

Türkiye’de Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Asimetrik Nedensellik Testleri ile Analizi

Tayfur Bayat

Doç. Dr., İnönü Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
tayfur.bayat@inonu.edu.tr

Burcu Özcan

Doç. Dr., Fırat Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
bozcan@firat.edu.tr

Şebnem Taş

Sorumlu Yazar¹, Arş. Gör., Fırat Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
stas@firat.edu.tr

Türkiye’de Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Asimetrik Nedensellik Testleri ile Analizi

Özet

Bu çalışmada Ocak 2003-Kasım 2013 döneminde, Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçiş etkisini ortaya koymak amacıyla yapısal kırılma ve nedensellik ilişkisi üzerine odaklanılmıştır. Bu kapsamda Dickey-Fuller (1979), Phillips-Perron (1988) geleneksel birim kök testi, Zivot-Andrews (1992) tek-içsel yapısal kırılmalı birim kök testleri son olarak vektör otoregresyon modellerinden elde edilen doğrusal Granger tipi ve Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen nedensellik testleri uygulanmıştır. Bulgular, Aralık 2007 yılında yapısal kırılma olduğunu göstermiştir. Ampirik analiz sonuçlarına göre enflasyon hedeflemesi stratejisi ile birlikte dalgalı kur politikasının uygulanması döviz kurlarına istikrar kazandırmıştır. Bu nedenle Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçiş etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Geçiş etkisi, Birim Kök Testleri, Frekans Alanında Nedensellik, Asimetrik Nedensellik

Analysis of Exchange Rate Pass Through with Asymmetric Causality Tests in Turkey

Abstract

In this study, we focused on the relationship between structural breaks and causality in order to reveal the exchange rate pass-through effect over the period January 2003 to December 2013 in Turkey. The traditional univariate unit root tests such as Dickey-Fuller (1979) test, Phillips-Perron (1988) test, and Zivot-Andrews (1992) test with one endogenous break were employed. Finally, the linear Granger causality test derived from the vector autoregressive model and the causality test developed by Breitung and Candelon (2006) were used. The results indicated that there is a structural break corresponds to the December 2007. According to the results of empirical analysis, the implementation of floating exchange rate policy along with the inflation targeting strategy has led the stability of exchange rates. Therefore, it was concluded that there is no pass-through effect in the economy of Turkey.

Keywords: Exchange Rate Pass-Through Effect, Unit Root Tests, Causality in the Frequency Domain, Asymmetric Causality

¹ Sorumlu Yazarın ilgili yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

1. Giriş

Ülkeler arasındaki döviz kurları ulusal ekonomileri birbirine bağlayan önemli faktörlerden biridir. Özellikle hızlı küreselleşme ile ulusal ekonomilerin karşılıklı bağımlılıkları artmış ve bu da döviz kurlarını daha da önemli hale getirmiştir. Döviz kurlarının en önemli etkilerinden biri enflasyon üzerinde görülmektedir. Bu etki iktisat literatüründe döviz kuru geçiş etkisi (exchange rate pass through effect) olarak tanımlanmaktadır. Tanım olarak döviz kuru geçiş etkisi; Nominal kurda gerçekleşen bir birimlik değişimin, yurt içinde ithal edilen malların ulusal para birimi cinsinden fiyatlarında ve yurt dışına ihraç edilen malların döviz cinsinden fiyatlarında meydana getirdiği değişimdir. Ancak genel olarak döviz kuru geçiş etkisi denildiğinde; kurda ortaya çıkan değişimin, ulusal para birimi cinsinden ithalat fiyatlarını ne derecede etkilediği anlaşılmaktadır (Arı, 2010: 2834). Döviz kuru geçiş etkisi birçok iktisatçı tarafından araştırılmış ve iki önemli rolü tespit edilmiştir. Bunlardan biri geçiş etkisinin enflasyonu tahmin etme kapasitesi ve diğeri de buna bağlı olarak para politikası üzerindeki politik etkisidir. Bu çalışmanın amacı; Türkiye'de döviz kuru geçiş etkisini, yapısal kırılma ve nedensellik ilişkisi çerçevesinde Ocak 2003-Kasım 2013 dönemi için, tüketici fiyat endeksi bazlı reel efektif döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi değişkenlerini kullanarak belirlemektir. Çalışmanın birinci bölümünde; döviz kuru geçiş etkisinin teorik temelleri, ikinci bölümünde; döviz kuru geçiş etkisi analizinde yer alan testlerin ekonometrik metodolojisi, üçüncü bölümünde ise; döviz kuru geçiş etkisinin test edilmesine yönelik ampirik sonuçlar yer almaktadır.

2. Teorik Çerçeve ve Ampirik Literatür

2.1 Teorik Çerçeve

Literatürde döviz kuru geçiş etkisi ile ilgili çeşitli tanımlamalar bulunmaktadır. Seyidođlu (2003:433) geçiş etkisini, döviz kurunda meydana gelen bir değişimin ithal ve ihraç mallarının fiyatlarını değiştirmesi olarak tanımlamış, Goldberg ve Knetter (1996:9) ise geçiş etkisini, genel olarak ithalatçı ve ihracatçı firmaların aralarındaki döviz kurundaki yüzde bir değişimin ithalat fiyatlarında (ulusal para birimi cinsinden) meydana getirdiği yüzde değişim olarak adlandırmıştır.

Döviz kuru geçiş etkisi makroekonomide önemli rollere sahiptir. Gerek geçiş etkisinin derecesinin bilinmesi, gerekse geçiş etkisinin yüksek ya da düşük olması ekonomide ayrı ayrı etkilere sahiptir. Döviz kuru geçiş etkisinin hızının ve derecesinin bilinmesi, enflasyon tahminin yapılmasında ve enflasyona yönelik şoklara karşı uygulanacak optimal para politikasının belirlenmesinde öneme sahiptir. Enflasyon hedeflemesinin temel amaç olduğu ülkelerde ise bu önem daha da artmaktadır (Arı, 2010: 2834). Geçiş etkisi derecesinin iyi bir değerlendirmeyle belirlenmesi sonucunda merkez bankaları herhangi bir döviz kuru şokunun enflasyonu değiştirmedeki etkisini, derecesini ve süresini algılayabilmekte ve

böylelikle özellikle enflasyon hedeflemesi rejimi uygulayan merkez bankaları, enflasyonu hedeflenen düzeyde tutmak için zamanında ve uygun politika hamlesiyle karşılık verebilme gücüne sahip olabilmektedirler (Minh, 2009: 4).

Döviz kuru geçiş etkisinin derecesi; tam, kısmi ve sıfır olmak üzere üçe ayrılmaktadır. Kapsalyamova ve Sek (2008: 2)' e göre; yurtiçi fiyatlar ile döviz kuru değişimlerinde birebir tepki bulunuyorsa ekonomide tam geçiş etkisi, fiyatların döviz kuru değişimlerine tepkisi birebirden az ise kısmi geçiş etkisi mevcuttur. Ekonomideki firmalar kurdaki değişmelere rağmen fiyatlarını değiştirmezler ise geçiş etkisi sıfırdır. Döviz kuru geçiş etkisinin derecesini (1) nolu denklemi kullanarak bulmak mümkündür.

$$CPI = \phi + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} CPI_{it} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} REER_{it} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

Denklemden CPI: tüketici fiyat endeksini, REER: reel döviz kurunu, ϕ : kukla değişkeni, ε_{1t} : ise hata terimini ifade etmektedir. $\sum_{i=1}^p \beta_{1i}$ ise döviz kurunun geçiş etkisi düzeyini belirtmektedir. Döviz kuru geçiş etkisinin derecesini belirlemek $\sum_{i=1}^p \beta_{1i}$ 'nın aşırı uçlardaki değerlerine bakmakla aynı şeydir. Eğer $\sum_{i=1}^p \beta_{1i} = 1$ ise geçiş etkisi tamdır. Yani yurtiçi fiyatlar döviz kurundaki değişikliklerden birebir etkilenir. Eğer $\sum_{i=1}^p \beta_{1i} = 0$ ise geçiş etkisi sıfırdır. Yani yurtiçi fiyatlar döviz kuru değişikliklerinden hiç etkilenmemekte ve piyasadaki dış ticarete konu olan malların üreticileri hem maliyetleri hem de döviz kuru etkisini absorbe etmek zorunda kalmaktadırlar (Tulk, 2004: 2). Eğer $0 < \sum_{i=1}^p \beta_{1i} < 1$ ise, kısmi geçiş etkisi vardır. Bu etkiye tamamlanmamış geçiş etkisi de denilmektedir. Bunun anlamı dış ticarete konu olan malların yurtiçi fiyatlarının döviz kuru değişikliğinin bir kısmını yansıttığıdır.

