

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ SEKTÖREL İTHALATA ETKİLERİ: BİR ARDL İTHALAT MODELİ ANALİZİ

Lütfi ERDEN*
Güliz SAĞLAM**

Öz

Bretton Woods Sistemi’nin 1973’de sona ermesini takip eden yıllarda, Türkiye dahil bir çok ülke esnek veya esneğe yakın bir kur sistemini benimsemiştir. Bu gelişme, kurda artan oynaklığa yol açarak dış ticaret üzerinde yansımaları olabilecek bir ortam yaratmıştır. Böylece dış ticaret politikası geliştirmek için, kur oynaklığının dış ticaret üzerine etkilerinin değerlendirilmesi ön koşul haline gelmiştir. Bu amaçla, bu çalışma, Türkiye’de döviz kuru oynaklığının önce toplam ithalat üzerine etkilerini ve daha sonra tüketim ve yatırım malı ithalatı üzerine etkilerini incelemektedir. Bunun için, 1989-2008 yıllarına ait aylık veriler kullanarak, önce kur oynaklığı ve ithalat talebi arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığı sınır testiyle irdelenmiş, daha sonra ise bir ARDL hata düzeltme modeli çerçevesinde bu değişkenler arası kısa dönem dinamikler araştırılmıştır. Bulgular, kur oynaklığı ile yatırım malı ithalatı arasında negatif bir ilişki ortaya koyarken, tüketim malı ithalatıyla kur oynaklığı arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olmadığını göstermiştir.

Anahtar Sözcükler: Döviz kuru oynaklığı, sektörel ithalat talebi, ARDL Model.

Abstract

The Effects of Exchange Rate Volatility on Sectoral Imports in Turkey: An Analysis of an ARDL Model for Imports

In the following years after the collapse of the Bretton Woods System in 1973, many countries including Turkey adopted a flexible or a managed floating exchange rate system. This has led to a high volatility in the exchange rates, which is thought to be quite influential on foreign trade. Therefore, it became imperative for policy makers to evaluate the potential effects of exchange rate volatility on international trade. To this end, this study investigates the impact of

* Doç.Dr., Hacettepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, Beytepe, ANKARA, lerden@hacettepe.edu.tr

** Türkiye Kalkınma Bankası, Ankara, saglamguliz@hotmail.com

exchange rate volatility on import demand in Turkey. Further, the study disaggregates imports into two sectors: import demand on consumption goods and on investment goods (including intermediate goods) in order to see whether volatility in exchange rate has differing impacts. Using monthly data over 1989-2008 periods, the study firstly performs an ARDL bounds test to check if the variables of interests form a cointegrating relationship and then specifies an ARDL error correction model to investigate the short run dynamics between import demand and volatility. The findings indicate that while volatility and import demand on investment goods are cointegrated and are negatively related, there is no cointegrating relationship between exchange rate volatility and import demand on consumptions goods.

Keywords: Exchange rate volatility, sectoral import demand, ARDL Model.

