

Türkiye’de Döviz Kuru-Faiz Oranı ve Borsa Getirisi İlişkisi: Ampirik Bir Analiz

Mehmet Şentürk^a

Engin Dücan^b

Özet: *Bu çalışmada, Türkiye’de 1997:01-2013:05 döneminde faiz oranı ve döviz kuru dinamiklerinin borsa getirisi üzerindeki etkileri geleneksel birim kök testlerinden ADF, PP ve KPSS birim kök testleri, VAR modeline dayalı etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri ve Granger nedensellik analizi ile incelenmiştir. Buna göre, döviz kuru ve faiz değişkenleri borsa getirisini yaklaşık üç ay negatif etkilemektedir. Burada, borsa getirisi üzerinde faiz, döviz kurundan daha çok etkili olmaktadır. Bir diğer ifade ile faiz oranı ve döviz kuru yükseldikçe, borsa endeksinin getirisi azalmaktadır. Ancak, borsa getirisi, faizdeki değişimlere döviz kuruna nazaran daha duyarlıdır. Ayrıca, döviz kurundan borsa getirisine ve faiz oranından da döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.*

Anahtar Sözcükler: Borsa getirisi, faiz oranı, döviz kuru, VAR, Granger nedensellik.

JEL Sınıflandırması: E44, F31

The Relationship between Exchange Rate-Interest Rate and Stock Return in Turkey: An Empirical Analysis

Abstract: *In this study, interest rate and exchange rate dynamics and their impact on stock returns were examined in Turkey between the periods of 1997:01-2013:05 with ADF, PP and KPSS unit root tests, impulse-response and variance decomposition analysis build upon VAR model and Granger causality analysis. Accordingly, exchange rate and interest rates affect stock returns are negative for about three months. Here, interest rate on stock returns, rather than the exchange rate is effective. In other words, while increase the interest rate and exchange rate, stock return are diminishing. However, stock return, are more sensitive to changes in the interest rates relative to exchange rate. In addition, there are unidirectional causality relationships from exchange rate to stock returns and from interest rate to exchange rate.*

Keywords: Stock returns, interest rate, exchange rate, VAR, Granger causality.

JEL Classification: E44, F31

^a Asist.Prof., Kilis 7 Aralık University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of International Trade and Logistics, sen-turkmeahmet@hotmail.com, msenturk@kilis.edu.tr

^b Lecturer, Kilis 7 Aralık University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics; PhD. Student at Sakarya University, Institute of Social Sciences, enginducan@gmail.com

1. Giriş

1973 Bretton Woods anlaşmasının ardından neredeyse tüm dünya ülkelerinin sabit döviz kuru sistemini terk etmesiyle birlikte döviz kuru dalgalanmaları ekonomik aktiviteyi etkileyen temel faktörlerden birisi olmuştur. Bunun yanında, faiz oranı da ekonomi üzerinde oldukça etkili olabilmektedir. Nitekim küreselleşme ile birlikte sermayenin önündeki engeller kalkmış ve faiz oranı da küresel sermayenin yönünü belirleyen bir unsur olmuştur. Özellikle de sıcak para olarak atfedilen kısa vadeli yabancı sermaye genellikle faiz oranlarının düşük olduğu ekonomilerden yüksek olduğu ekonomilere doğru, ülkenin risk durumunu da göz önünde bulundurmak suretiyle kendisine bir yön belirlemektedir. Bu da, söz konusu ülkeye döviz girişi sağlamak suretiyle ülkenin ekonomik performansını önemli ölçüde etkilemektedir.

Türkiye ekonomisi 1980’li yılların başından bu yana liberalizasyon sürecini yaşamaktadır. Özellikle de finansal piyasalarda yaşanan bu liberalizasyon neticesinde döviz kuru ve faiz oranı oynaklıkları reel ekonomiyi etkileyen çok önemli iki unsur olarak karşımıza çıkmaktadır. Öyle ki, bu faktörler firmaların üretim maliyetlerini ve karlılıklarını etkilediği gibi, borsa getirileri üzerinde de etkili olabilmektedir. Özellikle de finansal piyasaların küreselleşmeye başlaması ile birlikte, söz konusu etki daha da dikkat çekici bir hal almıştır.

Döviz kuru ve faiz oranı oynaklıklarının borsa getirisi üzerinde çeşitli yönlerden etkileri bulunmaktadır. Faiz oranındaki yukarı yönlü hareketler, döviz cinsinden yapılan tasarrufların Türk lirası cinsinden vadeli mevduat hesaplarına girmesine neden olurken, borsadan da çıkışlara neden olabilmektedir. Faiz oranlarının aşağı yönlü hareket etmesi durumunda da yatırımların finansman maliyetleri ucuzlamakta ve üretim ve istihdam olanakları genişlemektedir. Bu da, genellikle ihracat ve ekonomik büyümeyi beraberinde getirmektedir. Döviz kurundaki dalgalanmalar ise, daha çok dış ticaret üzerinden kendini göstermektedir. Nitekim düşük seyreden döviz kurları bir yandan ithal malını ucuz hale getirerek ithalatı artırırken, diğer yandan da ihracatta rekabet üstünlüğünü zayıflatarak ihracatı azaltmaktadır. Döviz kurlarının yükselmesi ise, yerli malı ile üretim yapan sektörlerin ihracatında rekabet üstünlüğü sağlarken, üretimde dışa bağımlı olan ve ihracata yönelik üretim yapan sektörlerde de üretim maliyetlerini olumsuz etkilemektedir. Döviz kurlarındaki yükselişlerin bir diğer etkisi de pahalılaştıran ithalat üzerinden ekonomiyi tehdit eden enflasyon baskısıdır.

