



DÖVİZ KURUNDAKİ DALGALANMANIN DOĞRUDAN YABANCI SERMAYE YATIRIMLARI ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÜZERİNE BİR UYGULAMA

THE EFFECTS OF EXCHANGE RATE VOLATILITY ON FOREIGN DIRECT INVESTMENT: AN EMPIRICAL APPLICATION ON TURKEY

Hacı Mehmet TAŞCI¹

Recep DÜZGÜN²

Öz

Çalışmada, döviz kuru dalgalanmasının doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisi 1970-2014 dönemine ait veriler kullanılarak incelenmiştir. Çalışmanın amacı, söz konusu iki değişken arasındaki ilişkiyi Türkiye bağlamında test etmek ve ampirik literatüre katkı sağlamaktır. Ampirik analizde, reel döviz kuru, enflasyon ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıladan oluşan kontrol değişkenlerine yer verilmiştir. Çalışmada, sırasıyla döviz kuru için volatilité analizi, serilere ait durağanlık testleri ve kurulan modele ait eş-bütünleşme testlerinden sonra modelin uzun dönem katsayıları yapısal kırılmaları da dikkate alarak Dinamik OLS yaklaşımı kullanılarak elde edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, döviz kuru dalgalanmasının, reel döviz kurunun ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılanın doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi, kırılmaya bağlı olarak alt dönemlerde farklılık arz etmektedir. Söz konusu değişkenlerin etkisi, kimi dönemde pozitif kimi dönemde ise negatif çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları, Döviz Kurundaki Dalgalanma, Dinamik OLS.

Abstract

This paper aims to investigate the effects of exchange rate volatility on foreign direct investment (FDI) in Turkey using the data set that covers the period from 1970 to 2014. In the analyses we used real effective exchange rate, inflation and per capita GDP as control variables. In the empirical part of the study, we carried out some time series data analysis, respectively, volatility analysis of exchange rate, stationarity tests, co-integration tests and estimation of the model. In the final part, we employed Dynamic OLS method to estimate the long-run coefficients of the FDI model with structural breaks. Our estimation results show that the effects of exchange rate volatility, exchange rate and per capita GDP on FDI are statistically significant and have different signs in the covered sub-periods that obtained using the break dates.

Keywords: Foreign Direct Investment, Volatility in Exchange Rate, Dynamic OLS

¹ Doç.Dr., Erciyes Üniversitesi, IIBF, İktisat Bölümü, hmtasci@erciyes.edu.tr

² Doç.Dr., Erciyes Üniversitesi, IIBF, İktisat Bölümü, duzgunr@hotmail.com

1. GİRİŞ

Ülkelerin ortak ekonomik amaçların birisi, yüksek düzeyli büyüme ve kalkınmanın sağlanmasıdır. Bu amaç doğrultusunda ülkeler, tasarruf yapma ve tasarruflarını yatırıma dönüştürme gayretindedirler. Ancak, özellikle gelişmekte olan ülkeler, büyüme ve kalkınma için gerekli olan yatırımları finanse edecek tasarruflara yeterince sahip değillerdir. Bu yüzden, tasarruf açığını ya dış borçlanma ya da doğrudan yabancı sermaye yatırımları ile kapatmaktadırlar (Altıntaş, 2009: 2). Doğrudan yabancı sermaye yatırımları (Foreign Direct Investment -FDI); yabancı bir ülkede üretim yapmak için bir firmanın yatırım yapması ve/veya bir firmanın yabancı ülkedeki mevcut bir girişimi satın almasıyla gerçekleşmektedir. Doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının, gidilen ülke üzerinde olumsuz etkilerinin yanında, bir takım olumlu yansımaları da bulunmaktadır.

Yabancı yatırımların bir kısmı, gidilen ülke piyasasına yönelik üretim yapmaktadır. Yabancı yatırımların diğer kısmı ise, yatırım yapılan ülkeden ihracat yapmayı amaçlamaktadır (Kinda, 2013). Hangi şekilde olursa olsun, tüm ülkeler daha fazla doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını çekmek için yoğun çaba göstermektedirler. Bu anlamda söz konusu rekabetten avantajlı çıkmak için Türkiye, yapısal ve kurumsal tedbirlerin yanında yasal düzenlemeler de yapmış ve yapmaya da devam etmektedir. Özellikle, 2003 yılında çıkarılan 4875 sayılı Doğrudan Yabancı Yatırımlar Kanunu önemli bir dönüm noktası olmuştur. Bu Kanun ile birlikte, 1954 yılında çıkarılan 6224 sayılı Yabancı Sermaye Teşvik Kanunu yürürlükten kaldırılmıştır. Yeni yasayla beraber, “izin” yaklaşımından “izleme” amacına yönelik düzenlemelere geçilmiştir. Böylece, Türkiye’de yatırım yapmak isteyen yatırımcıların şirket kurma ve yatırım yapmak için ön izin alma zorunluluğu kaldırılmıştır. Ayrıca, diğer ilave düzenlemelerle yabancı sermayenin gelişi kolaylaştırılmıştır (Erçakar ve Karagöl, 2011: 17-18). Yapılan düzenlemelerin sonucunda, 2003 yılı sonrasında Türkiye’ye gelen doğrudan yabancı yatırımlar iki haneli rakamlara ulaşmıştır. 2014 yılında 12.1 milyar dolar doğrudan yabancı sermaye giriş varken, 2015 yılının ilk 3 çeyreğinde 12.6 milyar dolar seviyesine yükselmiştir (UNTACD, 2015). Ancak, Türkiye’nin potansiyeli daha fazla yabancı sermaye yatırımlarını çekmeyi mümkün kılmaktadır.

Yabancı yatırımların bir ülkeyi tercih etmelerinin çeşitli nedenleri vardır. Başka bir ifadeyle, doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını belirleyen çok sayıda faktör bulunmaktadır. Bunların başında, yatırımlardan beklenen kârlılık düzeyi gelmektedir. Ancak, kârın var olmasının yanında, kârın devamı da önemlidir. Ayrıca, gidilen ülkenin piyasa büyüklüğü, dışa açıklık, vergi ve teşvik politikaları, iş gücü piyasasının özellikleri gibi hususlar yabancı sermaye yatırımlarının diğer belirleyicileridir (Bal ve Göz, 2010: 451). Dahası, ülkenin makroekonomik istikrarı da doğrudan yabancı sermaye akımının başlıca unsurlarındandır. Bir ülkedeki ekonomik istikrar, makroekonomik çevrenin öngörülebilir olmasıdır. Bu bağlamda, döviz kuru ve kurdaki dalgalanmalar (belirsizlik) makroekonomik istikrarsızlığa yol açan faktörlerdendir. Literatürde; rekabetçi ve istikrarlı makroekonomik çevrenin; düşük ve istikrarlı iç ve dış açıkların olması, döviz kurunun reel kayıplarının olmaması ve düşük enflasyonla mümkün olabileceği vurgulanmaktadır. Özellikle döviz kurundaki istikrar, yatırımcıların getiri ve risk hesaplamalarında da istikrarı beraberinde getirmektedir (Dursun, 2015: 100). Çünkü yabancı yatırımcılar, gidilen ülkeye döviz getirmekte ve kârını döviz cinsinden transfer etmektedirler. Dolayısıyla, döviz kurundaki istikrar veya dalgalanma doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını önemli ölçüde etkilemektedir.

Ekonomi biliminde döviz kurundaki dalgalanmanın, yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisiyle ilgili farklı teorik yaklaşımlar bulunmaktadır. Bunlardan birisi, *üretim esnekliği yaklaşımı* (Brzozowski, 2006); bir diğeri, *risk karşıtı yaklaşım* (Polat ve Payaslıoğlu, 2016) ve sonuncusu, *ticaret teorisi yaklaşımıdır* (Khraiche ve Gaudette, 2013). Yapılan

ampirik çalışmalarda, kurdaki dalgalanmaların doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisiyle ilgili farklı sonuçlar elde edilmiştir. Goldberg ve Kolstad (1995), Eşiyok (2011), Khraiche ve Gaudette (2013) söz konusu etkiyi pozitif; Erdal ve Tataoğlu (2002), Chakrabarti and Scholnick (2002), Brzozowski (2006), Lizardo (2009), Amuedo ve Pozo (2009), Cavallari ve Addona (2013) ise negatif yönlü bulmuşlardır. Polat ve Payaslıoğlu (2016) da çalışmasında iki değişken arasında herhangi bir ilişki bulamamıştır.