Döviz kuru geçiş etkisinin derecesini belirleyen çeşitli durumlar söz konusudur: Ele alınan ekonomilerin büyük ya da küçük olması, ekonomideki firmaların içinde buldukları sektörlerin özellikleri, firmaların yapısal özellikleri, ekonomide izlenen para politikaları, döviz kuru rejimi vb. nedenler geçiş etkisinin derecesini belirlemektedir. Örneğin, geçiş etkisinin araştırıldığı ülke küçük bir ekonomi ise, bu ekonomideki firmalar fiyatlandırma stratejisine daha az önem verdiklerinden düşük

piyasa fiyatlaması yapacak bu durum ise yüksek geçiş etkisine neden olacaktır (McCarthy, 2006: 5). Ayrıca yerli ve yabancı firmaların piyasadaki payları ile rekabet koşulları da geçiş etkisinin derecesine yön vermektedir. Örneğin, Dornbusch (1985) çalışmasında firmaların arasındaki rekabetin artmasıyla birlikte geçiş etkisinin de arttığını saptamıştır. Döviz kurundaki hareketlerin büyüklüğü de geçiş etkisinin derecesinde role sahiptir. Döviz kurlarındaki hareketler küçük olduğunda firmalar genel olarak fiyatları değiştirmeyi maliyetli bulduklarından bu değişimi fiyatlara yansıtılmamaktadırlar. Ayrıca firmalar itibar kaybetmemek için de döviz kurunda meydana gelen küçük çaplı hareketleri fiyatlara yansıtılmamaktadırlar (Ghosh vd., 2006: 4).

Ekonomide izlenen döviz kuru rejimi, geçiş etkisinin derecesini belirleyen bir başka faktördür. Özellikle enflasyon hedeflemesi altındaki dalgalı kur rejiminde döviz kuru ile fiyatlar arasındaki ilişki zayıflamaktadır. Sabit kur rejiminde önceden duyurulan devalüasyon beklentiler açısından nominal çıpa vazifesi görür. Bu durumda döviz kuru ve fiyatlar arasında sıkı bir ilişki ortaya çıkmakta ve döviz kuru dalgalanmaları fiyat değişikliklerine yol açmaktadır. Döviz kurlarının enflasyon beklentisi açısından bu şekilde nominal çıpa vazifesi görmesi, kurdaki herhangi bir değişiklik karşısında beklentileri hızla değiştirmekte ve malların fiyatlarını etkilememektedir. Kurun nominal çıpa olarak kullanılmadığı durumda ise, döviz kuru ile beklentiler arasındaki ilişki zayıflamakta ve bu da düşük geçiş etkisine neden olmaktadır (Coricelli vd., 2006: 19-20). Döviz kuru geçiş etkisinin derecesinde önemli bir yere sahip bir diğer faktör para politikasının istikrarıdır. Konu ile ilgili olarak Deverux, Engel ve Storgaard (2003)'ün çalışmalarına göre; para politikası daha istikrarlı olan ülkelerde düşük kur oynaklığı mevcut olacaktır. İhracatçılar para politikasında istikrara sahip bu ülkelerin para birimi cinsinden fiyatlamaya yaptıklarında; yerel para birimi cinsinden ithalat fiyatlarına geçiş etkisi düşük olacaktır. Yani istikrarlı para politikasına sahip ülkelerde geçiş etkisi daha düşük olacaktır. Döviz kuru geçiş etkisini etkileyen bir başka faktörde enflasyon oranıdır. Taylor (2000)'a göre; enflasyon oranı ile geçiş etkisinin derecesi arasında ilişki vardır. Düşük enflasyonun olduğu bir ortam düşük geçiş etkisine neden olmaktadır. Çünkü enflasyon uyuşuk bir karaktere sahiptir. Yani şimdiki düşük enflasyon gelecekte de düşük enflasyona yol açacak ya da tam tersi şu anki yüksek enflasyon gelecekteki enflasyonun yüksek olacağı yönünde tahminler oluşturacaktır. Taylor (2000)'a göre, düşük enflasyon ortamında maliyetlerde döviz kuru şokundan kaynaklanan bir artış olduğunda firmalar piyasadaki rekabet güçlerini kaybetmemek için fiyatlarda artışa gitmeyecektir. Eğer firma kurdaki bu şokun geçici olduğunu tahmin ederse, maliyetlerdeki bu artışı düşük düzeyde fiyatlamaya yaparak absorbe edecek böylelikle firmanın kar marjı fiyatların sabit düzeyde kalmasını sağlayacaktır. Yüksek enflasyon ortamında ise firmalar yüksek düzeyde fiyatlamaya yapmak isteyecektir. Böyle bir ortamda herhangi bir döviz şoku durumunda maliyetlerdeki artışlara karşılık olarak firmalar fiyatlarını yükseltme

yoluna gideceklerdir. Piyasadaki enflasyonist baskının süreceğini düşünen firmalar her döviz kuru şokunda sürekli fiyat ayarlamasına gidecektir. Sonuç olarak enflasyonist ortamda döviz kuru şoklarından kaynaklanan fiyat ayarlamaları döviz kuru geçiş etkisinin derecesinde artışa neden olacaktır.

2.2 Literatür

Döviz kuru geçiş etkisine yönelik literatürü diğer ülke uygulamaları ve Türkiye uygulamaları olarak ikiye ayırmak mümkündür. İlk olarak diğer ülke uygulamalarını ele alacak olursak; Çin, Güney Kore, Singapur, Tayvan, Hong Kong, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Türkiye, Arjantin, Şili ve Meksika'dan oluşan gelişmekte olan piyasalarda, 1975–2004 dönemi için VAR modeli kullanarak inceleyen Ca'Zorzi, Hahn ve Sanchez (2007)'in çalışmalarının sonucuna göre; gelişmekte olan ülkelerdeki ithalat ve tüketici fiyatlarındaki döviz kuru geçiş etkisi her zaman gelişmiş ülkelere kıyasla daha büyüktür. Tek haneli enflasyona sahip gelişmekte olan ülkelerde (özellikle Asya ülkelerinde) ithalat ve tüketici fiyatları geçiş etkisi, düşük ve gelişmiş ülkelerde ki düzeyden pek farklı değildir. Çalışma, Taylor'ın hipotezi doğrultusunda Türkiye ve Arjantin ayrı tutulduğunda diğer ülkelerde döviz kuru geçiş etkisinin derecesi ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki olduğuna dair sağlam kanıtlar elde etmiştir. Son olarak teorik açıdan makul bir süre içerisinde ithalata açık ve döviz kuru geçiş etkisi arasında ki pozitif ilişki için sadece zayıf bir ampirik kanıt bulunmuştur. Sekine (2006), çalışmasında 1997-2004 dönemi için altı büyük sanayi ülkesindeki (ABD, İngiltere, Japonya, Almanya, Fransa, İtalya) döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisini sorgulamıştır. Sekine'ye göre döviz kuru geçiş etkisi iki aşamaya ayrılmaktadır. İlki döviz kuru dalgalanmalarının ithalat fiyatlarına geçiş etkisi (ilk aşama geçiş etkisi) diğeri ise bu ithalat fiyat hareketlerinin tüketici fiyatlarına geçiş etkisidir (ikinci aşama geçiş etkisi). Çalışmanın sonuçlarına göre her iki aşama geçiş etkisi de ele alınan ülkelerde zamanla azalmaktadır. İkinci aşama geçiş etkisindeki azalma düşük ve istikrarlı enflasyon ortamı ile bağlantılı iken, birinci aşama geçiş etkisi için bu ortamın etkisi düşüktür. Shimntani, Yabu ve Hogiwarra (2013), çalışmalarında 1975–2007 döneminde ABD'de döviz kuru geçiş etkisi ve enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada yöntem olarak doğrusal olmayan zaman serileri analizini kullanmışlar ve döviz kuru geçiş etkisinin düşük olduğunu saptamışlardır. Bu sonucun nedeninin, 1980-1990 yılları arasındaki düşük enflasyon ortamı olduğunu belirtmişlerdir.