Bu çalışmada, döviz kuru (USD) ve faiz oranının (FAİZ) “Borsa İstanbul Ulusal 100 Endeks Getirileri” (BIST) üzerindeki etkisi 1997:01-2013:05 dönemi için incelenmiştir. Çalışmada öncelikle serilerin durağanlıkları incelenmiş ve bu bağlamda geleneksel birim kök testlerinden ADF, PP ve KPSS birim kök testleri gerçekleştirilmiştir. Ayrıca, Vektör Otoregresif (VAR) modeli etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri ve Granger nedensellik analizleri de gerçekleştirilmiştir.

2. Literatür İncelemesi

Japonya’da 1977-1994 döneminde borsa getirisi, enflasyon, sanayi üretimi ve faiz oranı arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen Najand ve Noronha(1998)’e göre, enflasyon ve faiz oranı borsa getirilerindeki düşüşün Granger anlamda nedenidir. Ayrıca, sanayi üretimi hem enflasyon hem de faiz oranından etkilenmektedir. Norveç’te 1974-1994 döneminde borsa getirisini etkileyen makro ekonomik değişkenleri VAR analizi ile inceleyen Gjerde ve Sættem (1999)’a göre; faiz oranı borsa getirisini olumsuz etkilerken, sanayi üretimi olumlu etkilemektedir. Japonya’da 1986-1992 döneminde borsa getirisi, faiz oranı ve döviz kuru

ilişkinin GARCH modeli ile inceleyen Koch ve Saporoschenko (2001)'e göre, faiz oranı artışları borsa getirisini negatif anlamda önemli ölçüde etkilemektedir. Türkiye'de kur, faiz ve borsa etkileşimini Kasım 2000 ve Şubat 2001 kriz dönemleri için Granger nedenselliği ile incelemişlerdir. Bu bağlamda, İMKB'nin kriz öncesi ve sonrası tüm dönemlerde USD'yi etkilediği, sadece kriz öncesi dönemde USD'nin İMKB'yi etkilediği ve kriz sonrası dönemde de FAİZ'in USD'yi etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

12 Sanayileşmiş ülkede 1970'lerin başından 1990'ların sonlarına kadar, borsa getirilerini etkileyen makro ekonomik değişkenleri sorgulayan Rapach vd. (2005)'e göre; faiz oranı, vade uzunlukları, enflasyon, sanayi üretimi, para stoku ve işsizlik oranı borsa getirileri üzerinde önemli ölçüde etkilidir. Karaca (2005), Türkiye'de döviz kuru ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımıyla 1990-2005 dönemi için incelemiş ve değişkenler arasında sadece dalgalı kur rejimi döneminde (2001-2005) çok zayıf olmakla birlikte pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit etmiştir.

Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika'da 1986-2001 döneminde döviz kuru, faiz oranı, sanayi üretimi ve para arzı dinamiklerinin borsa getirisi üzerindeki etkilerini VAR modeli ile inceleyen Abugri (2008)'e göre; söz konusu değişkenler, borsa getirisi üzerinde önemli ölçüde etkilidir. Türkiye'de 1999-2009 döneminde; faiz oranı, döviz kuru ve bankacılık sektörünün borsa getirileri arasındaki ilişkiyi OLS ve GARCH metotlarıyla inceleyen Kasman vd. (2011)'e göre, faiz oranı ve döviz kuru değişimleri bankacılık sektörünün borsa getirisini önemli ölçüde ve negatif etkilemektedir. Korkeamaki (2011), 1990-2006 döneminde Avrupa Para Birliği ülkelerinde, faiz oranı riski ile borsa getirisi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Buna göre faiz oranı ile borsa getirisi arasında güçlü ve negatif yönlü bir ilişki bulunmaktadır.

Bartram ve Bodnar (2012), 37 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkede döviz kuru risklerinin borsa getirileri üzerindeki etkilerini panel veri analizi yöntemleriyle incelemiş ve gelişmekte olan ülkelere borsa getirisinin döviz kuru riskine karşı gelişmiş ülkelere göre daha hassas olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, söz konusu etki borsada faaliyet gösteren firmaların nakit akışını ve iskonto oranlarını da etkilemektedir. Chkili vd. (2012) Almanya, Fransa ve İngiltere'de Euro'ya geçişin ilan edildiği 1999 Ocak döneminden 2009 Aralık döneminde kadar, borsa getirileri ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi GARCH modelleriyle analiz etmişlerdir. Buna göre; tüm ülkelerde değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Fransa ve Almanya'da ise, değişkenler arasında güçlü bir etkileşim söz konusudur.

Ayaydın ve Dağlı (2012), gelişen piyasalarda hisse senedi getirilerini etkileyen makro ekonomik değişkenleri incelemiş ve S&P 500 endeksinin tüm piyasaları pozitif, döviz kuru, 1998 Asya krizi ve 2008 küresel finans krizi değişkenlerinin de negatif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Gupta ve Modise (2013), 1990-1996 ve 1997-2010 dönemlerinde Güney Afrika'da borsa getirisini etkileyen makro iktisadi değişkenleri regresyon analizi ile incelemişlerdir. Buna göre, faiz oranı, işgücü, enflasyon, para arzı, sanayi üretimi, küresel petrol üretimi ve ham petrol fiyatlarının borsa getirisini önemli ölçüde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Büberöku (2013), bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi eş bütünleşme ve Granger nedenselliği ile sorgulamış ve Kanada ve İsviçre'de hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlamıştır. Ayrıca; Japonya, Almanya, İngiltere ve Avusturalya'da herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlamamıştır. Singapur ve G.Kore'de döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiş ve Türkiye'de ise, hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru bir nedensellik ilişkisine rastlamıştır.

Hindistan’da 1992-2011 döneminde döviz kuru, faiz oranı ve borsa getirisi arasındaki ilişkiyi VAR modeli ve Granger nedenselliği ile inceleyen Paramati ve Gupta (2013)’e göre, döviz kuru ve faiz oranı arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ayrıca, döviz kuru ve faiz oranından borsa getirisine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Gelişmiş ve gelişmekte olan Asya ülkelerinde reel döviz kuru ve borsa getirisi arasındaki ilişkiyi DCC modeliyle inceleyen Moore ve Wang (2014)’e göre, değişkenler arasında negatif yönlü bir ilişki söz konusudur. Ayrıca, her iki değişken ile söz konusu ülkelerin cari işlemler dengeleri arasında dinamik bir ilişki söz konusudur.