Türkiye’de, Şubat 2001 krizinden sonra dalgalı kur rejimine geçilmiştir. Bu rejimde, kurun değeri serbest piyasada belirlenmekte ve kurdaki dalgalanmaların piyasa koşullarında dengeleneceği varsayılmaktadır. Ancak söz konusu rejimde, döviz kurundaki dalgalanmanın kısa vadeli sermaye hareketleri sonucunda artması kaçınılmazdır. Dolayısıyla, politika yapımcılarının ekonomideki kırılganlıkları iyi belirlemeleri ve buna göre politika uygulamaları gerekmektedir (Yakupoğlu, 2011: 22). Çünkü, kurdaki dalgalanma ve belirsizlik diğer ekonomik değişkenleri yakından etkilemektedir. Kurdaki dalgalanmanın etkilediği en önemli değişkenlerden birisi doğrudan yabancı sermaye yatırımlarıdır. Dalgalı kura geçişten sonra, artan dalgalanmanın (kur riskinin) Türkiye’ye gelen doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını nasıl etkilediği oldukça önemlidir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, Türkiye’de döviz kuru dalgalanmasının ülkeye gelen doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisini belirlemektir. Türkiye’de benzer çalışmaların az olması nedeniyle, özellikle ampirik literatüre katkısı açısından ilgili alanda yapılacak çalışmanın önemli olacağı düşünülmektedir. Çalışmada “Dinamik En Küçük Kareler” (Dynamic OLS) yöntemi kullanılarak, 1970-2014 yılları arasındaki veriler yardımıyla ampirik analiz yapılmıştır.

Çalışma, giriş ve sonuç dışında dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, Türkiye’ye yönelik doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının yıllar itibarıyla gelişimi ortaya konulmuştur. Üçüncü bölümde, döviz kurundaki dalgalanmanın doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisine yönelik teorik ve ampirik literatüre değinilmiştir. Dördüncü bölümde, çalışmanın yöntemi ele alınmıştır. Beşinci bölümde, Türkiye üzerine ekonometrik bir uygulama yapılmış ve bulgularına yer verilmiştir. Son olarak, sonuç ve değerlendirmelerde bulunulmuştur.

2. TÜRKİYE’YE YÖNELİK DOĞRUDAN YABANCI SERMAYE AKIMI

Uluslararası firmalar, farklı ekonomik gerekçelerle her yıl dünyada çapında önemli miktarda doğrudan yatırım yapmaktadırlar. UNTACD verilerine göre, 2014 yılında dünyada uluslararası doğrudan yatırım miktarı geçen yıla göre % 16 düşmüş ve toplam 1.23 trilyon \$ olarak gerçekleşmiştir. Yapılan doğrudan yatırımların büyük çoğunluğu, gelişmekte olan ülkelere (GOÜ) yönelik olmuştur. GOÜ’lere yönelik yapılan yatırımlar 681 milyar \$’dır ve toplam içindeki payı % 55’tir. Türkiye dünya sıralamasında 22. sırayı, gelişmekte olan ülkeler içinde 12. sırayı Batı Asya ülkeleri içinde ise, 1. sırayı elde etmiştir (UNTACD, 2015).

Ülkeler, uluslararası doğrudan yatırımların avantajlarından yararlanmak ve bu yatırımlardan daha fazla pay alabilmek için yoğun çaba harcamaktadır. Türkiye; dinamik nüfusu, ekonomik büyüklüğü, sosyal, siyasal, kültürel ve coğrafi özelliklerini kullanarak söz konusu rekabeti lehine çevirmek için gayret göstermektedir. Türkiye, 2014 yılında 12.1 milyar \$ uluslararası doğrudan yatırım olarak dünyada % 1, gelişmekte olan ülkeler içinde % 1.8 ve Batı Asya Bölgesi’nde % 28’lik payı elde etmiştir (YASED, 2015). 2015 yılının ilk üç çeyreğinde Türkiye’ye gelen doğrudan yabancı sermaye yatırımları ise, toplam 12.6 milyar \$ olarak gerçekleşmiştir. Türkiye’ye gelen doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının çoğunluğu (% 55), sanayi sektöründe yaşanmıştır. 2015 yılında Türkiye’ye en çok yatırım yapan ilk 3 ülke sırasıyla İspanya, ABD ve Hollanda’dır. Aynı yıl, gelen yabancı yatırımların % 65’i Avrupa ülkeleri tarafından yapılmıştır (TCMB ve YASED, 2015).

Tablo 1: Türkiye Ekonomisine İlişkin Ekonomik Göstergeler

Yıllar	DYSY*	GSYİH*	DYSY'nin GSYİH'deki Payı (%)	Büyüme Oranı (%)
2003	1.7	303	0,6	5.3
2004	2.8	392	0,7	9.4
2005	10.0	483	2,1	8.4
2006	20.2	530	3,8	6.9
2007	22.0	647	3,4	4.7
2008	19.8	730	2,7	0.7
2009	8.6	614	1,4	-4.8
2010	9.1	731	1,2	9.2
2011	16.1	774	2,1	8.8
2012	13.3	788	1,7	2.1
2013	12.4	823	1,5	4.2
2014	12.1	798	1,5	2.9
2015	12.6	546	2,3	3.4

Not: 2015 verileri yılın ilk 3 çeyreğine ilişkin rakamları ifade etmektedir. * Milyar Dolar olarak verilmiştir.

Kaynak: www.unctad.org, www.tcmb.gov.tr, www.worldbank.org.

Türkiye'ye yönelik gerçekleşen doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve diğer ekonomik göstergeler, yıllar itibariyle Tablo 1'de ortaya konulmuştur. Tablodan görüldüğü üzere, Türkiye'ye yönelik doğrudan yabancı sermaye yatırımları yıllar itibariyle dalgalı bir seyir izlemiştir. 2003 yılında yapılan doğrudan yabancı sermaye yatırımları toplam 1.7 milyar \$ iken; 2015 yılının ilk 3 çeyreğinde 12.6 milyar \$ olmuştur. 2003 yılında yapılan mevzuat değişikliğinden sonra Türkiye'ye gelen doğrudan yabancı sermaye iki haneli rakamlara ulaşmıştır. 2003 sonrasında Türkiye'ye yönelik doğrudan yabancı sermaye, 22 milyar \$ ile 2007'de en yüksek değere ulaşmıştır. 2008 yılında yaşanan dünya ekonomik krizinin etkisiyle 2009 ve 2010 yıllarında, Türkiye hem büyüme oranı hem de doğrudan yabancı sermaye yatırımları açısından olumsuz etkilenmiştir. Ekonomik büyüme oldukça düşmüş ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları tekrar tek haneli rakamlara gerilemiştir. Doğrudan yabancı sermayenin GSYİH'deki payı açısından değerlendirildiğinde ise, genel olarak % 5 düzeyinin altında gerçekleşmiştir.

3. LİTERATÜR TARAMASI

Reel döviz kurundaki dalgalanmalar, bir ülkeye gelen yabancı sermaye akımı üzerinde önemli etkilere sahiptir. Kurdaki dalgalanmalar ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişki, gerek teorik gerekse ampirik literatürde birçok çalışmada ele alınmıştır.

Döviz kuru dalgalanması ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişki farklı yaklaşımlarla ortaya konulmaktadır. Bunlardan ilki, *üretim esnekliği yaklaşımıdır*. Söz konusu yaklaşıma göre, döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında pozitif ilişki bulunmaktadır (Brzozowski, 2006). Doğrudan yabancı yatırımcılar, özellikle maliyet avantajlarından dolayı, üretim yerini farklılaştırmak ve farklı ülkelere kaydırmak istemektedir (Polat ve Payaslıoğlu 2016). Üretim esnekliği yaklaşımında, ev sahibi ülkenin kurundaki aşınma (değerinin düşmesi) ve zayıf kur ya yatırım maliyetleri düşürerek yatırımcının servetini artırmakta ya da üretim maliyetleri gün geçtikçe azaltmaktadır. Sonuçta, doğrudan yabancı sermaye akımı teşvik edilmiş olmaktadır (Kiyato ve Urata, 2004). Kurdaki dalgalanma ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişkiyi açıklayan teorilerden ikincisi, *risk karşıtı yaklaşımdır*. Bu yaklaşıma göre, döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında negatif ilişki bulunmaktadır (Polat ve Payaslıoğlu,

2016). Risk karşıtı veya riski sevmeyen yabancı yatırımcılar, döviz kurundaki dalgalanmanın yol açtığı belirsizliğin etkisini telafi etmek için getirisi yüksek diğer yatırım alanlarına kaymaktadırlar. Çünkü kurdaki dalgalanma ve belirsizlik, doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının değerini düşürmekte, böylece yabancı yatırımcıları caydırmaktadır (Cushman, 1985). Doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve döviz kuru dalgalanması ilişkisi, son olarak *ticaret teorisi* çerçevesinde açıklanmaktadır. Ticaret teorisine göre, döviz kuru belirsizliklerini daha çok yaşayan ülkelerde doğrudan yabancı sermaye akımı da yüksek olmaktadır. Çünkü, böylesi belirsizlikler ticarete bariyer görevi yapmaktadırlar. Bu durumda uluslararası yatırımcılar, dalgalanmanın yol açtığı fiyat artışları ve belirsizliklerden kaçınmak için doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını artırmaktadırlar (Khraiche ve Gaudette, 2013).