Türkiye ile ilgili yapılan çalışmalar arasında Leigh ve Rossi (2002), Kara ve Ögünç (2005, 2011), Volkan vd. (2007), Damar (2010), Gündoğdu (2013) sıralanabilir. Leigh ve Rossi (2002), Türkiye'deki döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyat endeksi ve toptan eşya fiyat endeksi üzerindeki etkisini 1994-2002 dönemi için VAR analizi

yardımla incelemişlerdir. Sonuçlara göre; Türkiye'de döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi bir yıl sonra sona ermekte fakat özellikle ilk dört ay geçiş etkisi daha fazla hissedilmektedir. Toptan eşya fiyatlarındaki geçiş etkisi, tüketici fiyatlarındaki geçiş etkisinden daha fazladır ve Türkiye'deki döviz kuru geçiş etkisinin büyüklüğü ve hızı diğer gelişmekte olan ülkelere göre daha büyüktür. Kara ve Ögünç (2005) ise, çalışmalarında VAR modeli kullanarak Türkiye'de döviz kurunun ve ithalat fiyatlarının, yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini 1994-2001 ve 2001-2004 olmak üzere iki ayrı dönem halinde (dalgalı döviz kuru öncesi ve sonrası) incelemişlerdir. Bulgular, döviz kuru geçiş etkisinin dalgalı döviz kuru rejimine geçildikten sonra zayıflamakta ve yavaşlamaktadır. Geçiş etkisini düşük olan bu seviyesi ise döviz kuru şoklarının kalıcı olmamasına bağlanmıştır.

Volkan, Saatçioğlu ve Korap (2007), VAR yöntemini kullanarak Türkiye'deki döviz kuru değişikliklerinin yurtiçi enflasyon üzerine etkilerini incelemişlerdir. Çalışmanın dönem aralığı 1994-2006 olup dalgalı döviz kuru öncesi ve sonrası dönem olarak ikiye ayrılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre; döviz kuru şokları yurtiçi enflasyonu beslemektedir. Şoklar önce imalat sanayi fiyatlarına yansımakta ve bu şoklar üretim zincirinin çeşitli aşamalarındaki fiyat değişkenlerini farklı şekillerde etkilemektedir. Bununla birlikte 2003 sonrasında döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisi 2003 öncesi ile karşılaştırıldığında %25 azalmıştır.

Damar (2010) tarafından yapılan bir diğer çalışmada, Türkiye' de döviz kurundan tüketici fiyatlarına ve çekirdek enflasyona geçiş etkisini VECM (vektör hata düzeltme modeli) çerçevesinde 1995-2000 ve 2002-2009 (dalgalı kur rejimi öncesi ve sonrası) olmak üzere iki ayrı alt dönemde incelemiştir. Geçiş etkisinin üretim zinciri boyunca ve dalgalı kur rejimi sonrasında düştüğünü, gerek dalgalı kur rejimi öncesi gerekse dalgalı kur rejimi sonrasında çekirdek enflasyonda TÜFE'ye kıyasla daha yüksek geçiş etkisi görüldüğünü saptamıştır.

Kara ve Ögünç (2011), çalışmalarında Türkiye'de döviz kuru ve ithalat fiyatlarının çekirdek tüketici fiyatları üzerindeki geçiş etkisini 2002-2011 dönemi için VAR modeli kullanarak incelemişlerdir. Ele alınan dönem için yapılan tahminler, geçişkenliğin bir yıllık zaman diliminde her iki değişken (döviz kuru ve ithalat fiyatları) içinde ortalama %15 civarında olduğuna işaret etmiştir. Ayrıca bulgular döviz kuru ile tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin zaman içinde azaldığını göstermiştir. Geçiş etkisindeki bu azalmanın nedeni ise artan rekabet ortamı, dalgalı döviz kuru rejimi ve düşük enflasyon sürecine bağlanmıştır.

Son olarak, Gündoğdu (2013), Türkiye'de döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisini ÜFE (üretici fiyat endeksi), TÜFE, imalat sanayi ÜFE ve çekirdek TÜFE bazında 2003-2012 dönemi için VECM yöntemini kullanarak incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre; döviz kurundaki dalgalanmalar TÜFE'nin seyrinde etkilidir ancak söz konusu

etki incelen dönemde azalmaktadır. Çekirdek enflasyonda TÜFE'ye kıyasla daha yüksek geçiş etkisi bulunmakta ve döviz kuru şoklarının sanayi sektörü üretim maliyetleri üzerindeki etkilerinin, TÜFE'ye etkisine kıyasla daha güçlü ve söz konusu etkinin yayılmasının da daha hızlı olduğu gözlemlenmektedir.

3. Metodoloji

3.1 Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Kısa, Orta ve Uzun Dönemde Belirlenmesi: Frekans Dağılımı Nedensellik Testi

Geleneksel nedensellik testleri analize dâhil edilen değişkenler arasındaki etkileşimi sadece bir test istatistiği için incelerken, frekans alanı metodu zaman içerisindeki farklı frekanslar için söz konusu testleri gerçekleştirmektedir. Bu açıdan geleneksel doğrusal nedensellik testleri tüm periyot için, doğrusal olmayan asimetric nedensellik testleri ise genişleme ve daralma dönemlerinde ki nedensellikleri incelemektedirler. Bu durum geleneksel nedensellik analizlerinin tek bir test istatistiği değişkenler arasındaki ilişkiyi özetler şeklindeki zımnî varsayımının tersinedir. (Ciner, 2011: 5). Frekans alanı nedensellik testi ise tüm periyot baz alınarak kısa, orta ve uzun dönem şeklinde nedensellik ilişkisini incelemektedir.

Geweke (1982) ve Hosoya (1991), frekans alanı yaklaşımına göre nedenselliği test edebilmek için iki boyutlu zaman serisi vektörü oluşturmuştur: $z_t = [x_t, y_t]'$ ve z_t sonlu sıralı VAR modeli şeklindedir.

$$\Theta(L)z_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$, 2x2 gecikme boyutu ile $L^k z_t = z_{t-k}$ dir. Farklı frekanslarda Granger nedensellik ise;

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_x(\omega)}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] = \log \left[1 + \frac{|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (3)$$

Şeklinde tanımlanmıştır. Eğer $|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ ise ki bu durum y frekans ω 'de x'in nedeni değildir demektir. Eğer z'nin bileşenleri I(1) ise ve eşbütünlük ise otoregresif polinomial $\Theta(L)$ birim köke sahiptir. Geriye kalan kökler çemberin dışındadır. (2) Nolu denklemin her iki tarafından da z_{t-1} 'i çıkarırsak:

$$\Delta z_t = (\Theta_1 - I)z_{t-1} + \Theta_2 z_{t-2} + \dots + \Theta_p z_{t-p} + \varepsilon_t = \tilde{\Theta}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Bu durumda $\tilde{\Theta}(L) = \Theta_1 - I + \Theta_2 L + \dots + \Theta_p L^p$ şeklindedir (Breitung ve Candelon, 2006). Geweke (1982) ve Hosoya (1991) spektral yoğunluğun ayrışmasına göre belirlenen özel frekansa göre nedenselliğin ölçülmesini önermiştir. İki değişkenli vektör otoregresif model kullanan Breitung ve Candelon (2006) ise otoregresif parametreler üzerinde doğrusal bir hipoteze dayanan tek bir test prosedürü önermiştir. Böylece test prosedürü çok boyutlu sistemleri ve eşbütünleşme ilişkilerini inceleyebilecek şekilde genelleştirilebilecektir.