3. Veri ve Metodoloji

3.1. Veri

Bu çalışma, 1997:01-2013:05 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’den alınmıştır. Borsa İstanbul Ulusal 100 Endeks getirisi (BIST), aylık ortalama USD/TL kuru (USD) ve TCMB 12 ay vadeli mevduat faiz oranı ise (FAIZ) olarak tanımlanmaktadır.

3.2. Metodoloji

3.2.1. Birim Kök Testleri

Birim kök testleri serilerin durağanlıklarının incelenmesi için kullanılmaktadır. Durağanlık, zaman serilerinin sabit ortalama ve varyans değerine sahip olup kovaryanslarının da sabit olması anlamına gelmektedir. Durağan olmayan serilerde geçici şokların etkileri sürekli hale gelebilmektedir. Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilen ve değişkenler arasındaki ilişkiler olduklarından farklı çıkabilmektedir. Ekonometrik analize başlarken, ADF (Genişletilmiş (Augmented) Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) testleri kullanılarak verilerin durağan oldukları seviyeler incelenmiştir.

3.2.1.1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri uygulanmasındaki kolaylık nedeniyle zaman serilerinin durağanlığının incelenmesinde en çok tercih edilen yöntemlerdir (Gujarati ve Porter, 2012: 754, Tari, 2011: 387).

$$Y_t = Y_{t-1} + U_t \quad (1.1)$$

Birim kök testi sınavının tanımlanması için denklem (1.1)’i kullanacak olursak; burada Y_t bağımlı değişkeninin geçmiş dönemlerdeki değerleri olan Y_{t-1} ile ilişkisi ifade edilmektedir. Burada u_t ortalaması sıfır, sabit varyanslı ve ardışık bağımlı olmayan olasılıklı hata terimidir. u_t iktisadi değişkenin bir dönem önce maruz kaldığı şokun sistemde yer almasını sağlar.

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + U_t \quad (1.2)$$

Şeklinde ifade edilirse, buradan Y_{t-1} ’in katsayısı olan $\alpha = 1$ ise Y_t olasılıklı değişkeninin bir birim kökü olduğu anlaşılır. Eğer $\alpha < 1$ ise geçmiş dönemlerdeki şoklar belli bir dönem boyunca etkilerini sürdürseler bile bu etki giderek azalacak ve kısa bir dönem sonra tamamen ortadan kalkacaktır.

Birim kökün belirlenmesi için α 'nın 1'e eşit olup olmadığı regresyon modelinde test edilmelidir. Ancak regresyon modelinde katsayıların 0'a eşit olup olmadığı araştırılmaktadır. ADF Birim Kök Testinde boş hipotez seriler durağan değildir şeklinde kurulmaktadır. ADF testi, α parametresinin tahminine ve onun t istatistiğine dayanmaktadır. Boş hipotez, negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise reddedilir. ADF testi ile ilgili bir problem, test denklemindeki terimlerin ilave farklarının dahil edilmesini gerektirmesidir. Bu ise serbestlik derecesinde bir kayıpla ve test prosedürünün gücünde bir azalma ile sonuçlanır. Alternatif olarak, PP yaklaşımı otokorelasyonun bilinmeyen şekillerinin varlığını ve hata terimindeki şartlı değişen varyans durumunu dikkate alır ve serisel ilişki için parametrik olmayan bir düzeltme kullanır. O zaman, test istatistiklerinin asimptotik dağılımı üzerine serisel ilişkinin etkilerini kaldırmak için istatistikler dönüştürülür. Her iki testte de, t istatistiğinin kritik değerlerden daha büyük olması, birim kökün boş hipotezinin reddine neden olmaktadır.

3.2.1.2. Philips Perron (PP) Birim Kök Testi

Philips ve Perron (1988) çalışmasında, DF ve GDF testlerinin varsayımlara uyulmadığında veya serinin yapısal bir kırılmaya maruz kaldığı durumlarda yetersiz kaldığı öne sürmüşlerdir. Bu durumdan kurtulmak için hata terimlerini düzeltmeyi öngören, parametrik olmayan bir ekleme yapmayı düşünmüşlerdir. Bu düzeltme mekanizması, DF ve GDF modellerinin AR düzeltmeleri içermesinin yanı sıra, MA (Hareketli Ortalamalar-Moving Averages) düzeltmelerinin de ilave edilmesi dışında bir şey değildir. Dolayısıyla PP testi bir ARMA (Autoregressive Moving Average) sürecidir diyebiliriz.

PP testinin denklemleri aşağıdaki gibi modellenmektedir;

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t \quad (1.3)$$

$$Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + U_t \quad \text{[Sabit Terimli]}$$

$$Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + U_t \quad \text{[Sabit Terimli ve Eğilim Katsayılı]}$$

Yukarıdaki modellerde sabit terimi, eğilim katsayısını, gözlem sayısını göstermektedir. Tüm modellerde hata terimi ortalaması sıfıra eşit olmakla beraber, ardışık bağımlı olabilir veya eş-varyans varsayımı ihlal edebilir (heteroskedasticity). Dolayısıyla PP testi, DF veya GDF testinin varsayımlarına bağımlı değildir. Çünkü PP testi Newey-West hata düzeltme mekanizması kullanarak ardışık bağımlılığı ortadan kaldırır ve eş-varyans varsayımını yerine getirir. Bu nedenle PP testi, Dickey-Fuller testinin kullandığı tüm kritik değerleri aynen kullanmaya devam eder. Hipotez testi DF testinde sınındığı gibi, eşitliği üzerinden H_0 hipotezinin test edilmesiyle yapılır ve H_0 'ın reddi bize serinin birim kök içermediğini yani durağan olasılıklı süreç karakteristiği içerdiğini gösterir.