Döviz kuru dalgalanmasının doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisiyle ilgili, genel bir konsensüs bulunmamaktadır. Yapılan ampirik çalışmalardan bazıları, iki değişken arasında pozitif ilişki bulmuşlardır. Örneğin Goldberg ve Kolstad (1995), ABD, İngiltere, Japonya ve Kanada'nın karşılıklı doğrudan yatırımları ile kurdaki dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yazarlar, özellikle yüksek düzeylerdeki döviz kuru dalgalanması karşısında doğrudan yabancı sermaye yatırımların da arttığını ortaya koymuşlardır. Bu bağlamda, her iki değişken arasında pozitif bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Benzer şekilde Eşiyok (2011), döviz kuru dalgalanmasının Türkiye'de yönelik doğrudan yabancı sermaye akımı üzerindeki etkisini incelemiştir. Yazar, kurdaki dalgalanmanın doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını pozitif etkilediğini ortaya koymuştur. Aynı bağlamda Khraiche ve Gaudette (2013), finansal gelişme düzeyleri farklı olan 39 ülke için, döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, kurdaki dalgalanmanın doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisi, finansal gelişmesi düşük olan ülkelerde anlamlı ve pozitif iken; finansal gelişmesi yüksek olan ülkelerde ise, anlamsızdır.

Diğer taraftan, literatürdeki bazı çalışmalarda söz konusu iki değişken arasında negatif ilişkiyi ortaya koymuşlardır. Bu bağlamda, Erdal ve Tataoğlu (2002), çalışmasını Türkiye üzerine gerçekleştirmiş ve döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında negatif ilişki elde etmiştir. Benzer şekilde Chakrabarti and Scholnick (2002), ABD ve 20 OECD ülkesi arasındaki yıllık doğrudan yabancı sermaye akımları ile kurdaki dalgalanmaların ilişkisini incelemişlerdir. Yazarlar, söz konusu ilişkiyi negatif olarak bulmuşlardır. Bir başka çalışmada Brzozowski (2006), Avrupa Parasal Birliği'nin kabulünden dolayı, döviz kuru belirsizliğindeki azalmanın aday ülkelere yönelik doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, döviz kuru belirsizliği ve dalgalanması, hem geçiş ülkelerinde hem de gelişen piyasalardaki doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerinde negatif etkiye sahiptir. Yazara göre, aday ülkelerin Euroya geçişiyle beraber kurdaki belirsizlik ortadan kalkacak ve söz konusu ilişki pozitif dönüşecektir. Bunlara ilave olarak, Lizardo (2009), 17 Latin Amerika ve Karayip ülkesi için panel veri analizi yapmıştır. Yazarın elde ettiği bulgular, kurdaki dalgalanmalar ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında negatif ilişkinin olduğunu göstermiştir. Ayrıca, Amuedo ve Pozo (2009), döviz kurundaki belirsizliğin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, Amerika ekonomisinde döviz kurundaki belirsizlik arttıkça, doğrudan yabancı yatırımlar azalmaktadır. Dolayısıyla her iki değişken arasındaki negatif ilişki bulunmaktadır. Son olarak Cavallari ve Addona (2013), çalışmasını 24 OECD ülkesi üzerine yapmıştır. Doğrudan yabancı yatırımların belirlenmesinde döviz kurundaki dalgalanmasının etkisinin analiz edildiği çalışmada, nominal ve reel dalgalanmaların doğrudan yabancı yatırımları engellediği görülmüştür. Bu açıdan iki değişken arasında negatif ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.

Kurdaki dalgalanmanın doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığına yönelik bulgular elde eden çalışma da bulunmaktadır. Nitekim Polat ve Payaslıoğlu (2016), Türkiye üzerine yaptığı çalışmasında, reel döviz kuru düzey değerlerinin ve kurdaki dalgalanmaların doğrudan yabancı sermaye akımı üzerindeki etkisini destekleyen herhangi bir kanıt bulamamıştır.

Tablo 2’de, döviz kuru dalgalanmasının doğrudan yabancı sermaye yatırımı üzerindeki etkisini ampirik olarak inceleyen çalışmaların özet bilgileri verilmiştir. Buna göre, çalışmalarda elde edilen sonuçlar ülkelere, veri setine, kullanılan yöntemlere göre farklılaşmaktadır.

Tablo 2: Döviz Kuru ve Dalgalanmasının Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Üzerindeki Etkisinin Araştırıldığı Uygulamalı Çalışmaların Özet Tablosu

Yazar	Yıl	Ülke	Dönem	Metot	Kurdaki Dalgalanma ve DYSY İlişkisi
Goldberg ve Kolstad	1995	İngiltere, Kanada, Japonya ve ABD	1978-1991	Zaman serisi	Pozitif
Erdal ve Tataoğlu	2002	Türkiye	1980-1998	Zaman serisi co-integration analysis	Negatif
Chakrabarti ve Scholnick	2002	ABD ve 20 OECD ülkesi	1982-1995	Panel veri	Negatif
Brzozowski	2006	19 gelişen piyasa-13 geçiş ekonomisi	1990-2001	Zaman serisi-yatay kesit	Negatif
Lizardo	2009	17 Latin Amerika ve Karayip ülkesi	1985-2005	Panel veri	Negatif
Amuedo ve Pozo	2010	Amerika	1976-1998	GARCH	Negatif
Eşiyok	2011	Türkiye	1982-2007	Panel veri	Pozitif
Khraiche ve Gaudette	2013	39 Ülke	1978-2009	Panel veri	Pozitif / Anlamsız
Cavallari ve Addona	2013	24 OECD ülkesi	1985-2007	Panel veri	Negatif
Polat ve Payaslıoğlu	2016	Türkiye	2004-2014	Markov Switching Model	İlişki bulunamamış

4. EKONOMETRİK YÖNTEM

Zaman serilerinin birçoğunda krizler, savaşlar veya politik kararlarda meydana gelen değişimler gibi faktörler sonucu yapısal değişim ya da kırılma gerçekleşmektedir. Eğer analize konu olan seride kırılma(lar) söz konusu ise, bu etkileri dikkate almayan klasik ADF ve KPSS durağanlık testleri sahte (spurious) birim kök sonucu ortaya koyabilir, bu nedenle bu test sonuçlarına güvenilemez (Zivot-Andrews (1992) ve Enders (2015)). Son dönemde geliştirilen bir çok durağanlık testi, örneğin; Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine – Papell (1997), Lee-Strazicich (2003) ve Carrion-i Silvestre vd. (2009) gerek içsel ve gerekse dışsal

olarak yapısal kırılmaları göz önüne almaktadır. Bu çalışmada hem tek hem de iki kırılmaya izin veren Lumsdaine – Papell (1997) durağanlık testleri kullanılarak Tablo 3’te sunulan değişkenlerin durağanlık araştırması yapılmıştır. Ayrıca, değişkenler arasında uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisi olup olmadığı yapısal kırılmaları da göz önüne alan Gregory-Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) ile araştırılmıştır. Çalışmanın uygulama kısmının son aşamasında, modele ait uzun dönem katsayıları DOLS yaklaşımı ile tahmin edilecektir.

Tablo 3: Çalışmada Kullanılan Değişkenler ve Tanımlamaları

Değişkenler		Tanımlama
LNFDI (Bağımlı Değişken)		[Ln(FDI/GDP)] Doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının GSYİH(GDP)’deki payının doğal logaritması (OECD, 2016)
BAĞIMSIZ DEĞİŞKENLER	LNREER	Reel efektif döviz kuru, nominal efektif ABD dolar kurunun (NEER) tüketici fiyat endeksi (CPI) ile çarpımının yabancı ülkeler fiyat endeksine ($CPI^{yabancı}$) bölümü sonucu elde edilmiştir. $REER = \frac{NEER * CPI}{CPI^{yabancı}}$. (bkz: Bruegel (2016))
	LNPCGDP	Ln (Dolar cinsinden kişi başı GSYİH) (OECD, 2016).
	LNINF	Ln(Tüketici fiyat endeksindeki yıllık % değişim (OECD, 2016)
	SAARCH	“SAARCH” yaklaşımı ile elde edilen Volatilite Değişkeni.
	EGARCH	“EGARCH” yaklaşımı ile elde edilen Volatilite Değişkeni.
	D1	Kukla değişken, 1986-1997 arasında 1, değilse 0 değerini almaktadır.
	D2	Kukla değişken, 1998-2014 arasında 1, değilse 0 değerini almaktadır.