GİRİŞ

Dünyada pek çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülke, 1973 yılında Bretton Woods sisteminin çöküşüyle birlikte kurlarını dalgalanmaya bırakmıştır. Dalgalı kur sistemine geçilmesinden itibaren döviz kurlarında gözlenen aşırı dalgalanmaların dış ticaret kararlarında etkili olabileceği iktisat yazınında tartışılmaya başlanmıştır. Özellikle döviz kuru oynaklığının ithalat talebi üzerine etkileri ile ilgili kuramsal yaklaşımlar, bu etkinin her iki yönde de ortaya çıkabileceğini belirtmişlerdir. Bir taraftan kurdaki oynaklığın, uluslararası ticaret riskini arttırarak ithalat talebini daraltabileceği değerlendirilirken, diğer taraftan dış ticaretle uğraşanların diğer piyasa katılımcılarından daha fazla bilgiye sahip olabileceklerinden, kurdaki aşırı hareketlilikten yararlanabilecekleri ve dolayısıyla ithalat taleplerini arttırabilecekleri öne sürülmüştür. Teorik yaklaşımların kur belirsizliğinin etkilerine yönelik çelişkili çıkarımları olduğuna göre, bu sorunsalın ampirik çalışmalar sonucu netlik kazanması beklenir. Ancak konuya ilişkin yapılan ekonometrik çalışmalar çoğunlukla kur oynaklığı ile ithalat talebi arasında negatif ilişki bulmalarına rağmen bazı ampirik çalışmalar döviz kurlarında gözlenen oynaklığın dış ticaret hacmini arttırıcı yönde rol oynadığı sonucuna ulaşmakta, bazılarıysa bu etkiyi anlamsız bulmaktadır. Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Caporale ve Doroodian (1994), Arize (1998), Mckenzie (1998), Siregar ve Rajan (2002), Rathmatsyah vd., (2002), Grube ve Samantha (2003), Cheong (2004) çalışmalarında döviz kuru oynaklığının ithalat üzerine etkisini negatif olarak bulmuşlardır. Buna karşın, Mckenzie ve Brooks (1997), Daly (1998), Lastrapes ve Koray (1990) çalışmalarında döviz kuru oynaklığının ithalat üzerine etkisini pozitif olarak bulmuşlardır. Medhora (1990), Belanger (1992) ve Şimşek ve Kadılar (2006) ise döviz kuru oynaklığının ithalata etkisinin anlamsız olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışmada kurdaki oynaklığın ithalat talebi üzerine etkileri gelişmekte olan bir ülke, Türkiye, örneğinde ampirik olarak yeniden ele alınacaktır. Bununla birlikte çalışma, ithalat talebi ve kur oynaklığı ilişkisini, ithalatı yatırım ve tüketim alt sektörlerine ayırarak incelemektedir. Çalışma bu yönüyle Türkiye ile ilgili literatüre ampirik katkı niteliği taşımaktadır. Kuramsal olarak kur belirsizliğinin etkileri çok çeşitli kanallardan ortaya çıkabileceğine göre, kur oynaklığının tüketim ve yatırım malı ithalatı üzerine farklılaşan etkiler yaratması beklenebilir. Örneğin, kurdaki kısa dönemli aşırı oynaklığı yatırım malları ithal eden birimlerin kriz belirtisi olarak algılaması daha muhtemeldir. Dolayısıyla yatırım malları ithalatının tüketim malı ithalatına göre kur oynaklığından daha fazla etkilenmesi beklenebilir. Diğer taraftan Türkiye’de ihracat yoğun olarak yatırım ve aramalı ithalatına bağımlı olduğundan kur oynaklığı yatırım malı ithalat kararını çok da etkileyebilir. Yatırım ithalatı yapan birimler ödemelerini yabancı para cinsinden yaptığı gibi alacaklarını da yabancı para cinsinden yaptıkları için kurlardaki dalgalanmalar yatırım ithalatını tüketim malı ithalatına göre daha az etkileyebilir. Bununla birlikte tüketim malı ithalatçıları, satışlarının daralmaması için kur değişimlerini satış fiyatlarına yansıtmayıp, kar marjlarını kısarak ithalat talebini sürdürebilirler. Kısaca bu sorunsal ampirik olarak ele alınmalıdır. Çalışma bu amaca yönelik olarak, 1989-2008 yılları arası aylık verileri kullanarak, reel döviz kuru oynaklığı ile Türkiye’nin ithalat talebi ilişkisini Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi aracılığıyla incelemektedir. Bu çerçevede döviz kuru oynaklığının yatırım ve tüketim alt sektörleri üzerindeki etkisi de araştırılmaktadır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümleri şu şekilde düzenlenmiştir: 1. Bölümde kur oynaklığı ve dış ticaret ilişkisine yönelik kuramsal yaklaşımlar ele alınmaktadır. 2. Bölümde 1980 sonrası Türkiye’deki kur ve dış ticaret politika gelişmeleri özetle sunulmaktadır. 3. Bölüm çalışmada uygulanan yöntemi kapsamaktadır. Burada oynaklığın ölçümüne ilişkin GARCH modeli, eşbütünleşme testine temel oluşturan ARDL modeli ve hata düzeltme modeli tanımlanmaktadır. 4. Bölümde hem toplam ithalat talebi hem de sektörel ithalat talebi ve oynaklık ilişkisine ilişkin ampirik bulgular değerlendirilmektedir. Son bölüm ise çalışmanın sonuçlarını sunmaktadır.

1. KUR OYNAKLIĞI VE DIŞ TİCARET İLİŞKİSİNE YÖNELİK KURAMSAL YAKLAŞIMLAR

Kur “oynaklığı” ile ithalat talebi arasındaki ilişkiyi irdelemezdence önce, kur “değişimleri” ile ithalat arasındaki ilişkiyle ilgili literatüre kısaca değinmek gerekir. Standart ders kitaplarında, reel kurla ithalat talebi arasındaki ilişki ters yönlüdür. Reel kur artışı, yabancı malların görece fiyatlarındaki artış anlamına

geleceğinden, ithalat talebini olumsuz etkilemesi beklenir. Parasalcı modelde öne sürülen satın alma gücü paritesi (SGP) geçerli olduğunda ise nominal kurdaki değişim yurtiçi fiyatlarına tam geçişkenlik göstereceğinden, reel kur sabit (ya da durağan) kalır ve dolayısıyla reel kurla ithalat talebi arasındaki ilişki kopar. Obstfeld ve Rogoff (1995)'deki bir dönemlik fiyat katılıklarına izin veren SGP varsayımına dayalı Redux modelinde, nominal kurdaki artış dış ticaret haddini olumsuz etkiler ve dolayısıyla reel kuru arttırarak dış ticaret fazlasına yol açar; diğer bir deyişle, ithalat talebini daraltır. Fakat bu model, gözlemlenen SPG'den sapmaların (reel kurlarda) sürekli olabileceğini öngörememektedir.