3.2.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi

Daha önce bahsedilen DF, GDF ve PP testlerindeki ortak nokta, H_0 hipotezinin serinin birim kök içerdiğini yani verinin durağan olasılıklı süreç karakteristiği göstermediğinden daha önce bahsedilmiştir. KPSS testi için ise tam tersi bir durum geçerlidir. Bu sefer inceleme konusu olan serinin birim kök içermediğini öne süren H_0 hipotezi kurulacaktır. KPSS testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

$$H_0 = \sigma_u^2 = 0$$

Birim kök yoktur./Veri durağandır.

$$H_1 = \sigma_u^2 \neq 0$$

Birim kök vardır./Veri durağan değildir.

Kwiatkowski ve diğ. (1992) makalesine göre, yukarıdaki temel hipotezleri sınamanın koşulu şu denklemlerdir;

$$y_t = \varepsilon_t + r_t + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

Burada eğilimi (trend) gösteren belirleyici (deterministic) eğilim katsayısı, rassal terimi ve bozucu terimi göstermektedir. Rassal terim, bir gecikmeli değeri ile aşağıdaki gibi bir ilişki içindedir;

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (1.5)$$

Burada u , rassal terimin bir gecikmeli değeri ile kendisi arasındaki hata terimidir. Bu hata terimi KPSS testi için özel varsayımların kurulduğu bir hata terimidir, buna göre bu hata terimi ardışık bağımlı olmayan ve eş-varyans (homoskedasticity) ilkelerine sahip (σ_u^2) eşitliğidir. İşte bu hata teriminin varyansının sifıra eşit olması, r_t 'nin durağan olmasını sağlayan koşulu yerine getirmektedir. Test istatistiği eşik değerleri Lagrange çarpanı ile belirlenmiş ve Kwiatkowski vd. (1992) makalesinde bulunmaktadır.

3.2.2. Vektör Otoregresif (VAR) Modeli

Çalışmada değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesinde Sims tarafından geliştirilmiş olan VAR modeli kullanılmıştır. VAR modelleri rassal şokların makroekonomik değişkenler üzerine dinamik etkisinin incelenmesinde kullanılır. Sims'in, değişkenler arasında içsel-dışsal ayırımı yapmadan modelleme yapmak üzere geliştirdiği VAR modelinde yer alan tüm değişkenler içseldir. Değişkenlerin içsel sayılması nedeniyle VAR modeli eşanlı bir modeldir (Gujarati ve Porter, 2012: 784). VAR modelinde, güçlü önsel kısıtlamalar olmaksızın içsel değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir. Modelin kurulmasında sıkı ekonomik kuramlara bağlı kalınma zorunluluğu olmadığı gibi hangi değişkenlerin içsel hangilerinin dışsal olduğu sorunu da ortadan kalkmaktadır. (Davidson ve MacKinnon, 1993:685).

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin olarak kurulan VAR denklemleri aşağıdaki gibidir;

$$\Delta BIST_t = \alpha_1 + \sum_p^k \beta_{1p} \Delta USD_{t-p} + \sum_p^k \mu_{1p} \Delta FAIZ_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (1.6)$$

$$\Delta USD = \alpha_1 + \sum_p^k \delta_{2p} \Delta BIST_{t-p} + \sum_p^k \beta_{2p} \Delta FAIZ_{t-p} + \varepsilon_{2t} \quad (1.7)$$

$$\Delta FAIZ = \alpha_1 + \sum_p^k \mu_{3p} \Delta BIST_{t-p} + \sum_p^k \delta_{3p} \Delta USD_{t-p} + \varepsilon_{3t} \quad (1.8)$$

3.2.3. Granger Nedensellik Analizi

Granger (1969) tarafından geliştirilen Granger nedensellik analizi zaman serileri arasındaki nedenselliğin yönünün tespit edilmesini sağlamaktadır. Diğer bir ifadeyle, Granger nedensellik analizi bir değişkenin cari değeri ile diğer değişkenin geçmiş değerleri arasında ilişki olup-olmadığını test etmektedir. X_t ve Y_t gibi iki değişken arasındaki doğrusal Granger nedenselliği test etmek için aşağıdaki gibi bir VAR modeli tahmin edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^{T_{21}} \beta_{11i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{T_{12}} \beta_{12j} \Delta X_{t-j} + \epsilon_{12t} \quad (1.9)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^{T_{21}} \beta_{21i} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{T_{12}} \beta_{22j} \Delta Y_{t-j} + \epsilon_{12t} \quad (1.10)$$

Burada, Δ fark işlemcisi, T gecikme uzunluğunu α ve β tahmin edilecek parametreleri ve ϵ_t bilinen varsayımlara sahip hata terimlerini göstermektedir. Eşitlik (1)'de X_t değişkeninden Y_t 'ye doğru Granger nedenselliğinin olup-olmadığını test etmek için sıfır hipotezi $H_0: \beta_{12,j}=0$ biçiminde tanımlanır ve buna Wald veya χ^2 testi uygulanır. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse, yani gecikmeli parametrelerden en az biri sıfırdan farklıysa, X_t değişkeninden Y_t 'ye doğru Granger nedensellik olduğu sonucuna ulaşılır. Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, serilerin durağan olmasının gerektiğidir. Eğer seriler durağan değilse, bu durumda ortaya çıkan bir ihtimal seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olabileceğidir. Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkisi aynı zamanda en az tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğunun da bir göstergesidir.

