

# TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURUNUN ENFLASYON ÜZERİNE GEÇİŞ ETKİSİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: 1987–2011\*

Halil ALTINTAŞ\*\*

## Özet

*Bu çalışma, Türkiye’de 1987-2011 dönemi üç aylık verileriyle döviz kurunun enflasyon üzerindeki geçiş etkisini tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Çalışmada Goldberg ve Knetter (1996), Goldberg ve Campa (2002) ve Ghosh ve Rajan (2007) tarafından kullanılan modeller esas alınmıştır. ARDL sınır testi tahmini sonucunda F-istatistiği değerinin üç model için Pesaran vd. (2001)’den alınan üst kritik değeri aştığı görülmüş ve böylece üç modelde dört değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ardından ARDL modeli tahmini sonucunda uzun dönemde döviz kurunun yurtiçi tüketici fiyat elastikiyetinin sırasıyla 0.91, 0.85 ve 0.72 olduğu görülmüş ve katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Türkiye’de uzun dönemde döviz kurundaki yüzde 1’lik artışın TÜFE cinsinden yurtiçi fiyatlarda yüzde 0.72 ve yüzde 0.91 oranı arasında artışa yol açtığı ve böylece döviz kurunun enflasyon üzerinde geçiş etkisinin anlamlı fakat 1’den küçük olduğu sonucuna varılmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru, Enflasyon, Sınır Testi, Türkiye.

## Econometric Analysis of Exchange Rate Pass-Through To Domestic Inflation in Turkey: 1987-2011

## Abstract

*This paper aims to investigate the effects of exchange rate pass-through on domestic prices over the period from 1987:1 to 2011:3 in Turkey. This research is*

---

\* Bu çalışma 17-19 Haziran 2009 tarihleri arasında Eskişehir’de gerçekleştirilen “Anadolu International Conference in Economics, Developments in Economic Theory, Modelling and Policy” adlı Konferansta sunulan bildirinin gözden geçirilmiş ve güncellenmiş son halidir.

\*\* Doç. Dr., Erciyes Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, haltintas@erciyes.edu.tr

*based on empirical models used by Goldberg and Knetter (1996), Goldberg and Campa (2002), Ghosh and Rajan (2007). In the current models, it is assumed that exchange rate pass-through is determined by a combination of bilateral US nominal effective exchange rate, the domestic price of consumer product, the exporter's (outside world) cost and domestic demand conditions. The results based on bound testing procedure indicate that there is a cointegration between four variables in each three models, according to the obtained F-statistics exceeding the asymptotic critical value for F-statistics cited in Pesaran et al. (2001). We find in our models that the long-run exchange rate pass-through elasticities are 0.91, 0.85 and 0.72, respectively. These results show that a one percent change in exchange rate (TL/US dollar) will lead to around between 0.72 and 0.91 per cent increase in the CPI of Turkey, implying that it is quite significant but less than full through over the sample period.*

**Key Words:** *Exchange Rate, Inflation, Bound Testing, Turkey.*

## 1. GİRİŞ

Döviz kurunun geçiş etkisi, (exchange rate pass-through- ERPT) ilgili ülkenin döviz kurunda meydana gelen değişimlerin ithalat (ihracat) malları fiyatları veya yurtiçi fiyatlar üzerine aktarımı olarak tanımlanmaktadır. Döviz kurunun geçiş etkisi dar anlamda döviz kurundaki yüzde 1 değişimin yerli para cinsinden ithal fiyatlarında yüzde değişimi olarak ifade edilmektedir (Goldberg and Knetter, 1997). İthal fiyatlarındaki değişimler bir ölçüde üretici ve tüketici fiyatlarına yansımaktadır. Bu nedenle geçiş etkisi geniş anlamla tanımlandığında döviz kurundaki değişimlerin yurtiçi fiyatlar (ithalat, üretici ve tüketici fiyatları) üzerinde etkisi olarak tanımlanmaktadır.

Döviz kuru hareketlerinin fiyatlara ne ölçüde yansıdığı uluslararası finans ve para politikasının ilgi alanına girmekte ve bu ilginin artmasında birçok faktör sayılmaktadır. Birincisi, geçiş etkisinin süresi ve düzeyinin bilinmesi, para politikasının enflasyon öngörüsüne yönelik aktarım hakkında uygun değerlendirmelerin yapılmasına olanak sağlamaktadır. İkincisi, enflasyon hedeflemenin benimsenmesi durumunda döviz kurunun fiyatlar üzerine geçiş hızı ve büyüklüğünün bilinmesi önem arz etmektedir. Düşük döviz kuru geçiş etkisi bağımsız para politikasını sürdürmede politika yapımcılarına daha fazla serbesti sağlamak ve enflasyon hedefleme uygulamasını kolaylaştırmaktadır. Üçüncüsü, döviz kurunun geçiş etkisinin büyüklüğü, döviz kurlarından kaynaklanan harcama sapmasına neden olması bakımından önemlidir (An, 2006: 2; Bouakez ve Rebie, 2008: 249).

Parasalıcı iktisatçılar, döviz kurundaki değişimin yurtiçi fiyatlara aynı oranda yansıtacağı görüşünü kabul etseler de, 1980'li yılların ilk yarısında ABD dolarının değer kazanmasına rağmen ithal fiyatlarının aynı

oranda azalmaması, kurun geçiş etkisinin düşük olmasına olan ilginin artmasını sağlamıştır (Steel ve King, 2004: 301). Ayrıca ekonominin dış açık olmasına bağlı olarak, yabancı firmaların yerli firmalar üzerindeki artan rekabet baskısı yurtiçi fiyatlarda sınırlı bir artışa yola açarak enflasyonu dizginlemiştir (McCarty, 2006: 1-2).

Döviz kurlarının yurtiçi enflasyonu ne ölçüde etkilediği, para politikasının en önemli konularından biri haline gelmiş ve birçok çalışmada [(Dornbusch (1987), Fisher (1989), Klein (1990), Freenstra ve Kendal (1994), Goldberg ve Knetter (1997), Campa ve Goldberg (2005)] döviz kurundaki artışın yurtiçi fiyat artışları üzerindeki etkisi araştırılmıştır.

Geleneksel literatürde döviz kurunun ithal fiyatlarına geçiş etkisi piyasaya yönelik fiyatlama çerçevesinde (pricing to market) gelişmiş ve uluslararası piyasalarda piyasa gücü ve fiyat farklılaştırmasına vurgu yapılmıştır. Bu literatürde (örneğin Goldber ve Knetter, 1997) sektörel veya makroekonomik düzeyde döviz kurunun geçiş etkisi, para politikası uygulamalarında egzojen olan talep elastikyetleri ve piyasa yapısı gibi mikroekonomik faktörler tarafından belirlendiği ileri sürülmüştür. Ancak Taylor (2000) düşük enflasyonist koşullarda döviz kurunun geçiş etkisinin düşük olacağını ileri sürmüş ve geçiş etkisini dalgalı (staggered) fiyat yapısına sahip ve monopolcü piyasa koşullarında faaliyet gösteren bir firma modeliyle açıklamıştır. Bu modelde firmaların fiyatlarını döviz kurundaki değişmeye bağlı olarak değişen maliyetleri de dikkate alarak belirleyeceğini ifade etmiştir. Campa ve Goldberg (2001) ise artan enflasyon, döviz kuru değişkenliği ve ithalatın bileşimiyle ilişkilendirilen mikroekonomik faktörlerin döviz kuru geçiş etkisinin belirlenmesinde önemli rol oynadığını belirtmiştir (Caundhri ve Hakura, 2006: 615). Böylece döviz kurunun geçiş etkisi, hem yabancı firmanın hem kendi ülkesinde, hem de faaliyet gösterdiği hedef ülkenin piyasa koşullarındaki şartlara göre değişme gösterebileceği kabul edilmiştir.

Bu çalışma, Türkiye’de 1987:1-2001:3 dönemi üç aylık verileriyle döviz kurunun enflasyon üzerindeki geçiş etkisi ampirik çalışmalara [Goldberg ve Knetter (1997), Goldberg ve Campa (2002) ve Ghosh ve Rajan (2007)] uygun olarak ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yöntemiyle tahmin etmeyi amaçlamaktadır. İkinci bölümde döviz kurunun fiyatlar üzerine geçiş etkisine ilişkin teorik gelişmeler incelenmekte, üçüncü bölümde bu konuda yapılmış ampirik uygulamalar ve bulgular değerlendirilmektedir. Dördüncü bölümde eşbütünleşme yöntemi olarak kullanılan sınır testi (ARDL) yaklaşımıyla Türkiye’de döviz kurunun enflasyon (TÜFE) üzerine geçiş etkisinin tahmini yapılmaktadır. Sonuç kısmında ise çalışmayla ilgili genel değerlendirmelere yer verilmektedir.

## 2. TEORİK YAKLAŞIMLAR

Döviz kurunun geçiş etkisini araştırmak amacıyla sanayileşmiş ülkeler için yapılan ampirik çalışmalarda döviz kurundaki değişimin ithalat fiyatları üzerindeki etkisi incelenirken gelişmekte olan ülkeler için yapılan çalışmalarda daha çok, döviz kurundaki değişimin yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Gelişmekte olan ülkelerde kurdaki değişimin yurtiçi fiyatları üzerindeki etkisinin incelenmesinde iki neden bulunmaktadır. Birincisi, bu ülkelerin çoğu küçük ve açık ekonomiler olarak değerlendirilmekte ve piyasaya yönelik fiyatlama (pricing-to-market) eğiliminin düşük olduğu kabul edilmektedir. Dolayısıyla bu ekonomilerde döviz kurundan yerli para cinsinden ithal fiyatlara geçiş etkisinin tam olacağı ve sonuçta yurtiçi fiyatların nominal döviz kurundaki değişmeye daha fazla duyarlı olacağı kabul edilmektedir. Diğer taraftan gelişmekte olan ülkelerde üretim sürecinin ağırlıklı olarak ara ve sermaye gibi ithal girdilere bağlı olması, ithal mallarının yurtiçi girdilerle ikame edilememesi, döviz kurundaki artışın maliyet kanalı mekanizmasıyla doğrudan yurtiçi fiyatlara yansımaya yol açmaktadır. Dış ticarete konu olan malların TÜFE sepetindeki payı ne kadar yüksek olursa kurun yurtiçi fiyatlara geçiş o derece büyük olacaktır. Maliyet kanalıyla birlikte fiyat artışlarının kur değişimlerine endekslenmesi halinde “beklentiler kanalı” ortaya çıkmaktadır. Bu kanalın varlığı sabit kur sisteminden serbest kur sistemine geçilmesiyle azalacağı belirtilmektedir (Kara vd., 2006: 207; Kara vd. 2005: 4-5).

Darvas (2001) gelişmekte olan ülkelerde, döviz kuru hedefleme stratejisi altında döviz kurundaki değişimin kalıcı olarak değerlendirilebileceğini ve döviz kuru geçiş etkisinin esnek kur sistemine göre sabit kur rejiminde daha yüksek olduğunu ve döviz kurundaki değişimle enflasyon arasında pozitif ilişkinin bulunduğunu ifade etmiştir. Ho ve McCauley (2003)’de bu görüşleri desteklemiş ve düşük gelire sahip ülkelerde döviz kuru, yurtiçi fiyatlar ve geçmişteki yüksek enflasyon deneyimi arasında güçlü pozitif bağlantının bu ilişkiyi şiddetlendireceğini vurgulamışlardır. Bu ülkelerde geçmişte yaşanan para krizlerinden dolayı yerli para cinsinden döviz kurunun yurtiçi fiyatlar ve ücretler üzerinde kalıcı artışlara yol açtığını, ayrıca tüm finansal işlemlerde yabancı paranın kullanılmaya başlanmasıyla yurtiçi fiyatların döviz kurlarına olan duyarlılığını artırdığını ve sonuçta döviz kurunun yurtiçi fiyatlar üzerine geçiş etkisinin yüksek olabileceğini belirtmişlerdir (Alper, 2003: 12-13).

Döviz kuru geçiş etkisinin hızı ve büyüklüğü, piyasa yapısına, firmaların fiyatlama politikasına genel enflasyon koşullarına, üretici ve tüketici fiyat endeksi sepetinde ithal mallarının nispi payına ve dış ticarete

konu olan malların piyasa payına bağlı olarak değişebilmektedir (Hyder ve Shah, 2004: 3).

Literatürde döviz kuru geçiş etkisinin önemi konusunda son yıllarda ortaya çıkan gelişmeler üç farklı grupta ele alınmaktadır: Birincisi, ağırlıklı olarak endüstriyel organizasyon modellerinden esinlenilmektedir. Bu modeller döviz kurunun yurtiçindeki belirli endüstrilerin ithalat fiyatlarına geçiş etkisine odaklanmaktadır. Örneğin Yang (1998), Bache (2002) Bernhofen ve Xu (2000) Campa ve Goldberg (2005) analizlerinde döviz kurunun farklı ürün ve endüstrilerin ithal fiyatları üzerine geçiş etkisini mikro düzeyde incelemişlerdir. Geçiş etkisini inceleyen ikinci grup literatür, döviz kurunun toplam ithalat fiyatlarına geçişini araştırmaktadır (Bailliu ve Eiji, 2004; McCarthy, 1999; Choudhri vd., 2003). Bu modeller makro düzeydeki araştırmalara dayanmakta ve toplam fiyat ölçütleri kullanılarak döviz kurunun geçiş etkisi araştırılmaktadır. Bu araştırmalarda makroekonomik koşullarla döviz kuru geçiş etkisi ilişkilendirilmekte ve döviz kurundaki değişmelerin ithalat, üretici ve tüketici fiyatları üzerine geçiş etkisi analiz edilmektedir. Geçiş etkisine yönelik gelişme gösteren üçüncü grup literatür, endüstriyel organizasyon ve stratejik ticaret teorilerindeki gelişmeye dayandırılmaktadır. Bu yöndeki ampirik araştırmalar, yeni açık makroekonomik modellerdeki gelişmeler paralelinde döviz kurunun tüketici fiyatları üzerine etkisi üzerine odaklanmaktadır.

Geleneksel makro modeller piyasaların tam rekabet özelliği taşımamasından dolayı, fiyatların tam esnek ve satın alma gücü paritesinin her zaman geçerli olacağını, döviz kuru geçiş etkisinin çabuk bir şekilde tam olarak fiyatlar üzerinde görüleceğini ileri sürmüşlerdir. Açık ekonomiye ilişkin makro ekonomik modellerde geçiş etkisi önemli bir aktarım kanalı olarak kabul edilmekte ve modellerin mikro ekonomik yapıda olabileceği öngörülmektedir. Bu alandaki araştırmaların büyük bir kısmı soruna endüstriyel organizasyon yapısından yaklaşmakta ve geçiş etkisinin eksik rekabet ve piyasaya yönelik fiyatlama gibi koşullar tarafından etkilenebileceğini vurgulamaktadırlar (Goldberg and Knetter 1997).