4.1. Lumsdaine – Papell Durağanlık Testi

Lumsdaine – Papell (1997)’nin geliştirmiş olduğu testte, Zivot ve Andrews (1992)’in testte kullanmış olduğu yardımcı regresyon denklemleri iki kırılmaya izin verecek şekilde genişletilmiştir. Bu denklemlerden düzeyde iki kırılmaya kadar izin vereni Model AA şeklinde, hem sabit hem de eğimde iki kırılmaya kadar izin vereni Model CC şeklinde adlandırılmıştır. Model AA ve model CC şu şekildedir:

$$(1) \quad \text{Model AA: } \Delta y_t = \mu + \gamma t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model CC: } \Delta y_t = \mu + \gamma t + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \theta_3 DT1_t + \theta_4 DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemlerde “ Δ ” birinci derece farkı, “ j ” gecikmeyi, “ μ ” sabiti, $\gamma, \theta_1, \theta_2, \phi_1, \phi_2$ ve α tahmini yapılacak katsayıları göstermektedir. Ayrıca, “DU1 ve DU2” sabitte meydana gelen birinci ve ikinci kırılma tarihlerine bağlı olarak tanımlanan, “DT1 ve DT2” ise eğimde kırılma tarihlerine bağlı olarak tanımlanan kukla değişkenlerdir ve $i=1,2$ olmak üzere aşağıdaki gibi tanımlanmışlardır:

$$DU_i = \begin{cases} 1 & t > T_{Bi} \\ 0 & t \leq T_{Bi} \end{cases} \quad DT_i = \begin{cases} t - T_{Bi} & t > T_{Bi} \\ 0 & t \leq T_{Bi} \end{cases} \quad (3)$$

Yukarıdaki Denklem (3)’te, “ T_{Bi} ” bilinmeyen ve “izgara-araması” (grid-search) ile hangi tarihlerde gerçekleştiği araştırılan kırılma tarihlerini göstermektedir. Lumsdaine – Papell (1997) tarafından geliştirilen durağanlık testinde, kırılma tarihlerinin bulunması işlemi yapılırken belli oranda kırpma (trimming) ya da traşlama yapılmaktadır. Bu çalışmada, iki kırılma tarihinin (T_{B1} ve T_{B2}) bulunmasında “kırpma bölgesi” olarak, T zamanı göstermek üzere, “ $0.5T-0.95T$ ” arası tercih edilmiştir ve Denklem (2)’de yer alan “ α ” katsayısını “t-istatistiğini minimum kılan noktalar iki kırılma noktası olarak tesbit edilmiştir. Ayrıca, Denklem (1) ve (2)’de yer alan optimum gecikme sayısı Ng ve Perron (1995)’in önerdiği gibi genelden özele (general to specific) yaklaşımı ile “t-testi” kullanılarak yapılmıştır.

4.2. Gregory ve Hansen (1996a,b) ve Hatemi-J (2008) Eş-bütünleşme Testleri

Tablo 6’da sunulan bulgular göz önüne alındığında uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisinin modellenmesinde yapısal kırılmanın dikkate alınması, sonuçları daha da anlamlı kılacaktır. Bu çalışmada, literatürde kırılmaları dikkate alan çok sayıdaki yöntemden Gregory ve Hansen (1996a,b) ve Hatemi-J (2008) testleri kullanılarak eş-bütünleşme testleri yapılmıştır.

Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme testi, Gregory ve Hansen (1996) tarafından yapısal kırılmaları da dikkate alacak şekilde modifiye edilmiştir. Öncelikle, aşağıda verilen kırılma tarihine bağlı olarak elde edilen kukla değişken (ϕ_t) tanımlanmıştır. $t=1,2,3,\dots,n$ ve “ λ ” kırpma payını göstermek üzere;

$$\phi_t = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\lambda] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\lambda] \end{cases} \quad 0.15 \leq \lambda \leq 0.85 \quad (4)$$

Bu kukla değişken formatı yardımıyla Gregory-Hansen, 5 farklı model şekli ile eş-bütünleşme testi önermişlerdir. Burada fazla yer işgal etmemek için tamamına yer verilmeyen ve tek kırılmalı olarak sunulan modellerin en geniş; hem sabit, hem trend (t) ve hem de açıklayıcı değişken “X”te kırılmaya izin veren şekli aşağıdaki gibidir:

$$Y_{it} = \mu_1 + \mu_2 \phi_t + \beta_1 t + \beta_2 t \phi_t + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \phi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu yaklaşımda, eş-bütünleşme testi yapılan her bir alternative model için en uygun kırılma tarihi, hesaplanan Philips test istatistikleri (Z_α^* ve Z_t^*) ve ADF test istatistiği (ADF^*)’nin minimum noktaya ulaştığı tarih olarak belirlenmektedir. Gregory ve Hansen (1996, 106)’da sunulan Z_α^* , Z_t^* ve ADF^* test istatistikleri sırasıyla şu şekilde gösterilmektedir:

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau); \quad Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau); \quad ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (6)$$

Tek kırılmaya izin veren bu testte, “Değişkenler arasında eş-bütünleşmenin olmadığı” şeklinde tanımlanan sıfır hipotezine karşı “Eş-bütünleşmenin olduğu” alternatif hipotezi sınanmaktadır. Test işleminde, EKK ile tahmin edilen seçilmiş modelin hata terimine

yukarıdaki birim kök testleri uygulanmaktadır. Son aşamada eğer, hesaplanan test istatistiği Gregory ve Hansen (1996)'nın yaptıkları çalışmada açıklayıcı değişken sayısına göre sunmuş oldukları kritik değerden düşük ise, "Eş-bütünleşme yoktur." boş hipotezi reddedilmektedir.

Bu çalışmada, Gregory-Hansen eş-bütünleşme testine ek olarak, iki tane içsel kırılmaya olanak sağlayan Hatemi-J (2008)'in geliştirmiş olduğu test de yapılmıştır. Bu testte de farklı model alternatifleri için testler geliştirilmiştir. Örneğin, "D_{1t}" ve "D_{2t}" daha önce Denklem (3)'te tanımlanan ve kırılma tarihlerine göre değer alan kukla değişkenler olmak üzere, hem sabit hem de eğim katsayısında kırılmaya izin veren eş-bütünleşme testinde aşağıdaki yardımcı regresyon denklemi kullanılır:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_1' X_t + \beta_2' D_{1t} X_t + \beta_3' D_{2t} X_t + u_t \quad (7)$$

Gregory-Hansen testinde olduğu gibi, Hatemi-J (2008) testinde de "Değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığını" gösteren boş hipotezi test etmek için Denklem (7)'ye ait hata terimine Hatemi-J (2008, 499)'de ayrıntılı olarak açıklanan ADF*, Z_α ve Z_t testleri yapılmaktadır.

4.3. Volatilite Etkisi ve Modellemesi

Aşırı değişkenlik veya oynaklık gösteren zaman serilerinde karşımıza çıkan volatilite etkisini modellemede kullanılan Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modellerinin ilk kullanılışı, Engle (1982) tarafından yapılmış ve daha sonra Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir (GARCH). Basit GARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi özetlenebilir:

$$X_t = \beta_0 + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t / \phi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

Denklem (8) ve (9)'da "X_t", araştırmaya konu olan süreç veya değişkeni, bu çalışmada "döviz kuru değişkeni", ε_t hata teriminin "t" dönemindeki gerçekleşen değerini; σ² ise hata teriminin koşullu varyansını³ göstermektedir. Ayrıca, ω > 0, α ≥ 0, β ≥ 0. Denklem (2)'ye göre koşullu varyans hem geçmiş dönemlerdeki şok veya volatilitelerden (ARCH terimi) hem de geçmiş varyanslardan (GARCH terimi) etkilenmektedir. Eğer, kalıcı (persistent) volatilite şoklarının etkisini ölçen, $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ ise Denklem (2) durağan olmaktadır; bu toplam

değer "1"e çok yakın ise, etki o derece kalıcı olacaktır ve şokun etkisi çok yavaş ortadan kaybolacaktır (Bollerslev (1986)). Birçok zaman serisi genel olarak "aşırı kurtosis" sergilemektedir. Bu nedenle, literatürde bu tür değişkenleri modellerken, GARCH modellerinin farklı bir versiyonu olan "üstel-GARCH" (EGARCH)'de kullanılmaktadır. Nelson (1991)'in literature kattığı EGARCH yöntemi, GARCH'da yer alan "Model negatif veya pozitif olarak gerçekleşebilen volatilite şoklarına *simetrik* tepki verir." varsayımını esnetip, "asimetrik" tepkilerin modellenmesine de imkân sağlamıştır. Bu çalışmada döviz kurundaki volatilitiyi modellemede ARCH, GARCH ve EGARCH yaklaşımlarına ek olarak, ayrıca, Engle (1990) tarafından geliştirilen basit asimetrik ARCH (SAARCH) ve Higgins and

³ Basit ARCH modelinde hata teriminin koşullu varyansı dağılımı hakkında farklı varsayım, örneğin, normal dağılım, Student's t-dağılımı ve Genel Hata dağılımı gibi kullanılmaktadır. Benzer şekilde, GARCH ve bu modelin modifiye edilmişlerinde de anılan dağılımlara ilave olarak normal-poisson, normal-lognormal karışımı gibi farklı dağılımlar da kullanılmaktadır (Mills ve Markellos, 2008).