Breitung ve Candelon (2006) ε_t 'yi beyaz gürültü olarak varsaymaktadır ve $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma$ şeklindedir. Burada Σ pozitif tanımlıdır. G 'yi Cholesky ayrıştırmasının aşağı üçgen matris olarak tanımlarsak $G'G = \Sigma^{-1}$ ki $E(\eta_t \eta_t') = I$ ve $\eta_t = G\varepsilon_t$ şeklindedir. Eğer sistem durağan ise, bu durumda $\phi(L) = \Theta(L)^{-1}$ ve $\psi(L) = \phi(L)G^{-1}$ şeklindedir. MA gösterimi ise;

$$z_t = \phi(L)\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Bunu x_t 'nin spektral yoğunluğunun gösterimi için kullanabiliriz;

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \{ |\psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \} \quad (6)$$

Breitung ve Candelon (2006) $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ 'nin nedensellik etkisini $|\psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ için keşfetmektedir. Sıfır hipotezi VAR katsayılarındaki doğrusal kısıtlamalara eşittir. $\psi(L) = \Theta(L)^{-1}G^{-1}$ ve $\psi_{12}(L) = -\frac{g^{22}\Theta_{12}(L)}{|\Theta(L)|}$, G^{-1} 'nin düşük diagonal elemanı olarak g^{22} ve $\Theta(L)$ 'nin belirleyicisi olarak $|\Theta(L)|$ y ω frekansında x'in nedenseli değildir.

$$|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = \left| \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega)i \right| = 0 \quad (7)$$

$\theta_{12,k}$ ile Θ_k 'nin (1,2)-elemanını göstermektedir. Bunun için $|\Theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ için,

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0 \quad (8)$$

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (9)$$

Breitung ve Condolon (2006) doğrusal kısıtlamalar $\alpha_j = \theta_{11,j}$ ve $\beta_j = \theta_{12,j}$ 'yi denklem (8) ve (9) 'e uygulamıştır. Sonrasında x_t için VAR denklemi aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

ve sıfır hipotezi $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]'$ ile doğrusal kısıtlamaya eşit olacaktır.

$$H_0 : R(\omega)\beta = 0 \quad (11)$$

ve

$$R(\omega) = \begin{bmatrix} \cos(\omega) & \cos(2\omega) & \dots & \cos(p\omega) \\ \sin(\omega) & \sin(2\omega) & \dots & \sin(p\omega) \end{bmatrix} \quad (12)$$

$\omega \in (0, \pi)$ için nedensellik ölçüsü geleneksel F testi ile test edilebilir. Test prosedürü (2, T-2p) serbestlik derecesi ile F- dağılımına sahiptir.

3.2 Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Testi (Bootstrap Rolling Window Causality Test)

Balcılar vd. (2010) çalışmasında hata terimine dayalı bootstrap yöntemi ile olabilirlik oranı (LR, likelihood ratio) nedensellik testi uygulamışlardır. Bootstrap sürecine dayalı LR Granger nedensellik test süreci iki değişkenli VAR(p) modelini $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere;

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

ifadesinde $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \square iid(0, \sigma^2)$ tekil olmayan kovaryans matrisi Σ şeklindedir. Optimal gecikme uzunluğu akaik bilgi kriteri (AIC) tarafından belirlenmektedir.

$y_t = [y_{1t}, y_{2t}]_{2 \times 1}$ matris olmak üzere VAR(p)

$$\text{modeli; } \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

şeklinde gösterilebilir. $\phi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^p \phi_{ij,k} L^k$ olmak üzere $i,j=1,2$ k gecikme operatörü $L^k x_t = x_{t-k}$ şeklindedir. Testin sıfır hipotezi $\phi_{12,i} = 0$ olmak üzere y_{2t} y_{1t} 'nin Granger nedeni değildir veya tam tersi bir ifadeyle $\phi_{21,i} = 0$ olmak üzere y_{1t} , y_{2t} 'nin Granger nedeni değildir şeklindedir. Balcılar vd. (2010) değişkenlerde olası muhtemel yapısal değişimlerin ve örneklem boyutundan kaynaklanan sorunların üstesinden gelmek için Koutris vd. (2008) ve Shukur ve Mantalos (2000) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş bootstrap test sürecine bağlı kayan pencere Granger nedensellik kullanmışlardır. Buna göre;

$$Y := (y_1, y_2, \dots, y_T) \quad 2 \times T \text{'lik}$$

$$B := (\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_T) \quad (2 \times (2p+1)) \text{'lik}$$

$$Z_T := (1, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}) \quad ((2p+1) \times 1) \text{'lik}$$

$$Z := (Z_0, Z_1, \dots, Z_{T-1}) \quad ((2p+1) \times T) \text{'lik}$$

$$\eta := (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T) \quad (2 \times T) \text{'lik}$$

matrisler olmak üzere Φ_0 sabit terim, $t=1,2,\dots,T$ 'ye kadar VAR(p) modeli $Y = BZ + \eta$ modelindeki B'nin en küçük kareler tahmini $\hat{B} = YZ'(Z'Z)^{-1}$ şeklinde ifade edilmektedir. Bu tahminden elde edilen kısıtsız modelin hata terimleri η_U ve kısıtlı modelin hata terimleri η_R kullanılarak $S_U = \eta_U' \eta_U$ ve $S_R = \eta_R' \eta_R$ 'dır. Test istatistiği (15) Nolu denklemdeki gibi ifade edilebilir:

$$LR = (T - k) \ln \left(\frac{\det S_R}{\det S_U} \right) \quad (15)$$

T gözlem sayısı, $k=2 \times (2p+1) + p$ küçük örneklemelerde düzeltme terimi, p VAR modelinin gecikme uzunluğu olarak χ^2 dağılımı göstermektedir. Test

istatistiğinin hesaplanmasından sonra $i=1,2,\dots,T$ olmak üzere düzeltilmiş en küçük kareler hata terimleri (OLS) hata terimleri $(\eta_R - \bar{\eta}_R)$ kullanılarak $Y^* = BZ^* + \eta^*$ regresyonları elde edilmektedir. Boş hipotez altında N_b sayıda LR* olasılık değerleri hesaplanır ($LR^* \geq LR$). Son aşamada ise kayan pencerenin boyutu olmak üzere $t = \tau - l + 1, \tau - l, \dots, l, \tau = l, l + 1, \dots, T$ tüm örnekleme uygulamasına ek olarak kayan alt örnekleme için yukarıdaki adımlar tekrar edilir.

4. Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilen Türkiye'nin açık enflasyon hedeflemesi stratejisini uygulamaya başladığı Ocak 2003-Kasım 2013 dönemi için Tüketici Fiyat Endeksi bazlı reel efektif döviz kuru (REER, 2003=100) ve Tüketici Fiyat Endeksi (CPI) değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenlerin doğal logaritması alınmış ve Tramo-Seats yöntemine göre mevsimsel etkilerden arındırılmışlardır. Doğal logaritması alınmış ve mevsimsellikten arındırılmış tüketici fiyat endeksi ve reel döviz kuru serilerinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: Tüketici Fiyat Endeksi ve Reel Döviz Kuru Değişkenlerine ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Gözlem	Ortalama	Maksimum	Minimum	Standart		
					Sapma	Çarpıklık	Basıklık
CPI	131	5.011	5.429	4.551	0.254	-0.089	1.789
REER	131	4.739	7.881	4.491	0.08	-0.598	3.417

Tanımlayıcı istatistiklere göre oynaklığın göstergesi olan standart sapma değeri tüketici fiyat endeksi serisinde daha yüksektir. Ayrıca her iki serinin olasılık dağılımdaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayısı² dikkate alındığında her iki seri sola çarpık bulunmuştur. Dağılım eğrisinin kuyruk dağılımını gösteren basıklık

² Ortalamaya göre üçüncü derece moment çarpıklık için $S = \alpha_3 = \begin{cases} <0 & \text{için sola çarpık} \\ =0 & \text{için simetrik} \\ >0 & \text{için sağa çarpık} \end{cases}$

katsayısına³ göre tüketici fiyat endeksi değişkeni basık, reel döviz kuru değişkeni ise dik bulunmuştur.

4.1 Augmented (Genişletilmiş) Dickey-Fuller (1979, ADF) ve Phillips ve Perron (1988, PP) Birim Kök Testi

Vektör otoregresyon analizinde yer alacak değişkenler arasında anlamlı ilişkilerin belirlenebilmesi için serilerin durağan olması gerekmekte ve bu amaçla durağanlık testi yapılmaktadır. Bu nedenle uygulamaya geçilmeden önce modelde yer alan değişkenlerin durağan olup olmadıkları ADF ve PP birim kök testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 2'de belirtilmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

		ADF	PP
<i>Düzye Değerleri</i>	Değişkenler		
Sabitli Model	CPI	-0.86 (4)	-2.55 (50)
	REER	-3.52 (3)*	-3.40 (4)**
Sabit ve Trendli Model	CPI	-4.07 (1)*	-3.13 (15)
	REER	-3.37 (3)***	-3.11 (4)
<i>Birinci Farklar</i>			
Sabitli Model	CPI	-8.78 (3)*	-11.70 (85)*
	REER	-6.62 (3)*	-8.34 (10)*
Sabit ve Trendli Model	CPI	-8.50 (3)*	-17.10 (77)*
	REER	-3.14 (3)*	-8.41 (11)*

Notlar: **.*** ve *** değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. ADF Testi için: * değeri SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını ve gecikme uzunluklarının sıfır olması durumunda Dickey-Fuller test sonuçlarını göstermektedir. ADF testi için %1, %5, ve %10 güven aralığında Mac Kinnon (1996) kritik değerleri, sabit terimli model için -3.485. -2.885. -2.579, sabit terim ve trendli model için ise -4.035. -3.447. -3.148'dir. PP testi için: parantez içindeki değerler Bartlett Kernel kriteri kullanılarak Newey-West'e göre seçilen bant genişliklerini göstermektedir. PP testi için %1, %5 ve %10 güven aralığında Mac Kinnon kritik değerleri, sabit terimli model için -3.483. -2.884. -2.579, sabit terim ve trendli model için ise -4.033. -3.446 ve 3.148'dir.