Campa vd. (2005: 3-4) döviz kuru geçiş etkisi konusunda Dornbusch (1987) tarafından yapılan araştırmayı esas almış ve bir sektörde ithalat/ihracat yapan endüstriyel bir organizasyonun kısmi denge fiyatlama modelinden hareket etmişlerdir. Modelde döviz kurları egzojen değişken olarak alınmış ve döviz kuru hareketlerinin denge fiyatını belirleyici bir role sahip olduğu kabul edilmiştir. Ayrıca oligopolistik piyasalarda endüstriyel katılımcıların karşılıklı ticari ilişkilerine göre nominal döviz kurlarının ithalat fiyatlarını değiştirebileceği, ihracatçı birimlerin mikro temelli fiyatlama davranışlarının, kurların ithalat fiyatlarına geçiş etkisi üzerinde önemli bir güce sahip olacağını ileri sürmüşlerdir.

Goldberg ve Knetter (1997) modelinde döviz kurlarının ithalat fiyatlarına geçişi, ithalat fiyatının döviz kuru elastikiyeti temelinde incelenmektedir. İki değişken arasındaki ilişkinin araştırılması aşağıdaki denkleme dayandırılmaktadır.

$$\Delta p_t = \gamma \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklemden  $p_t$  ve  $e_t$  sırasıyla (logaritmik formda) ithalat fiyatı ve nominal döviz kuru,  $\varepsilon_t$  hata terimi ve  $\gamma$  döviz kuru geçiş etkisi katsayısıdır. Döviz kurundan ithalat fiyatına yönelik bire bir tepki, kurun tam geçiş etkisi olarak ifade edilmekte ve  $\gamma = 1$  olmaktadır. Döviz kuru geçiş etkisinin 1'den küçük olması ( $\gamma < 1$ ) ise kısmi veya eksik döviz kuru geçiş etkisi olarak bilinmektedir. Ancak Campa ve Goldberg (2002) bu modelin sadece yapısal olmayan bir istatistiksel ilişkiyi göstermesi ve ekonomik bakımdan birtakım eksiklikler içermesinden dolayı eleştirmişlerdir. Campa ve Goldberg, ihracatçı maliyetlerinin hedef ülkedeki girdi ve maliyet koşullarıyla ilişkilendirilecek şekilde oluşturulmasıyla doğru modelin kurulacağını ifade etmişlerdir. Döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçiş etkisini araştıran bu yöndeki çalışmalarda [(Campa ve Goldberg (2002) ve Eiji (2004)] ihracatçı firmaların fiyatlama davranışlarını inceleyen mikro temelli yaklaşımlar kullanılmıştır. Literatürde döviz kurunun ithalat fiyatına ne derecede yansıdığı tahminine yönelik oluşturulan denklemlerde ithalat yapan bir ülkede belirli ölçüde mal fiyatları üzerinde kontrol gücüne sahip bir olan bir temsili yabancı ihracatçı firma,  $i$  ülkesi için kendi para birimi cinsinden ihracat fiyatını ( $PX_{it}$ ), üretimin marjinal maliyeti ( $C_{it}^*$ ) ve bunun üzerine bir markup ( $\lambda_{it}$ ) (fiyat-maliyet marjı) öngörerek belirlemektedir. Böylece;

$$PX_{it} = \lambda_{it} C_{it}^* \quad (2)$$

yerli para cinsinden ithal fiyatı  $PM_{it}$ ,  $PX_{it}$  ihracat fiyatının ithalat yapan  $i$  ülkesinin  $E_{it}$  döviz kuruyla çarpılmasıyla elde edilmektedir. Bu durumda,

$$PM_{it} = E_{it} PX_{it} = E_{it} \lambda_{it} C_{it}^* \quad (3)$$

olacaktır Modelde markup, hem ihracatçı ülkedeki ( $Y_{it}^*$ ) talep koşullarına hem de ithalatçı ülkedeki rekabet baskısına yönelik bir tepkiyi temsil eden bir değişken olarak düşünülmektedir. İthalatçı ülkedeki rekabet baskısı, ihracat yapan ülkenin üretim maliyetleri ile ithalat yapan ülke piyasasındaki rakiplerin fiyatları ( $P_{it}$ ) arasındaki fark tarafından belirlenmektedir. İhracatçıların ithalat yaptığı ülkede yoğun rekabetle karşılaşmaması durumunda ihracatçıların fiyatları veya markupları, kendi ülke para

birimindeki dalgalanmalara karşı daha az tepki verecektir. Bu durumda döviz kurundaki değişimler, ithalatçı ülkenin ithal fiyatlarına tam geçiş gösterecektir. Aksi durumda ihracatçılar arasında hedef ihracat pazarı için yoğun rekabet varsa, firmalar pazar paylarını korumak amacıyla döviz kurundaki değişmeyi bir ölçüde fiyatlara yansıtmayarak daha düşük markupları kabul etmektedirler. Böylece düşük yurtiçi fiyatların kabul edilmesi, döviz kurunun geçiş etkisinin düşük olmasını sağlayacaktır. Hooper ve Mann (1989)’e göre markup ( $\lambda_{it}$ ) aşağıdaki eşitlikle ifade edilmektedir.

$$\lambda_{it} = \left[ \frac{P_{it}}{E_{it} C_{it}^*} \right]^\alpha Y_{it}^\beta, 0 < \alpha < 1, \text{ ve } 0 < \beta < 1. \quad (4)$$

4 nolu denklem 2 nolu denklemde yerine yazılırsa,

$$PM_{it} = (E_{it} C_{it}^*)^{1-\alpha} (P_{it})^\alpha Y_{it}^\beta. \quad (5)$$

Denklem 5, logaritmik forma dönüştürülerek küçük harflerle ifade edilirse;

$$pm_{it} = (1-\alpha)e_{it} + (1-\alpha)c_{it}^* + \alpha p_{it} + \beta y_{it} \quad (6)$$

elde edilir. Denklem 6’da  $(1-\alpha)$ , ithalat fiyatının döviz kuruna ilişkin kısmi elastikiyeti olarak tanımlanmaktadır. Bu denklemin zayıf yönü, döviz kuru ve yabancı maliyetlerin ithal fiyatına geçiş etkisini aynı kabul etmesidir. Ancak uygulamada bu sınırlamanın geçerli olmadığı kabul edilmektedir. Bache (2002) döviz kurlarının maliyetlerden daha fazla önem arz eden bir değişken olduğunu, özellikle ihracatçıların maliyetlerdeki değişimlerden ziyade döviz kurundaki değişimleri markuplara yansıtarak fiyatlarını sürekli bir şekilde değiştirme isteklerinde olduklarını ifade etmiştir. Bu nedenle tahminlerde denkleme ilişkin kısıtlar gevşetilerek aşağıdaki uzun dönem model tanımlanmaktadır.

$$pm_{it} = \alpha_i + \beta_1 e_{it} + \beta_2 c_{it}^* + \beta_3 p_{it} + \beta_4 y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Tahmin edilen döviz kuru geçiş etkisi katsayısı, döviz kuru hareketinden ithalat fiyatları üzerine geçiş etkisinden, geçiş etkisinin bir kısmını karşılayacak markup tepkiden ve döviz kuruna duyarlı ithal girdilerle birlikte ücretlerden oluşan maliyetlerdeki değişim etkilerinin toplamından oluşmaktadır. Markup tepki, özellikle yabancı üreticilere göre yurtiçindeki üreticilerin piyasa paylarına, endüstride oluşan rekabet durumuna ve endüstrideki fiyat farklılaştırmasının derecesine bağlı olmaktadır. Literatürde genel olarak, toplam endüstri arzında ithal girdilerin payı ne kadar büyükse, öngörülen döviz kurunun ithal fiyatlarına geçiş etkisinin o derece büyük olacağı öngörülmektedir. Ayrıca döviz kurundaki

oynaklıklar ile ithalatçı ülkenin para politikasındaki değişkenlikler de piyasa payına yönelik olarak ihracatçıların birbirleriyle rekabet etmesini sağlayabilecektir. Bu durumda ihracatçılar ithalatçı ülkede pazar payını korumaya çalışacağından, döviz kuru değişkenliği yüksek olsa da döviz kuru geçiş etkisi daha düşük gerçekleşecektir.

Döviz kuru geçiş etkisiyle ilgili diğer teorik yaklaşım, döviz kuruna göre fiyatların yapışkan olduğu ve bundan dolayı ihracatçılar tarafından döviz kuru artışının önceden belirleneceği düşüncesine dayanan genel denge yaklaşımıdır. Obstfeld ve Rogoff (1995), Corsetti ve Pesenti (2005) ile Corsetti, vd., (2004) tarafından uluslararası ekonomiye ilişkin yeni modellerde eksik rekabet ve fiyat katılıkları dikkate alınmaktadır. Mikro bazlı açık ekonomiye ilişkin genel denge modellerinde de döviz kuru hareketlerinin öngörülmesi ve ekonomik şokların bir fonksiyonu olarak kur artışlarının ithal fiyatları üzerine geçiş etkisi açıkça kabul edilmektedir. Betts ve Devereux (1996) ile Engel (2002), fiyatların üretici döviz kuruna göre ayarlanması (producer currency pricing) halinde, tek fiyat kanunun geçerli olacağını, ithal malların ülkedeki fiyatının nominal döviz kurundaki değişimle bire bir hareket edeceğinden tam geçiş etkisinin görülebileceğini ifade etmişlerdir. Üretici döviz kuruna göre fiyatlandırmada ihracat piyasasında döviz kurundaki değişmeye rağmen tüketicilerin karşılaştığı fiyatlar sık sık değişmemekte ve fiyatlarda katılık oluşmaktadır.

Devereux ve Engel (2001) ile Corsetti ve Pesenti (2005) yerel para birimi fiyatlaması altında döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçişinin sınırlı olacağını ifade etmişlerdir. Yerli paranın değer kaybetmesine bağlı olarak ithal ve ihraç mal fiyatlarında farklılıklar ortaya çıkacaktır. Buna bağlı olarak yurtiçinde global yabancı mal talebinin azalacağı ve ithalata rakip yerli mal talebinin artacağını (harcama sapması) düşünen ihracatçılar, mal fiyatlandırmasında yerel para birimini kullanmayı tercih edeceklerdir. Böylece ihracatçılar pazar payını kaybetmemek amacıyla döviz kurundaki değişmeye fiyat kar marjını (markups) değiştirerek tepki verecekler ve kur değişimini aynı oranda ihracat fiyatlarına yansıtmayacaklardır. Bu durumda döviz kurundaki değişimin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi sınırlı olacaktır.

Döviz kurundaki değişime yabancı ürünlerin yerli para cinsinden tepki vermesini araştıran ampirik uygulamalarda döviz kurundaki değişimlerin fiyatlara yansımalarının tam olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır [(Kreinin (1997); Hooper ve Mann (1989)]. Bu konuyla ilgili modeller, endüstri ve piyasadaki üretici ve tüketicilerin fiyatlamada davranışlarını etkileyen belirli faktörlerin varlığını araştırmaya yoğunlaşmışlardır. Modeller eksik rekabet koşullarında faaliyet gösteren monopol güce sahip olan firmaların piyasaları bölümlere ayırabildiği ve böylece ülkeler arasında fiyat farklılaştırmasına politikasını uygulayabildikleri piyasa fiyatlamada



stratejisine dayanmaktadır. Modellerde döviz kurundaki hareketlerin ticareti yapılan mal fiyatlarına kısmi bir şekilde yansıtacağı ve döviz kurunun fiyatlar üzerine geçiş etkisinin sınırlı kalacağı ifade edilmektedir (Bailliu ve Eiji, 2004: 4).

Ekonomideki firmaların üretici döviz kuru ve yerli para birimi üzerinden karma fiyatlamayı uyguladıklarında, toplam geçiş etkisinin düzeyi kısa dönemde sınırlı olacaktır. Ekonomideki firmaların farklı fiyatlama stratejileri izlemeleri, döviz kurunun tüketici fiyatları üzerine geçiş etkisinin ithal fiyatları üzerine geçiş etkisinden daha düşük olmasının nedeni olarak görülmektedir. Bacchetta ve Wincoop (2002), yabancı ihracatçı firmaların üretici döviz kuru fiyatlamaya stratejisini, buna karşılık ithal edilen malları tedarik eden ve nihai malları tüketicilere satan yerli firmaların diğer üreticilerle rekabet halinde olacağından kendi parası cinsinden fiyatlamayı tercih edeceğini bir modelle göstermişlerdir.

İhracatçıların istikrarlı para politikasına sahip olan bir ülkenin para birimine göre fiyatlarını belirlemesi durumunda döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçişi, ithalatçı ülkenin düşük para ve döviz kuru değişkenliğine sahip bir ülke olmasından dolayı düşük olacaktır. Bu nedenle istikrarlı para politikasına sahip olan ülke ekonomilerinde kendi para birimleri cinsinden fiyatlamaya politikasının yaygın olduğu kabul edildiğinden, döviz kuru geçiş etkisinin para politikasıyla ilişkili olacağı ileri sürülmektedir. Pollard ve Coughlin (2004), Marazzi et al. (2005) ve Ohno (1989) Goldfajn ve Werlang (2000), Correa ve Minella (2006) kurdaki küçük değişimler karşısında ihracatçının pazar payını korumak amacıyla, ithalatçı ülkenin para birimine göre fiyatlarını belirleyeceğini belirtmişlerdir. Ancak Yazarlar, firmaların kurdaki büyük dalgalanmalar karşısında, satış fiyatlarının arzuladıkları fiyat düzeyinden uzaklaşmasını önlemek ve maliyet artışlarını karşılamak amacıyla fiyatlarını değiştirebileceklerini ifade etmişlerdir.

