oynaklıklar dengelenmiştir (TOBB, 2014/225:20). 2013 yılının ikinci çeyreğinden itibaren görülen kur oynaklığının 2014 yılının ilk çeyreğine kadar devam etmektedir. EUR getiri serisinin ise 2015 yılının üçüncü çeyreğinden itibaren büyük bir salınım gösterdięi görülmektedir. Bu dönem EUR’nun, ABD Doları karşısında önemli derecede değer kaybettięi döneme isabet etmektedir. GBP ele alındığında, oynaklık kümelenmelerinin varlığı görülmektedir.

Şekil 1. 01.11.2010-20.11.2015 Dönemi Döviz Kuru Getirilerinin Zaman Serisi Grafiği



Tablo 1. 01/11/2010 -20/11/2015 Dönemi Getiri Serilerinin Özet İstatistikleri

	RUB	CNY	TRY	EUR	GBP
Minimum	-6.7309	-0.3090	-1.3451	-0.9999	-0.7225
Maksimum	5.6949	0.7346	1.4581	0.9165	0.7581
Ortalama	-0.0965	-0.0555	-0.0072	0.01087	0.0139
SD	0.5090	0.0558	0.2942	0.2618	0.2076
Çarpıklık	-0.0370	2.5020	0.2993	0.0428	0.0041
Basıklık	40.775	36.280	4.4396	4.1530	3.4521
JB	88535 [0.0000]	71422. [0.0000]	129.47 [7.70e029]	71.189 [3.48e016]	10.890 [0.0043]
Q(5)	7.7780 [0.1689]	7.4290 [0.1906]	2.6533 [0.7532]	3.2293 [0.6646]	2.5079 [0.7753]
Q(10)	42.3432 [0.0000]	16.6676 [0.0820]	5.2199 [0.8760]	9.8084 [0.4574]	6.8264 [0.7417]
Q ² (5)	549.422 [0.0000]	47.6007 [0.0000]	36.3470 [0.0000]	49.9596 [0.0000]	23.2277 [0.0003]
Q ² (10)	620.010 [0.0000]	48.0062 [0.0000]	55.6812 [0.0000]	109.930 [0.0000]	61.5748 [0.0000]
ARCH-LM(2)	306.99 [0.0000]	24.813 [0.0000]	7.1524 [0.0008]	4.3169 [0.0135]	2.4607 [0.0858]
ARCH-LM(5)	122.90 [0.0000]	10.135 [0.0000]	5.8992 [0.0000]	8.5035 [0.0000]	4.1801 [0.0009]
ARCH-LM(10)	66.774 [0.0000]	5.1237 [0.0000]	3.7515 [0.0001]	8.0837 [0.0000]	4.5944 [0.0000]

Tablo 1’de döviz kurları günlük getiri serilerine ait özet istatistikler gösterilmektedir. EUR ve GBP getiri serilerinin düşük seviyede pozitif ortalamaya getiriye sahip olduğu görülmektedir. RUB, CNY ve TRY getiri serileri ise negatif ortalama getiriye sahiptir. Getiri serilerinin standart sapma değerleri mutlak değerce ortalama getiri değerlerinden büyüktür. Buna göre ortalama getiri değerleri istatistiki olarak sıfırdan farklı değildir. Bu durum finansal zaman serilerinin ortak kabul edilen özelliği olan günlük frekanslı finansal zaman serilerinin rassal yürüyüş süreci izlediği bilgisiyle örtüşmektedir. RUB getiri serisi negatif yönde çarpıklık özelliği göstermektedir. Getiri serilerinin tamamının normal aşırı basıklık

özelliğine sahip olduğu görülmektedir. Bu durum serilerin normal dağılıma kıyasla daha kalın kuyruklara sahip olduğu anlamına gelmektedir. Bu finansal verilerin özelliklerinden biridir. Jarque-Bera normallik testi sonuçları istatistiki olarak yüksek derecede anlamlıdır. Bu da getiri serilerinin normal dağılmadığı anlamına gelmektedir. Ljung-Box testinin Q istatistiği sonuçlarına göre serilerde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. ARCH testi sonuçlarına göre tüm getiri serilerinde ARCH etkisi bulunmaktadır. Döviz kurlarında ARCH etkisinin varlığı birkaç açıdan önemlidir. İlk olarak ARCH etkisinin varlığı yakın periyodlar için oynaklık ve durağanlığın birbirini takip etmesine yol açmaktadır. İkinci olarak ARCH etkileri döviz kuru değişimindeki koşulsuz yüksek sivrilik bilgisi ile örtüşmektedir (Diebold ve Nerlove, 1989: 2).

4. Model

Tek değişkenli SV modeller çok değişkenli yapıda geliştirilerek birden fazla serinin oynaklık ve oynaklık etkileşim süreçlerinin birlikte modellendiği çeşitli MSV modelleri ortaya atılmıştır. Temel olarak üç farklı MSV modeli bulunmaktadır. Bunlar: Standart MSV modelleri, Faktör MSV modelleri ve Dinamik Korelasyonlu MSV (DCC-MSV) modelleridir. Bu çalışmada değişkenlerin analizinde koşullu korelasyonların sabit olduğu kalın kuyruk dağılımına izin veren Sabit Korelasyonlu Çok Değişkenli Stokastik Oynaklık CCC-t-MSV modeli kullanılmıştır.⁴ Bu bağlamda çalışmanın bu bölümünde Standart MSV model yapıları açıklanarak MSV modellerin tahmininde kullanılan yöntemler kısaca sunulmuştur.