Serilerin durağanlığı için y_t serisinin tahmin edilen τ (tau) istatistik değerinin MacKinnon (1996) tablo değerinden mutlak değer içinde büyük olması ($|\tau_h| > \tau_t$) gerekmektedir. Reel döviz kuru değişkeni, düzey değerlerinde ADF (1981) test sonuçlarına göre sabit terim ve trendli modelde, PP (1988) test sonuçlarına göre

³ Ortalamaya göre dördüncü moment basıklık için $K = \alpha_4 = \begin{cases} <3 & \text{için basık} \\ =3 & \text{için normal} \\ >3 & \text{için dik} \end{cases}$

ise sabit terimli modelde durağan olduğu görülmektedir. Bununla birlikte birinci farkında (I(1)) tüm modellerde durağan olduğu görülmektedir. Tüketici fiyat endeksi değişkeninin düzey değerinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (1981) test sonuçlarına göre sabit ve trendli modelde durağan olduğu ve değişkenin birinci farkı alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenleri uzun hafıza (long memory) gösterdikleri düşünüldüğünde bundan sonra kurulacak VAR modeli için reel döviz kuru serisinin düzey değeri, tüketici fiyat endeksi serisinin ise birinci farkı alınarak analize devam edilecektir.

4.2 Zivot-Andrews (1992) Tek-İçsel Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan Birim Kök Testi Sonuçları

Analiz kapsamında ele alınan dönemde Türkiye ekonomisinde hem içsel hem de dışsal olarak şoklar yaşanmış ve iktisat politikası değişikliklerine gidilmiştir. Ocak 2002’te örtük enflasyon hedeflemesi rejimi tüketici fiyat endeksi değişkeninin de ve Ağustos 2006’da ortaya çıkan küresel kriz ise reel döviz kuru değişkeninin de önemli etkiler bıraktığı düşünülmektedir. Bununla birlikte ekonometrik olarak Dickey-Fuller (1979) ve Phillips-Perron (1988) geleneksel birim kök testlerinin güçlerinin (power) düşük olması analizde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin uygulanmasını zorunlu kılmıştır. Bu gibi nedenlerle serilerde yapısal kırılmanın mevcut olup olmadığı Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen birim kök testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Model A		Model C	
	Min t-stat	Kırılma	Min t-stat	Kırılma
CPI	-4.546	Ağustos 2006 [3.516]**	-5.918	Aralık 2007 (6)* [-4.656]**
REER	-4.624	Kasım 2010 (3)* [-3.102]**	-4.805	Ağustos 2008 [-2.99]**

Not:*Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir.**Modeller için Zivot ve Andrews (1992)’den alınan kritik değerler Model A’da %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.34 ve -4.80. Model C’de %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.57 ve -5.08’dir.

Hesaplanan t istatistik değerinin, mutlak değer olarak Zivot-Andrews (1992) çalışmasında yer alan kritik değerlerden büyük olması durumunda yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösteren temel hipotez reddedilmektedir. T istatistiğinin Zivot-Andrews (1992) kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olması durumunda ise, trend fonksiyonunda ortaya çıkan tek yapısal kırılmayla değişkenin trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipotez reddedilmektedir.

Elde edilen sonuçlara göre; tüketici fiyat endeksinde Model A'da yapısal kırılma anlamsız çıkmış, Model C'de ise Aralık 2007'de yapısal kırılma yaşandığı görülmüştür.. Reel döviz kuru değişkeninde ise, hem Model A hem de Model C'de yapısal kırılmalar anlamsız çıkmış yani yapısal kırılmanın olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Aralık 2007'de tüketici fiyat endeksinde meydana gelen yapısal kırılma, 2007 yılının son çeyreğinde gerçekleşen enflasyonun, hedeflenen enflasyonu aşmasından kaynaklanmaktadır. 2007 Aralık ayında enflasyon %8,39 olarak gerçekleşerek, belirsizlik aralığının üst sınırı olan %6 seviyesini aşmıştır. Hedeflenen enflasyonda ortaya çıkan bu sapmanın nedenleri ise, 2007 yılında yaşanan kuraklık sonrası tarım ürünleri rekoltesinin azalması sonucunda arz yönlü şokların meydana gelmesi, bazı gıda ürünlerinin alternatif yakıt üretiminde kullanılması, dünyada artan gıda talebi ve tarımsal emtia fiyatlarındaki yükselişler gibi uluslararası gelişmelerin yurtiçi gıda fiyatlarını olumsuz etkilemesi, enerji ve yönetilen/yönlendirilen kalemlerin fiyatlarında meydana gelen değişimler ve belediyelerin kuraklık nedeniyle su fiyatlarını arttırması olarak açıklanmıştır (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2008: 1-2).

4.3 Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Vektör Otoregresyon Yöntemi (VAR) ile Öngörülmesi

VAR modelleri tüketici fiyat endeksi değişkeni ile reel döviz kuru değişkeni arasındaki kısa dönemli ilişkileri görmek amacıyla kurulmuştur. Bu bağlamda vektör otoregresyon modelinden elde edilen katsayılar teorik olarak yorumlanmayacaktır. Bunun yerine bu modellerden elde edilen optimal gecikme uzunluğu ve Granger tipi nedensellik test sonuçlarına yer verilecektir. VAR modeline Zivot-Andrews (1992) tek-içsel kırılmaları dikkate alan birim kök testinde bulunan kırılma tarihleri dikkate alınarak dönem için kukla değişken (Dummy, D) egzojen olarak modele dahil edilmiştir.

$$CPI = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11,i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} REER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{13,i} D_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

$$REER = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21,i} REER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{23,i} D_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (17)$$

VAR modelinde, içsel değişkenlerin tümü kendi gecikmeli değerleri ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile açıklandıkları için gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu model ışığında gecikme uzunluğu 4 olarak seçilmiştir.

4.4 VAR Modelinden Elde Edilen Granger Nedensellik Test Sonuçları

Daha önce (16) Nolu vektör otoregresyon modellerinde tüketici fiyat endeksinin bağımlı değişken olarak yer aldığı otoregresif modelde boş hipotez

$\sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} REER_{t-i} = 0$ şeklinde olup reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksinde

Granger nedenselliğinin olmadığını göstermektedir. Alternatif hipotez ise

$\sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} REER_{t-i} \neq 0$ şeklinde olup reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksinde

Granger nedenselliğinin olduğunu ve ayrıca döviz kuru geçiş etkisinin var olduğunu ifade etmektedir. Reel döviz kuru değişkeninin bağımlı değişken olarak yer aldığı

otoregresif modelde ise boş hipotez $\sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} CPI_{it} = 0$ şeklinde olup tüketici fiyat

endeksinde reel döviz kuruna nedenselliğinin olmadığını göstermektedir. Alternatif

hipotez ise $\sum_{i=1}^p \alpha_{22,i} CPI_{it} \neq 0$ şeklinde olup tüketici fiyat endeksinde reel döviz

kuruna Granger tipi nedenselliğinin olduğunu göstermektedir. Karar aşamasında Wald test istatistiklerine dayalı olarak elde edilen olasılık (prob) değerleri eğer baz alınan %1 için 0.01 , %5 için 0.05 ve %10 için 0.1 değerlerinde küçük olması durumunda nedenselliğinin olmadığı sıfır hipotezi reddedilir ve nedenselliğinin olduğu alternatif hipotez kabul edilir.

Tablo 4: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Wald	Olasılık
REER≠>CPI	2.8504	0.5832
CPI≠>REER	3.9637	0.4082

Tablo 4’da yer alana sonuçlara göre tüketici fiyat endeksi ile reel döviz kuru arasında herhangi bir Granger tipi nedensellik bulunmamaktadır. Özçiçek’e (2010) göre tüketici fiyat endeksinde döviz kuru geçiş etkisinin çok zayıf olduğu ve karşılaştırma yapıldığında ticarete konu olmayan sektörlerde bu etkinin daha zayıf olduğu sonucu elde edilmiştir.