Bera, (1992)'nin geliştirdiği doğrusal olmayan ARCH (NARCH) yaklaşımları da kullanılmıştır.⁴

5. AMPİRİK BULGULAR

Daha önce ifade edilen ve Tablo 3'te sunulan değişkenler kullanılarak tahmin edilecek olan tam-logaritmik ekonometrik model en sade biçimiyle aşağıda verilmiştir:

$$\ln(FDI / GDP)_t = \alpha + \beta * \ln X_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem (10)'da, $t=1,2,3,\dots,T$ zaman boyutunu göstermektedir. Modelin bağımlı değişkeni " $\ln(FDI / GDP)_t$ ", t döneminde Türkiye'ye gelen doğrudan yabancı yatırımının GDP içindeki payının doğal logaritmasıdır. Denklemde yer alan "X" vektörü ise, Tablo 3'te sunulan açıklayıcı değişkenleri kapsamaktadır. Bilindiği üzere zaman serilerinin çoğu stokastik ya da deterministik trend içermektedir ve durağan değildir. Enders (2015, 195)'in ifade ettiği gibi, klasik regresyon modelinin temel varsayımları analizde veya tahminde kullanılacak olan tüm değişkenlerin, ister bağımlı isterse bağımsız olsun, değişkenlerin durağan (stationary) olmaları gerekliliğini ortaya koymaktadır. Bu nedenle, durağan olmayan (non-stationary) zaman serileri ile EKK yöntemi ile tahmin yapılır ise ortaya düzmece ya da sahte regresyon (spurious regression) problemi çıkmaktadır. Bundan dolayı, düzmece regresyon problemi ile karşılaşmamak amacıyla, model tahmini yapılmadan önce bütün değişkenler için durağanlık testleri uygulanmıştır. Çalışmanın bundan sonraki kısmında, durağanlık testlerinden önce ilk olarak döviz kuru değişkeni için volatilitate etkisi analizi yapılmıştır.

5.1. Döviz Kuru Değişkeni Volatilitate Etkisi İçeriyor mu?

ARCH-GARCH metodolojisi kullanarak modelleme ve tahmin yapmadan önce, ilgili değişkenin otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH)'a sahip olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Literatürde bir değişkenin ARCH etkisi içerip içermediği test edilirken, Engle (1982) tarafından geliştirilen Lagranj Çarpanı (LM) testi kullanılmaktadır. Tablo 4'de "reel efektif döviz kuru ve doğal logaritması" (LNREER) değişkeninin ARCH etkisi içerip içermediğini tespit etmek için farklı gecikme seviyeleri dikkate alınarak elde edilen LM test istatistikleri sunulmuştur. Örneğin "1" gecikme alındığında, test istatistiği "9.74" olarak hesaplanmıştır ve bu değer için p-değeri "0.0018" olarak elde edilmiştir. Dolayısıyla, eğer % 5'lik anlamlılık düzeyi baz alınacak olur ise, ($p < 0.05$) olduğundan "ARCH etkisi yoktur." şeklinde tanımlanan boş hipotez reddedilecektir. Bu ise, döviz kuru değişkenimizin ARCH etkisi içermekte olduğu sonucunu ortaya koymaktadır. Analize konu olan veri seti "yıllık"tır ve maksimum "4" gecikmeye kadar test işlemi yapılmıştır ve gecikme değerinin farklılaşması da Tablo 4'te görüldüğü gibi sonucu değiştirmemektedir. Sonuç olarak, LNREER değişkeninin ARCH etkisi içerdiğine karar verilmiştir.

Tablo 4: ARCH-LM Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Gecikme	p-değeri
9,74	1	0,0018
10,946	2	0,0042
13,487	3	0,0037
14,173	4	0,0068

⁴ Burada fazla yer işgal etmemek için alternatif spesifikasyonlara ait denklemler sunulmamıştır. Bu denklemler için lütfen metinde verilen makalelere bakınız.

Daha önce ifade edildiği gibi literatürde volatilité etkisini ölçmede çok sayıda spesifikasyon kullanılmaktadır. Bu spesifikasyonlardan döviz kurundaki volatilitéyi en iyi temsil edenini tespit etmek amacıyla, Tablo 5’te sunulan farklı volatilité model tahminleri yapılmıştır. Model seçimi kriterleri olarak, Enders (2015) tarafından da önerilen hem Akaike (AIC) hem de Schwarz’ın Bayes (BIC) kriteri değerleri kullanılmıştır. Bilindiği gibi bu değerler maksimum olabilirlik (ML) değerleri kullanılarak hesaplanmakta ve hesaplanmış şekilleri gereği ML değerinin maksimum olduğu durumda gerek AIC ve gerekse BIC değerlerinin minimum olması beklenmektedir. Dolayısıyla, model seçimi yapılırken AIC ve/veya BIC değerleri en düşük olanı tercih edilir. Tablo 5’te açıkça görüldüğü gibi, eğer volatilité spesifikasyonuna AR(1) ilave edilmez ise AIC ve BIC değerleri sırasıyla “-20.469” ve “-15.049” olan ARCH(1) modeli, AR(1) eklendiğinde ise AIC ve BIC değerleri sırasıyla “-73.592” ve “-62.948” olan yine aynı sırayla EGARCH(1,1) ve SAARCH(1) modeli, döviz kurundaki volatilitéyi en iyi temsil eden model olarak tercih edilmektedir. Bu sonuçlardan hareketle çalışmanın bundan sonraki kısmında bilgi kriterleri baz alındığında en iyi sonucu veren iki model AR(1)-EGARCH(1,1) ve AR(1)-SAARCH(1) spesifikasyonu kullanılarak analizlere devam edilecektir ve bu modellerden elde edilen volatilité değişkenleri çalışmanın bundan sonraki kısmında sırasıyla “EGARCH” ve “SAARCH” şeklinde adlandırılacaktır..

Tablo 5: Volatilité Model Seçimi

MODEL	Log-Likelihood	AIC	BIC
ARCH (1)	13,234	-20,469	-15,049
NARCH (1)	13,407	-18,813	-11,587
SAARCH (1)	13,248	-18,496	-11,270
GARCH (1 1)	13,249	-18,498	-11,271
EGARCH (1 1)	12,252	-14,504	-5,471
AR(1)-ARCH(1)	37,667	-67,334	-60,108
AR(1)-NARCH(1)	40,881	-71,762	-62,729
AR (1)-SAARCH (1)	40,991	-71,981	-62,948
AR(1)-GARCH(1 1)	38,067	-66,134	-57,101
AR(1)-EGARCH(1 1)	42,796	-73,592	-62,752

5.2. Lumsdaine – Papell Durağanlık Testi Sonuçları⁵

Lumsdaine–Papell (1997) tarafından geliştirilen hem sabit hem de trendde kırılmaya izin veren yazarların Model CC olarak ifade ettikleri Denklem (2) tahmin edilerek elde edilen durağanlık test istatistiği sonuçları Tablo 6’da sunulmuştur.⁶ Bu çalışmada, hem tek kırılmalı hem de iki kırılmalı testler analize konu olan değişkenlerin doğal logaritmaları alındıktan sonra tüm değişkenler için ayrı ayrı yapılmış ve Lumsdaine–Papell yaklaşımı ile elde edilen tahmini kırılma tarihleri 4. sütunda belirtilmiştir. Tablo 6’da sunulan sonuçlardan örneğin “LNFDI” değişkeninin seviyesi için yapılan tek kırılmalı birim kök testine göre elde edilen test istatistiği “-4.1643”tür. Elde edilen test istatistiği, Lumsdaine–Papell (1997) çalışmasında sunulan örneğin % 5 düzeyindeki kritik değer “-5.08” ile karşılaştırıldığında, “İlgili seri birim kök içermektedir.” şeklinde tanımlanan boş hipotez reddedilememektedir. Bununla birlikte, “LNFDI” değişkeninin birinci derece farkı alınarak yapılan tek kırılmalı birim kök testinde