4.1. Standart MSV Model

Oynaklığın, diğer bir ifade ile varyanstaki değişimler varyansın gözlenemeyen stokastik bir süreç olarak modellenmesi yoluyla tahmin edilebilmektedir. Bu bağlamda literatürde Harvey, Ruiz ve Shephard (1994) tarafından önerilen ilk MSV modeli aşağıdaki gösterildiği gibi tanımlanmaktadır:

$$y_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t, \quad (4.1.1)$$

$$H_t^{1/2} = \text{diag} \{ \exp(h_{1t} / 2), \dots, \exp(h_{mt} / 2) \} = \text{diag} \{ \exp(h_t / 2) \}, \quad (4.1.2)$$

h_t için en basit AR(1) modeli aşağıdaki gibidir:

⁴ Döviz kuru getiri serilerinin oynaklık süreçlerinin analizinde Standart MSV, CCC-MSV ve CCC-t-MSV modelleri içinde veri setine en iyi uyum sağlayan modelin CCC-t-MSV model olduğu belirlenmiştir.

$$h_{t+1} = \mu + \phi \circ h_t + \eta_t \quad (4.1.3)$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} P_\varepsilon & O \\ O & \Sigma_\eta \end{pmatrix} \right] \quad (4.1.4)$$

$y = (y_1, \dots, y_m)'$ m tane finansal varlığın getiri vektörünü ifade etmektedir. y vektörünün koşullu ortalamasının sıfır olduğu varsayılmaktadır. $\exp(\cdot)$ ve $\log(\cdot)$ sırasıyla üstel ve logaritmik operatörleri ifade etmektedir. $H_t^{1/2}$ $m \times m$ boyutlu diyagonal standart sapma matrisidir. $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{mt})'$ $m \times 1$ boyutlu gözlenemeyen log-oynaklık vektörü, μ ve ϕ $m \times 1$ boyutlu parametre vektörü, \circ operatörü Hadamard çarpımı, ε_t gözlem diğer bir ifade ile ortalama denkleminin çok değişkenli normal dağılıma sahip hata terimi, η oynaklık denkleminin çok değişkenli normal dağılıma sahip hata terimi olarak tanımlanmaktadır. $\Sigma_\eta = \{\sigma_{\eta,ij}\}$ pozitif tanımlı kovaryans matrisini ve $P_\varepsilon = \{\rho_{ij}\}$ korelasyon matrisini ifade etmektedir. $i, j = 1, \dots, m$ olmak üzere $\rho_{ii} = 1$ ve $|\rho_{ij}| < 1$ $i \neq j$ olması durumunda korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olma kısıtı sağlanabilmektedir (Asai, McAleer ve Yu, 2006: 148). Korelasyon matrisi gözlem ve oynaklık denklemlerinin hata terimleri olan ε_t ile η_t arasındaki korelasyon değerlerini ifade etmektedir.

4.2. Sabit Koşullu Korelasyonlu Çok Değişkenli Stokastik Oynaklık Modeli

CCC-MSV model getiri şoklarının korelasyonuna olanak sağlamaktadır. Bu yönden CCC-MSV model Bollerslev (1990) tarafından önerilen CCC-GARCH modele benzemektedir. Bu modelde, getiriler çapraz bağımlı olmaktadır (Yu ve Meyer, 2006:365). CCC-MSV model aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$y_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t, \quad (4.2.1)$$

$$\varepsilon_t \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right] \text{ veya } \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (4.2.25)$$

$$h_{t+1} = \mu + \phi \circ (h_t - \mu) + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0_{2 \times 1}, \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2)) \quad (4.2.3)$$

(4.2.1) ve (4.2.3)'nolu denklemlerin stokastik kısımları ortak olarak normal dağılıma sahiptir. İki seri arasındaki korelasyonun, ρ , sabit olduğu varsayıldığında (4.2.3)'nolu denklem serilerin zamanla değişen karşılıklı bağımlı oynaklıklarını modellemektedir.

(4.2.3)'nolu gösterimde yer alan ϕ matrisinin köşegen elemanları her bir piyasadaki sürekli oynaklığı yakalamaktadır. Köşegen dışı parametreler ise bir piyasanın diğer bir piyasaya koşullu oynaklık bağımlılığını ölçmektedir (Ding ve Vo, 2012:17).

4.3. Student-t Hatalı Çok Değişkenli Stokastik Oynaklık Modeli

Çok değişkenli SV model kapsamında Student- t hata dağılımı ilk kez Harvey ve diğerleri (1994) tarafından ortaya atılmıştır. Kalın kuyruk dağılımına izin veren modeller finansal serilerin analizi bakımından önemlidir. Zira birçok finansal zaman serisinde basıklık Gaussyan sürece göre daha fazla olmaktadır. Buna göre, Student-t hatalı çok değişkenli stokastik oynaklık modeli bir diğer ifade ile kalın kuyruk MSV (CCC-t-MSV) modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = H_t^{1/2} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim t(0, \Sigma_\varepsilon, \nu), \quad (5)$$

$$h_{t+1} = \mu + \phi \circ (h_t - \mu) + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0_{2 \times 1}, \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2)) \quad (4.3.2)$$

$h_0 = \mu$ olmak üzere çok değişkenli t dağılımı için iki genelleme yapmak mümkündür. İlk olarak, her bir değişkenin kendi serbestlik derecesi ile tek değişkenli t dağılımına sahip olduğu varsayılabilir. Böyle bir model t-MSV modele kıyasla kötü ampirik sonuçlar vermektedir. İkinci olarak, çok değişkenli t dağılımının çok değişkenli normal dağılım ve ters gamma dağılımlarının karışımı olarak ifade edilebileceği gerçeği ile çok değişkenli t dağılımı çok değişkenli genelleştirilmiş hiperbolik dağılım şeklinde genelleştirilebilir. Bu şekilde çok değişkenli dağılım yalnızca kalın kuyruklara değil ayrıca koşullu çarpıklığa da izin vermektedir (Yu ve Meyer; 2006: 367).

MSV modellerde koşullu kovaryans gizlidir. Buna ek olarak, MSV modelde koşullu kovaryans getiri serilerinin ve koşullu kovaryansın birleşik benzerlik fonksiyonuyla bütünleşik olmak zorundadır. Sonuç olarak, MSV modelleri olabilirlik fonksiyonu bakımından kapalı forma sahip değildir. Bu nedenle “kesin” olabilirlik fonksiyonu kolaylıkla elde edilememektedir. Bu nedenle literatürde önerilen tahmin yöntemleri çok çeşitli olmaktadır. Genel olarak MSV modellerin tahmininde kullanılan yöntemleri üç grupta incelemek mümkündür. Bunlar; Yarı En Yüksek Olabilirlik Yöntemi, Simülasyon Temelli En Yüksek Olabilirlik Yöntemi, Markov Zinciri Monte Carlo Yöntemidir. Belirli bir tahmin yönteminin seçiminde en önemli nokta yöntemin istatistiki etkinliğidir (Asai, McAleer ve Yu, 2006:162).