Bununla birlikte Arat'a (2003) göre tüketici fiyat endeksinin alt kümesi olan ve bir bakıma ikincil geçiş etkisinin boyutunu gösteren ticarete konu olmayan mallar fiyat endeksine geçiş etkisi düşük bulunmuştur. Bu bağlamda, döviz kuru şoklarının daha çok ticarete konu olan mallar üzerinden göreceli fiyatları etkilediği, ikincil etkiler ile fiyatlar genel seviyesini çok fazla etkilemediği görülmektedir. Türkiye ekonomisinde Ağustos 2006 küresel krizin etkilerinin yaşandığı dönemler haricinde döviz kurlarında istikrar bulunmaktadır. Deverux, Engel ve Storgaard'a (2003) göre istikrarlı para politikası olan ülkelerde döviz kurunda stabilite olacaktır. Kurlardaki bu stabilite ihracatçıları yerel para birimi cinsinden fiyatlama yapmaya yöneltecek ve yerel para birimi cinsinden ithalat fiyatlarına geçiş etkisi düşük olacaktır.

4.5 Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanında Nedensellik Test Sonuçları

Daha önce yapılan nedensellik testleri analiz edilen tüm periyot için konuyu ele almakta ve her ekonomide görülmesi mümkün olan konjonktürel dalgalanmaları dikkate almamaktadır. Bununla birlikte iktisadi ekollerin temel ayrışma konusu olan kısa ve uzun dönemde makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testi ile ortaya çıkmaktadır. Son olarak, çalışmada nedensellik test istatistiklerinin, farklı frekanslara ayrıştırılmasına imkan veren Breitung ve Candelon (2006) nedensellik analizi kullanılmaktadır. Kısa dönem nedenselliği incelemek için, test istatistiklerini $\omega_i = 2.5$ ve $\omega_i = 2.0$ olmak üzere yüksek bir frekansda hesaplanmıştır. Orta dönem ve uzun dönem nedenselliği incelemek için ise, bu frekansları sırasıyla $\omega_i = 1.0$, $\omega_i = 1.5$ ve $\omega_i = 0.01$, $\omega_i = 0.05$ olarak hesaplanmıştır.

Tablo 5: Frekans Alanı Nedensellik Test Sonuçları

	REER \Rightarrow CPI						CPI \Rightarrow REER					
	Uzun		Orta		Kısa		Uzun		Orta		Kısa Dönem	
ω_i	0.01	0.05	1.00	1.50	2.0	2.50	0.01	0.05	1.00	1.50	2.00	2.50
	1.55	1.55	1.16	0.90	0.67	1.60	0.37	0.37	0.56	1.51	3.00	6.440*

Not: \neq notasyonu nedenseli olmadığı anlamına gelmektedir. VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre 3 olarak seçilmiştir. (2.T-2p) serbestlik derecesi ile F tablo değeri yaklaşık 5.99'dur. 0 ve $\pi.\omega \in (0,\pi)$ arasında yer alan her frekans alanı (ω_i) için.

Ocak 2003 ile Kasım 2013 arası olarak ele alınan dönemde 131 gözlem bulunmakta ve vektör otoregresyon modelinde kullanılan gecikme uzunluğuna bağlı olarak F tablo değeri yaklaşık olarak 5.99'dir. Eğer F tablo değeri, hesaplanan F istatistiğinden büyükse değişkenler arasında nedenselliğin olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Tablo 5'de yer alan F istatistik değerlerine göre sadece frekans

alanının 2.50 olduđu kısa dönemde tüketici fiyat endeksinde reel döviz kuruna dođru bir nedensellik bulunmaktadır.

Damar (2010), Kara ve Öđünç (2011) ve Gündođdu (2013)'ya göre döviz kuru geçiř etkisinin üretim zinciri boyunca ve dalgalı kur rejimi sonrasında düřtüđü görölmekte, gerek dalgalı kur rejimi öncesinde gerekse sonrasında çekirdek enflasyonda tüketici fiyat endeksine kıyasla daha yüksek geçiř etkisi görölmektedir. Döviz kuru geçiř etkisindeki azalma hala devam etmektedir. İthal girdi bađımlılıđının döviz kurundan fiyatlara geçiř etkisini yapısal bir boyuta taşıması nedeniyle geçiř etkisinin belirli bir ölçüde her zaman var olacađı düşünölmektedir. Söz konusu bu belirli ölçü kendisini hem kısa dönemde hem de varyans ayrıştırması sonuçlarında göstermiştir. Enflasyon hedeflemesi rejimiyle birlikte para politikasının tek hedefinin fiyat istikrarı olması döviz kuru geçiř etkisini önemli ölçüde etkilemiştir. Jazbec, Masten ve Coricelli (2004) bu durumu uyarlayıcı döviz kuru politikaları izleyen ölkelerde döviz kuru geçiř etkisinin hızının ve büyüklüđünün yüksek olduđu, kura dayalı istikrar politikasının temel politika olarak alınmadıđı ölkelerde ise geçiř etkisinin hızının ve büyüklüđünün düşük olduđunu ifade etmektedir.

Ayrıca Mc Carthy (2006) büyük ithalat payına ve istikrarlı döviz kuru ile ithalat fiyatlarına sahip ölkelerin enflasyon sürecinde, daha geniş ve baskın bir role sahip olduđunu belirtmiştir. Türkiye’de söz konusu dönemde aşırı deđerli kur politikasının izlenmesi nedeniyle ithalata bađlı bir üretim yapısı meydana gelmiştir. Bu nedenle yurt dışından Türkiye’ye düşük enflasyon ithali yaşanmıştır. Türkiye ekonomisinde Ocak 2002’den itibaren örtük, Şubat 2006’dan itibaren ise açık enflasyon hedeflemesi stratejisi uygulamıştır. Bu politikanın başarı ile uygulanması sonucunda enflasyon çok kısa sürede tek haneli rakamlara düşmüřtür. Ca’Zorzi, Hahn ve Sanchez (2007)’in çalıřmalarının sonucuna göre; tek haneli enflasyona sahip geliřmekte olan ölkelerde (özellikle Asya ölkelerinde) ithalat ve tüketici fiyatları geçiř etkisinin düşük ve geliřmiş ölkelerde ki düzeyden pek farklı deđildir.

4.6 Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Testi Sonuçları

Frekans alanı nedensellik testinde, deđişkenler arasındaki nedensellik iliřkisi sadece kısa dönem, orta dönem ve uzun dönem olarak ele alındıđından, daha ayrıntılı inceleme yapmak amacıyla nedenselliđi aylık periyodlar halinde ele alan Balcılar vd. (2010) Bootstrap kayan pencere nedensellik testinden yararlanılmıştır. Teste göre; %10 anlamlılık seviyesinden daha küçük olasılık deđerlerinin yer aldıđı dönemlerde reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksine dođru nedensellik

olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmektedir. Testin sonuçları Grafik 1 ve Grafik 2’de gösterilmiştir.

Grafik 1’e göre; 2004 Nisan ayında, 2005 Haziran, Temmuz, Ağustos, Eylül, Ekim, Kasım ve Aralık aylarında, 2006’nın Mart ve Nisan ayında, 2007’de Ağustos ayında, 2010 yılında Ekim ve Aralık ayı hariç tüm aylarda, 2011’de Haziran’dan yıl sonuna kadar ve son olarak 2012 de ise Ağustos, Eylül ve Ekim aylarında reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksine nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Grafik 2’ye göre; 2005 Eylül ve Aralık aylarında, 2009 Şubat ve Nisan ayında, 2011 Ekim, Kasım ve Aralık aylarında ve son olarak 2012 yılının Ocak, Şubat, Mart, Temmuz ve Ağustos aylarında tüketici fiyat endeksinden reel döviz kuruna nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