Taylor (2000) monopolcü rekabet ve dalgalı fiyat yapısına sahip olan bir firma modelini dikkate alarak, enflasyon ve döviz kuru geçiş etkisi arasındaki ilişkiyi açıklamıştır. Firmaların döviz kurunun değer kaybetmesi veya diğer nedenlerden dolayı maliyet artışlarına fiyatlarını önceden belirleyerek tepki vereceklerini, maliyet artışının sürekli olduğuna inanmaları halinde fiyat artışı eğiliminin güçlü olacağını ifade etmiştir. Böylece yüksek enflasyonist ortamın döviz kuru geçiş etkisini artırabileceğini, buna karşılık kredibilitesi yüksek düşük enflasyona sahip ekonomilerin otomatik olarak düşük döviz kuru geçiş etkisini sağlamada başarılı olacağını vurgulamıştır (Choudhri ve Hakura, 2001: 3). Ancak Taylor (2000) enflasyon performansı açısından kur artışına bağlı olarak ortaya çıkan maliyetlerin endojen nitelik kazanması halinde ekonominin kırılabilirlik riskiyle karşılaşabileceğini ileri sürmüştür. Düşük enflasyon

değişkenliğinin markupları azalttığı ekonomilerde, kur değişkenliğindeki artışa bağlı olarak ortaya çıkan negatif fiyat şoklarının kısa sürede fiyat istikrarı etkisini oradan kaldırdığını bildirmektedir.

Devereux ve Yetman (2002) döviz kuru geçiş etkisinin ithalat yapan firmaların fiyat değişim sıklıkları tarafından belirlendiğini ve bu sıklığın para politikasının bir fonksiyonu olduğunu ileri sürmüşlerdir. Para politikasının güvenilir olduğu ülkelerde, firmaların fiyatları daha az sıklıkta değiştirme eğilimine sahip oldukları ve dolayısıyla bu ekonomilerde düşük döviz kuru geçiş etkisinin görüldüğünü ifade etmektedirler.

Buna karşılık Campa ve Goldberg (2005) ülkelerin makroekonomik koşullarındaki değişmelerin de döviz kuru geçiş etkisini etkileyeceğini bildirmektedir. Nispi olarak dış ticarete konu olan malların payının yüksek, ithalatın fazla ve ithal mallarının yurtiçi ikamenin düşük ve global dış ticaretle yüksek düzeyde bütünleşmiş düşük gelire sahip ülkelerde döviz kurunun geçiş etkisi yüksek olacaktır. Tüm bu faktörler sanayileşmiş ülkelere göre gelişmekte olan ülkelerin döviz kurunun geçiş etkisine karşı kırılğan olmasını sağlamaktadır

### **3. AMPİRİK UYGULAMALAR**

Literatürde döviz kurundaki değişmelerin fiyatlar üzerine geçiş etkisini araştırmaya yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmalarda kullanılan değişkenlere, dönem farklılığına ve ilgili ülkelerde uygulanan ekonomi politikalarına göre farklı sonuçlara ulaşılmıştır.

Campa ve Goldberg (2002: 8-11) 25 OECD ülkesi için 1975-1999 dönemi üç aylık verilerine dayalı olarak yaptığı çalışmada kur artışının ithal fiyatları üzerine etkisini destekleyecek sonuçlara ulaşmıştır. Yazarlar artan enflasyon ve döviz kuru değişkenliğinin ithal fiyatları üzerinde artırıcı yönde geçiş etkisine yol açtığını, ayrıca geçiş etkisinin belirlenmesinde ithalatın kompozisyonu gibi mikroekonomik faktörlerin önemli rol oynadığını göstermişlerdir. İthalat fiyatları üzerine geçiş etkisi, yabancı firmaların fiyat davranışlarını yansıtmakla birlikte, bu davranışın ana ülkedeki enflasyonist ortamla güçlü bir şekilde ilişkilendirilemeyeceğini de ileri sürmüşlerdir. Araştırmalarda döviz kurunun tüketici fiyatları gibi yurtiçi fiyatlar üzerine geçiş etkisi, uygun modeller kullanılarak test edilmektedir. Modelde döviz kurunun ithalat fiyatları üzerine geçiş etkisinin kısa dönemde ortalama 0.61, uzun dönemde ise 0.77 olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Campa ve Goldberg (2006: 5-6) diğer bir çalışmada 16 sanayileşmiş ülkenin 1976:1-2004:1 dönemi üç aylık verilerini kullanarak döviz kurundaki değişmelerin yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisini aşağıdaki modelle tahmin etmiştir.

$$\Delta p_t^j = \alpha + \sum_{i=0}^{-4} a_i^j \Delta e_{t-i}^j + \sum_{i=0}^{-4} b_i^j \Delta w_{t-i}^j + c^j \Delta gdp_t^j + \mathcal{G}_t^j \quad (8)$$

Modelde  $p_t$  yerli para cinsinden ithalat fiyatları veya yurtdışı fiyat endeksini,  $e_t$  döviz kurunu,  $w_t$  yurtdışı (ihracatçı) üretim maliyetlerini,  $gdp_t$  ithalatçı ülkenin reel GSYİH’sını ve  $\mathcal{G}_t$  modelin hata terimini göstermektedir. Model tahmini sonucunda 16 ülkede döviz kurunun yurtdışı (ithalat) fiyatları elastikiyeti ortalama 0.59 olarak bulunmuş ve bu sonuç önceki çalışmada (Campa ve Goldberg, 2002) elde edilen bulgulara uygunluk göstermiştir. Böylece döviz kuru geçiş etkisinin sıfır ve 1 olduğu hipotezi incelenen ülkelerin yarısı için reddedilmiştir.

Gagnon ve Ihrig (2001) 11 sanayileşmiş ülke için döviz kurunun TÜFE üzerine geçiş etkisini araştırmışlar ve 1990’lı yıllarda geçiş etkisinin azaldığını ve geçiş etkisindeki değişme ile enflasyon değişkenliği arasında anlamlı ilişkinin olduğu göstermişlerdir. Ayrıca para politikası uygulamaları ile geçiş etkisi arasında sistematik bir ilişkiye rastlamamışlardır.

Feinberg ve Meurs (2005: 25-27) 1990- 2001 dönemi yıllık verilerini kullanarak 5 Merkezi ve Doğu Avrupa ülkesine ait 13 sanayi alt sektörü için kur değişmelerinin üretici fiyatları üzerindeki etkisini altyapı, liberalizasyon ve reform kukla değişkenleri kullanarak panel yöntemiyle aşağıdaki modelle tahmin etmişlerdir.

$$\ln RPPI_{it} = a + b_i \ln RGDP_t + c \ln RER_{t-1} \quad (9)$$

Modelde  $RPPI$  yerli para cinsinden yurtdışı fiyatların göstergesi olarak üretici fiyatlarını,  $RGDP$  yurtdışı ekonomik faaliyetlerdeki toplam talepteki değişim etkisinin göstergesi olarak reel yurtdışı fiyatları,  $RER$  reel döviz kuru endeksi göstergesini temsil etmektedir. Modeldeki  $c$  katsayısı ortalama döviz kuru hareketlerinin farklı sektörlerin üretici fiyatlarına geçiş etkisini temsil etmektedir. Döviz kurunun yurtdışı fiyatlar üzerine geçiş etkisi 5 ülkede -0.29 ve -1.11 arasında değerler aldığı bulunmuştur. Örneğin Romanya’da yerli paranın reel değer kazancı, ithalata rakip yurtdışı mal fiyatlarında ortalama yüzde 3 azalışa yol açtığı şeklinde yorumlanmıştır.

Shambaugh (2008: 584) 16 sanayileşmiş ülke için 1973:1-1999:4 üç aylık verilerini kullanarak döviz kurları ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle araştırmıştır. Modelde ülkeler arasında ithalat fiyatlarının talep şoklarına karşı farklı tepki düzeylerine sahip olduğu, buna karşılık ithalat ve tüketici fiyatlarının farklı şoklardan sonra aynı yönde tepki verdiği sonucuna ulaşmışlardır. Sonuçta ithalat fiyatlarının üretici fiyatları tarafından belirlendiğini, özellikle ABD gibi bazı ülkelerde ithalat fiyatlarının reel

döviz kurundaki değişime tepki vermediği ve piyasaya yönelik fiyatlama hipotezinin geçersiz olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

McCarthy (1999: 6-8) 9 sanayileşmiş ülkenin 1976:1-1998:4 dönemi üç aylık verilerini VAR, etki-tepki ve varyans ayrıştırması yöntemlerini kullanarak döviz kuru ve ithalat fiyatlarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini araştırmıştır. Petrol fiyatları, üretim açığı, döviz kuru, ithalat fiyatları, üretici ve tüketici fiyatlarının kullanıldığı modellerde, döviz kuru ve ithalat fiyatlarındaki değişmelerin yurtiçi enflasyona geçiş etkisinin ithalat payının yüksek olduğu ülkelerde daha güçlü olduğu sonucuna varmıştır. Ayrıca tüm ülkelerde genel olarak başlangıç döneminde döviz kurunun ithalat fiyatları geçiş etkisinin yerli paranın değer kazanmasına bağlı olarak negatif olduğu, ikinci yıldan sonra bu etkinin pozitif dönüşüğünü göstermiştir.

Ito vd. (2005) ile Ito ve Sato (2006) 5 Güney Doğu ülkesinde 1995-2005 dönemi aylık verileriyle eşbütünleşme yöntemi kullanarak yaptıkları çalışmalarda, döviz kuru şoklarının ithalat fiyatlarına geçiş etkisinin üretici fiyatlarına göre oldukça büyük, tüketici fiyatlarına göre küçük olduğu sonucuna varmışlardır. Ayrıca döviz kuru şokları karşısında tüketici ve ithalat fiyatlarının en fazla etkilendiği ülkenin Endonezya olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

Webber (1999: 312) 9 Asya-Pasifik ülkesi için 1978:1-1994:2 dönemi üç aylık verilerle döviz kuru değişiminin ithalat fiyatları üzerine geçiş etkisini VAR yöntemiyle araştırmış ve modeli  $Z = [P_{Dt}, P_{Ft}, e_t]$  şeklinde tanımlamıştır. Modelde  $P_D$  yerli para cinsinden ithalat fiyatını,  $P_{Ft}$  ABD ihracat fiyatını,  $e_t$  nominal döviz kurunu göstermektedir. Tahmin sonucunda döviz kurunun ithalat fiyatına geçiş etkisi yüzde 109 (Pakistan) ile yüzde 26 (Avustralya) arasında farklı değerler aldığı ve geçiş etkisinin genel olarak birden küçük olduğu görülmüştür.

Cortinhas (2007: 10-11) 5 Güney Doğu Asya ülkesi için 1967-2001 dönemi yıllık verilerle nominal döviz kuru (*neer*), ithalat fiyatları (*imp*) ve tüketici fiyat endeksi (*cpi*) değişkenlerini VAR yöntemi kullanarak döviz kurunun yurtiçi fiyatlar üzerine geçiş etkisini araştırmış ve elde ettiği bulgularla bu ülkelerde parasal birliğe geçişi değerlendirmiştir. Model sonucunda Endonezya ve Filipinler ülke çiftinde döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisinin oldukça düşük ( $0,1$ 'den daha az), Tayland-Singapur ülke çiftinde etkinin anlamsız, Malezya-Tayland ve Malezya-Singapur ülke çiftlerinde ise döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisinin küçük ancak sifıra yakın olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçiş etkisi Tayland-Singapur ülke çifti hariç diğerler ülke çiftlerinde anlamsız bulunmuştur. Model sonuçlarından hareketle Singapur ve Malezya

ülkeleri arasında döviz kurunun geçiş etkisinin ilişkisiz olmasından dolayı bu ülkeler arasında ortak bir para biriminin kullanılabileceği ortaya çıkmıştır.

Barhoumi (2006: 939) 24 gelişmekte olan ülkede 1980-2003 dönemi için yıllık veriler kullanarak panel yöntemle döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçiş etkisini tahmin etmiştir. Döviz kurunun geçiş etkisi modelini, nominal döviz kuru, rakip ürünlerin fiyatları, ihracatçı maliyetleri ve talep koşullarını temsil eden değişkenlerden oluşmuştur. Model sonuçlarında sabit döviz kuru rejimi uygulayan ülkelerde uzun dönem geçiş etkisinin esnek kur rejimi uygulayan ülkelere göre daha büyük olduğu (sırasıyla 0.721 ve 0.481) sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca enflasyonun düşük olduğu ülkelerde düşük geçiş etkisi (0.08) ve yüksek enflasyona sahip ülkelerde ise daha yüksek geçiş etkisinin (0.21) varlığını belirlemiştir.

Carranza vd. (2009: 101-103) yabancı para ikamesinin (dolarized economies) görüldüğü 124 ülke için 1996:1-2004:4 dönemi üç aylık verilerini kullanarak döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisini panel yöntemle araştırmışlardır. Modelde, üç aylık fiyat endeksi, nominal döviz kuru, dolarizasyon göstergesi olarak yabancı para cinsinden banka mevduatı, iç borçlanma ve dış borçlanma oranları ve farklı kontrol değişkenler (dışa açıklık oranı, reel GSYİH artışı, sabit sermaye birikimi artışı) kullanılmışlardır. Model tahmini sonucunda dolarizasyon düzeyinin yüksek olduğu ülkelerde geçiş etkisi katsayısının daha yüksek (yüzde 40-50) olduğu, dolarizasyon düzeyindeki 1 birimlik artışın döviz kuru geçiş endeksinde yüzde 2-3 artışa yol açtığı, bu sonucun Reinhart vd. (2003) tarafından elde edilen bulgularla tutarlı olduğunu göstermişlerdir.

Ca’Zorzi, vd. (2007: 15-17) Asya, Latin Amerika, Merkezi ve Doğu Avrupa ülkelerinden oluşan 12 gelişmekte ülkenin 1975:1- 2004:1 üç aylık verilerini kullanarak VAR modeliyle döviz kurunun ithalat ve yurtiçi fiyatlar üzerine geçiş etkisini tahmin etmişlerdir. Model tahmini sonucunda tek haneli enflasyona sahip ülkelerde (özellikle Asya ülkeleri) döviz kurunun geçiş etkisinin düzeyi gelişmiş ülke ekonomilerinden istatistiksel olarak farklı olmamakla birlikte düşük olduğu görülmüştür. Ayrıca döviz kuruyla enflasyon arasındaki ilişkinin dışa açıklık ile döviz kuru geçiş etkisi arasındaki ilişkiden daha güçlü olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

Ito ve Sato (2007: 21-23) 1990’lı yıllarda para krizi deneyimi geçiren ülkeler [dört Güney Doğu Asya (Endonezya, Tayland, Malezya ve Kore), üç Latin Amerika (Arjantin, Brezilya ve Meksika) ve Türkiye] için 1990-2006 dönemi aylık verileri kullanarak farklı değişkenlere (petrol fiyatları, üretim açığı, M1 parasal büyüklük, nominal döviz kuru ve yurtiçi fiyatlar) sahip VAR yöntemiyle döviz kurunun enflasyon (tüketici, üretici ve ithalat fiyatları) üzerine geçiş etkisini tahmin etmişlerdir. Modelde döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi, Latin Amerika ve Türkiye’de

Endonezya modele dahil edilmediğinde, Asya ülkelerinden daha yüksek bulunmuştur. Özellikle Endonezya, Meksika, Türkiye ve Arjantin’de döviz kuru şokunun TÜFE üzerine güçlü tepki verdiği, ithalat ve üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına yönelik şok geçişin ise Endonezya, Meksika ve Türkiye’de daha büyük olduğu sonucuna varmışlardır.