MCMC yöntemi Bayesyen analize dayalı bir tahmin yöntemidir. SV literatürüne ilgi MCMC yönteminin kullanımı ile artış göstermiştir. MCMC yöntemi ile birleşik ardıl dağılıma dayalı tahminler elde edilmektedir. Standart SV model bağlamında Anderson vd. (1999) çeşitli yöntemlere ilişkin sonlu örneklem özelliklerini karşılaştırmıştır. Sonuçta MCMC yöntemini en etkin tahmin aracı olarak tespit etmişlerdir.

Çalışmada ele alınan döviz kuru getiri serileri için iki değişkenli yapıda MCMC yöntemi ile tahmin edilen CCC-t-MSV modeller (4.3.3)-(4.3.6)'nolu eşitlikte gösterildiği gibidir:

$$y_{1t} = \exp(h_{1t}/2)\varepsilon_{1t} \quad 1 = \text{RUB, CNY, EUR, GBP, TRY} \quad (4.3.3)$$

$$y_{2t} = \exp(h_{2t}/2)\varepsilon_{2t} \quad 2 = \text{RUB, CNY, EUR, GBP, TRY} \quad (4.3.45)$$

$$\rho = \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$$

$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \quad \varepsilon_{2t})'$ olmak üzere, $\varepsilon_t \sim 0_{2 \times 1}$ ortalamalı, v serbestlik dereceli çok değişkenli kalın kuyruk dağılımına sahiptir. Diğer bir ifade ile $\varepsilon_t \sim t(0, \Sigma_\varepsilon, v)$ 'dir.

$$h_{1t+1} = \mu_1 + \phi_{11}(h_{1t} - \mu_1) + \phi_{12}(h_{2t} - \mu_2) + \eta_{1t} \quad (4.3.55)$$

$$h_{2t+1} = \mu_2 + \phi_{22}(h_{2t} - \mu_2) + \phi_{21}(h_{1t} - \mu_1) + \eta_{2t} \quad (4.3.65)$$

Buna göre, tahmin edilecek parametreler μ_1 , μ_2 , ϕ_{11} , ϕ_{22} , ϕ_{12} , ϕ_{21} , ρ_ε , $\sigma_{\eta_1}^2$, $\sigma_{\eta_2}^2$ ve v 'dir. MCMC yöntemi kullanılarak tahmin edilen CCC-t-MSV modelin parametrelerine ait önsel dağılımlar Yu ve Meyer (2006)'nın çalışmaları temel alınarak belirlenmiştir. Model parametreleri için önsel dağılımlar aşağıdaki gibidir:

$$\mu_1 \sim N(0, 25)$$

$$\mu_2 \sim N(0, 25)$$

$$\phi_{11}^* \sim \text{beta}(20, 1.5), \quad \phi_{11}^* = (\phi_{11} + 1) / 2$$

$$\phi_{22}^* \sim \text{beta}(20, 1.5), \quad \phi_{22}^* = (\phi_{22} + 1) / 2$$

$$\phi_{12} \sim N(0, 10)$$

$$\phi_{21} \sim N(0, 10)$$

$$\rho_\varepsilon \sim U(-1, 1)$$

$$\sigma_{\eta_1}^2 \sim \text{Ters - gamma}(2.5, 0.025)$$

$$\sigma_{\eta_2}^2 \sim \text{Ters - gamma}(2.5, 0.025)$$

5. Ampirik Bulgular

Döviz kuru getiri serileri arasındaki oynaklık yayılma etkilerinin yönü ve büyüklüğü piyasalar arasında bilgi aktarımının anlaşılması bakımından önem arz etmektedir. Bu nedenle RUB, CNY, TRY, EUR ve GBP getiri serileri arasındaki ikili oynaklık etkileşimlerini incelemek amacıyla iki değişkenli CCC-t-MSV modelleri tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4’de sunulmuştur.

Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4’de yer alan ϕ_{11} ve ϕ_{22} parametreleri ele alınan getiri serilerinin kendi oynaklığını ifade etmekte ve oynaklığın kalıcılığını göstermektedir. ϕ_{21} ve ϕ_{12} parametreleri ise ele alınan getiri serileri arasındaki karşılıklı oynaklık etkileşimini gösteren oynaklık yayılım parametreleridir. $\sigma_{\eta 1}$ ve $\sigma_{\eta 2}$ parametreleri log-oynaklık süreçlerinin varyansını ifade etmektedir. ρ_{ε} eşzamanlı korelasyon değerini göstermektedir. v ise serbestlik derecesi parametresidir.

Tablo 2. EUR- TRY, RUB- TRY, GBP- TRY ve CNY- TRY İkili Getiri Serileri için CCC-t- MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametreler	CCC-t- MSV			
	EUR-TRY (a)	RUB-TRY (b)	GBP-TRY (c)	CNY-TRY (d)
μ_1	-2.557 [-3.001, -2.114]	-2.943 [-4.067, -2.131]	-3.102 [-3.417, -2.636]	-6.87 [-7.209, 6.293]
μ_2	-2.499 [-2.986, -1.816]	-2.695 [-3.214, -1.942]	-2.464 [-2.892, -1.987]	-2.545 [-3.08, -1.804]
ϕ_{11}	0.9935 [0.9831, 0.9992]	0.9897 [0.9762, 0.9982]	0.9802 [0.942, 0.9972]	0.6508 [0.5203, 0.7769]
ϕ_{22}	0.9844 [0.9684, 0.996]	0.986 [0.9701, 0.9978]	0.977 [0.9494, 0.9945]	0.9911 [0.9781, 0.9991]
ϕ_{21}	0.007443 [-0.0032, 0.02001]	0.003979 [-0.0024, 0.0120]	0.02101 [-0.0027, 0.056]	-3.599E-4 [-0.0087, 0.0078]
ϕ_{12}	8.094E-4 [0.00640, 0.0093]	0.00807 [-0.0091, 0.029]	0.005329 [-0.0042, 0.0213]	0.1544 [0.0080, 0.3173]
$\sigma_{\eta 1}$	0.07277 [0.05391, 0.1167]	0.153 [0.0989, 0.2071]	0.0763 [0.05194, 0.1232]	1.157 [0.8186, 1.445]
$\sigma_{\eta 2}$	0.1133 [0.07327, 0.1591]	0.106 [0.06997, 0.1412]	0.1233 [0.08434, 0.1876]	0.0878 [0.0612, 0.1277]
ρ_{ε}	0.4987 [0.4469, 0.5588]	0.5182 [0.4725, 0.5613]	0.399 [0.345, 0.457]	0.09871 [0.0344, 0.1623]
v	14.75 [9.37, 26.68]	6.36 [5.283, 7.66]	20.57 [11.97, 35.26]	4.973 [3.555, 6.9]