⁵ Bu çalışmada ayrıca, klasik ADF ve Lee-Strazicich (2004-2013) yaklaşımları kullanılarak da durağanlık testleri yapılmıştır. Fazla yer işgal etmemek amacıyla burada sunulmayan sonuçlar istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

⁶ Lumsdaine–Papell Durağanlık (1997)’in model AA olarak ifade ettiği Denklem (1) aracılığı ile elde edilen sonuçlar burada sunulmamıştır. Bu sonuçlar da istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

elde edilen test istatistiği değeri “-10.5541” aynı kritik değerle karşılaştırıldığında boş hipotez reddedilmektedir. Benzer şekilde, aynı değişken için iki kırılmalı test yapıldığında da sonuç değişmemiştir. Dolayısıyla “LNFDI” değişkeninin birinci derece farkı alındığında ister tek kırılmalı isterse iki kırılmalı testler yapılmış olsun bu serinin durağan hale geldiği görülmektedir, sonuçta değişkenin I(1) olduğuna karar verilmiştir. Bu seri için hem tek kırılmalı hem de iki kırılmalı testte tahmin edilen herhangi bir ortak kırılma tarihinin olmaması dikkat çekmektedir.

Tablo 6’da görüldüğü gibi hem tek kırılmalı hem de iki kırılmalı testler analize konu olan diğer tüm değişkenler için ortak bulgunun serilerin seviyeleri dikkate alındığında boş hipotezin kabul edilmesi, serilerin birinci derece farkının alındığında ise boş hipotezin reddedilmesi şeklindedir. Sonuç olarak, bu çalışmada kullanılan tüm zaman serilerinin I(1) oldukları kararına varılmıştır. Ayrıca, tahmin edilen kırılma tarihlerine bakıldığında enflasyon serisi “LNINF” için yapılan tek kırılmalı testte hem serinin seviyesi hem de birinci derece farkında “2002” yılı ortak tarih olarak göze çarpmaktadır. Tek kırılmalı (iki) testlerde dikkat çeken bir diğer nokta ise ülke ekonomisinin nispeten istikrarlı olduğu 2004 (2007) yılı sonrasında tüm değişkenlerde kırılmanın gözlemlenmemesidir.

Tablo 6: Durağanlık Test Sonuçları

TEK KIRILMALI DURAĞANLIK TESTLERİ				
Değişken	Seviye	1.Fark	Tahmini Kırılma Tarihleri	Karar
LNFDI	-5,0775	-10.5541**	1980 (1977)	I(1)
LNREER	-3,8655	-9.9766**	1979(1988)	I(1)
LNGDPPC	-4,2505	-7.0154**	1978(1981)	I(1)
LNINF	-3,6386	-8.3701**	2002(2002)	I(1)
SAARCH	-4,5562	-10.0796**	1990(1989)	I(1)
EGARCH	-4,3033	-7.1780**	2002(1985)	I(1)
İKİ KIRILMALI DURAĞANLIK TESTLERİ				
Değişken	Seviye	1.Fark	Tahmini Kırılma Tarihleri	Karar
LNFDI	-6,4087	-11.1575**	(1980 2004)(1975 1979)	I(1)
LNREER	-4,2346	-11.3146**	(1975 1985)(1988 1995)	I(1)
LNGDPPC	-5,1376	-7.4508**	(1978*1998)(1998 2006)	I(1)
LNINF	-4,7274	-9.8023**	(1996 2003)(1980 1985)	I(1)
SAARCH	-5,4308	-11.2927**	(1980 1993) (1989 2000)	I(1)
EGARCH	-4,9812	-9.1668**	(1983 1998) (1997 2004)	I(1)

Not: Kritik değerler tek kırılmalı testler için sırasıyla; % 1’de “-5.57”, % 5’te “-5.08” ve % 10’da “-4.82”dir, iki kırılmalı testler için ise sırasıyla; % 1’de “-7.19”, % 5’te “-6.75” ve %10’da “-6.48”dir. Ayrıca, (**) % 1’de ve (**) ise % 5’te anlamlılığı göstermektedir.

5.3. Eş-bütünleşme Test Sonuçları

Hem tek kırılmaya izin veren Gregory-Hansen eş-bütünleşme test sonuçları hem de iki kırılmaya izin veren Hatemi-J eş-bütünleşme testine ait sonuçlar ise, Tablo 7’de sunulmuştur.⁷ Gregory-Hansen eş-bütünleşme test istatistikleri üç farklı spesifikasyon kullanılarak yapılmıştır. Bunlardan ilki sırasıyla sabit (C), eğim katsayısı (S) ve trend (T)’de aynı anda tek kırılmaya izin veren tabloda “C/S/T” olarak gösterilen spesifikasyona ait sonuçlar, ikincisi ise

⁷ Her iki eş-bütünleşme testinde de ilgili çalışmalarda yer alan “3” farklı test istatistiğinden ADF ve Z_t test istatistikleri Tablo 7’de sunulmuştur. “ $Z\alpha$ ” test istatistiği de hesaplanmış, fakat burada yer işgal etmemek amacıyla sunulmamıştır.

sırasıyla sabit (C) ve eğim katsayısı (S)'nde aynı anda tek kırılmaya izin veren tabloda "C/S" olarak gösterilen, ve son olarak hem sabit hem de trendde kırılmaya izin veren ve tabloda "C/T" olarak gösterilen sonuçlardır.⁸ Volatilite etkisinin "SAARCH" yaklaşımı ile modele dâhil edildiği, tek kırılmalı Gregory-Hansen eş-bütünleşme test sonuçlarına göre, örneğin sabit, eğim katsayısı ve trendde kırılmaya izin veren "C/S/T" modelinde sırasıyla ADF ve Z_t test istatistiği değerleri, "-7.36" ve "-7.44" olarak elde edilmiştir. Bu test istatistikleri için yazarlar tarafından sunulan % 5 anlamlılık düzeyinde kritik değer "-6.84"tür. Dolayısıyla, "Eş-bütünleşme yoktur." boş hipotezi % 5 düzeyinde reddedilmektedir ve "Ln(FDI/GDP)" bağımlı değişken olarak tanımlandığı modelimizde Gregory-Hansen testine göre uzun dönemli ilişki olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 7: Gregory-Hansen ve Hatemi-J Eş-bütünleşme Test Sonuçları

	VOLATİLİTE	Model	Test İst.	Değer	Kırılma Tarihleri	5% K.D.	10% K.D.
Gregory-Hansen	SAARCH	C/S/T	ADF	-7,36	1988	-6,84	-6,58
			Z_t	-7,44	1988		
		C/S	ADF	-7,15	1986	-6,41	-6,17
			Z_t	-7,23	1986		
		C/T	ADF	-6,13	1988	-5,83	-5,59
			Z_t	-6,2	1988		
Gregory-Hansen	EGARCH	C/S/T	ADF	-7,16	1988	-6,84	-6,58
			Z_t	-7,24	1988		
		C/S	ADF	-6,94	1986	-6,41	-6,17
			Z_t	-7,02	1986		
		C/T	ADF	-6,13	1988	-5,83	-5,59
			Z_t	-6,2	1988		
Hatemi-J	SAARCH	C/S	ADF	-8,043	1986 ve 1998	-7,903	-7,705
			Z_t	-8,153	1986 ve 1998		
Hatemi-J	EGARCH	C/S	ADF	-7,983	1987 ve 1998	-7,903	-7,705
			Z_t	-8,075	1987 ve 1998		

Benzer durum, volatilite etkisinin yine "SAARCH" yaklaşımı ile modele dâhil edildiği sabit ve eğim katsayısında kırılmaya izin veren "C/S" modeli içinde söz konusudur ve bu model için elde edilen ADF ve Z_t test istatistiği değerleri "-7.15" ve "-7.23" şeklindedir ve % 5 anlamlılık düzeyinde kritik değer ise "-6.41"dir. Sonuçta, volatilite etkisi ister "SAARCH" isterse "EGARCH" yaklaşımı ile modele dâhil edilsin, tüm alternatif spesifikasyonlarda ("C/S/T", "C/S" veya "C/T") boş hipotez reddedilmekte ve modelde eş-bütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilmektedir. Tablo 7'da göze çarpan bir diğer bulgu ise, "C/S/T" ve "C/T" modellerinde kırılma tarihinin "1988" olarak tahmin edilmesidir. Bir diğer model "C/S"de ise, kırılma tarihi "1986" olarak belirlenmiştir.