4. Ampirik Bulgular

Çalışmada kullanılan serilere ilişkin olarak tanımlayıcı istatistikler Tablo 1.'de verilmektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST	FAIZ	USD
Mean	38242.69	39.3181	1.202
Std. Dev.	31779.57	28.2208	0.5166
Skewness	0.6889	1.0004	-0.9241
Kurtosis	2.4004	2.4882	2.4592
Jarque-Bera	18.5329	35.0105	30.4386
Probability	0.0000	0.0000	0.0000
Observations	197	197	197

Çalışmada kullanılan serilere ilişkin olarak korelasyon matrisi Tablo 2.'de verilmektedir. Buna göre, FAIZ ile BIST arasında ve yine FAIZ ile USD arasında güçlü bir negatif ilişki olduğu; USD ile BIST arasında ise güçlü bir pozitif etki olduğu görülmektedir.

Tablo 2. Korelasyon Matrisi

	BIST	FAIZ	USD
BIST	1.000000	-0.758809	0.660461
FAIZ	-0.758809	1.000000	-0.823232
USD	0.660461	-0.823232	1.000000

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada kullanılan serilere ilişkin olarak ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 3.’de verilmektedir. Buna göre serilerin tamamı birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir.

Tablo 3. ADF-PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzy					
	Sabit			Sabit ve Trend		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
BIST	1.719 (0) [0.9997]	1.081 (6) [0.9973]	1.618 (11)	-0.612 (0) [0.9769]	-2.425 (6) [0.8510]	0.232 (10)
FAIZ	-1.738 (1) [0.4106]	-1.691 (3) [0.4343]	1.415 (11)	-2.257 (1) [0.4548]	-1.957 (3) [0.6208]	0.307 (10)
USD	-1.772 (2) [0.3935]	-1.745 (3) [0.4070]	1.255 (11)	-1.789 (2) [0.7064]	-1.785 (3) [0.7085]	0.288 (11)
Değişkenler	Birinci Fark					
	Sabit			Sabit ve Trend		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
BIST	-11.568*** (0) [0.0000]	-11.814*** (5) [0.0000]	0.271*** (6)	-11.773*** (0) [0.0000]	-11.88*** (4) [0.000]	0.052*** (6)
FAIZ	-9.85*** (0) [0.0000]	-9.775*** (6) [0.0000]	0.117*** (3)	-9.864*** (0) [0.0000]	-9.773*** (6) [0.0000]	0.033*** (3)
USD	-9.548*** (1) [0.0000]	-9.69*** (2) [0.0000]	0.174*** (3)	-9.589*** (1) [0.0000]	-9.669*** (3) [0.0000]	0.075*** (3)

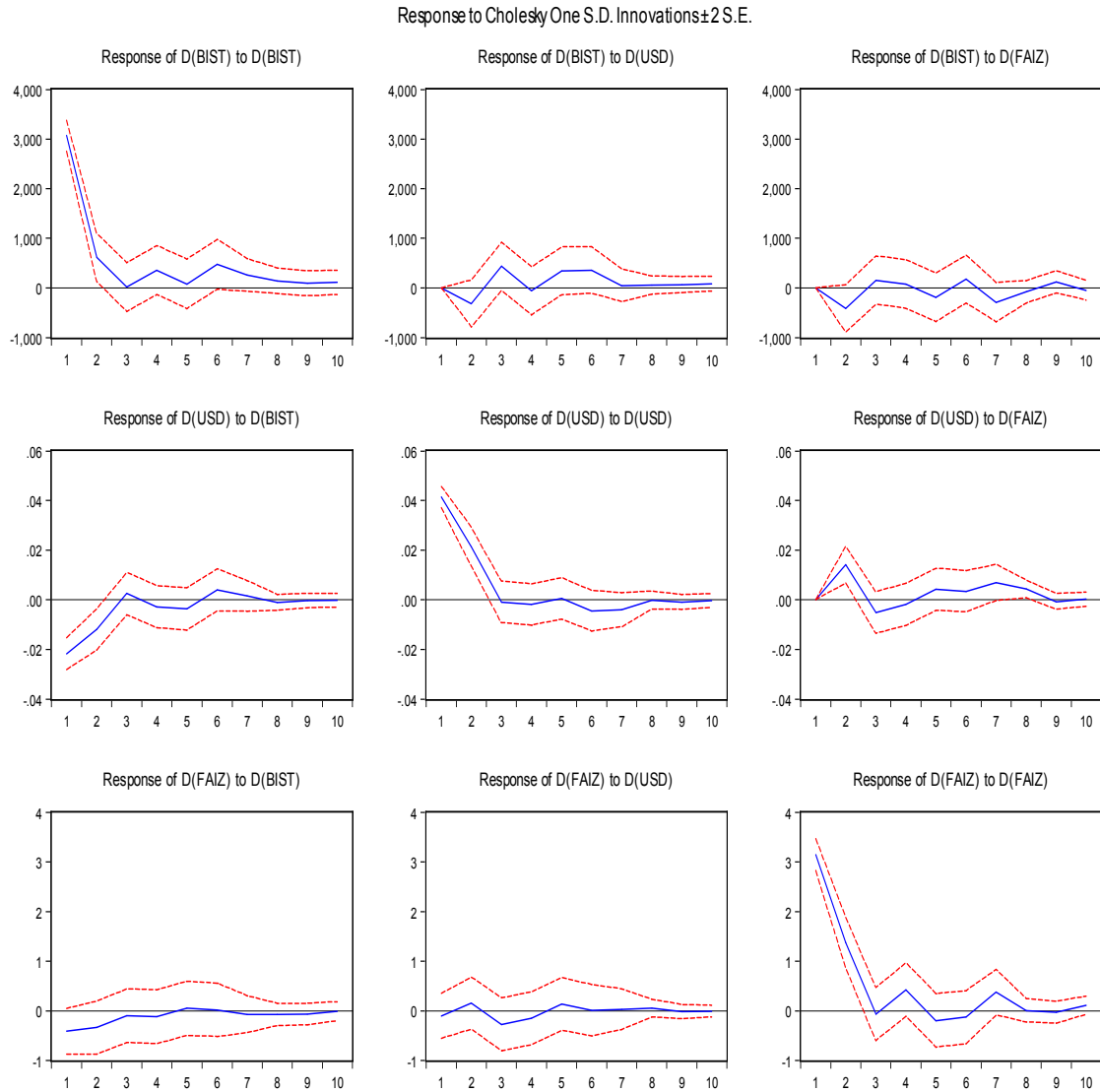
Not: ADF testinde uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. PP ve KPSS testinde çekirdek (kernel) yöntemi “Barlett kernel” ve bant genişliği (bandwith) “Newey West bandwith” yöntemine göre belirlenmiştir. KPSS testinde sabitli model için kritik değerler 0.739 (%1), 0.463 (%5) ve 0.347 (%10) ; sabit ve trendli model için kritik değerler 0.216 (%1), 0.146 (%5) ve 0.119 (%10)’ dir. Parantez içerisindeki değerler, ADF testi için optimum gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testleri için bant genişliğini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki rakamlar, olasılık (p-value) değerlerini göstermektedir. ***, **, ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 anlam düzeylerini göstermektedir.