Bailliu ve Eiji (2004: 21) 11 sanayileşmiş ülke için 1970-2001 dönemi üç aylık verileriyle panel veri yöntemiyle döviz kurundaki değişmelerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisini tahmin etmiştir. Döviz kurunun geçiş etkisinin parasal politikada sağlanan güven artışına bağlı olarak düşen enflasyonla birlikte azaldığı sonucuna varmışlardır. Özellikle döviz kurunun ithalat, üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin 1990’lı yıllarda birçok sanayileşmiş ülkede uygulanan enflasyonist istikrarın sağlanmasından sonra azaldığı, aynı gelişmenin 1980’li yıllar için söylenemeyeceği sonucuna varmışlardır.

Reyes (2007:552) enflasyon hedefleyen gelişmekte olan 6 ülke için döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini aylık veriler kullanarak analiz etmiştir. Brezilya, Şili ve Meksika gibi ülkelerde enflasyon hedeflemeden sonra döviz kurunun yurtiçi enflasyon üzerine geçiş etkisinde azalma görülse de bu azaltıcı etkinin merkez bankalarının enflasyon hedefiyle uyumlu olması amacıyla döviz piyasalarına doğrudan veya dolaylı şekilde müdahalelerinin bir sonucu olarak ortaya çıktığı ifade etmiştir. Dolayısıyla MB müdahaleleri olmadığında nominal döviz kuruyla enflasyon arasındaki ilişkinin kaybolmasıyla bu ülkelerde döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisinin sorun olmaya devam edeceğini vurgulamıştır.

Junior ve Ledesma (2008:28), 3 sanayileşmiş ülke için 1983:1-2005:12 dönemini ve 4 gelişmekte olan ülke için 1992:1-2005:12 dönemi verileriyle döviz kurunun enflasyon üzerinde geçiş etkisini tahmin etmişlerdir. Logistic smooth transition regression (LSTR) modelinin kullanıldığı çalışmada, tüketici fiyat endeksi, ithalat fiyat endeksi, reel GSYİH’yı temsil eden sanayi üretim endeksi ve nominal döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Model sonucunda dört ülkede döviz kurunun enflasyona geçiş etkisi anlamlı bulunmuştur. Ayrıca gelişmekte olan ülkelerin bir kısmında makroekonomik istikrarsızlıkların döviz kuru geçiş etkisi üzerinde önemli etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Steel ve King (2004: 314-319) Yeni Zelanda’da farklı döviz kuru ve enflasyon istikrarının sağlandığı üç dönem (1971:3-1985:1 sabit kur dönemi, 1985:2-2001:4 esnek kur dönemi, 1989:3-2001:4 enflasyonist istikrar dönemi) için döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçiş etkisini VAR ve hata düzeltme yöntemleriyle araştırmışlardır. Ayrıca modelde esnek kur rejimi ve düşük enflasyon koşullarında döviz kuru geçiş etkisinin düşük olduğu hipotezini de test etmişlerdir. Modelde nominal döviz kuru, üretici fiyat

endeksi, ithalat fiyat endeksi, ağırlıklandırılmış ithalat maliyet endeksi, kapasite kullanım oranları, dolar cinsinden GSYİH değişkenleri kullanmışlardır. Model tahmini sonucunda esnek kur rejimi altında, döviz kurunun sanayi malları ithal fiyatlarına geçiş etkisinin düşük olduğu, buna karşılık düşük enflasyon döneminin döviz kuru geçiş etkisi üzerinde anlamlı bir etkiye yol açmadığı görülmüştür.

Choundhri ve Hakura (2006: 622) 71 ülkeyi düşük, ılımlı ve yüksek enflasyona sahip ülke gruplarına ayırarak, 1979-2000 dönemi yıllık verileriyle döviz kuru yurtdışı fiyatlar üzerine geçiş etkisini aşağıdaki modelle tahmin etmiştir.

$$\log P_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \pi_1(L) \log P_{t-1} + \pi_2(L) \log S_t + \pi_3(L) \log P_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (10)$$

Modelde  $P_t$  yurtdışı TÜFE’yi,  $S_t$  nominal efektif döviz kurunu,  $P_t^*$  yurtdışı TÜFE’yi ve  $\varepsilon_t$  modelin hata terimini göstermektedir. Model sonucunda düşük enflasyon oranına sahip ülkelerde döviz kurunun yurtdışı fiyatlar üzerine geçiş etkisinin ılımlı ve yüksek enflasyona sahip ülkelere göre daha düşük olduğunu göstermiş ve böylece Taylor (2000) hipotezini kanıtlamıştır.

Ghosh ve Rajan (2007: 374-377) Hindistan’da 1980:1-2005:3, 1980:1-1990:4 ve 1992:1-2005:3 dönemleri için üç aylık verilerini kullanarak döviz kurunun geçiş etkisini VAR yöntemi kullanarak aşağıdaki modellerle tahmin etmişlerdir.

$$\ln(CPI)^{IND} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(E_{US}^{IND}) + \alpha_2 \ln(PPI)^{US} + \alpha_3 \ln(IP)^{IND} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\ln(CPI)^{IND} = \delta_0 + \delta_1 \ln(NEER)^{IND} + \delta_2 \ln(CPI)^{WORLD} + \delta_3 \ln(IP)^{IND} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Modelde  $CPI^{IND}$  ve  $CPI^{WORLD}$  sırasıyla Hindistan TÜFE ve dünya TÜFE endeksini,  $PPI^{US}$  ABD üretici fiyat endeksini,  $E_{US}^{IND}$  Hindistan para biriminin dolar cinsinden değeri,  $NEER^{IND}$  Hindistan için nominal efektif döviz kurunu ve  $IP^{IND}$  (reel GDP yerine) Hindistan sanayi üretim endeksi değişkenlerini göstermektedir. 1980-2005 döneminde döviz kurunun Hindistan CPI elastikiyeti, yurtdışı maliyet olarak  $PPI^{US}$  modele alındığında yüzde 43,  $PPI^{US}$  modele alındığında ise yüzde 41 olarak bulunmuştur. Aynı dönemde Hindistan nominal efektif döviz kurunun CPI üzerine geçiş etkisi katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamış ve bu değişkenin geçiş etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Diğer alt dönemler için

yapılan tahminlerde döviz kurunun geçiş etkisi yüzde 31 ile yüzde 86 arasında değiştiği görülmüştür.

Kara vd. (2007:212-221) Türkiye’de döviz kuru geçiş etkisi ve fiyat belirleme davranışlarında görülen değişimleri 1995:1-2004:12 ve 1980:1-2006:4 dönemleri için aylık veriler kullanarak farklı yöntemlerle (TVP-time-varying parameter model ve SUR-seemingly unrelated regression) tahmin etmişlerdir. TVP yönteminde tüketici (CPI) ve toptan eşya fiyat endeksi (WPI) ve dolar cinsinden nominal döviz kuru değişkenlerini kullanılmıştır. Bu yöntemde 2001 Şubat krizine kadar olan dönemde döviz kurunun CPI üzerine geçiş etkisi yaklaşık yüzde 55 iken daha sonraki dönemde bu etkinin yüzde 17’ye gerilediği görülmüştür. Ticareti yapılan mallar için döviz kurunun CPI elastikiyeti Ağustos 2003’e kadar olan dönemde yüzde 50 iken daha sonraki dönemde yaklaşık yüzde 60’a yükselmiştir. Döviz kurunun WPI elastikiyeti 1995’de yüzde 40 iken 2004’de yaklaşık yüzde 50’ye yükselmiştir. 2001 Şubat krizinden sonra bu oran yüzde 30’a gerilemiştir. Girdi fiyatlarıyla (malîyet kanalı) döviz kurunun fiyatlar üzerine etkisinin araştırıldığı SUR yönteminde Goldberg ve Knetter (1997) modeli benimsenmiş ve modelde CPI, üretim açığı, kapasite kullanım oranı ve ithalat fiyatları kullanılmıştır. Modelde esnek kur rejiminin uygulanmadığı dönemle (1995:1-2001:4) karşılaştırıldığında, esnek kur rejimi döneminde (2001:5-2004:6) ticarete konu olan mallarda döviz kurunun fiyat elastikiyeti yüzde 76 ve dış ticareti konu olmayan mallarda yüzde 84 olarak tahmin edilmiştir.

Kara ve Ögünç (2005: 8-13) Türkiye’de 1995:02- 2001:04 ve 2001:05 2004:9 dönemi aylık verileriyle döviz kuru geçiş etkisinin yurt içi ve ithalat fiyatlarına geçiş etkisini McCarty (1999)’nin uyguladığı VAR yöntemiyle araştırmışlardır. Modelde petrol fiyatları, üretim açığı, nominal döviz kuru, ithalat fiyatı, üretici ve tüketici fiyatları kullanılmıştır. Her iki dönem için yapılan tahminde döviz kurunun özel sektör üretici fiyatlarına geçiş etkisinin çekirdek enflasyona geçiş etkisinden daha büyük olduğu görülmüştür. Esnek kur rejiminin uygulanmadığı birinci alt dönemde döviz kurunun özel üretici fiyatlar üzerine geçiş etkisinin yüzde 74, esnek kur rejiminin uygulandığı ikinci alt dönemde ise çekirdek enflasyon üzerine geçiş etkisinin yüzde 50 olduğunu göstermişlerdir. Aynı dönemler için yapılan tahminlerde döviz kurunun kamu üretici fiyatlarına geçiş etkisi sırasıyla yüzde 70 ve yüzde 50 olarak bulunmuştur. Yazarlar enflasyon hedefleme ve dalgalı kur rejimine geçimleri altında döviz kuru geçiş etkisi azalsa da uzun dönem etkisinin yadsınamayacağını ve bu durumun enflasyon hedefleme rejiminde dikkate alınması gerektiğini belirtmişlerdir.

Leigh ve Rossi (2002) Türkiye’de beş değişkenli VAR yöntemiyle döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisini tahmin etmişlerdir. Çalışmada TL



cinsinden petrol fiyatları, sanayi üretim endeksi, ABD Doları-TL nominal döviz kuru, TEFE ve TÜFE değişkenleri kullanmışlardır. Model tahmini sonucunda Türkiye’de geçiş etkisinin kısa olduğunu, bu etkinin ilk dört ayda tamamlandığını ve değerinin diğer ülkelere göre yüksek olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, döviz kurunun TEFE’deki geçiş katsayısı TÜFE’deki geçiş katsayısından daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Arat (2003: 77-78) Türkiye’de 1994-2002 döneminde aylık veriler kullanarak ve döviz kuru rejimi değişikliklerini dikkate alarak döviz kurlarından fiyatlara geçiş etkisini VAR yöntemi yardımıyla araştırmıştır. VAR yöntemi sonuçlarına göre döviz kurlarından fiyatlara geçiş etkisi TEFE’de, ticarete konu olan mallar fiyat endeksi ve ticarete konu olmayan mallar fiyat endeksine göre daha hızlı olduğu görülmektedir. Döviz kurunun ticarete konu olan malların fiyat endeksine geçişi 24 ay sonra kümülâtif olarak yüzde 74 iken, bu değer ticarete konu olmayan mallar fiyat endeksi için yüzde 34 olarak hesaplanmıştır.

## 4. EKONOMETRİK YÖNTEM

### 4.1. Model ve Veri Seti

Çalışmada döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisini belirlenmesini tahmin etmek amacıyla Goldberg ve Knetter (1996), Goldberg ve Campa (2002), Goldfajn ve Werlag (2000), Garcia ve Restrepo (2001) tarafından ampirik uygulamalarda kullanılan değişkenler esas alınmakla birlikte Ghosh ve Rajan (2007) tarafından kullanılan yöntem benimsenmiştir. Makroekonomik düzeyde döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisinin tahmin edilmesi yaklaşımında belirli bir dönemde kurdaki değer kaybının kontrol değişkenleri kullanılarak enflasyon üzerindeki etkisi tahmin edilmektedir. Bu modellerde hem ihracatçı ülke piyasasındaki maliyet koşulları hem de ithalatçı ülke piyasasındaki talep koşullarını yansıtacak kontrol değişkenleri kullanılmaktadır. Ancak ampirik uygulamalarda Goldberg ve Knetter (1996: 6-10) tarafından geliştirilen aşağıdaki model esas alınarak tahmin yapılmaktadır.

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \psi Z_t + \varepsilon \quad (13)$$

Modeldeki tüm değişkenler logaritmik forma dönüştürülmektedir. Modelde p (ithalatçı ülke) yurtiçi fiyatlarını, X araştırmanın türüne bağlı olarak ana kontrol değişkenini (genellikle ithalatçı ülke talep koşullarını yansıtan reel yurtiçi gelir-GDP veya gerçekleşen reel GDP’nin tahmin edilen reel GDP trendinden sapmasını gösteren üretim açığı), E ihracatçı ülkenin bir birim parasının ithalatçı ülke parası cinsinden fiyatı olan spot döviz kurunu, Z ithalat talebinde kaymaya neden olabilecek ihracatçı ülkenin

maliyet koşullarını veya yurtdışı fiyat-maliyet değişkeni gibi diğer kontrol değişkenlerini temsil etmektedir. Ayrıca modeldeki  $\varepsilon$  hata terimini göstermektedir. Modelde 3 farklı parametre tahmini yapılmaktadır.