Bu çalışmada, Hatemi-J eş-bütünleşme testleri yazarların önerdiği sabit ve eğim katsayısında iki kırılmaya izin veren en kapsamlı yardımcı regresyon "C/S" kullanılarak yapılmıştır. Tablo 7'da sunulan Hatemi-J test sonuçları da yine Gregory-Hansen eş-bütünleşme test bulgularını desteklemektedir. Tabloda sunulan ve volatilite etkisinin yine "SAARCH" yaklaşımı ile modele dâhil edildiği bulgulara göre, ADF ve Z_t test istatistikleri sırasıyla "-8.043" ve "-8.153" olarak elde edilmiştir ve % 5 düzeyinde kritik değer "-

⁸ Ayrıca, çalışmanın bir önceki kısmında ifade edilen volatilite etkisini ölçen değişkenin farklılaştığı diğer 4 farklı alternatif spesifikasyonla da eş-bütünleşme testleri yapılmıştır ve sonuçlar değişmemiştir.

7.903”tür. Volatilite etkisinin farklı yaklaşımla modele dâhil edilmesi hesaplanan test istatistiği değerini değiştirse de sonucu değiştirmemektedir. Bundan dolayı “Eş-bütünleşme yoktur.” şeklinde tanımlanan boş hipotez yine reddedilmektedir, dolayısıyla modelde uzun dönemli ilişki olduğuna karar verilmiştir.⁹

5.4. Uzun Dönem Katsayı Tahmini Sonuçları

Gerek tek kırılmalı Gregory-Hansen ve gerekse iki kırılmalı Hatemi-J eş-bütünleşme test sonuçları analizde kullanılan seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucunu ortaya koymuştur. Çalışmanın bu kısmında Hatemi-J eş-bütünleşme testinde baz alınan en geniş model ile, yani hem sabit sabit hem de eğimde iki kırılmaya izin veren ve trend içeren model kullanılarak, uzun dönem katsayılarının tahmini Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemi ile yapılmıştır.¹⁰ Bu eş-bütünleşme tahmin yaklaşımı, Phillips ve Hansen (1990)’in geliştirdiği FMOLS yöntemi gibi tek denklemlidir ve içsellik ve otokorelasyon sorunlarının söz konusu olduğu durumda bile güçlü (robust) ve tutarlı tahmin sonuçları elde etme olanağı sunmaktadır. DOLS metodu ile tahmin yapılırken modelin sağ tarafında yer alan açıklayıcı değişkenlerin birinci derece farkı, bunların gecikmeleri (lags) ve öncülleri (leads) eş-bütünleşme denklemine dâhil edilmektedir.¹¹ Böylelikle, Stock ve Watson (1993)’ün belirttiği gibi “eşanlılık” (simultaneity) ve “örneklem boyutu küçüklüğü” nedeniyle karşılaşılabilecek olan “yanlılık” sorunu ortadan kaldırılmaktadır. Hatemi-J eş-bütünleşme testi ile elde edilen “kırılma tarihleri” baz alınarak oluşturulan “kukla değişkenler” ve “etkileşim” değişkenlerinin de kullanıldığı ve volatilite etkisinin hem “EGARCH” hem de “SAARCH” yaklaşımları ile modele ayrı dâhil edildiği DOLS yöntemi kullanılarak elde edilen bulgular Tablo 8’de sunulmuştur.

Bu iki model arasında tercih yapabilmek için model seçimi kriterlerinden Düzeltilmiş-R-Kare, Ortalama Kareli Hata’nın Karekökü (RMSE) ve AIC ve BIC bilgi kriterlerinden yararlanacak olur isek Tablo 8’de sunulan sonuçlar volatilitenin “SAARCH” yaklaşımı ile modele dâhil edildiği modelin tüm kriterler açısından da en iyi sonuç verdiğini göstermektedir. Örneğin, EGARCH’lı modelin RMSE değeri “0.589” iken, SAARCH’lı modele ait değer daha düşük ve “0.571” olarak elde edilmiştir. Benzer şekilde, EGARCH’lı modele ait AIC (BIC) değeri “72.295 (83.135)” iken, SAARCH’lı modelin bilgi kriteri değeri daha düşük ve “69.566 (80.406)” olarak bulunmuştur. Dolayısıyla, volatilitenin “SAARCH” yaklaşımı ile modele dâhil edildiği denkleme ait tahmin sonuçları kullanılarak çalışmanın bulguları değerlendirilmiştir.

⁹ Eş-bütünleşme testleri volatilite tanımının farklılaştığı diğer alternatif spesifikasyonlar içinde yapılmış ve “Eş-bütünleşme yoktur.” boş hipotezi yine reddedilmiştir. Ayrıca, Hatemi-J testine ilişkin önemli bir diğer bulgu ise volatilite tanımı nasıl yapılır ise yapılsın kırılma tarihleri tüm farklı spesifikasyonlarda da “1986 ve 1998” olarak elde edilmiştir.

¹⁰ Bulguların tutarlılığını kontrol amacıyla, modellere ait uzun dönem katsayıları ayrıca Phillips ve Hansen (1990)’in literatüre kattığı FMOLS yaklaşımı ile de tahmin edilmiştir. Burada fazla yer işgal etmemek amacıyla sunulmayan bu sonuçlar da istendiğinde yazarlardan temin edilebilir.

¹¹ Bu çalışmada, bir dönem öncül ve gecikme kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları sunulmuştur. Bunlara ilave olarak 2 dönem öncül ve gecikme ile de tahmin sonuçları elde edilmiş ve sonuçları çok fazla değişmemiştir.

Tablo 8: Tahmin Sonuçları¹²

Bağımsız Değişken	Bağımlı Değişken: LN(FDI/GDP)			
	EGARCH		SAARCH	
	Katsayı	St.Hata	Katsayı	St.Hata
LN-REER	-2,732	0.122**	-2,128	0.108**
D1.LN-REER	5,3	0.228**	4,746	0.181**
D2.LN-REER	1,674	0.238**	2,113	0.201**
LN-PCGDP	-4,136	0.300**	-5,858	0.262**
D1.LN-PCGDP	1,574	0.380**	2,917	0.312**
D2.LN-PCGDP	5,884	0.317**	7,528	0.264**
LN-INF	-0,483	0.034**	-0,345	0.028**
D1.LN-INF	2,313	0.092**	2,209	0.068**
D2.LN-INF	-0,221	0.056**	-0,166	0.049**
VOLATİLİTE	0,401	2,506	-28,084	2.906**
D1.VOLATİLİTE	-0,272	3,006	26,338	3.831**
D2.VOLATİLİTE	1,161	2,623	57,09	3.455**
D2	-57,544	2.917**	-75,176	2.407**
D1	-43,783	3.250**	-53,263	2.580**
Sabit	102,154	14.804**	88,162	12.367**
Trend	-0,027	0.008**	-0,014	0.007*
R²	0,878		0,886	
R2_Adj	0,815		0,826	
RMSE	0,589		0,571	
LRSE	0,054		0,043	
RSS	10,061		9,469	
AIC	72,295		69,566	
BIC	83,135		80,406	

Tablo 8’de sunulan tahmin sonuçlarına göre denklemin sağ tarafında yer alan tüm bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişken ln(FDI/GDP)’ye olan etkisi dönemler arasında açıkça farklılaşmaktadır. Örneğin, reel efektif döviz kuru (LN-REER) değişkeni birinci alt dönem 1970-1985’te negatif etkiye sahiptir. Katsayıdan hareketle bu dönemde eğer “REER” % 1 artacak olur ise, FDI’nin GDP’deki payı (FDI/GDP) % 2.128 azalmaktadır. Örneğin, FDI’nin GDP’deki payı % 10 ise bu değer yaklaşık % 9.78’e gerilemektedir. Bu değişkenin etkisi ikinci alt-dönem 1986-1997’de pozitif dönmemektedir. Kısmi türevden hareketle katsayılar arasındaki fark, yani “4.746 - 2.128”den hareketle “2.618” olarak elde edilmiştir. Dolayısıyla, ikinci alt-dönemde “REER”deki % 1’lik artış, FDI’nin GDP’deki payını % 2.618 artırmıştır. Örneğin, FDI’nin GDP’deki payı % 10 ise bu değer yaklaşık % 10.26’ya çıkmaktadır. “REER” değişkeninin üçüncü alt-dönem 1998-2014’teki etkisi ise, “-0.015” değeri ile yine negatif olarak karşımıza çıkmaktadır.