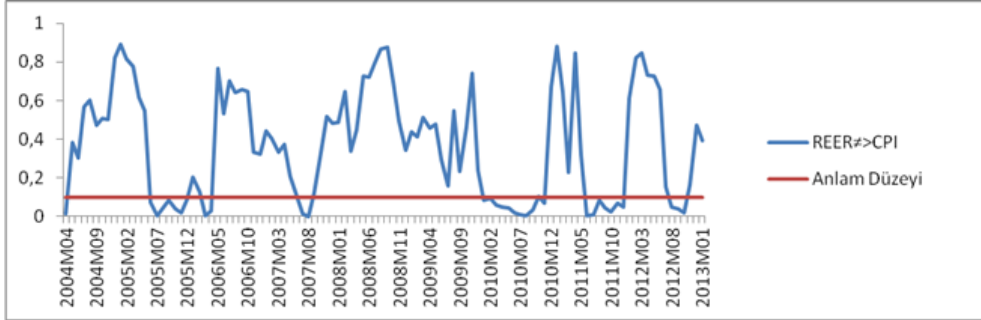
Reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksine ve tüketici fiyat endeksinden reel döviz kuruna nedensellik ilişkisinin bulunduğu yıllarda Türkiye ekonomisine bakıldığında; 2004 yılında, FED’in faiz artırımına gidebileceği ile beklentilerin kuvvet kazanması, Kıbrıs referandumu ve Türkiye’nin AB üyeliği ile ilgili belirsizliklerin mevcut olması döviz kurunu etkilemiş ve kurlarda hızlı bir yükseliş gözlemlenmiştir. Yüksek oranlı kur artışı, yıllık enflasyon oranındaki düşüşün yılın ilk yarısına göre yavaşlamasına neden olmuştur (TCMB 2004: 77).

2005 yılında küresel likidite koşullarının olumlu yönde olması ve devam eden ters para ikamesi döviz kuru arzında artışa neden olmuş, bu artış ile yılın altıncı ayından itibaren döviz kurunda düşüş meydana gelmiş ve bu da tüketici fiyat endeksinin gerilemesine neden olmuştur. 2006 yılının ilk iki ayında döviz kuru gerilemesini sürdürmüş, Mart ayından itibaren ise uluslararası likidite koşullarında ortaya çıkan bozulma ile birlikte kur yükselmiştir. Kurun yükselmesi ile birlikte petrol fiyatlarında ortaya çıkan artış tüketici fiyat endeksinin artışında önemli bir etkiye sahip olmuştur (Maliye Bakanlığı, 2006: 91, 114).

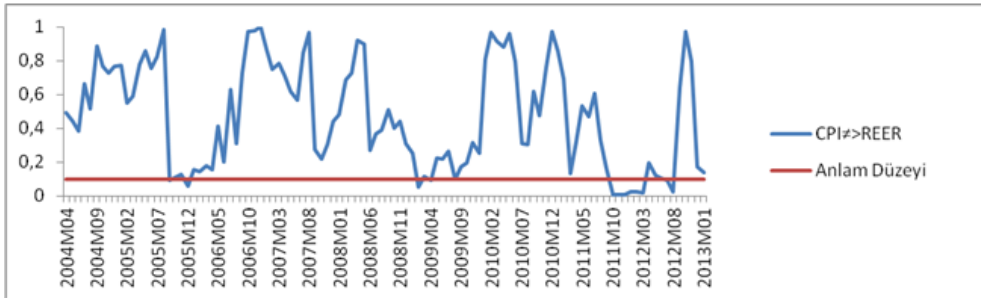
2007 yılı içerisinde döviz kuru hafif yükselişlerin dışında Ağustos ayının ortalarına kadar gerileme eğilimini sürdürmüştür. Ancak Temmuz ayında Amerika Birleşik Devletleri’nde ki yüksek riskli tut-sat piyasasında sorunların yaşanmaya başlaması endişeye yol açmış ve yurt dışı piyasalarda dalgalanmaya sebep olmuştur. Bu durumdan Türkiye’de olumsuz etkilenmiş dolar kuru Ağustos ayı ortalarından itibaren yükselişe geçmiş ve kurdaki yükselişten tüketici fiyat endeksi etkilenmiştir. Ağustos ayının sona ermesi ile birlikte kur tekrar gerilemeye başlamıştır (Maliye Bakanlığı 2007: 93). Global finansal krizin reel ekonomi üzerindeki etkisinin derinleştiği 2009 yılının son çeyreğinden itibaren döviz kurlarında meydana gelen yükseliş petrol ve diğer emtia fiyatlarında artışa neden olmuş ve bu artış 2010 yılının ilk çeyreğinde de devam ederek tüketici fiyat endeksinin yükselmesine

neden olmuştur. Yılın ikinci çeyreğinde endekste gerileme meydana gelmiş ancak üçüncü çeyrekte tekrar yükselme gözlemlenmiştir. Aralık ayında ise endekste tekrar düşüş yaşanmıştır (TOBB, 2010: 70).

Grafik 1: Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Test Sonuçları



Grafik 2: Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan Pencere Nedensellik Test Sonuçları



5. Sonuç

Politika yapımcıların temel politika amaçlarından biri olan sosyal refahın artışının temelinde fiyat istikrarı bulunmaktadır. Bu bağlamda, ampirik çalışmalarda döviz kuru geçişkenliği üzerinde durulmaya başlanmış, ekonomilerin küresel piyasalara entegrasyonu ile birlikte tüketici fiyat endeksinin reel döviz kuru ile etkileşimi ön plana çıkmıştır. Bu araştırmanın temelinde ise reel döviz kurları ile tüketici fiyat endeksi arasında bir ilişkinin olup olmayacağı yatmaktadır. Araştırmanın uygulama bölümünde Ocak 2003-Kasım 2013 dönemine ait Türkiye ekonomisinde tüketici fiyata endeksi ile reel döviz kuru değişkenlerine doğrusal zaman serileri yöntemleri uygulanmıştır. ADF (1981), PP (1988) geleneksel birim kök testleri uygulanmış ve değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Yapısal kırılmaların varlığını ortaya koymak amacıyla tek içsel kırılma için Zivot-Andrews

(1992) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testi yapılmıştır. Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testinde tüketici fiyat endeksinde Aralık 2007 tarihi ön plana çıkmaktadır. Değişkenler arasında ilişkinin yönünü tespit etmek amacıyla vektör otoregresyon yöntemi yardımıyla Granger (1988) tarafından geliştirilen doğrusal nedensellik analizleri yapılmış ve değişkenler arasında doğrusal nedensellik bulunmamıştır. Farklı frekans alanlarında nedensellikleri belirlemek amacıyla Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen nedensellik testi yapılmış ve sadece tüketici fiyat endeksinden reel döviz kuruna kısa dönemde bir nedensellik bulunmuştur. Reel döviz kurundan tüketici fiyat endeksine doğru nedensellik olmaması döviz kuru geçiş etkisinin olmadığı sonucuna ulaştırmaktadır. Bunun en büyük nedeni enflasyon hedeflemesi stratejisi ile birlikte dalgalı kur politikasının uygulanmasıdır.

Araştırmada elde edilen bulgular yöntem ve veri seti açısından kısmen farklılık gösterse de Arat (2003), Damar (2010), Kara ve Öğünç (2011) ve Gündoğdu'nun (2013) bulguları ile örtüşmektedir. Konuya kur tercihi açısından bakıldığında Froot ve Klemperer (1988), Devereux vd. (2004), Bussiere ve Peltonen (2008), dalgalı kur uygulayan ülkelerde döviz kuru geçiş etkisi oldukça düşüktür. Ocak 2002 tarihinden itibaren uygulanan dalgalı kuru rejimi ile birlikte enflasyon hedeflemesi stratejisi nominal döviz kurlarında ve enflasyon oranında istikrar sağlamış ve döviz kuru geçiş etkisini zayıflatmıştır. Aralık 2013'te nominal döviz kurlarında ortaya çıkan dalgalanma olası muhtemel bir şekilde döviz kuru geçiş etkisini hızlandırmıştır. Bunun en açık örneğini Merkez Bankası'nın enflasyon hedefini yakalayamaması şeklinde görmekteyiz. Çünkü Shambough (2008), tüketici fiyatları döviz kuru geçiş etkisinin herhangi bir dışsal şok karşısında hemen hemen tam olduğu, ithalat fiyatlarının ve döviz kurunun şoka aynı yönde tepki verdiği ve hızlı bir geçiş etkisi görüldüğü bulgusuna ulaşmıştır.