4.2. VAR Modeli

Çalışmada; BIST, FAIZ, USD sıralamasıyla VAR modeli koşulmuş ve dışsal değişken olarak trend ve mevsimsel kukla değişkenleri eklenmiştir. Serileri birinci farklarında durağan oldukları için VAR modelinde birinci farkları alınmak suretiyle analize koşulmuşlardır. Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre uygun gecikme sayısının 2; Akaike, LR, FPE kriterlerine göre ise 5 olarak görülmektedir. Yapılan otokorelasyon analizinde de 5 gecikmede otokorelasyon sorunun ortadan kalktığı görüldüğünden 5 gecikmeli VAR modeli tahmin edilmiştir. Yapılan testler sonucunda modelin istikrar koşulunu yerine getirdiği, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı görülmüştür.

4.2.1. Etki-Tepki Analizi Sonuçları

VAR modeli etki-tepki analizi sonuçları Şekil 1.’de görülmektedir. Buna göre, değişkenlerin kendileri üzerindeki bir standart sapmalılık şoklara verdikleri tepkinin her üç değişken için de yaklaşık üç ay pozitif devam ettiğini ve dengeye ulaştığı görülmektedir. Bunun yanında, FAIZ ve USD’de meydana gelen bir standart hatalık şok karşısında BIST yaklaşık üç ay negatif tepkiler vermekte ve ardından dengeye ulaşmaktadır. Benzer şekilde, BIST’de meydana gelen bir standart sapmalılık şoka ise, USD ve FAIZ değişkenleri yaklaşık üç ay negatif tepki vermekte ve ardından dengeye ulaşmaktadır.

Şekil 1. VAR Modeli Etki-Tepki Analizi Sonuçları**4.2.2. Varyans Ayrıştırması Analizi Sonuçları**

VAR modeli varyans ayrıştırması sonuçları Tablo 4.'te görülmektedir. Buna göre, BIST'teki değişimin ilk dönemde %100'ü kendisinden kaynaklanmaktadır. 10. Döneme gelindiğinde ise BIST'teki değişimin yaklaşık %91.7'si kendisinden kaynaklanırken %3.35'i FAİZ'den ve %4.94'ü USD'den kaynaklanmaktadır. USD'deki değişimin ilk dönemde yaklaşık %78.3'ünün nedeni kendisi iken %21.6 gibi büyük bir kısmının ise BIST'den kaynaklandığı görülmektedir. 10. Döneme gelindiğinde ise, kendisinden kaynaklanan kısmın %69.1'e düştüğü, BIST'ten kaynaklanan kısmın fazlaca değişmeden %20.67'de kaldığı fakat FAİZ'den kaynaklanan kısmın %10.20'ye yükseldiği görülmektedir. FAİZ'deki değişime bakıldığında ise, ilk dönemde yaklaşık %98.21'i kendisinden kaynaklanmaktadır. 10. Döneme gelindiğinde ise, FAİZ'deki değişimin yaklaşık %96,2'si kendisinden kaynaklanırken %2.56'sı BIST'den ve %1.22'si USD'den kaynaklanmaktadır.

Tablo 4. VAR Modeli Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Varyans Ayrıştırması D(BIST)				
Dönem	S.E.	D(BIST)	D(USD)	D(FAİZ)
1	3070.729	100.0000	0.000000	0.000000
2	3173.793	97.33064	0.985714	1.683649
3	3206.997	95.32804	2.782056	1.889901
4	3228.477	95.29763	2.779762	1.922612
5	3253.372	93.90449	3.852011	2.243496
6	3312.785	92.65215	4.893413	2.454442
7	3335.991	91.97331	4.847989	3.178704
8	3340.453	91.91261	4.864721	3.222664
9	3344.496	91.76596	4.891197	3.342846
10	3347.756	91.70196	4.941930	3.356112
Varyans Ayrıştırması D(USD)				
Dönem	S.E.	D(BIST)	D(USD)	D(FAİZ)
1	0.046788	21.62309	78.37691	0.000000
2	0.054681	20.59867	72.75561	6.645718
3	0.054989	20.57428	71.96737	7.458343
4	0.055125	20.73212	71.73491	7.532978
5	0.055417	20.96272	70.99185	8.045425
6	0.055841	21.14356	70.55478	8.301658
7	0.056441	20.77122	69.56549	9.663293
8	0.056621	20.67842	69.12648	10.19510
9	0.056634	20.67242	69.11973	10.20785
10	0.056637	20.67229	69.11843	10.20928
Varyans Ayrıştırması D(FAİZ)				
Dönem	S.E.	D(BIST)	D(USD)	D(FAİZ)
1	3.176712	1.680352	0.104329	98.21532
2	3.482741	2.335116	0.280532	97.38435
3	3.495370	2.395036	0.889414	96.71555
4	3.526486	2.471852	1.060800	96.46735
5	3.534930	2.480457	1.209052	96.31049
6	3.537292	2.479328	1.208659	96.31201
7	3.558032	2.491158	1.202650	96.30619
8	3.559200	2.533742	1.222867	96.24339
9	3.560018	2.568362	1.225754	96.20588
10	3.561893	2.566172	1.224822	96.20901