Tablo 2 (a) panelinde yer alan EUR ile TRY getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, ϕ_{11} parametresi istatistiki olarak anlamlıdır. Parametrenin ardıl ortalama değeri 0.9935 olarak elde edilmiştir. Bu değer 1 değerine çok yakın olduğundan EUR endeksine ait oynaklığın kalıcı özelliğe sahip olduğunu söylemek mümkündür. Buna göre, EUR’da meydana gelen %10 ’luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını % 9.935 arttırmaktadır. ϕ_{22} parametresi 0.9844 olarak tahmin edilmiştir. TRY piyasasında oynaklığını arttıran %10 ’luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını % 9.844 arttırmaktadır. EUR ve TRY döviz kuru piyasalarında oynaklıklar kümelenmektedir.

EUR endeksi oynaklığından TRY getiri endeksi oynaklığına doğru etkileşimi gösteren ϕ_{21} parametresi istatistiki olarak anlamlı değildir. Buna göre, anlamlı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır. TRY getiri endeksi oynaklığından EUR endeksi oynaklığına doğru etkileşimi gösteren ϕ_{12} yayılım parametresi istatistiki olarak anlamlı ancak çok düşük değerlidir.

Tablo 2 (b) panelindeki RUB ile TRY getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, ϕ_{11} parametresinin ardıl ortalama değeri 0.9897 olarak tahmin edilmiştir. Bu değer 1 değerine çok yakın olduğundan RUB endeksine ait oynaklığın kalıcı özelliğe sahip olduğunu söylemek mümkündür. RUB piyasasının kendi içinde meydana gelen %10 ’luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü kendi oynaklığını % 9.897 arttırmaktadır. TRY endeksi için ϕ_{22} parametresi 0.986 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre oynaklığın kalıcı özelliklere sahip olduğu görülmektedir. TRY piyasasındaki %10’luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü serinin kendi oynaklığını % 9.86 kadar arttırmaktadır. RUB ile TRY döviz kuru piyasalarında oynaklık kümelenmeleri oluşmaktadır. Her iki piyasanın kendi içinde meydana gelen %10 ’luk şok piyasaların kendi içinde istatistiki olarak anlamlı oynaklık artışlarına neden olmaktadır. RUB ve TRY arasında karşılıklı anlamlı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 2 (c) panelinde GBP ve TRY getiri serileri için gösterilen süreklilik parametreleri istatistiki olarak anlamlıdır. Bu parametrelerin ardıl ortalama değerleri sırasıyla 0.9802 ve 0.977 olarak tahmin edilmiştir. Bu değerler 1 değerine çok yakın olduğundan getiri serilerine ait oynaklıklar kalıcı özelliğe sahiptir. GBP piyasasında oynaklığı arttıran %10’luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü piyasanın kendi oynaklığını % 9.802 kadar artırır.

maktadır. TRY oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını % 9.77 kadar arttırmaktadır. GBP ile TRY serilerinde oynaklık kümelenmeleri söz konusu olmaktadır. GBP ve TRY getiri serileri arasında anlamlı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 2 (d)'deki CNY ve TRY getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, ϕ_{11} parametresi istatistiki olarak anlamlıdır. Parametrenin ardıl ortalama değeri 0.6508 olarak tahmin edilmiştir. CNY getiri serisinin oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü serinin kendi oynaklığını %6.508 arttırmaktadır. TRY endeksi için ϕ_{22} parametresi 0.9911 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre oynaklığın kalıcı özelliklere sahip olduğu görülmektedir. TRY getiri serisinin oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü serinin kendi oynaklığını % 9.911 kadar arttırmaktadır. Buna göre, TRY döviz kuru piyasasında oynaklık kümelenmeleri oluşmaktadır.

CNY piyasası oynaklığından TRY piyasası oynaklığına doğru etkileşimi gösteren ϕ_{21} parametresi istatistiki olarak anlamlı değildir. TRY piyasası oynaklığından CNY piyasası oynaklığına doğru etkileşimi gösteren ϕ_{12} istatistiki olarak anlamlıdır. Bu parametrenin ardıl değeri 0.1544 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre, diğer her şey sabitken, TRY piyasasında oynaklığını arttıran %10'luk bir şok CNY oynaklığını %1.544 seviyesinde arttırmaktadır. TRY piyasasındaki oynaklık şoku CNY piyasasına daha sonraki bir zamanda aktarılmaktadır. Bu sonuçlara göre, CNY ve TRY getiri serileri arasında tek yönlü oynaklık etkileşimi bulunmaktadır. Diğer bir ifade ile TRY piyasasından CNY piyasasına doğru oynaklık yayılma etkisi bulunmaktadır.

Tablo 2'de yer alan CCC-t-MSV modellerden elde edilen log-oynaklık süreçlerinin varyansları incelendiğinde, TRY getiri serisinin EUR ve GBP getiri serilerine kıyasla daha yüksek oynaklık belirsizliğine sahip olduğu görülmektedir. Öte yandan, RUB ve CNY serilerinin oynaklık değişkenliği TRY serisine kıyasla daha yüksek değerli elde edilmiştir. Tablo 2'deki tüm ρ_e parametreleri pozitif değerli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre, EUR ve TRY getirileri arasında zayıf pozitif yönlü, RUB ve TRY arasında pozitif yönlü ve orta düzeyde, GBP ve TRY getirileri arasında pozitif yönlü ve düşük seviyede bir korelasyon ilişkisi bulunmaktadır. Tablo 2 (a), (b), (c) ve (d) panellerinde yer alan serbestlik derecesi parametrelerinin ardıl ortalama değerleri istatistiki olarak anlamlıdır ve sırasıyla 14.75, 6.36, 20.57 ve 4.973 olarak tahmin edilmiştir.