Yeni açık ekonomi makroekonomi literatürü Redux modelini, ihracatçı firmaların fiyat farklılaştırabilen (*pricing to market*, PTM) tekel gücüne sahip olabilecekleri yönünde genişletmiştir (Betts ve Devereux, 2000; Lane; 2001). Yurtiçi ve yurtdışı piyasa ayırıştırmasına gidebilen ihracatçı firmalar, yerel (ithalatçı ülkenin) para birimi cinsinden fiyatlama (*local currency pricing*) yaparak, nominal kurdaki artışın satışları üzerindeki olumsuz etkisini azaltma yoluna gidebilirler. Yurtiçi ve yurtdışı fiyat katılıklarına izin veren bu modelde, nominal kur değişimi doğrudan reel kur değişimi anlamına gelir. Bu durumda ise reel kur artışı ithalat talebini daraltmayabilir ve hatta bu modelde reel kur ile ithalat talebi arasında pozitif bir ilişkide ortaya çıkabilir. Buna göre i) yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerinin katı olduğunu ii) nominal (dolayısıyla reel) kur artışının parasal genişlemeden kaynaklandığını, iii) hem yerel ekonomide hemde yabancı ekonomilerde ihracatçıların fiyat farklılaştırdıklarını (Tam PTM) varsayalım. Bu durumda kur artarken yabancı para cinsinden ihracat fiyatları sabit kalır. Aynı zamanda kurun artması, yerel para cinsinden ihracat fiyatlarını arttırırken, yerel para cinsinden ithalat fiyatlarını etkilemez. Sonuç olarak yerel ekonominin dış ticaret haddinde iyileşmeye yol açar. Para arzı artışı ile genişleyen toplam talep, yerel para cinsinden sabit olan ithalat fiyatları nedeniyle ithalat talebini arttırır (Lane, 2001:242-243). Bu koşullar altında reel kurların artması halinde ithalat talebinde bir genişleme gözlenebilir. Bu sonuç, geleneksel ters yönlü reel kur ve ithalat talebi ilişkisi beklentisi ile çelişmektedir. Kuramsal açıdan reel kur ile ithalat talebi ilişkisi net değilken, reel kur oynaklığı ile ithalat talebi ilişkisi de çok açık değildir.

Kuramsal çalışmalar, kur oynaklığının ithalata (dış ticarete) etkilerinin çeşitli ve hatta birbiriyle çelişen mekanizmalarla ortaya çıkabileceğine işaret etmişlerdir. Artus (1983), Broadsky (1984) ve Kumar (1992) kur oynaklığıyla dış ticaret arasında ters yönlü bir ilişki, Bailey ve Tavlas (1998) ise pozitif bir ilişki öngörmüşlerdir. Bazı yaklaşımlar ise kur belirsizliğinin dış ticareti olumlu ya da olumsuz etkileyebilecek spesifik koşulları ortaya koymuşlardır (De Grauwe, 1988; Sercu ve Uppal, 2003; ve Barkoulas vd., 2002) .

Arthus (1983) ve Broadsky (1984) döviz kuru oynaklığının, riskten kaçınan karar vericilerin reel döviz kurundaki beklenmeyen değişiklikler karşısında davranışlarını değiştirmelerine neden olduğunu belirtmektedirler. Döviz kurlarındaki yüksek değişkenlik, risk algılayan tacirler için daha yüksek maliyete yol açmakta ve bu dış ticaretin hacminde azalma meydana getirmektedir. Bununla birlikte, uluslararası ticari işlemlerde malların teslimi ile ödemesinin yapıldığı tarihte bir zaman farkı bulunduğu için döviz kurlarında önceden beklenmeyen değişiklikler, karları da etkilemekte ve dış ticaret hacmini olumsuz yönde etkilemektedir. Çünkü ticari sözleşmenin yapıldığı zamandaki kur üzerinde anlaşma yapılmakta, ancak vadeli ödemenin yapıldığı tarihte kur değişebilmektedir. Bu nedenle döviz kurundaki değişimler önceden tahmin edilemediği takdirde döviz kurlarında belirsizlik meydana gelmektedir. Bu da uluslararası ticari işlemlerden elde edilecek kazançları azaltmakta hatta engellemektedir. Sercu (1992)’ ya göre ise, vadeli kur (hedge) işlemlerinin yeterince gelişmediği veya yüksek maliyetli olduğu piyasalarda, riskten kaçan tacirler çeşitlendirilmemiş döviz kuru riskine maruz kalıyorlarsa, döviz kuru riski yükseldikçe risk ayarlı ticaretten beklenen karların azalacağını savunmuştur. Böylece kur oynaklığının ithalat talebini daraltabileceğini vurgulamıştır.