Modelin sağ tarafında yer alan bir diğer açıklayıcı değişken, kişi başı gayri safi yurt içi hasıla (PCDGP)’nin bağımlı değişken FDI’nin GDP’deki payına etkisine bakılacak olur ise,

¹² Tablo 8’de yer alan “D1” ve “D2” değişkenleri Hatemi-J testinde elde edilen kırılma tarihlerine göre oluşturulmuş “kukla” değişkenlerdir. Örneğin SAARCH (EGARCH) içeren modelde “D1” 1986 (1987)-1997 döneminde “1”, diğer durumda “0” değerini almaktadır. “D2” ise, her iki modelde de 1998-2014 döneminde “1”, diğer durumda “0” değerini almaktadır.

bu deęişken birinci alt-dönem 1970-1985'te REER deęişkeninde olduęu gibi katsayı tahmin deęeri “-5.858” ile negatif etkiye sahiptir. Bu deęişkene ait etki ikinci alt dönemde “-2.941” ile yine negatif olarak devam etmekle birlikte son alt dönemde “1.67” deęeri ile pozitif dönmetedir.

Modelimize ait bir dięer açıklayıcı deęişken enflasyon (INF)'nin FDI'nin GDP'deki payına olan etkisine bakılacak olur ise, bu deęişken birinci alt-dönemde “-0.345” olan katsayı tahmin deęeri ile negatif etkiye sahiptir. Aynı deęişkenin ikinci alt dönemdeki katsayısı “1.864” ile pozitif olarak karşımıza çıksa da son alt dönemde bu deęer “-0.511” deęeri ile yine negatif olarak elde edilmiştir.

Katsayı tahmin deęerlerinin dięer açıklayıcı deęişkenlere göre daha yüksek olarak karşımıza çıktığı “Volatilité” deęişkeninin FDI'nin GDP'deki payına olan etkisine bakılacak olur ise, bu deęişken birinci alt-dönemde “-28.084” olan katsayı tahmin deęeri ile negatif etkiye sahiptir. Bu sonuç 1970-1985 döneminde, volatilitéde meydana gelen % 1'lik deęişimin, FDI'nin GDP'deki payını % 28.084 azalttığı anlamına gelmektedir. Volatilité deęişkenine ait etki ikinci alt-dönemde “-1.746” ile yine negatif olarak devam ederken, üçüncü alt dönemde “29.006” deęeri ile pozitif dönmetedir.

6. SONUÇ

Döviz kurundaki dalgalanmanın, yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisinin tespitine yönelik tartışmalar iktisat biliminde yoğun bir şekilde yapılmaktadır. Söz konusu etkinin yönüne dair üç temel teorik yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki, döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında pozitif ilişkinin bulunduęunu iddia eden üretim esneklięi yaklaşımıdır. İkinci yaklaşım, döviz kuru dalgalanması ile doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasında negatif ilişkinin olduęunu yönelik risk karşıtı yaklaşımıdır. Sonuncusu ise, döviz kuru belirsizliklerini daha çok yaşıyan ülkelerde doğrudan yabancı sermaye akımının da yüksek olacağını ifade eden ticaret teorisi yaklaşımıdır. Bu çalışmada Türkiye ekonomisi bağlamında döviz kuru dalgalanmasının doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Ampirik analizde, reel döviz kuru, enflasyon ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıladan oluşan kontrol deęişkenlerine yer verilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, döviz kuru dalgalanmasının, reel döviz kurunun ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılanın doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi, kırılmaya baęlı olarak alt dönemlerde farklılık arz etmektedir. Söz konusu deęişkenlerin etkisi, kimi dönemde pozitif kimi dönemde ise negatif çıkmıştır. Bu açıdan deęerlendirildiğinde dönemsel farklılık gözetildiğinde her üç teorik yaklaşımı destekleyen sonuçlara ulaşılmıştır. Çalışmanın sonuçları, literatürdeki benzer çalışmaları destekler niteliktedir. Döviz kurunun son yıllarda oldukça dalgalandıęı Türkiye ekonomisinin, daha çok doğrudan yabancı sermaye yatırımları çekmesi için ekonomik kırılmaların olmaması ve ekonomik öngörülebilirlięinin artırılması gerekmektedir.

KAYNAKÇA

Altıntaş, H. (2009). Türkiye'de Doğrudan Yabancı Sermaye Girişi ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1996-2007. *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 64(2), 1-30.

Amuedo, C. and Pozo, D. S. (2010). Foreign Exchange Rates and Foreign Direct Investment in The United States. *The International Trade Journal*, XV(3), 323-343.

Bal, H. ve Göz, D. (2010). Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Türkiye. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(2), 450-467.

- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* (31), 307–327
- Brzozowski, M. (2006). Exchange Rate Variability and Foreign Direct Investment: Consequences of EMU Enlargement. *Eastern European Economics*, (44), 5-24.
- BRUEGEL, (2016), <http://www.bruegel.org/datasets>, (Erişim Tarihi: 25.05.2016).
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*, (25), 1754-1792.
- Cavallari, L. and d'Addona, S. (2013). Nominal and Real Volatility as Determinants of FDI. *Applied Economics*, (45), 2603-2610.
- Chakrabarti, R. and Scholnick, B. (2002). Exchange Rate Expectations and Foreign Direct Investment Flows. *Review of World Economics*, (138), 1-21.
- Cushman, D. O. (1985). Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment. *The Review of Economics and Statistics*, 67(2), 297-308.
- Dursun, G. (2015). Türkiye’de Reel Döviz Kuru Belirsizliği ve Yurtiçi Yatırımlar. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 10(1), 99-118.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Erçakar, M. E. ve Karagöl, E. T. (2011). Türkiye’de Doğrudan Yabancı Yatırımlar. *SETA Analiz*, Sayı. 33. <http://arsiv.setav.org/ups/dosya/65109.pdf>, (Erişim Tarihi: 22.02.2016).
- Erdal, F. and Tataoğlu, E. (2002). Locational Determinants of Foreign Direct Investment in an Emerging Market Economy: Evidence from Turkey. *Multinational Business Review*, 10(1), 21-27.
- Eşiyok, B. (2011). Determinants of Foreign Direct Investment in Turkey: A Panel Study Approach, *MPRA Paper*, No. 36568, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/36568/1/MPRA_paper_36568.pdf, (Erişim Tarihi: 22.02.2016).
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*, 4.baskı, John Wiley & Son Ltd.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, (50), 987–1007.
- Engle, R. F. (1990). Discussion: Stock Market Volatility and the Crash of '87. *Review of Financial Studies*, (3), 103-106.
- Gregory, A. W. and Bruce E. H. (1996a). Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. *Journal of Econometrics* 70(1), 99-126.
- Gregory, A. W. and Bruce E. H. (1996b). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(3), 555-60.
- Goldberg, L. S. and Kolstad, C. D. (1995). Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty. *International Economic Review*, 36(4), 855-873.
- Hatemi-J. A. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics*, 135(3), 497-505.

- Higgins, M. L. and Bera, A. K. (1992). A class of Non-Linear ARCH Models. *International Economic Review*, (33), 137–158.
- Khraiche, M. and Gaudette, J. (2013). FDI, Exchange Rate Volatility and Financial Development: Regional Differences in Emerging Economies. *Economics Bulletin*, 33(4), 3143-3156.
- Kinda, T. (2013). Beyond Natural Resources: Horizontal and Vertical Diversification in Sub-Saharan Africa. *Applied Economics*. (45), 3587-3598.
- Kiyato, K. and Urata, S. (2004). Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment. *The World Economy*, 27(10), 1501-1536.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lizardo, R. (2009). Exchange Rate Volatility in Latin American and The Caribbean Region: Evidence from 1985-2005. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 18(2), 255-273.
- Lumsadaine, R. L. and Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Mills, T. C. and Markellos, R. N. (2008). *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. 3.Baskı. Cambridge University Press.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, (90), 268-281.
- OECD (2016), <http://stats.oecd.org>, (Erişim Tarihi: 20.04.2016).
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, (57), 99-125.
- Polat, B. and Payaslıoğlu, C. (2016). Exchange Rate Uncertainty and FDI Inflow: The Case of Turkey. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 23(1), 112-129.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, (61), 783–820.
- TCMB, (2015). *Ödemeler Dengesi ile İlgili İstatistikler*, www.tcmb.gov.tr, (Erişim Tarihi: 25.02.2016).
- UNTACD, (2015). *World Investment Report 2015*, www.untacd.org, (Erişim Tarihi: 25.02.2016).
- Yakupoğlu, A. (2011). Dalgalı Kur Rejiminin Merkez Bankası'nın Döviz Varlık ve Yükümlülüklerine Etkisi: 2002-2010. *Maliye Finans Yazıları*, 25(91), 21-45.
- YASED, (2015). *Uluslararası Doğrudan Yatırımlar Değerlendirme Raporu*. www.yased.org, (Erişim Tarihi: 25.02.2016).
- Zivot, E. & Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251-270.