4.3. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

BIST, FAİZ ve USD serilerine ilişkin Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 5’de görülmektedir. Granger nedensellik analizinde tüm değişkenler fark değerler halinde analize koşulmuşlardır. Ayrıca, gecikme uzunluğu Akaike, LR, FPE kriterlerine göre, 5 olarak alınmıştır. Buna göre, FAİZ’den USD’ye doğru ve USD’den de BIST’e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 5. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotez	Gecikme Uzunluğu	Ki Kare	p değeri	Nedensellik
FAİZ → BIST	5	5.801	0.3260	Yok
BIST → FAİZ		1.013	0.9615	Yok
USD → BIST		12.768	0.0257	Var
BIST → USD		1.168	0.9478	Yok
FAİZ → USD		32.477	0.0000	Var
USD → FAİZ		3.307	0.6527	Yok

5. Sonuç

Bu çalışmada, USD ve FAİZ değişkenlerinin BIST üzerindeki etkisi 1997:01-2013:05 dönemi için incelenmiştir. Bu bağlamda, öncelikle serilerin durağanlıkları incelenmiş olup yapılan ADF, PP ve KPSS birim kök testleri sonucunda serilerin birinci farklarında durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Vektör Otoregresif (VAR) modeli etki-tepki analizi sonucuna göre ise, değişkenlerin tamamı kendilerinde meydana gelen bir standart hatalık şok karşısında yaklaşık üç ay pozitif tepkiler vermektedir. Ayrıca, USD ve FAİZ değişkenleri BIST değişkenini yaklaşık üç ay negatif etkilemektedir. Burada, FAİZ değişkeni, BIST üzerinde USD'den daha çok etkili olmaktadır. Bir diğer ifade ile faiz oranı ve USD/TL kuru yükseldikçe, borsa endeksinin getirisi azalmaktadır. Ancak, BIST'in, FAİZ'deki değişimlere USD'ye nazaran daha duyarlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, VAR modeli varyans ayrıştırma analizi ve Granger nedensellik testi sonuçları da doğrulanmaktadır.

Türkiye'de genellikle yüksek miktarda verilen dış açıklar nedeniyle döviz talebi artırmakta ve kurlar üzerinde baskı oluşabilmektedir. Döviz kurlarında yaşanan bu yükseliş yerli ve yabancı yatırımcıların değer kaybeden hisse senetlerini satıp, dövize ve faiz getirisi sağlayan enstrümanlara yönelmeleri konusunda teşvik etmektedir. Nitekim döviz kurlarının yükselişi, borsa yatırımcılarını olumsuz etkilemekte ve bu da endeks getirisinin azalmasına neden olmaktadır. Buna ek olarak, faiz oranı hareketleri de döviz kurları üzerinde etkili olmaktadır. Öyle ki; yüksek seyreden faizler, elinde döviz bulunan yatırımcıların dövizini satıp, TL üzerinden faiz getirisi sağlayan sermaye piyasası araçlarına yönelmelerine neden olmaktadır. Döviz piyasasında yaşanan satış baskısı da döviz kurlarını aşağı yönlü baskı altına alabilmektedir. Ters durumda ise, -düşük faiz- yatırımcıları dövize yönlendirmekte ve yabancı para üzerinde bir talep baskısı oluşturabilmektedir. Bu da, döviz kurlarının yükselmesine neden olmaktadır. Özetle, Türkiye'de FAİZ, USD'yi ve USD'de BIST'i etkilemektedir (Bkz. Ek 1.2.3.).

Çalışmanın literatür taraması kısmında da görüleceği üzere, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinin borsa getirisi üzerindeki etkisi ülkeden ülkeye ve dönemden döneme farklılık arz etmektedir. Bu nedenle, çalışmadan elde edilen bulgular ile literatürde gerek Türkiye ve gerekse diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülke örnekleri üzerine yapılan çalışmalarını eşleştirmek mümkün görülmemiştir.

Kaynaklar

- ABUGRI, Benjamin A., (2008), "Empirical Relationship Between Macroeconomic Volatility and Stock Returns: Evidence from Latin American Markets", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 17, pp. 396-410.
- AYAYDIN, Hasan, Hüseyin DAĞLI, (2012), "Gelişen Piyasalarda Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir İnceleme: Panel Veri Analizi", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt. 26, Sayı. 3-4, ss. 45-65.
- BARTRAM, Söhnke M., Gordon M. BODNAR, (2012), "Crossing The Lines: The Conditional Relation between Exchange Rate Exposure and Stock Returns in Emerging and Developed Markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 31, pp. 766-792.
- BINSWANGER, Mathias, (2004), "Stock Returns and Real Activity in the G-7 Countries: Did The Relationship Change During The 1980s?", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 44, pp. 237-252.