Kumar (1992) iki ülkeli genel denge modeli çerçevesinde kur oynaklığı ile dış ticaret ilişkisini incelemektedir. Bu çalışma her ülkenin tek bir girdiyle (emek), tarım ve imalat sanayi malı olmak üzere iki mal ürettiği bir model kurmuştur. Bu iki ülke için satın alma gücü paritesi yaklaşımının geçerli olduğu, vadeli kur piyasalarının az geliştiği, ve para ikamesinin geçerli olduğu varsayılmaktadır. Buna ilaveten, ev sahibi ülke imalat sanayi sektöründe karşılaştırmalı olarak daha avantajlı bir konumdayken, yabancı ülke tarım sektöründe karşılaştırmalı olarak daha avantajlı bir konuma sahiptir. Kumar (1992) döviz kurundaki yükselmenin, teknolojideki gerileme ile özdeş olduğunu varsaymaktadır. Ev sahibi ülke döviz kuru riskine maruz kalmamak için kaynakları imalat sanayi sektöründen tarım sektörüne aktaracaktır. Yabancı ülke ise kaynaklarını tarım sektöründen imalat sanayi sektörüne aktaracaktır. Bunun sonucunda Kumar (1992), döviz kuru riskindeki yükselmenin ülkelerarası verimlilik farklarını azalttığını ve uluslararası ticaret düzeyinin azaldığı sonucuna ulaşmıştır.

Diğer taraftan De Grauwe (1988), döviz kurlarında gözlenen oynaklığın dış ticaret hacmi üzerinde negatif etkilerin yanı sıra pozitif etkiler de meydana getirebileceğine işaret etmektedir. Bu çalışma, gelir etkisinin fiyat etkisinden büyük olması durumunda, döviz kurlarında gözlenen oynaklığın dış ticaret hacmi üzerinde pozitif etkiye yol açabileceğini vurgulamıştır. Bu modele göre, kur oynaklığının yol açtığı risk nedeniyle dış ticaret faaliyetlerinin azaltılması gelir kaybı riskini doğurmaktadır. Eğer piyasa katılımcıları gelirlerinin azalması

riskinden yeterince kaçınıyorlarsa, döviz kuru oynaklığındaki bir yükselme, ihracat gelirlerinin marjinal faydasını arttıracak ve bu ihracatçıların ihracatlarını arttırmalarını teşvik ederek uluslararası ticaretin artmasını sağlayacaktır. Diğer yandan, gelirin azalma riskinden daha az kaçınan bir tacir, dış ticaretteki cazip olmayan geliri düşünerek, kur oynaklığında riskler daha da yükseldiği zaman dış ticaret faaliyetini azaltabilir. Kısaca, De Grauwe (1988) döviz kurundaki oynaklığın dış ticarete etkisinin, riskten kaçınma derecesine bağlı olduğunu savunmaktadır.

Bailey ve Tavlas (1988)'a göre tacirlerin ticaret hakkında yeterli bilgi sahibi olmaları durumunda, döviz kuru piyasasında döviz kurlarında ki beklenen değişiklikler hakkında ortalama bir katılımcıdan daha iyi tahminde bulunabilirler ve bu bilgidan kazanç sağlayabilirler. Döviz kuru piyasasında kazanılan böylesi bir bilgi sonucu elde edilen gelir, döviz kuru dalgalanmalarını temsil eden riski dengeleyebilir. İş akışındaki hızlı bir değişiklik durumunda, bu tacirler kıt ve değerli olan bilgiye diğer katılımcılardan daha kolay bir şekilde ulaşacaklardır. Dolayısıyla kur dalgalanmaları karşısında bunu bir kar fırsatı olarak değerlendirip dış ticaretlerini arttırabilirler.