Tablo 3. EUR-RUB, EUR-GBP ve EUR-CNY İkili Getiri Serileri için CCC-t- MSV Model Tahmin Sonuçları

Parametreler	CCct- MSV		
	RUB-GBP (a)	RUB-CNY (b)	GBP-CNY (c)
μ_1	-3.263 [-4.344, -2.347]	-3.022 [-4.061, -2.072]	-3.163 [-3.459, -2.757]
μ_2	-3.392 [-3.806, -2.924]	-7.079 [-7.523, -6.703]	-6.811 [-7.163, -6.391]
ϕ_{11}	0.9935 [0.9834, 0.999]	0.9921 [0.9818, 0.9988]	0.9764 [0.9181, 0.9957]
ϕ_{22}	0.9807 [0.9542, 0.9955]	0.8031 [0.7369, 0.8631]	0.7835 [0.685, 0.8553]
ϕ_{21}	0.002332 [-0.002783, 0.009633]	0.05365 [0.001284, 0.1096]	0.18 [-0.02662, 0.7391]
ϕ_{12}	-0.005794 [-0.02724, 0.01514]	-0.0017 [-0.01185, 0.00861]	0.005148 [-0.002464, 0.01481]
$\sigma_{\eta 1}$	0.143 [0.1119, 0.1948]	0.1564 [0.1225, 0.2003]	0.08152 [0.05485, 0.1117]
$\sigma_{\eta 2}$	0.09709 [0.07373, 0.1345]	0.8814 [0.7341, 1.025]	0.9043 [0.746, 1.066]
ρ_ε	0.391 [0.3396, 0.4403]	0.1443 [0.08393, 0.2036]	0.1405 [0.07934, 0.1993]
v	10.28 [6.953, 15.22]	12.85 [8.145, 19.93]	28.42 [15.69, 47.88]

Not: (a): 1: RUB, 2: GBP;(b): 1:RUB, 2: CNY;(c): 1: GBP, 2: CNY

Tablo 4 (a)'daki RUB ile GBP getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, ϕ_{11} parametresinin ardıl ortalama değeri 0.9935 olarak tahmin edilmiştir. RUB getiri serisine ait oynaklık kalıcı özelliğe sahiptir. Buna göre, RUB endeksi oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını %9.935 kadar arttırmaktadır. GBP endeksi için ϕ_{22} parametresi 0.9807 olarak tahmin edilmiştir. GBP getiri serisinin oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını %9.807 kadar arttırmaktadır. RUB ve GBP getiri serilerinde oynaklık kümelenmesi bulunmaktadır.

RUB ve GBP getiri serileri arasındaki karşılıklı oynaklık etkileşimini gösteren yayılım parametreleri istatistiki olarak anlamlı değildir. Buna göre, RUB ve GBP getiri serileri arasında karşılıklı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 4 (b)'de yer alan RUB ve CNY piyasalarına ilişkin sonuçlar incelendiğinde, RUB getiri serisinin kendi oynaklığını ifade eden parametrenin ardıl ortalama değeri 0.9921

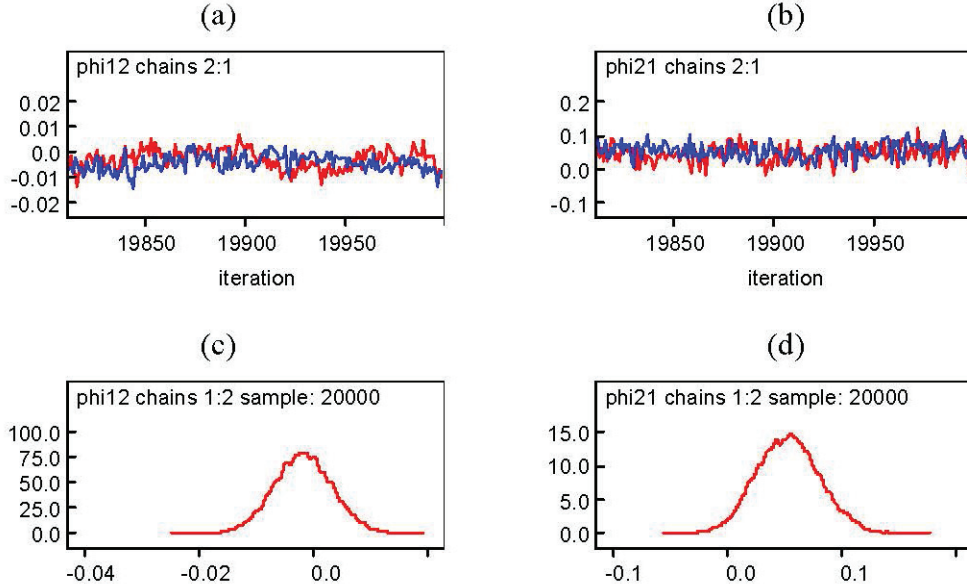
olarak tahmin edilmiştir. RUB getiri serisine ait oynaklık kalıcı özelliğe sahiptir. Buna göre, RUB piyasası içinde ortaya çıkan %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını %9.921 kadar arttırmaktadır. CNY endeksi için ϕ_{22} parametresi 0.8031 olarak tahmin edilmiştir. CNY piyasasında ortaya çıkan %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını %8.031 kadar arttırmaktadır. RUB ve CNY getiri serilerinde oynaklık kümelenmesi bulunmaktadır.

RUB ve CNY getiri serileri arasında karşılıklı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır. Ancak tek yönlü oynaklık etkileşimi söz konusudur. Buna göre, RUB piyasasında ortaya çıkan %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü CNY serisinin oynaklığını %0.5365 kadar arttırmaktadır.

Tablo 4 (c)'deki GBP ile CNY getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, GBP getiri serisi için ϕ_{11} parametresi istatistiki olarak anlamlıdır. Parametrenin ardıl ortalama değeri 0.9764 olarak tahmin edilmiştir. GBP getiri serisine ait oynaklık kalıcı özelliğe sahiptir. Buna göre, GBP endeksi oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını % 9.764 kadar arttırmaktadır. CNY endeksi için ϕ_{22} parametresi 0.7835 olarak tahmin edilmiştir. CNY getiri serisinin oynaklığını arttıran %10'luk bir oynaklık şoku bir sonraki işlem günü endeksin kendi oynaklığını %7.835 kadar arttırmaktadır. GBP ve CNY getiri serilerinde oynaklık kümelenmesi bulunmaktadır. GBP ve CNY getiri serileri arasındaki karşılıklı oynaklık etkileşimini gösteren yayılım parametreleri istatistiki olarak anlamlı değildir. Buna göre, GBP ve CNY getiri serileri arasında karşılıklı bir oynaklık yayılma etkisi bulunmamaktadır.