- BÜBERÖKÜ, Önder, (2013), “Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar”, İMKB Dergisi, Yıl: 13, Sayı. 52, ss. 1-18.
- CHKILI, Walid, Chaker ALOUI, Duc Khuong NGUYEN, (2012), “Asymmetric Effects and Long Memory in Dynamic Volatility Relationships between Stock Returns and Exchange Rates”, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 22, pp. 738-757.
- DAVIDSON, R., J. G. MacKinnon, (1993), “Estimation and Inference in Econometrics”, 2nd ed. New York, Oxford University Press.
- GJERDE, Øystein, Sættem FRODE, (1999), “Causal Relations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in A Small, Open Economy”, Journal of International Financial Markets Institutions and Money, Vol. 9, pp. 61-74.
- GRANGER, C. W. J., (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, Econometrica, Vol. 37(3), pp. 424–438.
- GUJARATI, Damodar N., Dawn C. PORTER, (2012), “Temel Ekonometri”, 5. Basım, Ekim 2012, İstanbul, (Çev). Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen.
- GUPTA, Rangan, Mampho P. MODISE, (2013), “Macroeconomic Variables and South African Stock Return Predictability”, Economic Modelling, Vol. 30, pp. 612-622.
- KARACA, Orhan, (2005), “Türkiye’de Faiz Oranı ile Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?”, Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni, 2005/14.
- KARAMUSTAFA, Osman, Yakup KÜÇÜKKALE, (2002), “Türkiye’de Kriz Döneminde Kur-Faiz-Borsa İlişkilerinin Dinamik Analizi”, Banka-Mali ve Ekonomik Yorumlar, Sayı. 11, ss. 47-56.
- KASMAN Saadet, Gülin VARDAR, Gökçe TUNÇ, (2011), “The Impact of Interest Rate and Exchange Rate Volatility on Banks' Stock Returns and Volatility: Evidence from Turkey”, Economic Modelling, Vol. 28, pp. 1328-1334.
- KOCH, Timothy W, Andrew SAPOROSCHENKO, (2001), “The Effect of Market Returns, Interest Rates, and Exchange Rates on the Stock Returns of Japanese Horizontal Keiretsu Financial Firms”, Journal of Multinational Financial Management, Vol. 11, pp. 165-182.
- KORKEAMÄKI, Timo, (2011), “Interest Rate Sensitivity of the European Stock Markets Before and After the Euro Introduction”, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 21, pp. 811-831.
- KWIATKOWSKI, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., (1992), “Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root: How Sure Are WeT Economic Time Series Have A Unit Root?”, Journal of Econometrics, Vol. 54, pp. 159–178.
- MOORE, Tomoe, Ping WANG, (2014), “Dynamic Linkage between Real Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from Developed and Emerging Asian Markets”, International Review of Economics and Finance, Vol. 29, pp. 1-11.
- NAJAND, Mohammad, Gregory NORONHA, (1998), “Causal Relations Among Stock Returns, Inflation, Real Activity, and Interest Rates: Evidence from Japan”, Global Finance Journal, Vol. 9(1), pp. 71-80.

- PARAMATI, Sudharshan Reddy, Rakesh GUPTA, (2013), "An Empirical Relationship between Exchange Rates, Interest Rates and Stock Returns", European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, Issue. 56, pp. 168-181.
- PHILLIPS, P.C.B., P. PERRON, (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", Biometrika, Vol. 75, pp. 335-346.
- RAPACH, David E., Mark E. WOHR, Jesper RANGVID, (2005), "Macro Variables and International Stock Return Predictability", International Journal of Forecasting, Vol. 21, pp. 137-166.
- TARI, Recep, (2011), "Ekonometri", Umuttepe Yayınları, 7.Basım, Kocaeli.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, evds.tcmb.gov.tr, Erişim: 01.02.2014.

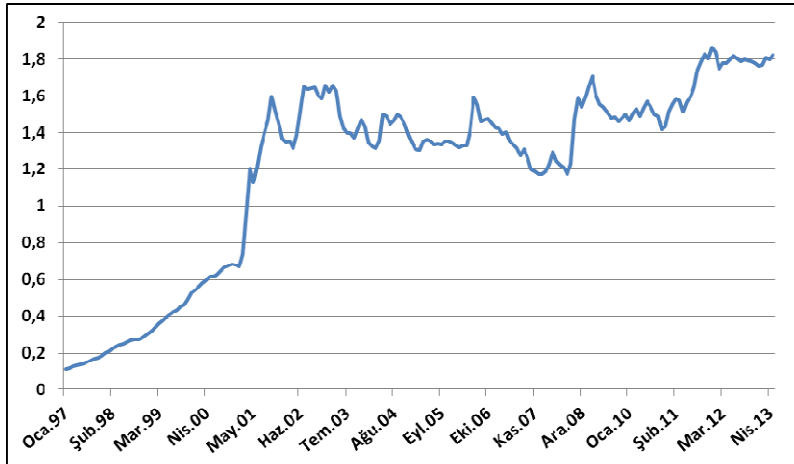
Ekler

Ek 1. Türkiye’de 2001:12-2013:11 Döneminde Ticari Kredi Faiz Oranının Gelişimi



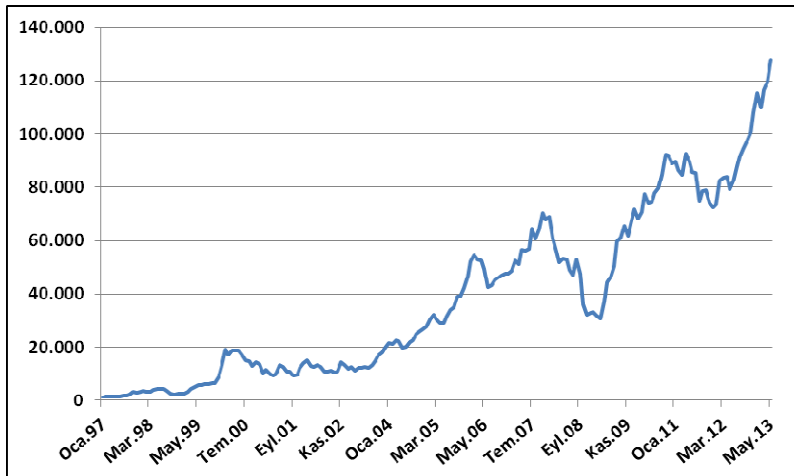
Kaynak: TCMB verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

Ek 2. Türkiye’de 1997:01-2013:05 Döneminde Aylık Ortalama USD/TL Kurunun Gelişimi



Kaynak: TCMB verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

Ek 3. Türkiye’de 1997:01-2013:05 Döneminde BIST Ulusal 100 Endeks Getirisinin Gelişimi



Kaynak: TCMB verilerinden yararlanılarak yazarlar tarafından hazırlanmıştır.