Aşağıdaki modellerde enflasyonu temsil etmesi bakımından tüketici fiyat endeksi (CPI) ve döviz kuru olarak (EX) 1 ABD dolarının TL cinsinden değeri kullanılmıştır. İthalatçı ülkenin (Türkiye) talep koşullarını veya toplam talebindeki değişimleri temsil etmek üzere reel yurtiçi GSYİH (RGDP) ana kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. Modellerde ihracatçı ülkenin (veya dış dünyanın) maliyet koşullarını temsil etmek üzere üç farklı alternatif kontrol değişkeni kullanılmıştır: İthalat fiyat endeksi (MP), ABD üretici fiyat endeksi (USPP) ve dünya tüketici fiyat endeksi (WCP). Böylece aşağıdaki üç farklı modelle Türkiye’de döviz kuru artışlarının enflasyon üzerine geçiş etkisi araştırılmıştır.

$$LCPI_t = \beta_1 + \beta_{11}LEX_t + \beta_{12}LRGDP_t + \beta_{13}LIMP_t + u_{1t} \quad (14)$$

$$LCPI_t = \beta_2 + \beta_{21}LEX_t + \beta_{22}LRGDP_t + \beta_{23}LUSPP_t + u_{2t} \quad (15)$$

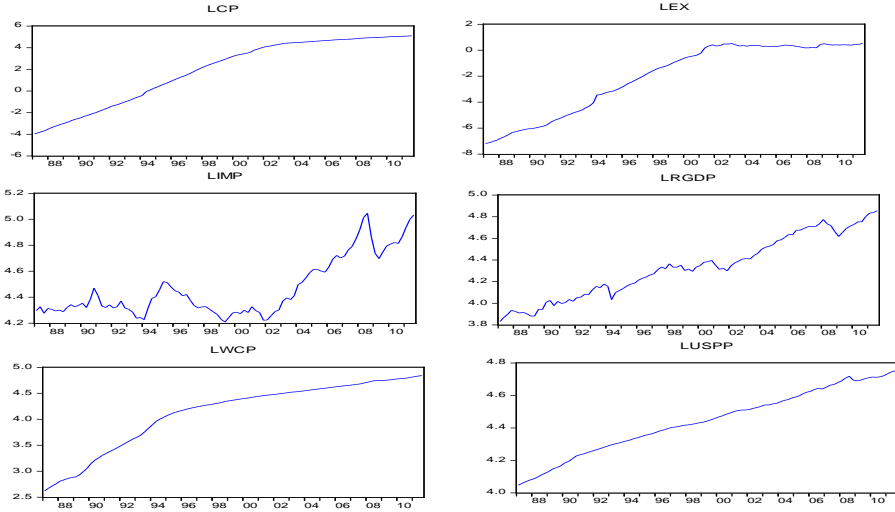
$$LCPI_t = \beta_3 + \beta_{31}LEXC_t + \beta_{32}LRGDP_t + \beta_{33}LWCP_t + u_{3t} \quad (16)$$

Modellerde enflasyonu (CPI) tüketici fiyat endeksi (CPI 2005=100), döviz kurunu (EX) bir ABD dolarının TL cinsinden nominal değeri, RGDP 2005 yılı fiyatlarıyla yurtiçi reel GSYİH’yı, IMP ithal malları fiyat endeksini, WCP dünya tüketici fiyat endeksini (2005= 100), USPP ABD üretici fiyat endeksini (2005=100) göstermektedir. Her değişken logaritmik forma dönüştürülmüş ve seriler tramo/ seats yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Modelde döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş elastikiyetinin bire ( $\beta_{11}$ ,  $\beta_{21}$  ve  $\beta_{31} = 1$ ) eşit olması tam geçiş etkisi, birden küçük ( $\beta_{11}$ ,  $\beta_{21}$  ve  $\beta_{31} < 1$ ) olması ise geçiş etkisinin düşük olduğunu şeklinde yorumlanmaktadır. Yurtiçi talep koşullarını temsil eden RGDP, firmaların satışlarının artması halinde yerli paranın değer kaybetmesine bağlı olarak artan girdi maliyetlerini nihai mallara daha kolay yansıtılabileceği düşüncesine dayanmaktadır. Böylece kurdaki değer kaybı arttıkça, artan talebe bağlı olarak toplam harcamalar fiyatları artıracaktır. Buna bağlı olarak modelde RGDP katsayılarının sıfırdan büyük ( $\beta_{12}$ ,  $\beta_{22}$  ve  $\beta_{32} > 0$ ) olması beklenmektedir. Yurtdışı maliyet koşullarını temsil eden ithalat fiyatları (IMP), ABD üretici fiyatları (USPP) ve dünya tüketici fiyatları (WCP) gibi değişkenlerde meydana gelen artışlar dış ticarete konu olan mal ve ithal girdi fiyatlarını etkileyerek yurtiçi enflasyonda artışa yol açacaktır. Dolayısıyla

modellerde bu değişkenlere ait katsayıların pozitif ( $\beta_{13}$ ,  $\beta_{23}$  ve  $\beta_{33} > 0$ ) olması gerekmektedir.

Modellerde kullanılan veri seti 1987Q1-2011Q3 dönemini kapsayan üç aylık değerlerden oluşmaktadır. TÜFE endeksi (CPI), ithalat fiyat endeksi (MP), ABD üretici fiyat endeksi (USPP) ve Dünya tüketici fiyat endeksi (WCP) ve reel GSYİH (RGDP) değerleri IMF *International Financial Statistics* (IFS)'den, sağlanmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin grafiksel gösterimi aşağıdadır.



**Grafik 1:**

*Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafiksel Gösterimi*

## 4.2. Birim Kök Analizi

Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermiştir. Zira durağan serilerin kullanıldığı serilerden elde edilen sonuçlarda bir sorun gözlenmez iken, durağan olmayan serilerin kullanılması güvenilir olmayan ve yorumlanması ekonomik olarak zor olan sonuçların elde edilmesine yol açabilecektir. Bu nedenle zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips-Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada

serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF ve PP birim kök testlerinden yararlanılmıştır.

**Tablo 1. Birim Kök Test Sonuçları**

Değişken	Düzey/ Birinci Fark	Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test istatistiği		Philips-Perron (PP) Test istatistiği		Sonuç
		Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
LCP	Düzey	-2.13 (6)	-0.187(3)	-3.38(6)***	1.60(6)	I(1); I(0)
	Birinci Fark	-0.525 (5)	-3.78(1)**	-2.850 (4)	-6.09(5)***	
LEX	Düzey	-2.97(1)**	0.181(1)	-3.06(5)	0.446(4)	I(0); I(1)
	Birinci Fark	-4.15(1)***	-7.03(0)***	-6.02 (4)***	-7.09(3)***	
LIMP	Düzey	0.023(2)	-1.26(2)	0.160(1)	-1.276(1)	I(1)
	Birinci Fark	-6.77(1)***	-6.89(1)***	-6.24(7)***	-6.32(8)***	
LRGDP	Düzey	0.008(4)	-2.74(4)	-0.364(3)	-3.285(4)	I(1)
	Birinci Fark	-6.30(3)***	-6.28(3)***	-10.23(3)***	-10.19(3)***	
LWCP	Düzey	-3.52(5)***	-2.84(5)	-6.02(6)***	-1.84(6)	I(0)
	Birinci Fark	-1.251(4)	-2.515(4)	-2.44(2)	-3.43(2)*	
LUSPP	Düzey	-2.402(1)	-2.84(1)	-3.29(0)**	-2.84(1)	I(1); I(0)
	Birinci Fark	-7.17 (0)***	-7.59(0)***	-7.17(0)***	-7.55(2)***	

**Not:** ADF testinde parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır ve maksimum gecikme uzunluğu 11 olarak alınmıştır. PP testinde optimal gecikme uzunluğu, Bartlett kernel (default) spectral estimation yöntemi ve Newey-West Bandwidth (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. \*\*\* ve \*\* işaretleri sırasıyla % 1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1, ADF ve PP birim kök test sonuçlarını göstermektedir. ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre, LWCP düzeyde durağan olduğundan I(0), LIMP ve LRGDP değişkenleri düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri için bütünleşme derecesi I(1)'dir. LCP, LRGDP ve LUSPP serileri ise her iki birim kök testinde farklı sonuçlar üretmişlerdir ve bütünleşme dereceleri I(0) veya I(1) bulunmuştur.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişimlere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişimlerin varlığında standart ADF testlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına, yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Perron (1989) bilinen kırılma noktasının dışsal olduğu varsayımı altında üç farklı model

kullanarak serilerin durağanlığını test etmiştir. Bununla birlikte bu test önemli tartışmalara neden olmuştur. Perron (1989) testi bir serinin ( $Y_t$ )  $T_B$  zamanında meydana gelen ekzojen bir yapısal değişme ile birim köke sahip olduğu hipotezini test etmektedir. Zivot ve Andrews (1992) ise dışsal kırılma noktası varsayımını reddetmiş ve alternatif bir hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya imkan tanıyan bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir. Bu çalışmada tek bir yapısal değişmeyi endojen olarak dikkate alan Zivot ve Andrews birim kök testi kullanılarak serilerin entegrasyon düzeyi test edilmiştir. ZA birim kök testi aşağıdaki denklemler yardımıyla gösterilebilir.

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\text{Model B: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_1 + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \kappa + \varphi y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t + \gamma_1 DT_t + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{Eğer } t > TB \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{Eğer } t > TB, \\ 0 & \text{Diğer} \end{cases}$$

Burada  $\lambda = TB/T$  ve  $TB$  olası kırılma yılını temsil etmektedir.  $y_{t-1}$ 'in katsayısının istatistikî olarak anlamlılığına bakılarak karar verilmektedir. Model A, trend durağan alternatif hipotez altında, trend fonksiyonunun kesim katsayısında (intercept term) bir değişim olduğunu, Model B, trend fonksiyonun eğiminde bir değişim olduğunu, Model C ise her iki değişimin aynı anda gerçekleştiğini kabul eder.

Yukarıda da ifade edildiği üzere 1987-2011 döneminde yapısal kırılmaya sebep olabilecek ekonomik gelişmeler yaşandığı için, tüm değişkenlere Zivot ve Andrews birim kök testi A ve C modellerine uygulanmış ve test sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. (C modeli hem kesim hem de eğimde değişim olduğunu dikkate aldığından B modeli analiz dışında tutulmuştur).

**Tablo 2. Zivot -Andrews Birim Kök Testleri**

Değişkenl.	Düzye t-istatistiği $t(\hat{\lambda}_{inf})$	Gecikme (k)	Kırılma (TB1)	Birinci Fark t-istatistiği $t(\hat{\lambda}_{inf})$	Gecikme (k)	Kırılma (TB1)	Sonuç
LCP	-1.899 (A)	2	1994Q2	-4.839** (A)	2	2002Q1	I(1)
	-3.971(C)	2	2001Q2	-4.945* (C)	2	1994Q2	
LEX	-2.135 (A)	1	1993Q3	-8.774*** (A)	0	2001Q4	I(1)
	-4.267(C)	1	2001Q1	8.676*** (C)	0	2002Q1	
LIMP	-2.813(A)	2	2003Q4	-7.229*** (A)	1	2002Q1	I(1)
	-4.014 (C)	2	2003Q4	-7.189*** (C)	1	2002Q1	
LRGDP	-4.544(A)	3	1999Q1	-6.504*** (A)	3	2002Q1	I(1)
	-4.722(C)	3	2000Q3	-6.557*** (C)	3	2007Q3	
LWCP	-2.738(A)	2	1993Q2	-6.754*** (A)	3	1995Q4	I(0)
	-6.60*** (C)	2	1993Q3	-7.421*** (C)	3	1995Q3	
LUSPP	-2.955(A)	1	2007Q3	-8.156*** (A)	0	1991Q1	I(1)
	-3.660(C)	1	1991Q3	-8.280*** (C)	0	1991Q1	

Not:Parantez içindeki harfler Zivot ve Andrews (1992) model A ve model C'yi göstermektedir.\*,\*\* ve \*\*\* sırasıyla % 10, %5 ve %1 anlamlılığı göstermektedir. Zivot-Andrews Test istatistiği: %1, %5 ve %10 seviyelerinde sırasıyla Model A için kritik değerler (düzye ve birinci fark) -5.34, -4.93 ve -4.58, Model C için Kritik değerler (düzye ve birinci fark) -5.57, -5.08 ve -4.82'dir.

Tablo 2, yapısal kırılmalı ZA (1992) Model A ve Model C sonuçları serilerin düzye değerlerine göre incelendiğinde, LWCP değişkeni dışında, LCP, LEX, LIMP ve LUSPP değişkenlerinin  $y_{t-1}$  katsayılarının t-istatistiği değerinin kritik değerlerden küçük olması, serilerin durağan olduğunu gösteren alternatif hipoteze karşı serinin birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezin kabul edilmesini sağlamıştır. Bu sonuç yapısal kırılmalar olmasına rağmen LWCP dışında bu serilerde birim kök içerdiği sonucunu değiştirmemiştir. Dolayısıyla LWCP değişkeni düzye durağan I(0), diğer değişkenler ise birinci farkları alındığında durağandır I(1). Tüm değişkenlerin birinci farkları alındığında ZA (1992) testi sonucunda değişkenlerin durağan oldukları tespit edilmiştir. Böylece geleneksel birim kök testleriyle ZA (1992) birim kök testi sonuçları karşılaştırıldığında sadece LWCP değişkenin düzye olduğu sonucu değişmemiş, diğer değişkenler farklı düzyelerde durağan oldukları saptanmıştır. Sonuçta değişkenlerin farklı düzyelerde durağan olması, çalışmamızda ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanarak değişkenler arasında eşbütünleşmenin var olup olmadığı testinin yapılmasına neden olmuştur.

### 4.3. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme tekniğinin uygulanması için her değişkenin eşbütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir. Yukarıdaki ADF ve PP test sonuçlarına göre, değişkenlerin eşbütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucuyla karşılaşılabilmektedir. Serilerin eşbütünleşme derecelerinin farklı olması halinde hem Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin hem de Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yaklaşımının uygulanmasını mümkün olmayacaktır. Bu yaklaşımlarda tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmelerini, yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektirmektedirler. Oysa modellerde kullanılan altı değişkenden LWCP düzeyde durağan diğerleri ise düzeyde veya farkı alındığında durağan oldukları görülmüştür. Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin kullanılması uygun değildir.

Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yeni yöntem ARDL (Autoregressive Distibuted Lag) yaklaşımı olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Diğer taraftan bu yöntemin uygulanması üç nedene bağlı olarak uygun görülmektedir. Birincisi, sınır testi prosedürü kolaydır ve Johansen ve Juselius (1990) gibi çok değişkenli eşbütünleşme yöntemlerinin aksine, modelin gecikme uzunluğu EKKY ile tahmin edildikten sonra eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmektedir. İkincisi, sınır testi prosedürü Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme tekniklerinden farklı olarak, birim kök testi modeline dahil edilen değişkenlerin ön testlerinin yapılmasını gerektirmemektedir. Sınır testi, modeldeki serilerin I(2) olması dışında, bütünüyle I(0) ve I(1) veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik I(1) olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Üçüncüsü, sınır testi küçük veya sınırlı örnek kümeleri için oldukça etkindir [(Pesaran ve Shin (1999) Y. (1999); Jamil ve Ahmad, 2010:6020)]

Aşağıda 3 bağımsız değişkene sahip modellere ilişkin sınır testi için kurulan ARDL modelleri gösterilmektedir.

$$\Delta LCP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LCP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta LRGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta LIMP_{t-i} + \beta_5 LCP_{t-1} + \beta_6 LEX_{t-1} + \beta_7 LRGDP_{t-1} + \beta_8 LIMP_{t-1} + u_{4t} \quad (20)$$

$$\Delta LCP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta LUSPP_{t-i} + \delta_5 LCP_{t-1} + \delta_6 LEX_{t-1} + \delta_7 LRGDP_{t-1} + \delta_8 LUSPP_{t-1} + u_{5t} \quad (21)$$

$$\Delta LCP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta LWCP_{t-i} + \alpha_5 LCP_{t-1} + \alpha_6 LEX_{t-1} + \alpha_7 LRGDP_{t-1} + \alpha_8 LWCP_{t-1} + u_{6t} \quad (22)$$

Yukarıdaki modellerde sınır testinin uygulanabilmesi için  $m$  olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Ardından eşbütünleşme ilişkisi varlığının araştırılmasında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F istatistiği uygulanmaktadır. Bu test için hipotez  $H_0$  hipotezi aşağıdaki gibi kurulur ve

$$\left[ \begin{array}{l} (H_0 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0); (H_0 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = \delta_8 = 0); \\ (H_0 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0) \end{array} \right] \text{ hesaplanan } F-$$

istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Diğer yandan, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerinde olduğunda ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur.

Modeldeki gecikme sayısı belirlenirken AIC, SC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. Burada en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir. Ancak burada seçilen kritik değer en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınmakta ve eğer otokorelasyon problemi devam ediyorsa bu problem ortadan kalkıncaya kadar bu işleme devam edilmektedir.

Modelde bağımlı değişken  $\Delta LCP$ 'nin gecikmeli değeri de yer aldığı için otokorelasyon için DW testi yerine, Breusch ve Godfrey'in geliştirdiği otokorelasyon testi kullanılmaktadır. İncelenen veri seti üç aylık olduğundan maksimum gecikme uzunluğu 10 (gözlem sayısı 99) olarak alınmış ve AIC'ye göre uygun gecikme uzunlukları Model 20, 21 ve 22 için sırasıyla 1, 1 ve 4 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda otokorelasyona rastlanmamıştır.



Aşağıdaki Tablo 3’de yukarıdaki ARDL modellerinden (20, 21 ve 22) hesaplanan sınırlı testi için  $F$  -istatistiği değerleri ve gecikme uzunlukları gösterilmektedir.

**Tablo 3: Model 17, 18 ve 19 için Sınırlı Testi Sonuçları**

Modeller	AIC Gecikmesi	F-istatistiği	Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler (k=3)			Sonuç
			Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır	Üst Sınır	
<i>Model 20</i> $F_{CPI}(CPI EX, RGDP, IMP)$	1	6.435	%1	5.17	6.36	Eşbütünlük
<i>Model 21</i> $F_{CPI}(CPI EX, RGDP, USP P)$	1	8.147	%5	4.01	5.07	Eşbütünlük
<i>Model 22</i> $F_{CPI}(CPI EX, LRGDP, W CP)$	4	8.499	%10	3.47	4.45	Eşbütünlük

Not: ARDL modellerinde bağımsız değişken sayısı k=3’dir ve bu gecikmeye göre sınırlı testi değerleri Pesaran vd. (2001)’deki Tablo CI(iv)’deki F tablosundan alınmıştır.

Tablo 3’de hesaplanan test istatistiğine göre Model 20, 21 ve 22’nin yüzde 1 düzeyinde, Pesaran vd. (2001)’den alınan üst kritik değerleri aştığı görülmektedir. Bu sonuç, değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünlük olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulabilecektir.

#### 4.4.1. ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$LCP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} LIMP_{t-i} + u_{7t} \quad (23)$$

$$LCP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta LUSPP_{t-i} + u_{8t} \quad (24)$$

$$LCP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} LWCP_{t-i} + u_{9t} \quad (25)$$

Yukarıdaki ARDL modellerine ilişkin tahmin sonuçları Tablo 4’te gösterilmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 10 alınarak 23, 24 ve 25 nolu gecikmeli ARDL modelleri tahmin edilmiştir.

Tablo 4: Model 23, 24 ve 25 Uzun Dönem Modeli Tahmin Sonuçları

Model 23 (9,1,2,4) ARDL Modeli			Model 24 (9,1,2,4) ARDL Modeli			Model 25 (5,3,5,10) ARDL Modeli		
Değişken	Katsayı	t-ist.	Değişken	Katsayı	t-ist.	Değişken	Katsayı	t-ist.
$\beta_0$	-0.36***	-1.936	$\delta_0$	-0.920	-1.76	$\alpha_0$	-0.75***	-6.930
$LCPI_{t-1}$	0.838***	8.730	$LCPI_{t-1}$	0.843***	8.127	$LCPI_{t-1}$	0.789***	6.930
$LCPI_{t-2}$	0.227*	1.972	$LCPI_{t-2}$	0.202*	1.703	$LCPI_{t-2}$	0.099	0.672
$LCPI_{t-3}$	-0.029	-0.284	$LCPI_{t-3}$	-0.052	-0.49	$LCPI_{t-3}$	-0.308**	-2.268
$LCPI_{t-4}$	-0.225**	-2.145	$LCPI_{t-4}$	-0.200*	-1.89	$LCPI_{t-4}$	-0.096	-0.824
$LCPI_{t-5}$	0.028	0.265	$LCPI_{t-5}$	0.029	0.283	$LCPI_{t-5}$	0.260***	3.106
$LCPI_{t-6}$	0.122	1.184	$LCPI_{t-6}$	0.100	0.970	$LEXC_t$	0.233	6.948
$LCPI_{t-7}$	0.019	0.186	$LCPI_{t-7}$	0.019	0.182	$LEXC_{t-1}$	-0.173***	-3.186
$LCPI_{t-8}$	-0.009	-0.092	$LCPI_{t-8}$	0.017	0.168	$LEXC_{t-2}$	0.071	1.207
$LCPI_{t-9}$	-0.087	-1.292	$LCPI_{t-9}$	-0.093	-1.36	$LEXC_{t-3}$	0.055	1.227
$LEXC_t$	0.287***	8.924	$LEXC_t$	0.284***	8.712	$LRGDP_t$	-0.206**	-1.979
$LEXC_{t-1}$	-0.18***	-4.443	$LEXC_{t-1}$	-0.17***	-3.78	$LRGDP_{t-1}$	0.173	1.379
$LRGDP_t$	0.000	0.009	$LRGDP_t$	-0.031	-0.31	$LRGDP_{t-2}$	0.233*	1.828
$LRGDP_{t-1}$	-0.056	-0.466	$LRGDP_{t-1}$	-0.034	-0.26	$LRGDP_{t-3}$	-0.181	-1.479
$LRGDP_{t-2}$	0.197**	2.188	$LRGDP_{t-2}$	0.218	2.265	$LRGDP_{t-4}$	-0.139	-1.180
$LIMP_t$	0.15***	2.691	$LUSPP_t$	1.075**	2.093	$LRGDP_{t-5}$	0.303***	3.487
$LIMP_{t-1}$	-0.124	-1.267	$LUSPP_{t-1}$	-0.608	-0.80	$LWCP_t$	0.119	0.289
$LIMP_{t-2}$	-0.039	-0.373	$LUSPP_{t-2}$	-0.918	-1.19	$LWCP_{t-1}$	0.047	0.050
$LIMP_{t-3}$	-0.057	-0.570	$LUSPP_{t-3}$	-0.239	-0.31	$LWCP_{t-2}$	-1.544	-1.409
$LIMP_{t-4}$	0.112*	1.919	$LUSPP_{t-4}$	0.866*	1.720	$LWCP_{t-3}$	2.995***	2.708
						$LWCP_{t-4}$	-1.075	-0.948
						$LWCP_{t-5}$	-1.535	-1.390
						$LWCP_{t-6}$	1.069	1.101
						$LWCP_{t-7}$	0.154	0.172
						$LWCP_{t-8}$	0.909	1.042
						$LWCP_{t-9}$	-1.891**	-2.40
						$LWCP_{t-10}$	0.989***	2.783

Tanısal Testler							
Modeller	R <sup>2</sup>	D-W	F-ist	$\chi^2_{RRMKH} (2)$	$\chi^2_{BGAB} (2)$	$\chi^2_{JBN} (2)$	$\chi^2_{WDV} (1)$
Model 23	0.99	2.075	35495.5(0.00)	2.828(0.092)	0.246(0.884)	2.092(0.351)	48.76(0.523)
Model 24	0.99	2.301	44158.5(0.00)	0.056(0.812)	2.719(0.256)	1.606(0.447)	52.11(0.136)
Model 25	0.99	2.076	57630.1(0.00)	0.806(0.369)	3.112(0.210)	1.797(0.408)	45.29(0.093)

Not: Bağımlı değişken LCPI'dir, ARDL modelindeki gecikme sayıları 10 olmak üzere, AIC'ya göre belirlenmiştir. \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{RRMKH}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{WDV}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Model 23 ve 24'ün tahmininde LCPI değişkeni 9, *LEX* değişkeni 1, *LRGDP* değişkeni 2 ve *LIMP* değişkeni 4 gecikmeli değerleri ile, Model 25'in ise *LCPI*, *LEX*, *LRGDP* ve *LWCP* değişkenlerinin sırasıyla 5, 3, 5 ve 10 gecikmeli değerleri ile tahmin edilmesi kararlaştırılmıştır. Gecikme sayılarının belirlenmesi için Akaike bilgi kriterinden (AIC) yararlanılmıştır.

ARDL modellerindeki gecikmeli değerlere göre elde edilen uzun dönem katsayıları aşağıdaki Tablo 4'te gösterilmektedir.

**Tablo 5: ARDL Modeli Tahmin Sonuçlarına Göre Uzun Dönem Katsayıları**

Değişkenler	Model 23		Model 24		Model 25	
	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği	Katsayı	t-istatistiği
<i>C</i>	-3.166***	-2.502	-6.918**	-2.947	-2.936***	-6.032
<i>LEXC</i>	0.915***	29.014	0.856***	31.964	0.729***	17.219
<i>LRGDP</i>	1.230***	2.856	1.148**	2.477	0.711***	2.906
<i>LIMP</i>	0.417	1.594	-	-	-	-
<i>LUSPP</i>	-	-	1.316	1.334	-	-
<i>LWPC</i>	-	-	-	-	0.927***	4.534

Not: \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir

Yukarıda Tabloda Türkiye’de talep koşullarını temsil etmek üzere kontrol değişken olarak *LRGDP* değişkeni tüm modellerde ortak kullanılmıştır. Ayrıca ithalatçı ülkenin maliyet koşullarını temsil etmek amacıyla diğer kontrol değişkenler (*LIMP*, *LUSPP* ve *LWPC*) her modele tek tek alınmıştır. Model 23’de *LIMP* ve *LRGDP* kontrol değişkenleri kullanıldığında döviz kurunun yurtiçi enflasyon üzerine geçiş etkisi (veya döviz kurunun tüketici fiyat elastikiyeti) 0.91 bulunmuştur. Bu değer

LRGDP ve LUSSP kontrol değişkenlerinin kullanıldığı Model 24’de 0.85, LRGDP ve LWPC kontrol değişkenlerinin kullanıldığı Model 25’de ise 0.72 olarak bulunmuştur. Böylece Türkiye’de uzun dönemde döviz kurundaki yüzde 1’lik artış tüketici fiyatlarında yüzde 0.91 ile 0.72 arasında artışa yol açmaktadır.

Bu sonuçlar Türkiye’de döviz kur değişiminin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin oldukça yüksek olduğu göstermektedir. Döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin yüksek olmasında geçmişte yaşanan döviz kuru (para) krizleri (1994 ve 2001), ekonominin üretim sürecinde ağırlıklı olarak ithal ara ve sermaye mallarına bağımlı olması ve ekonominin dışa açıklık oranının artış göstermesi gibi faktörler söylenebilir. Örneğin 2011 yılında imalat sanayinde gerçekleştirilen ithalatın (183.9 milyar dolar) toplam ithalat (240.8 milyar dolar) içindeki payı yüzde 76.3’tür. Toplam ithalatın yüzde 15.4’ü sermaye malları, yüzde 71.8’i ara mallarından oluştuğu dikkate alınırsa toplam ithalatın yüzde 86’ı sadece sanayi sektörü tarafından gerçekleştirilmektedir (TÜİK, 2011:6) Tüm bu faktörler ekonomik birimlerin döviz kuru artışlarından kaynaklanan maliyet artışlarını yurtiçi fiyatlara yansıtarak endeksleme davranışı göstermesine neden olduğu söylenebilir. Diğer taraftan Türkiye’de toplam ithalat içinde ham petrol petrolün payının alternatif enerji kaynakları bulunamadığından dolayı azalmadığı ve buna bağlı olarak enerji bağımlılığının yüzde 70’lere kadar yükseldiği dikkate alındığında, petrole bağımlılığın artması karşısında döviz kurundaki artışların fiyatlar genel düzeyinde artışları kaçınılmaz kılacağı bir gerçektir (Altıntaş, 2013:8).