Kaynaklar

- Arat, K. (2003), "Türkiye'de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi Ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Uzmanlık Yeterlilik Tezi.
- Arı, A. (2010), "Dalgalanma Korkusu ve Döviz Kuru Geçiş Etkisi", Journal of Yaşar University, 17(5), 2832-2841.
- Balcılar, M., Z. A. Özdemir, ve Y. Arslantürk (2010), "Economic growth and energy consumption causal nexusa viewed through a bootstrap rolling window", Energy Economics, 32, 1398-1410.
- Breitung, J. ve B. Candelon (2006), "Testing for Short and Long-Run Causality: A Frequency Domain Approach", Journal of Econometrics, 12, 363-378.
- Bussiere, M. ve T. Peltonen (2008), "Exchange Rate Pass-Through in the Global Economy, the Role of Emerging Market Economies", European Central Bank, Working Paper, 951, <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp951.pdf>, (Erişim: 15.08.2014).
- Ca'zorzi, M., E. Hahn, ve M. Sanchez (2007), "Exchange Rate Pass Through In Emerging Markets", European Central Bank Working Paper, 739, <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp739.pdf>, (Erişim: 07.08.2014).
- Ciner, Ç. (2011), "Eurocurrency Interest Rate Linkages: A Frequency Domain Analysis", International Review of Economics and Finance, 20, 498-505.
- Coricelli, F., B. Jazbec ve I. Masten (2004), "Exchange Rate Policy And Inflation In Acceding Countries: The Role Of Pass-Through", William Davidson Institute, Working Paper, 674, <http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp674.pdf>, (Erişim: 06.05.2014).
- Coricelli, F., B. Egert, ve R. Macdonald (2006), "Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Gliding on a Wind of Change" William Davidson Institute, Working Paper, 850, <http://wdi.umich.edu/files/publications/workingpapers/wp850.pdf>, (Erişim: 20.09.2014).
- Damar, A. O. (2010), "Türkiye'de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara.

Devereux, M., B. C. Engel, ve P. E. Storgaard (2003), "Endogenous Exchange Rate Pass-Through When Nominal Prices are Set in Advance", National Bureau of Economic Research, Working Paper, 9543, <http://www.nber.org/papers/w9543.pdf>, (Eriřim: 14.05.2014).

Dickey, D. A. ve W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431

Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-1072.

Dornbusch, R. (1985), "Exchange Rates and Prices", National Bureau of Economic Research, Working Paper, 1769, <http://www.nber.org/papers/w1769.pdf>, (Eriřim: 17.01.2014).

Froot, K. A. ve P. Klemperer (1988), "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters" , National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2542, <http://www.nber.org/papers/w2542.pdf>, (Eriřim: 24.05.2014).

Geweke, J. (1982), "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series", Journal of The American Statistical Association, 77, 304-313.

Ghosh, A. ve R. Rajan (2006), "Exchange Rate Pass-Through in Asia: What Does Literature Tell Us?", Asian-Pacific Economic Association, Working Paper, <http://www.apeaweb.org/confer/sea06/papers/ghosh-rajan.pdf>, (Eriřim Tarihi: 30.12.2013).

Goldberg, P. K. ve M. M. Knetter (1996), "Good Prices and Exchange Rates:What Have We Learned?" Journal of Economic Literature, 35, 1243-1272 .

Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods" Econometrica, 37, 424-438.

Gündođdu, M. K. (2013), "Döviz Kurunun Fiyatlara Geçiř Etkisi: Türkiye Çalıřması", Türkiye İř Bankası, İktisadi Arařtırmalar Bölümü Raporu, http://ekonomi.isbank.com.tr/UserFiles/pdf/ar_03_2013.pdf, (Eriřim Tarihi: 03.01.2014).

Hosoyo, Y. (1991), "The Decomposition and The Measurement of The Interdependence Between Second-Order Stationary Process", Probability Related and Theory Fields, 88, 429-444.

Kara, H.ve F. Öđünç (2005), "Exchange Rate Pass Through In Turkey: It Is Slow, But Is It Really Low", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Arařtırma Tebliđi, 10.

Kara, H. ve F. Öğünç (2011), "Döviz Kuru Ve İthalat Fiyatlarının Enflasyona Etkisi", Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Ekonomi Notları, 14.

Koutris, A., M. S. Heracleous, ve A. Spanos (2008), "Testing for nonstationarity using Maximum entropy resampling: a misspecification testing perspective", *Econometric Reviews* 27, 363–384.

Leigh, D. ve M. Rossi (2002), "Exchange Rate Pass Through In Turkey", International Monetary Found, Working Paper, 02/204, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02204.pdf>, (Erişim: 20.03.2014).

Maliye Bakanlığı (2006), "Yıllık Ekonomik Rapor 2006", <http://www.maliye.gov.tr/YillikEkonomikRapor/Y%C4%B1ll%C4%B1k%20Ekonomik%20Rapor%202006.pdf>, (Erişim: 07.07.2014).

Maliye Bakanlığı (2007), "Yıllık Ekonomik Rapor 2007", <http://www.maliye.gov.tr/YillikEkonomikRapor/Y%C4%B1ll%C4%B1k%20Ekonomik%20Rapor%202007.pdf>, (Erişim:10.07.2014).

Mccarthy, J. (2006), " Pass-Through Of Exchange Rates And Import Prices To Domestic Inflation In Some Industrialized Economies", Federal Reserve Bank Of New York, Staff Reports, http://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr111.html, (Erişim Tarihi: 21.11.2013).

Minh, V. V. (2009), "Exchange Rate Pass-Through and Its Implications for Inflation in Vietnam", Vietnam Development Forum, Working Paper, 0902, http://www.ibrarian.net/navon/paper/EXCHANGE_RATE_PASS_THROUGH_AND ITS_IMPLICATIONS_F.pdf?paperid=16447855, (Erişim:24.06.2014).

Özçiçek, Ö. (2010), "Döviz Kuru Hareketlerinin Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Sektörel Analiz", Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 19(2), 313-327.

Pinto, R. ve N. Junior (2006), "Inflation Targeting: Exchange Rate Pass Through and Fear of Floating", University of Kent, Studies in Economic Series, 605, <ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/0605.pdf>, (Erişim: 22.04.2014).

Sek, S.K. ve Z. Kapsalyamova (2008), "Exchange Rate Pass-Through and Volatility: Imports on Domestic Prices in Four Asian Countries", Munich Personal Repec Archive, Working Paper, 11130, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11130/1/MPRA_paper_11130.pdf, (Erişim: 12.10.2014).

Sekine, T. (2006), "Time-Varying Exchange Rate Pass-Through: Experiences of Some Industrial Countries", Bank for International Settlements, Working papers, 202, <http://www.bis.org/publ/work202.pdf>, (Eriřim: 09.07.2014).

Seyidođlu, H. (2003), "Uluslararası İktisat", İstanbul: Güzem Can Yayınları.

Shukur, G. ve P. Mantalos, P (2000), "A simple investigation of the Granger-causality test in integrated-cointegrated VAR systems", Journal of Applied Statistics 27, 1021–1031.

Shintani, M., A.T. Hagiwara, ve T. Yabu (2013), "Exchange Rate Pass-Through and Inflation: A Nonlinear Time Series Analysis", Journal of International Money and Finance, 32, 512-527.

Shambaugh, J. (2008), "A New Look at Pass-Through", Journal of International Money and Finance, 27, 560-591.

Taylor, J. B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", European Economic Review, 44, 1389-1408

TOBB (2011), "Ekonomik Rapor 2010", <http://www.tobb.org.tr/Documents/yayinlar/ekonomikrapor2010.pdf>, (Eriřim:10.08.2014)

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2005), "Yıllık Rapor 2004", <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/6a07e62c-868e-49ae-9210-ac61cd84c713/YR2004.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=6a07e62c-868e-49ae-9210-ac61cd84c713>, (Eriřim: 20.05.2014).

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2008), "Enflasyon Raporu 2008-I", <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/edd4b6f8-14e2-49ca-b649-c0e5b36e51ae/enf-ocak2008.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=edd4b6f8-14e2-49ca-b649-c0e5b36e51ae>, (Eriřim: 10.11.2013).

Tulk, D. (2004), "Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence", International Finance Economics, 826, 1-8, <http://qed.econ.queensu.ca/pub/students/rodrigue/826/tulk.pdf>, (Eriřim:10.09.2014).

Volkan, A., C. Saatçiođlu, ve L. Korap (2007) "Impact Exchange Rate Changes on Domestic Inflation: The Turkish Experience" Turkish Economic Association, Discussion Paper, 2007/6, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/VOLKAN-SAATCI-KORAP.pdf> Eriřim tarihi: 12.01.2014.

Zivot, E., D.W. Andrews, ve W. Donald (1992), "Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis", Journal of Business and Economic Statistics, 10, 251-270.