Bachetta ve van Wincoop (2000) çalışmalarında nominal döviz kurundaki dalgalanmalar ve ticaret akımları arasındaki ilişkiyi iki ülkeli basit genel denge modeli çerçevesinde araştırmıştır. Döviz kuru riski yanında diğer makroekonomik risklerin modele dahil edilebilmesi için, döviz kuru oynaklığı yerine döviz kuru rejiminin etkisine bakılmıştır. Döviz kurundaki dalgalanmaların dış ticareti ne yönde etkileyeceği firmanın izleyeceği fiyat stratejisine bağlıdır. Eğer firma piyasaya göre fiyatlama yapıyorsa dış ticaret döviz kuru dalgalanmalarından olumsuz yönde etkilenecektir. Eğer firma ulusal parayla fiyatlama yapıyorsa, dalgalanmalardan etkilenmeyecektir. Varlık piyasasının yapısı fiyatlama stratejisinde önemli rol oynamaktadır. Finansal piyasalar daha fazla entegre oldukça, döviz kurlarındaki dalgalanmalar azalacak ve döviz kuru rejiminin dış ticaret üzerindeki etkisi azalacaktır.

Sercu ve Uppal (2003), döviz kuru oynaklığı ile uluslararası dış ticaret hacmi arasındaki ilişkiyi ulaşım maliyetleri nedeniyle kısmi olarak sınıflandırılmış uluslararası mal piyasasıyla, genel denge stokastik donanım ekonomisi çerçevesinde incelemektedir. Döviz kurlarındaki oynaklığın dış ticarete etkisinin incelendiği çalışmaların aksine bu çalışmada, döviz kurları içsel olarak belirlenmiştir. Modelde, finansal piyasaların tam ve mükemmel bir şekilde entegre olduğu, en azından gelişmiş ülkelerde sermaye piyasalarının mal piyasalarına oranla daha az kısıtlamaya tabi tutulduğu varsayılmaktadır. Modelde iki ülke bulunmakta olup bu iki ülke tek bir dayanıklı olmayan mal üretmekte ve bu mal ülkeler arasında homojen olup, uluslararası ticaret maliyet farklılıkları nedeniyle yapılmaktadır. Modelde döviz kuru oynaklığının

kaynağına bağlı olarak, ticaret ve döviz kuru oynaklığı arasında negatif veya pozitif bir ilişki bulunmasının mümkün olduğu gösterilmektedir. Model sonuçlarına göre, üretimin faktör bileşenlerindeki nisbi değişkenlikteki artış döviz kuru oynaklığının yükselmesine ve beklenen uluslararası ticaret hacminin artmasına neden olurken, taşıma maliyetlerinin artması döviz kuru oynaklığının yükselmesine ve beklenen uluslararası ticaret hacminin azalmasına neden olmaktadır.

Barkolaus, Baum ve Çağlayan (2002) çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin ticaret akımlarının hacmi ve değişkenliği üzerine etkisini, kısmi denge yaklaşımı ile basit bir sinyal algılama (*signal extraction*) modeli çerçevesinde araştırmaktadır. Bu modelde yöneticilerin kararlarının beklenen getiri ve riske bağlı olduğu, esnek döviz kuru rejiminde ne ithalatçıların ne de ihracatçıların gelecekteki döviz kurları hakkında mükemmel bilgiye sahip olmadıkları ve bu kurların çok sayıda şoka maruz kaldığı, ekonomideki ajanların geçmiş bilgilerle ve gelecekteki yapılması planlanan politika sinyalleri yardımıyla gelecek döviz kurları hakkında optimal tahminde bulunacakları varsayılmaktadır. Bu model etrafında ithalatçıların ve ihracatçıların optimal ticari davranışlarının yönü ve büyüklüğü döviz kuru oynaklığının kaynağına bağlıdır. Yazarlar’a göre döviz kuru oynaklığının üç farklı kaynağı bulunmaktadır. Döviz kuru oynaklığının kaynağını ilk olarak genel mikroyapı şokları, ikinci olarak döviz kurunu belirleyen faktörlerin davranışı ve üçüncü olarak gelecekte devreye sokulacak yeni politikaların sinyalleri oluşturmaktadır. Burada iktisadi temellere dayalı beklentilerdeki değişimlerle açıklanamayan, yatırımcıların portföy uyarlamaları, aşırı spekülasyon hareketleri ve kısa süreli piyasa köpüklerinden (*bubble*) kaynaklanan kur şokları, mikroyapı şokları olarak tanımlanmaktadır (Barkolaus vd., 2002:6). Döviz kurlarını etkileyen mikroyapı şoklarının varyansı ticaret akımlarının hacmini ve değişkenliğini negatif olarak etkilemektedir. Mikroyapı şoklarının varyansındaki bir yükseliş, tacirlerin uluslararası kar akışlarındaki değişkenliği arttırmakta ve riskten kaçınmanın olduğu varsayımı altında uluslararası ticaretin yararları azaltmasıyla birlikte uluslararası ticaret azalmaktadır. Bununla birlikte, döviz kurunu belirleyen faktörlerin varyansı ve gelecekte devreye girecek politika sinyallerinin varyansının ticaret hacmini üzerindeki etkisi belirsizdir. Döviz kurunu belirleyen faktörlerin varyansı ticaret akımlarının değişkenliğini pozitif olarak etkilemekle birlikte, gelecekte devreye girecek politika sinyallerinin varyansı ticaret akımlarını pozitif olarak etkilemektedir.