#### 4.4.2. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıda görülmektedir.

$$\Delta LCPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{4i} \Delta LIMP_{t-i} + \quad (26)$$

$$\beta_5 ECT_{t-1} + u_{10t}$$

$$\Delta LCP_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta LUSPP_{t-i} + \quad (27)$$

$$\delta_5 ECT_{t-1} + u_{11t}$$

$$\Delta LCP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LCPI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta LEX_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LRDGP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta LWCP_{t-i} + \quad (28)$$

$$\alpha_5 ECT_{t-1} + u_{12t}$$

**Tablo 5: Model 26, 27 ve 28 ARDL Modeli Hata Düzeltme Tahmin Sonuçları**

Model 26 (8,0,1,3) ARDL Modeli			Model 27 (4, 7, 4, 8) ARDL Modeli			Model 28 (4,2,4,9) ARDL Modeli		
Değişken	Katsayı	t-ist.	Değişken	Katsayı	t-ist.	Değişken	Katsayı	t-ist.
$\beta_0$	0.0009	0.09	$\delta_0$	2.19E-1	3.59E-1	$\alpha_0$	1.05E-1	2.49E-10
$ECT_{t-1}$	<u>0.109</u> ***	<u>-3.99</u>	$ECT_{t-1}$	<u>0.133</u> ***	<u>-4.481</u>	$ECT_{t-1}$	<u>-0.255</u> ***	<u>-7.199</u>
$\Delta LCPI_{t-1}$	0.037	0.506	$\Delta LCPI_{t-1}$	-0.023	-0.284	$\Delta LCPI_{t-1}$	0.044	0.467
$\Delta LCPI_{t-2}$	0.149**	2.065	$\Delta LCPI_{t-2}$	0.179**	2.478	$\Delta LCPI_{t-2}$	0.144	1.501
$\Delta LCPI_{t-3}$	0.130*	1.865	$\Delta LCPI_{t-3}$	0.126*	1.853	$\Delta LCPI_{t-3}$	-0.163	-2.037
$\Delta LCPI_{t-4}$	-0.085	-1.208	$\Delta LCPI_{t-4}$	-0.073	-1.080	$\Delta LCPI_{t-4}$	-0.260	-3.252
$\Delta LCPI_{t-5}$	-0.032	-0.468	$\Delta LCPI_{t-5}$	-0.043	-0.643	$\Delta LEXC_t$	0.233	7.941
$\Delta LCPI_{t-6}$	0.071	1.024	$\Delta LCPI_{t-6}$	0.057	0.857	$\Delta LEXC_{t-1}$	-0.126	-2.907
$\Delta LCPI_{t-7}$	0.100	1.476	$\Delta LCPI_{t-7}$	0.076	1.169	$\Delta LEXC_{t-2}$	-0.055	-1.333
$\Delta LCPI_{t-8}$	0.070	1.054	$\Delta LCPI_{t-8}$	0.093	1.461	$\Delta LR GDP_t$	-0.206	-2.121
$\Delta LEXC_t$	0.293***	11.26	$\Delta LEXC_t$	0.284***	9.196	$\Delta LR GDP_{t-1}$	-0.215	-2.118
$\Delta LR GDP_t$	0.089	0.143	$\Delta LR GDP_t$	-0.031	-0.329	$\Delta LR GDP_{t-2}$	0.018	0.189
$\Delta LR GDP_{t-1}$	-0.324	-0.526	$\Delta LR GDP_{t-1}$	-0.218***	-2.458	$\Delta LR GDP_{t-3}$	-0.163	-2.025
$\Delta LIMP_t$	0.142*	1.973	$\Delta LUSPP_t$	1.075**	2.296	$\Delta LR GDP_{t-4}$	-0.303	-3.583
$\Delta LIMP_{t-1}$	-0.000	-0.001	$\Delta LUSPP_{t-1}$	0.292	0.625	$\Delta LWCP_t$	0.119	0.326
$\Delta LIMP_{t-2}$	-0.071	-1.144	$\Delta LUSPP_{t-2}$	-0.626	-1.323	$\Delta LWCP_{t-1}$	-0.070	-0.121
$\Delta LIMP_{t-3}$	-0.083	-1.479	$\Delta LUSPP_{t-3}$	-0.866*	-1.855	$\Delta LWCP_{t-2}$	-1.614	-2.707
						$\Delta LWCP_{t-3}$	1.380	2.302
						$\Delta LWCP_{t-4}$	0.305	0.498
						$\Delta LWCP_{t-5}$	-1.230	-2.207
						$\Delta LW$	-0.161	-0.328
						$\Delta LWCP_{t-7}$	-0.006	-0.014
						$\Delta LWCP_{t-8}$	0.902	1.925
						$\Delta LWCP_{t-9}$	-0.989	-3.121

Tanısal Testler							
	R <sup>2</sup>	D-W	F-ist	$\chi^2_{RRMKH} (1)$	$\chi^2_{BGAB} (2)$	$\chi^2_{JBN} (2)$	$\chi^2_{WDV} (1)$
Model 26	0.91	2.18	50.97(0.00)	21.13(0.00)	3.490(0.17)	0.048(0.976)	65.89(0.410)
Model 27	0.92	1.98	53.34(0.00)	3.806(0.051)	0.048(0.972)	1.594(0.450)	43.725(0.216)
Model 28	0.92	1.94	48.92 (0.00)	5.235(0.021)	0.571(0.751)	0.228(0.891)	38.45(0.022)

Not: Bağımlı değişken  $\Delta LCP_t$ 'dir, ARDL modelindeki gecikme sayıları 10 olmak üzere, AIC'ya göre belirlenmiştir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{RRMKH}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{WDV}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Burada  $ECT_{t-1}$  değişkeni Model 23, 24 ve 25'deki uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir.

Yukarıdaki 26, 27 ve 28 nolu kısa dönem ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modellerinin tahmin sonuçları Tablo 6'da gösterilmektedir.

Modellerdeki gecikme uzunlukları AIC yardımıyla belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun 10 alındığı bu analiz sonucunda, kısa dönem ilişkisinin Model 26 için ARDL (8, 0, 1, 3), Model 27 için ARDL (4, 7, 4, 8) ve Model 28 için ARDL (4, 2, 4, 9) modelleri ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır. Bu modellerde hata düzeltme katsayıları sırasıyla, -0.109, -0.133 ve -0.255 olmak üzere negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modellerinden elde edilen kısa dönem katsayı tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 7'de gösterilmektedir.

**Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçlarına Göre Kısa Dönem Katsayıları**

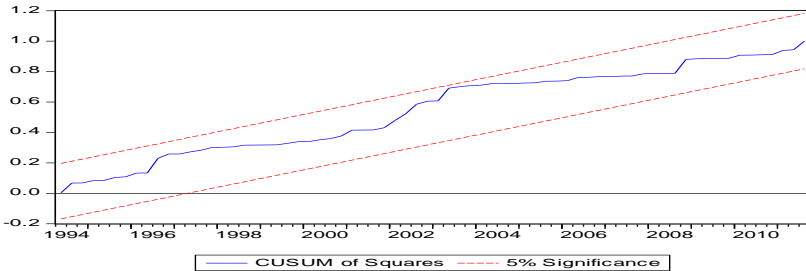
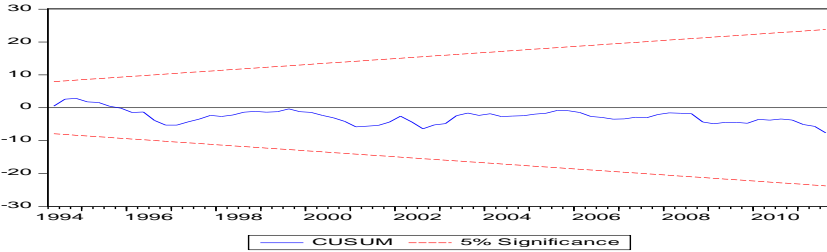
Değişkenler	Model 26		Model 27		Model 28	
	Katsayı	<i>t</i> -istatistiği	Katsayı	<i>t</i> -istatistiği	Katsayı	<i>t</i> -istatistiği
<i>C</i>	0.0009	0.090	0.001	0.010	0.011	0.500
<i>LEXC</i>	0.526***	7.202	0.469***	7.001	0.0413	0.732
<i>LRGDP</i>	-0.4194	0.291	-0.411	-1.604	0.704***	3.932
<i>LIMP</i>	-0.022	0.123	-	-	-	-
<i>LUSPP</i>	-	-	-0.205	-1.233	-	-
<i>LWPC</i>	-	-	-	-	-1.104	1.575

Not: \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.

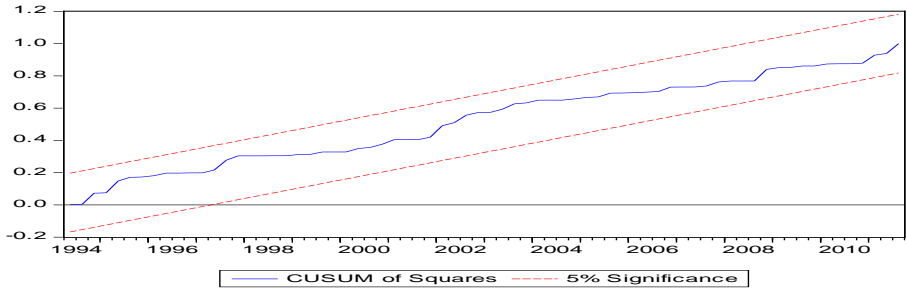
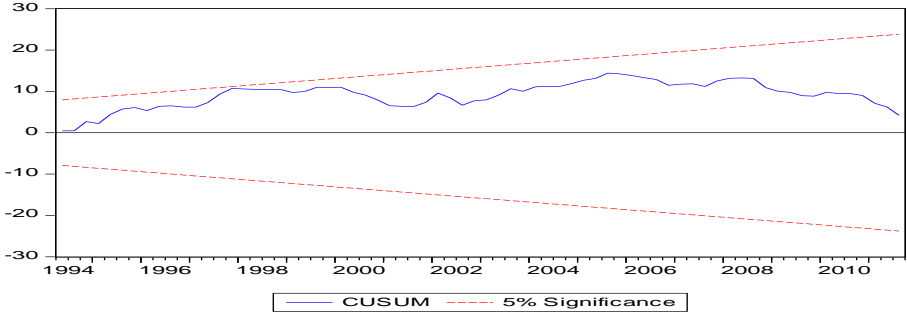
Yukarıdaki Tabloda hata düzeltme modellerine göre elde edilen kısa dönem LEX değişkeni katsayıları Model 26 ve 27’de anlamlı bulunmuştur. Bu katsayılar uzun döneme göre daha düşük (0.526 ve 0.469) olsa da pozitif ve anlamlı oldukları görülmektedir. Böylece kısa dönemde döviz kurundaki yüzde 1’lik artışın tüketici fiyatlarında yüzde 0.50’ye yakın bir artış sağladığı söylenebilir.

Aşağıda uzun dönem modellerindeki (Model 23, 24 ve 25) katsayıların istikrarını test etmede Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerine ilişkin grafikler gösterilmektedir. Bu modellerde elde edilen değişkenlerin katsayılarının yüzde 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içinde yer aldığı ve istikrarlı olduğu görülmektedir.

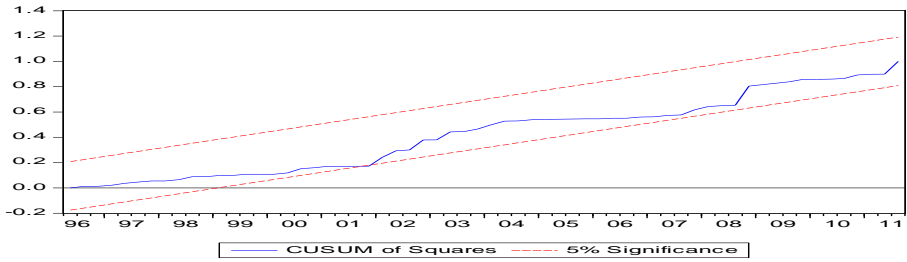
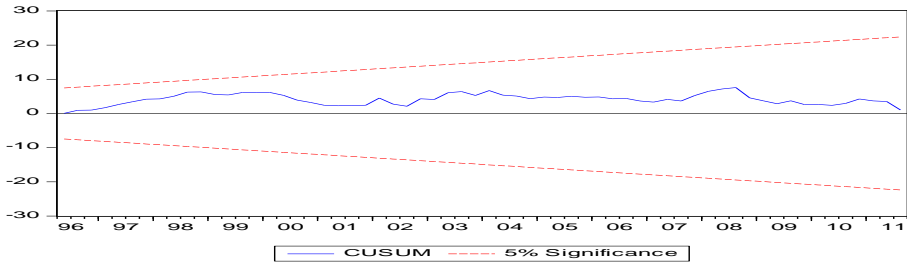
### Model 23



### Model 24



### Model 25



Not:\* Kesikli doğrular yüzde 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırları, kesikli iki doğru arasındaki çizgi ise CUSUM ve CUSUMQ test istatistik değerlerini göstermektedir.

### Grafik 2:

*Model 23, 24 ve 25'e ilişkin Uzun Dönem CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları\**



## 5. SONUÇ

Döviz kuru hareketleri yurtiçi fiyatları doğrudan ve dolaylı kanallarla etkilemektedir. Doğrudan kanalda döviz kuru hareketleri ithal edilen nihai mal ve girdi fiyatlarındaki değişimler yoluyla yurtiçi fiyatları etkilemektedir. Genel olarak bir para biriminin değer kaybetmesi, ithalat fiyatlarının artmasına yol açarken, ithalat fiyatlarının düşmesi de para biriminin değer kazanmasından kaynaklanmaktadır. Döviz kurunun değer kaybetmesine bağlı olarak ithal edilen ara malı ve sermaye mallarının artan maliyetleri marjinal maliyetleri artırmakta ve bu da yurtiçinde üretilen mal fiyatlarında artışlara neden olmaktadır. Dolaylı kanalda kurdaki değer kaybı, toplam talepteki değişim yoluyla yurtiçi fiyatlar kanalıyla net ihracatı etkilemektedir. Ayrıca ithalata rakip firmalar, kar marjlarını korumak amacıyla yurtdışındaki fiyat artışlarına tepki olarak fiyatlarını arttırabilmektedir. Ancak döviz kurunun geçiş etkisinin hızı ve büyüklüğü, piyasa yapısı, fiyatlama politikası, genel enflasyon koşulları, üretici ve tüketici fiyat endeksi sepetinde ithal mallarının göreceli payı ve dış ticarete konu olan malların piyasa payı gibi birçok faktöre bağlı olarak değişmektedir.

Döviz kurunun geçiş etkisi, hem mikro ekonomik literatürden elde edilen bulgulardan hem de açık ekonomiye ilişkin makro ekonomik literatürdeki yeni gelişmelerden yararlanılarak makro ekonomik bir çerçevede incelenmektedir. Açık ekonomiye ilişkin dinamik genel denge modellerinde nominal katılıklar ve piyasa aksaklıkları dikkate alınmış ve döviz kuru geçiş etkisinin tam olabileceği ifade edilmiştir. Ancak daha sonra yapılan çalışmalarda piyasa fiyatlama sorununa olanak verecek şekilde döviz kuru geçiş etkisinin eksik olabileceğini ileri sürülmüştür. Geliştirilen model yapısında firmanın üretici döviz kuru fiyatına göre mi yoksa mal ihraç ettiği ülkenin para birimi üzerinden mi fiyatlama politikası benimseyip benimsememesi gibi farklı fiyatlama stratejileri dikkate alınmaktadır. Fiyatların üretici döviz kuruna göre ayarlanması halinde, ithal malların ana ülkedeki fiyatının nominal döviz kurundaki değişimle bire bir hareket edeceğini ve böylece tam geçiş etkisinin görülebileceğini ifade edilmiştir. Bu durumda döviz kuru hareketleri malların nispi fiyatlarında değişmeye yol açacaktır. Böyle bir gelişme ise tüketicilerin yabancı mallara göre yurtiçi taleplerinde değişim yaratacaktır. Firmanın yerli para birimine göre fiyatlama stratejisini benimsemesi halinde ihracatçılar ithalatçı ülkede pazar payını korumaya çalışacağından, döviz kuru değişkenliği yüksek olsa da döviz kuru geçiş etkisi daha düşük gerçekleşecektir.