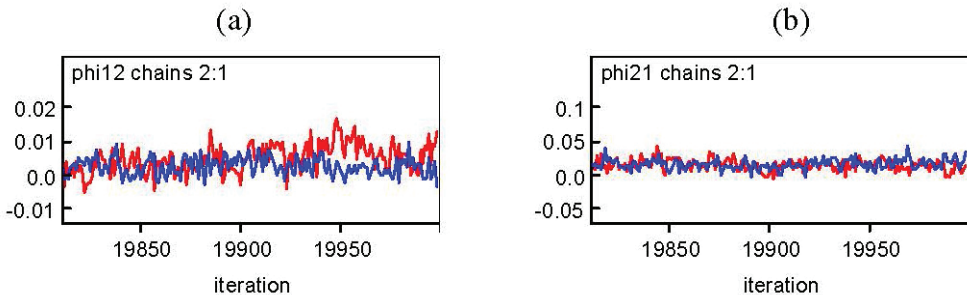
Tablo 4'deki CCC-t-MSV modellerden elde edilen log-oynaklık süreçlerinin varyansları incelendiğinde, RUB serisi GBP'ye göre daha yüksek oynaklık kararsızlığına sahiptir. Öte yandan CNY serisi hem RUB hemde GBP'ye kıyasla çok daha yüksek değerli oynaklık değişkenliğine sahiptir. Ayrıca, tüm modeller için eşzamanlı korelasyon değerini ifade eden ρ_e pozitif değerli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre, RUB ve GBP getirileri arasında pozitif yönlü ve düşük seviyede, RUB ve CNY ile GBP ve CNY getirileri arasında pozitif yönlü ve çok düşük seviyede bir korelasyon ilişkisi bulunmaktadır. Serbestlik derecesi parametresinin ardıl ortalama değeri sırasıyla 10.28, 12.85 ve 28.42 olarak elde edilmiştir ve tüm modeller için istatistiki olarak anlamlıdır.

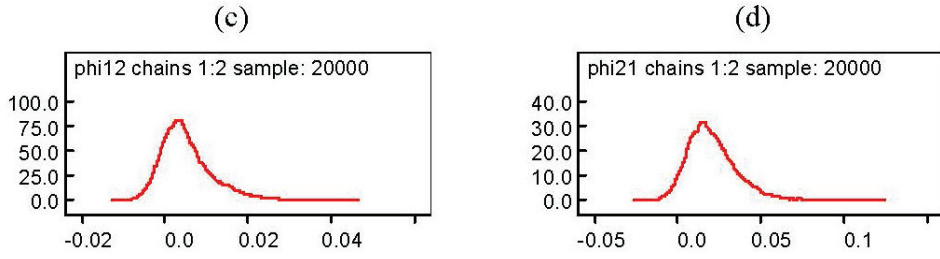
Şekil 2. RUB –CNY Serileri için CCC-t-MSV Modelden Elde Edilen Oynaklık Yayılım Parametrelerinin İz Grafiği ve Kernel Yoğunlukları



Şekil 2- (a) ve (b)'de RUB –CNY Serileri için CCC-t-MSV modelden elde edilen oynaklık yayılım parametrelerinin iz grafiği ve kernel yoğunlukları yer almaktadır. Oynaklık yayılım parametreleri için zincirlerin büyük ölçüde çakışmakta ve birbiri ile bağdaşmakta olduğu görülmektedir. Bu durum parametrelerin kendi denge dağılımlarına hızla yakınsadığını göstermektedir. Şekil 2- (c) ve (d)'de yer alan kernel yoğunluklar incelendiğinde yayılım parametrelerinin ardıl dağılımlarının normal dağılım olduğu görülmektedir.

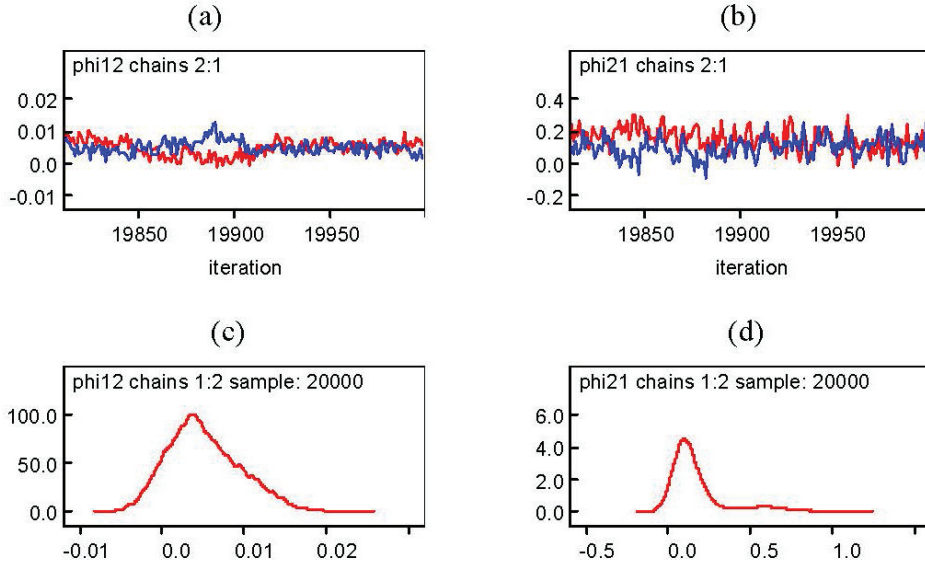
Şekil 3. GBP-TRY Serileri için CCCt-MSV Modelden Elde Edilen Oynaklık Yayılım Parametrelerinin İz Grafiği ve Kernel Yoğunlukları





Şekil 3 - (a) ve (b)'de GBP-TRY serilerinin oynaklık yayılım parametreleri için Markov zincirlerine ait iz grafikleri yer almaktadır. İz grafikleri her bir zincir için gerçekleşen değerlerin çizimini göstermektedir. GBP-TRY serileri yayılım parametreleri için zincirlerin büyük ölçüde çakışmakta ve birbiri ile bağdaşmakta olduğu görülmektedir. Bu durum parametrelerin kendi denge dağılımlarına hızla yakınsadığını göstermektedir. Şekil 3- (c) ve (d)'de yer alan kernel yoğunluklar incelendiğinde yayılım parametrelerinin ardıl dağılımlarının normal dağılım olduğu görülmektedir.