2. 1980 SONRASI TÜRKİYE'DE KUR VE DIŞ TİCARET POLİTİKALARINDAKİ GELİŞMELER

1980'li yılların başından itibaren diğer gelişmekte olan ülkeler gibi Türkiye de uyguladığı sabit kur rejimini terk ederek, kurlarını yavaş yavaş dalgalanmaya bırakmaya başlamıştır. 1989 yılında yürürlüğe giren TPKK Hakkında 32 Sayılı Kararla birlikte Türk parasının konvertibilitesi sağlanmıştır. Bu kararlar birlikte uygulanmakta olan kur rejimi daha esnek bir hale gelmiş ve uluslararası sermaye hareketleri serbestleştirilmiştir. Özellikle finansal serbestleşme sonrasında, Türk ekonomisinde yaşanan ekonomik krizlerle birlikte kurlarda beklenmeyen, ani ve büyük frekanslı dalgalanmaların gerçekleştiği görülmektedir. 1994 ve 2001 yılında yaşanan ekonomik krizler buna örnek olarak verilebilir. 1994 yılında yaşanan kriz sonrası kurlar oldukça dar bir band içerisinde hareket etmiştir. 2001 yılında yaşanan kriz sonrası dalgalı kur rejimine geçilmiş ve kurlar piyasanın arz ve talep koşullarına göre belirlenmeye başlamıştır.

1980'li yılların başından itibaren Türkiye'nin dış ticaret politikasında kambiyo rejimine paralel olarak bir dönüşümün yaşandığı görülmektedir. 1980 yılında yayınlanan 24 Ocak Kararları ile birlikte Türk dış ticaret politikası dış dünyaya tam anlamıyla açılmaya başlamış, 1980 öncesi dönemde uyguladığı ithal ikameci politikaları terk ederek, serbest piyasa koşullarında işleyen, ihracata dayalı büyüme modeli benimsenmiştir. 1980'li yıllar boyunca dış ticaret rejiminin liberalleştirilmesi artan bir hızla sürdürülmüştür. İthalatta ki sınırlamalar önemli ölçüde azaltılmış, miktar kısıtlamaları yerine tarife uygulaması ön plana çıkarılmış, koruma oranları ise giderek düşürülmüş ve ithal edilebilecek maddeler listelerinde genişlemeler sağlanmıştır. 1989 yılında yürürlüğe giren ithalat rejimi ile birlikte GATT ve AT mevzuatlarına uygun olarak, anti-damping yasası çıkarılmış ve bu yasa ile haksız ticari uygulamalar karşısında vergi veya telafi edici vergi uygulamalarının kullanılabilmesi sağlanmıştır. 1990'lı yıllardaki ithalat rejiminin liberalleştirilmesiyle ilgili en önemli gelişme, 1996 yılında yürürlüğe giren Gümrük Birliği Anlaşmasıdır. Bu anlaşma ile birlikte Avrupa Birliği'nden ithal edilen sanayi mallarında üzerindeki tarifeler sıfıra düşürülmüş ve gümrük vergisi benzeri engeller kaldırılmıştır. Ayrıca üçüncü ülkelere karşı topluluğun ortak gümrük tarifesi uygulanmaya başlanmış ve dış ticaret mevzuatının Avrupa Birliği mevzuatına uydurulması öngörülmüştür. 2001 Şubat krizinden sonra ise, Türkiye'nin dış ticaret hacminde gözle görülür bir artış gözlenmiştir. 1980 yılında %4,3 olan ihracatın GSMH içindeki payı, 1996 yılında %12,6'ya; 2006 yılında ise % 21,4'e kadar yükselmiştir. 1980 yılında %11,6 olan ithalatın GSMH içindeki payı, 1996 yılında %23,8'e; 2006 yılında ise % 35'e kadar yükselmiştir.