Yeni gelişen açık ekonomiye ilişkin makroekonomik literatürde döviz kuru geçiş etkisinin, ülkenin ekonomik performansına veya para politikası uygulamalarına bağlı olabileceğini ileri sürülmektedir. Bu alanda

yapılan çalışmalar, Taylor (2000)'ın düşük enflasyon ortamına geçişin fiyat ve maliyet değişimlerinde beklenen katılığı azaltacağı ve bu durumun döviz kuru geçiş etkisinde azalmaya yol açacağı şeklindeki düşüncesine dayanmaktadır. Açık ekonomiye ilişkin makroekonomi ve dinamik genel denge modelleri, döviz kuru geçiş etkisi ve para politikası arasında ilişkiye önem vermektedirler. Fiyat ve maliyet değişiminde beklenen katılıktaki azalma, fiyat değişimi sıklığındaki düşüş ve yerli para birimi üzerinden fiyatlamının yaygınlaşması gibi uygulamalar, daha güvenilir ve istikrarlı bir para politikasının neden olduğu düşük enflasyon ortamına geçişin ve dolayısıyla döviz kuru geçiş etkisinin düşük olmasını sağlayan gelişmelerdir.

Bu çalışmada Türkiye'de 1987:1-2011:3 dönemi üç aylık veriler kullanılarak döviz kurunun enflasyon üzerine geçiş etkisi üç farklı modelle ARDL yöntemiyle araştırılmıştır. ARDL sınır testi tahmini sonucunda F-istatistiği değerlerinin üç model için Pesaran vd. (2001) alınan üst kritik değeri aştığı görülmüş ve böylece üç modelde de dört değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde nominal döviz kuru değişkeni katsayılarının sırasıyla 0.91, 0.85 ve 0.72 olduğu görülmüş ve katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu gözlenmiştir. Türkiye'de uzun dönemde döviz kurundaki yüzde 1'lik artışın TÜFE cinsinden yurtiçi fiyatlarda yüzde 0.91 ve yüzde 0.72 oranı arasında artışa yol açtığı ve böylece döviz kurunun enflasyon üzerinde geçiş etkisinin oldukça kuvvetli, fakat 1'den küçük olduğu sonucuna varılmıştır. Diğer taraftan üç modelde ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modelinde hata düzeltme terimi katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuş ve bu sonuç kısa dönemdeki dengesizliğin uzun dönemde düzeltileceği şeklinde yorumlanmaktadır. Hata düzeltme modellerine göre elde edilen kısa dönem döviz kuru değişkeni katsayılarının uzun döneme göre daha düşük olsa da pozitif ve anlamlı oldukları görülmüştür. Bu sonuçlar Türkiye'de döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin oldukça yüksek olduğu göstermektedir. Döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin yüksek olmasında geçmişte yaşanan döviz kuru (para) krizleri (1994 ve 2001), ekonominin üretim sürecinde ağırlıklı olarak ithal ara ve sermaye mallarına bağımlı olması ve ekonominin dışa açıklık oranının artış göstermesi gibi faktörler gösterilebilir. Tüm bu faktörler ekonomik birimlerin döviz kuru artışlarını yurtiçi fiyatlara yansıtarak endeksleme davranışı göstermesine yol açmaktadır.

## KAYNAKÇA

- Alper, K. (2003), *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Turkish Economy*, Degree of Master of Science, The Graduate School of Social Sciences, METU.
- Altıntaş, Halil (2013), Türkiye’de Petrol Fiyatları, İhracat ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ve Dinamik Nedensellik Analizi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9(19), 1-30
- An, L. (2006), *Exchange Rate Pass- Through: Evidence Based on Vector Autoregression with Sign Restrictions*, MPRA Paper No. 527.
- Arat K. (2003), *Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi*, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB.
- Bacchetta, P. ve Wincoop, E. V. (2002), *Why Do Consumer Prices React Less than Import Prices to Exchange Rates?*, NBER Working Paper No. 9352.
- Bache, I. W. (2002), *Empirical Modeling of Norwegian of Import Prices*, Norges Bank Working Paper.
- Bailliu, J. ve Eiji F. (2004), *Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation*, Bank of Canada Working Paper.
- Barhoumi, K. (2006), “Differences in Long Run Exchange Rate Pass-Through into Import Prices in Developing Countries: An Empirical Investigation”, *Economic Modelling*, 23(6), 926-951.
- Bernhofen, D.M. ve Xu, P. (2000), “Exchange Rates and Market Power: Evidence from the Petrochemical Industry”, *Journal of International Economics*, 52, 283–297.
- Betts, C. ve M. Devereux (1996), “The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market”, *European Economic Review*, 40(3-5),1007–1021.
- Bouakez, H. ve Rebie, N. (2008), “Has Exchange Rate Pass-Through really Declined? Evidence From Canada”, *Journal of International Economics*, 75, 249–267.
- Brown, R. L., Durbin J. ve Evans, J. M. (1975), “Techniques for Testing the Constansy of Regression Relations over Time”, *Journal of Royal Statistical Society*, Series B37,149-163.
- Cazorzi, M., Hahn, E. ve Sánchez, M. (2007), *Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets*, European Central Bank, Working Paper Series No 739.
- Campa, J. M. ve Goldberg, L., (2002), *Exchange Rate Pass-Through Into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 8934.
- Campa, J. M. ,Goldberg, L. S. ve Minguez J.M.G. (2005), *Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 219.

- Campa, J.M. ve Goldberg, L.S., (2005), “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices”, *The Review of Economics and Statistics*, 87, 660-679.
- Campa, J. M. ve Goldberg, L.S. (2006), *Pass Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why?*, NBER Working Paper Series No 12547.
- Carranza L., Galdon-Sanchez J. E. Ve Gomez-Biscarri, J. (2009), “Exchange Rate and Inflation Dynamics in Dollarized Economies”, *Journal of Development Economics*, 89(1), 98-108.
- Choudhri, E. U. ve Hakura, D. S. (2001), *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*, IMF Working Paper No WP/01/194.
- Choudhri, E.U., Faruquee, H. Ve Hakura, D.S. (2003), *Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices*, IMF Working Paper, Vol. 02–224.
- Choudhri, E. U. Ve Hakura, D. S. (2006), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?”, *Journal of International Money and Finance*, 25, 614-639
- Correa, A. Ve Minella, A. (2006), *Nonlinear Mechanisms of Exchange Rate Pass-Through: a Phillips Curve Model with Threshold for Brazil*, Central Bank of Brazil, Working Paper No 122.
- Corsetti, G. Ve Pesenti, P. (2005), “International Dimensions of Optimal Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 281-305.
- Cortinhas, C. (2007) *Exchange Rate Pass-Through in ASEAN: Implications for the Prospects of Monetary Integration in the Region*, The University of Minho, The Economic Policies Research Unit.
- Darvas, Z. (2001), *Exchange Rate Pass-Through And Real Exchange Rate In EU Candidate Countries*, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 10/01, May 2001.
- Devereux, M. Ve Engel C. (2001), “*Endogenous Currency of Price Setting in a Dynamic Open Economy Model*”, NBER Working Paper No. 8559.
- Devereux, M., Engel, C. ve Storgaard P. (2003), *Endogenous Exchange Rate Pass-Through When Nominal Prices are Set in Advance*, NBER Working Paper No. 9543.
- Devereux, M. B. ve J. Yetman (2003), “Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence” in *Price Adjustment and Monetary Policy*, Proceedings of a Conference Held at the Bank of Canada, 347–71.
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. ve Fuller, W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root”, *Econometrica*, 49(4),1057-1072.
- Dornbush, R. (1987), “Exchange Rate and Prices”, *American Economic Review*, 77.
- DTM (2007), *Diş Ticaret ve Başlıca Ekonomik Göstergeler, 2007-III.*

- Engel, C. (2002), “The Responsiveness of Consumer Prices to Exchange Rates: A Synthesis of Some New Open Economy Macro Models”, *The Manchester School*, 70, 1–15.
- Engel, C. (2005), *Equivalence Results for Optimal Pass-Through, Optimal Indexing to Exchange Rates, and Optimal Choice of Currency for Export Pricing*, NBER Working Paper No 11209.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Feinberg, R. M. ve Meurs, M. (2005) “Market Reform, Infrastructure and Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern Europe”, *Post-Communist Economies*, 17(1), 21-32.
- Fisher, E. (1989), “A Model of Exchange Rate Pass-Through”, *International Economics*, 26.
- Freenstra, R. ve Kendal, J. (1994), “*Pass-Through of Exchange Rates and Purchasing Power Parity*”, NBER Working Paper No 4842.
- Gagnon, J. ve Ihrig, J., (2001), *Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through*, International Finance Discussion Paper 704, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ghosh, A. ve Rajan, R. S. A. (2007), “Survey of Exchange Rate Pass-Through in Asia”, *Asian-Pacific Economic Literature*, 21(2), 13-28.
- Goldberg, K. Ve Knetter, M. (1997), “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?”, *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.
- Ho, C. ve Mccauley, R.N. (2003), *Living with Flexible Exchange Rates: Issues and Recent Experience in Inflation Targeting Emerging Market Economies*, BIS Working Paper, No 130, February.
- Hooper, P. ve Mann, C. (1989) “Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufactures.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1,297–337.
- Hyder, Z ve S. Shah (2004) *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan*, State Bank of Pakistan Working Papers No 5, June.
- Ito, T ve Sato, K. (2007), *Exchange Rate Pass-Through and Domestic Inflation: A Comparison between East Asia and Latin American Countries*, RIETI Discussion Paper Series 07-E-040.
- Ito T Ve Sato, K. (2006), *Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through*, NBER Working Paper.
- Ito, T., Sasaki, Y. ve Sato, K. (2005), *Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries*, RIETI Discussion Paper Series, 05-E-020.
- Jamil, F. ve Ahmad, E. (2010), “The Relationship Between Electricity Consumption, Electricity Prices and GDP in Pakistan” *Energy Policy*, 38, 6016–6025.

- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen S. ve Juselius, K. (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Junior, R. P. N. Ve Ledesma, M. A. L. (2008) Exchange Rate Pass-Through into Inflation: The Role of Asymmetries and Nonlinearities. (<ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/0801.pdf>) (Erişim Tarihi 25.03.2012).
- Kara H., Küçük-Tuğer, H., Özlale, Ü., Tuğer, B., Yavuz, D. ve Yücel, E. M. (2005), **Exchange Rate Pass-Trough in Turkey: Has it Changed and What to Extend?**, The Central Bank of Republic of Turkey, Research Department Working Paper No 05/04.
- Kara H., Küçük-Tuğer, H., Özlale, Ü., Tuğer, B. Ve Yücel, E. M. (2006), “Exchange Rate Regimes and Pass-Through: Evidence from The Turkish Economy”, *Contemporary Economic Policy*, 25(2),.206–225.
- Kara, H. ve Fethi Ö. (2005) **Exchange Rate Pass-Through in Turkey: It is Slow, but is it Really Low?**, The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper No: 05/10.
- Klein, M. (1990) “Macroeconomics Aspects of Exchange Rate Pass-Through”, *Journal of International Money and Finance*, 9(4), 367-387.
- Kreinin, M.E. 1977 **The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade**, International Monetary Fund Staff Papers, 24 (2): 297–329.
- Leigh D. ve Rossi, M. (2002), **Exchange Rate Pass-Through in Turkey**, IMF Working Paper, No:WP/02/204.
- Marazzi, M., Sheets, N., Vigfusson, R., Faust, J., Gagnon, J., J., Marquez, R. Martin, T. Reeve ve Rogers, J. (2005), “**Exchange Rate Pass-Through To US Import Prices: Some New Evidence**”, Board of Governors of The Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, No 832.
- McCarthy, J. (1999), **Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation In Some Industrialised Economies**, BIS Working Papers No 79.
- McCarthy., J. (2006), **Pass-Through Of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies**, Federal Reserve Bank of New York.
- Obstfeld, M. Ve Rogoff K. (1995), “Exchange Rate Dynamics Redux”, *Journal of Political Economy*, 103, 624–60.
- Ohno, K. (1989), **Export Pricing Behaviour of Manufacturing: A US-Japan Comparison**, IMF Staff Papers, 36.
- Pesaran, H. ve Shin, Y. (1995), “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, iç. S. Strom, A. Holly ve A.

- Diamond (Eds.), *Centennial Volume of Ranger Frisch*, Cambridge University Press.
- Pesaran, H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (1996), “Testing for Existence of a Long-Run Relationship”, *DAE Working Paper*, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Economics.
- Pesaran M. H. ve Shin Y. (1999), “An Autoregressive Distributed-Led Modelling Approach to Cointegration Analysis”, Strom S, (Ed.), *Econometrics And Economic Theory in The 20th Century The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Pesaran, H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Peron, P. (1988). “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biomètrika*, 75(2), 336-346
- Pollard, P. ve Coughlin, C. (2004), “*Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at The Industrial Level?*”, University of Nottingham, Research Paper, Series No 2004/13.
- Reinhart, C.M., Rogoff, K.S. ve Savastano, M.A. (2003), *Addicted to Dollars*, NBER Working Paper No: 10015.
- Reyes, J. (2007), “Exchange Rate Pass-Through Effects and Inflation Targeting in Emerging Economies: What is the Relationship?”, *Review of International Economics*, 15(3), 538-559.
- Shahbaz M. a, Lean, H. H. (2012) “The Dynamics of Electricity Consumption and Economic Growth: A Revisit Study of Their Causality İn Pakistan”, *Energy*, 39, 146-153.
- Shambaugh, J. (2008), “A New Look at Pass-Through”, *Journal of International Money and Finance*, 27, 560-591.
- Steel, D. Ve King, A. (2004), “Exchange Rate Pass-through: The Role of Regime Changes”, *International Review of Applied Economics*, 18(3), 301-322.
- Taylor J. (2000), “Low Inflation, Pass-Through, and Pricing Power of Firms” *European Economic Review*, 44(7), 1389–408.
- TUİK (2011) *Tarihi Yıllık İstatistikler*, Ankara
- Webber A. (1999), “Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in The Asia-Pacific”, *Asian Economic Journal*, 13 (3), 303-320.
- Yang J. W., (1998), “Pricing-to-Market in U.S. Imports and Exports: A Time Series and Cross-Sessional Study”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38, 843-861.