Şekil 4. GBP-CNY Serileri için CCC-t-MSV Modelden Elde Edilen Oynaklık Yayılım Parametrelerinin İz Grafiği ve Kernel Yoğunlukları



Şekil 4 (a) ve (b)'de GBP-CNY serileri için yayılım parametrelerine ait zincirlerin salınımının yavaş olduğu görülmektedir. Buna göre yakınsamanın daha yavaş gerçekleştiği söylenebilir. Şekil 4 (c) ve (d)'deki Kernel yoğunluklar incelendiğinde yayılım parametrelerinin ardıl dağılımlarının normal dağılım olduğu görülmektedir.

6. Sonuç

Küreselleşme ve dünya piyasaları arasında entegrasyon artışı finansal piyasalardaki karşılıklı bağımlılığı ve etkileşimi arttırmıştır. Böylece bir piyasada ortaya çıkan oynaklık sadece piyasanın kendi içinde değil aynı zamanda diğer piyasalarda da oynaklığı arttırabilir hale gelmiştir. Bu nedenle son yıllarda ekonomi ve finans literatüründe oynaklığın analizi önem kazanmıştır.

Finansal varlıkların; zaman içinde değişen oynaklık, serisel korelasyon ve oynaklık kümenmesi gibi ampirik özelliklerini modellemek amacıyla ARCH/GARCH modeller ilk kez Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından önerilmiştir. Oynaklıkların gözlem kaynaklı olduğu GARCH modellere alternatif bir yaklaşım olan SV model ise ilk kez Taylor (1986) tarafından ortaya atılmıştır. SV modeller GARCH modellere kıyasla daha esnek modellerdir. Ancak bu modeller klasik istatistiki yaklaşım ile çözümlerinin son derece karmaşık olması nedeniyle kısıtlı sayıda uygulama alanı bulmuştur. Bu nedenle SV modellere ilişkin çok sayıda tahmin yöntemi önerilmiştir. Bu yöntemler içinde SV modellerin en kolay ve etkin tahminini sağlayan yöntem ise Bayesyen analize dayalı bir tahmin yöntemi olan MCMC yöntemidir.

Finansal ve makroekonomik karar verme süreçleri açısından döviz piyasalarına ait oynaklık ve korelasyon tahminleri önemli bir yer tutmaktadır. Zira yabancı para türevleri ile yabancı paraya dayalı menkul kıymetlerin değerleri döviz değerlerine bağlı olmaktadır. Öte yandan bu piyasalarda ortaya çıkan oynaklık süreçleri ithalat ve ihracat fiyatlarında, uluslararası rezerv değerlerinde, döviz alım satımında belirsizliğe yol açmaktadır. Dolayısıyla döviz piyasaları için oynaklığın ve korelasyonların tahmini önem arz etmektedir. Öte yandan, herhangi bir döviz kuru piyasasında meydana gelen bir şokun diğer piyasaların oynaklık süreçlerine ne kadar ve ne yönde etki ettiğini belirlemek önem taşımaktadır. Bu nedenle döviz kuru getiri serileri arasındaki karşılıklı bağımlı oynaklık etkileşimleri veri ile en iyi uyuma sahip model olarak belirlenen CCC-t-MSV modelin iki değişkenli yapıda ele alınmasıyla incelenebilmiştir.

İki değişkenli CCC-t-MSV model sonuçları incelendiğinde, her bir döviz kurunun kendi oynaklığını ve oynaklığın kalıcılığını gösteren süreklilik parametrelerinin son derece yüksek değerli tahmin edildiği görülmektedir. Buna göre, döviz kuru getiri serilerinin büyük oranda kendi piyasalarında meydana gelen şoklardan etkilendiği söylenebilmektedir. Bu

durum cari oynaklığı belirleme ve açıklamada geçmiş oynaklıkların büyüklüğünün ölçülmesinin önemini göstermektedir.

Oynaklık yayılma etkisi incelendiğinde, döviz piyasaları arasında iki yönlü karşılıklı oynaklık yayılımı yalnızca Avro ve Sterlin piyasaları için istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, her iki piyasa oynaklığı diğer piyasada ortaya çıkan bir şoktan pozitif yönde etkilenmektedir. Sterlin piyasasında ortaya çıkan bir şok Avro piyasasında oynaklığı arttırmaktadır. Benzer bir biçimde Avro piyasasında ortaya çıkan bir şok Sterlin piyasasında oynaklığı arttırmaktadır. Döviz kuru getiri serileri arasındaki tek yönlü oynaklık yayılım ilişkileri ele alındığında, Türk Lirasından Yuan ve Avroya doğru düşük seviyede pozitif ve istatistiki olarak anlamlı oynaklık yayılımı bulunmaktadır. Buna ek olarak, Ruble serisinden Yuan getiri serisine doğru pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir oynaklık yayılım etkisi görülmektedir. Ele alınan diğer döviz kuru getiri serileri arasında oynaklık yayılım etkisinin ortaya çıkmadığı görülmektedir. Buna göre, şokların temel kaynağının döviz piyasalarına özgü esaslardaki değişimler olduğu sonucuna ulaşılabilir. Ayrıca oynaklık yayılımı piyasalar arasındaki bilgi aktarımı ile yakından ilişkilidir. Ding ve Vo (2012) çalışmalarında piyasaların durgun olduğu dönemlerde bir piyasadaki bilginin diğer bir piyasaya hızlı bir biçimde aktarıldığını ve söz konusu yeni bilginin piyasa tarafından içselleştirildiğini böylece oynaklık yayılımının ortaya çıkmadığını belirtmektedir. Diğer taraftan yetersiz bilgi aktarımının söz konusu olduğu kriz dönemlerinde ise oynaklık yayılımının söz konusu olduğunu ifade edilmektedir. Benzer olarak, Coudert ve diğerleri (2011) çalışmalarında büyük krizlerin döviz kurlarında büyük oynaklık yayılımına neden olduğunu belirterek kriz sonrası dönemlerde seriler arasında güçlü oynaklık yayılımının görüldüğünü belirtmektedir. Buna göre, çalışmada ele alınan dönemde küresel anlamda tüm döviz piyasalarını etkileyen bir kriz dönemi söz konusu değildir. Bu nedenle ikili döviz kuru getiri serileri için çok yüksek değerli karşılıklı oynaklık yayılım değerleri elde edilmemiştir.