3. YÖNTEM

Literatür esas alınarak oluşturulan makroekonometrik bir ithalat talep fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanabilir (Arize, 1998),

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 v_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada, m_t ithalat talebi miktarını; p_t ithalat birim değer endeksinin yurt içi fiyat oranı olarak ölçülen görelî fiyatları, y_t sanayi üretim endeksini, v_t döviz kuru oynaklığını temsil etmektedir. Değişkenler logaritmaları cinsinden tanımlanmıştır. Teorik literatüre göre gelir değişkenin, ithalat talebini pozitif yönde etkilemesi beklenmektedir. Gelirdeki bir artış, tüketimi arttırarak talebin artmasını sağlayacak, böylece hem yurtiçi hem yurtdışı mallara yönelik talep artışı gerçekleşecektir. Görelî fiyatların ise ithalat talebini negatif yönde etkilemesi beklenmektedir. İthal fiyatları, yurtiçi fiyatlara göre daha fazla yükseldiği zaman yurtdışından satın alınan mal miktarı azalacaktır. Son olarak, daha önce belirtildiği üzere, döviz kuru oynaklığının dış ticarete etkisi belirsizdir.

3.1. Oynaklığın Ölçümü için GARCH Modeli

Döviz kurlarında gözlenen oynaklığın ölçülmesinde farklı yöntemlerin kullanıldığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda kurlarda gözlenen oynaklığı ölçmede en çok standart sapma, hareketli standart sapma, ARCH ve GARCH modellemeleri ve vadeli kur öngörü hatası yöntemleri kullanılmıştır. Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Lastrapes ve Koray (1990), Daly (1998), Arize (1998), Grube ve Samantha (2003) döviz kurlarında gözlenen oynaklığı hareketli ortalama standart sapma yöntemiyle tahmin etmişlerdir. Caporale ve Doroodian (1994), Mckenzie ve Brooks (1997), Mckenzie (1998), Şimşek ve Kadılar (2006) ve Cheong (2004) döviz kurlarında gözlenen oynaklığı GARCH modellemesiyle tahmin etmişlerdir. Siregar ve Rajan (2002) ve Rathmatsyah vd., (2002) ise döviz kurundaki oynaklığı ölçerken, hem hareketli ortalama standart sapma hem GARCH modellemesi olmak üzere iki yöntemden yararlanmışlardır. Belanger (1992) ve Dell’ Ariccia (1998) döviz kurlarında gözlenen oynaklığı, vadeli kur piyasalarındaki döviz kurlarındaki öngörü hatası yöntemiyle tahmin etmişlerdir.

Bu çalışmada, reel efektif döviz kurunda gözlenen oynaklık, Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen ve döviz kuru belirsizliğini ölçmede yaygın olarak kullanılan GARCH (Generalized autoregressive conditional heterokedasticity)

modellemesi yardımıyla elde edilecektir. GARCH (p,q) modeli varyansın, geçmiş dönem oynaklıklarının ve bağımlı değişkenin geçmiş dönem varyanslarına bağlı olarak açıklandığı modellerdir. Kur değişkeni için AR-GARCH (p,q) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir (Bollerslev, 1986; 1990).

$$Kur_t = \lambda + \sum_{i=1}^p \delta_i Kur_{t-i} + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t / \psi_{t-i} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$$

GARCH (p,q) modelinde $p > 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ($i = 1, 2, 3, \dots, p$) ve $\beta_j \geq 0$ ($j = 1, 2, 3, \dots, q$) koşulları sağlanmalıdır. Aynı zamanda sonlu ve pozitif bir varyans tahmini için $\sum \alpha_i + \sum \beta_j < 1$ koşulunun sağlanması gerekir. GARCH(p,q) sürecinin $q=0$ eşitliği gerçekleştiği durumlarda ARCH(p) modeline eşittir. Buna ilaveten $p=q=0$ eşitliği mevcut ise hata terimleri, beyaz gürültü sürecine sahip olacaktır. GARCH modellerinde, zaman serisinden türeyen koşullu varyanslar bir ARMA modeli özelliği sergilemektedir ve GARCH (p,q) modelinde ki p ve q gecikme uzunlukları kalıntı karelerine ilişkin geleneksel zaman serisi teknikleri kullanılarak belirlenebilir.

3.2. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ve Hata Düzeltme Modeli

Çalışmada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki, son yıllarda yaygın olarak kullanılan Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen gecikmesi dağıtılmış otoregresif modellere dayanan (autoregressive distributed lag; ARDL) sınır testi yaklaşımı yardımıyla belirlenmeye çalışılmıştır. Sınır testinin geleneksel Johansen eşbütünleşme testlerine göre bir dizi avantajları vardır. Öncelikle Johansen testi için tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünlük olmaları gerekmektedir. Değişkenlerin hangi dereceden bütünlük olduklarının tespitinde kullanılan birim kök testlerinin ise sonlu örneklerde düşük test gücüne sahip oldukları bilinmektedir. Bu Johansen testinin bir dezavantajı olarak görülmektedir. Sınır testi yaklaşımında ise, değişkenlerin sıfırıncı dereceden I(0) veya birinci dereceden I(1) bütünlük olmalarına bakılmaksızın, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi mümkündür. Bununla birlikte sınır testi, küçük ve sonlu sayıda örnekleme uygulanabilmesi ve küçük örneklerde dahi tutarlı ve anlamlı sonuçlar vermesi nedeniyle klasik eşbütünleşme yöntemlerine göre avantaj sağlamaktadır. Ayrıca ARDL yaklaşımı kullanılarak modelin kısa dönem dinamikleri ile uzun dönem bileşenleri, uzun dönem bilgi kaybına neden olmaksızın tahmin edilebilir (Sanusi ve Salleh, 2007)¹.