İkili döviz kuru getiri serilerinin risklerini karşılaştırmak üzere iki değişkenli CCC-t-MSV modellerin logaritmik oynaklık süreçlerinin kararsızlığı tahmin edilmiştir. Buna göre, analiz dönemi için, Türk Lirası, Avro ve Sterline göre daha yüksek oynaklık değişkenliğine sahiptir. Avro karşısında Türk Lirası, Ruble, Sterlin ve Yuan daha risklidir. Zira oynaklık kararsızlığı bu seriler için daha yüksektir. Yuan ise Türk Lirası, Avro, Ruble ve Sterline kıyasla daha yüksek oynaklık değişkenliğine sahiptir. Ruble ise Sterlin, Avro ve Türk Lirasına göre daha yüksek oynaklık belirsizliğine sahip döviz kurudur. Beş değişkenli MSV

modellerden elde edilen oynaklık belirsizliği tahminleri ile uyumlu olarak iki değişkenli yapıda da Yuan serisi en yüksek oynaklık değişkenliğine sahip seridir. Yuan serisinin ardından yükselen ekonomilerden Rusya ve Türkiye'nin para birimleri olan Ruble ve Liranın, Avro ve Sterline kıyasla daha fazla oynaklık kararsızlığına sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, şoka eğilimli yükselen ekonomilerin şoklara karşı kırılğanlığının azalabilmesi için esnek kuru rejiminden yararlanmanın ötesinde makro iktisadi ortamdaki büyük değişimler karşısında güçlü olmalarını sağlayacak politikalara ve finansal düzenlemelere daha fazla ihtiyaç duymaktadırlar.

Tahmin edilen tüm modellerde döviz kurları getiri serileri arasındaki eş zamanlı ve sabit korelasyon katsayıları pozitif değerli ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Zira döviz kurlarının değerleri genellikle birbirleri ile aynı yönde korelasyonlu olması beklenen bir durumdur.

Kaynakça

ANDERSEN, Torben G; (2000), "Some Reflections on Analysis of High-Frequency Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 18(2), pp. 146-153.

ASAI, Manabu, MCALEER Michael and YU, Jun.; (2006), "Multivariate Stochastic Volatility: A Review", *Econometric Reviews*, 25(2-3), pp. 45-175.

BEG, Rabiul Alam and ANWAR, Sajid; (2012), "Sources of Volatility Persistence: A Case Study of The U.K. Pound/U.S. Dollar Exchange Rate Returns", *North American Journal of Economics and Finance*, 23, pp. 165-184.

BOLLERSLEV, Tim; (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31(3), pp. 307-327.

BOLLERSLEV, Tim; (1990), "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model", *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), pp. 498-505.

BOLLERSLEV, Tim., CHOU, Ray.Y. and KRONER, Kenneth F.; (1992), "ARCH Modeling in Finance", *Journal of Econometrics*. 52, pp. 5-59.

CHIB, Siddhartha, NARDARI, Federico. and SHEPHARD, Neil; (2002), "Markov Chain Monte Carlo Methods for Stochastic Volatility Models", *Journal of Econometrics*, 108, pp. 281-316.

CHORTAREAS, Georgios, JIANG, Ying. and NANKERVIS, John. C; (2011), "Forecasting Exchange Rate Volatility Using High-Frequency Data: Is The Euro Different?", *International Journal of Forecasting*, 27, pp. 1089-1107.

COUDERT, Virginie, COUHARDE, Cecile. and MIGNON, Valerie; (2011), "Exchange Rate Volatility Across Financial Crises", *Journal of Banking & Finance*, 35, pp. 3010-3018.

DIEBOLD, Francis X. and NERLOVE, Marc; (1989), "The Dynamics of Exchange Rate Volatility:

- A Multivariate Latent Factor ARCH Model”, *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 1-21.
- DING, Liang and VO, Minh; (2012), “Exchange Rates And Oil Prices: A Multivariate Stochastic Volatility Analysis”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 52, pp. 15-37.
- ENGLE, Robert; (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50 (4), pp. 987-1007.
- GEWEKE, John; (1994), “Bayesian Comparison of Econometric Models”, Working Paper 532. *Research Department, Federal Reserve Bank of Minneapolis*.
- HARVEY, Andrew, RUIZ, Esther. and SHEPHARD, Neil; (1994), “Multivariate Stochastic Variance Models”, *The Review of Economic Studies*. 61(2), pp. 247-264.
- HOPPER, Gregory P.; (1997), “What Determines the Exchange Rate: Economic Factors or Market Sentiment?”, *Business Review*, Issue Sep, pp. 17-29.
- HSIEH, David A.; (1988), “The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983”. *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.
- HSIEH, David A.; (1989), “Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), pp. 307-317.
- INAGAKI, Kazuyuki; (2007), “Testing for Volatility Spillover Between the British Pound and the Euro”, *Research in International Business and Finance*, 21, pp. 161-174.
- Kalkınma Bakanlığı; “Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü”, DEG Bülteni (3): Temmuz- Eylül 2015.
- KIM, Sangjoon, SHEPHARD, Neil and CHIB, Siddhartha; (1998), “Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models”, *The Review of Economic Studies*, 65(3), pp. 361-393
- NISHIMURA, Yusaku and HIRAYAMA, Kenjiro; (2013), “Does Exchange Rate Volatility Deter Japan-China Trade? Evidence From Pre- and Post-Exchange Rate Reform in China”, *Japan and the World Economy*, 25–26, pp. 90–101.
- TİM; “2015 Aralık Ülke ve Ülke Grupları Bazında Rakamlar”, <http://www.tim.org.tr/tr/ihracat-ihracat-rakamlari-tablolar.html>, 27.01.2016
- TİM; 2015, Ekonomi ve Dış Ticaret Raporu 2015.
- TİM; 2016, Aylık Ekonomi ve Dış Ticaret Bülteni. Ocak 2016.
- TOBB; Ekonomik Rapor 2013, Rapor No:2014/225.
- YILDIRIM, Selim ve KILIÇ, Esin; (2014), “Döviz Kuru Volatilitésinin Türkiye’nin Euro Bölgesi İhracatına Etkisi: Kesikli Dalgacık Dönüşümü ile Panel Veri Analizi”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18 (1), ss. 425-440.
- YU, Jun and MEYER, Renate; (2006), “Multivariate Stochastic Volatility Models: Bayesian Estimation and Model Comparison”, *Econometric Reviews*, 25(2-3), pp. 361-384.