İthalat talep fonksiyonuna ilişkin eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınavan ARDL modeli şu şekilde tanımlanabilir:

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{3i} \Delta p_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^k \alpha_{4i} \Delta v_{t-i} + \alpha_5 m_{t-1} + \alpha_6 y_{t-1} + \alpha_7 p_{t-1} + \alpha_8 v_{t-1} + \beta t_r + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

Modeldeki değişkenlerin ilk farklarının gecikmeleri AKAIKE ve SIC kriterlerine göre optimal olarak seçilebilir. Modeldeki değişkenlerin bazılarının veya hepsinin durağan olmaması normal dağılım varsayımını geçersiz kılacağından, t istatistiklerine dayalı sınamalar yapılamaz. ARDL yaklaşımında bu sorun, uzun dönem katsayılarının asimptotik standart hatalarının delta yöntemiyle hesaplanması sonucu giderilebilmektedir. Gecikme sayısını belirledikten sonra, değişkenler arasında geçerli bir uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla F istatistiğinin hesaplanması gerekmektedir. F istatistikleri, 3 numaralı denklemdeki gecikmeli düzey ilişkilerinin anlamlılığını sınamaktadır. 3 numaralı denklemdeki değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur sıfır hipotezi ile buna alternatif hipotez aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$H_0 : \beta = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$$

$$H_1 : \beta \neq \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq \alpha_7 \neq \alpha_8 \neq 0$$

Yukarıdaki hipotezler, trendli model için geçerlidir. Trendsiz model için değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur sıfır hipotezi ile buna alternatif hipotez aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$H_0 : \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$$

$$H_1 : \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq \alpha_7 \neq \alpha_8 \neq 0$$

F istatistiğinin asimptotik dağılımı değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmasına bakmaksızın, sıfır hipotezi altında standart olmaması nedeniyle Pesaran vd., (2001: Tablo C1), her iki uç durum için (tüm değişkenlerin $I(0)$ olduğu ve tüm değişkenlerin $I(1)$ olduğu durum) asimptotik kritik değerleri hesaplamışlardır. Bu iki durum için hesaplanan asimptotik kritik değerler ile kritik sınır değerleri tablosu oluşturulmuştur. Sıfır hipotezi sonucu elde ettiğimiz F değerleri ile bu kritik değerleri karşılaştırılır. Eğer hesapladığımız F değeri, kritik sınır

değerlerinden büyük ise H_0 hipotezi reddedilir; dolayısıyla değişkenler arasında eşbütünleşme vardır. Diğer bir deyişle, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmektedir. Eğer hesapladığımız F değeri bu iki değer arasında kalırsa, bu durumda sonuç belirsizdir. Bu durumda hesaplanan t istatistiklerine bakılabilir. 3 numaralı denklemde, eşbütünleşme sınavında t istatistiğini kullanmak için sıfır ve alternatif hipotezler şu şekilde gösterilebilir;

$$H_0 : \alpha_5 = 0 \quad H_1 : \alpha_5 \neq 0$$

Bu teste ilişkin kritik değerler yine Pesaran vd., (2001)'da verilmiştir. Burada da sıfır hipotezinin red edilmesi eşbütünleşmenin varlığına işaret etmektedir.

Eşbütünleşmenin varlığı tespit edildiğinde, değişkenler arası kısa dönem dinamikleri incelemek amacıyla hata düzeltme modeli kurgulanabilir. İthalat denklemi için bir ARDL hata düzeltme modeli en genel haliyle aşağıdaki gibi gösterilebilir;

$$\Delta m_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^T \alpha_1 \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^T \alpha_2 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^T \alpha_3 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^T \alpha_4 \Delta v_{t-i} + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

4. VERİ SETİ VE AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu bölümünde, Türkiye ekonomisi için döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların, önce genel ithalat talebi üzerinde, sonra ise yatırım (aramalı dahil) ve tüketim alt sektörleri ithalat talebi üzerinde bir etkisinin olup olmadığı incelenmektedir. Bu amaçla önce kurdaki oynaklık bileşeni GARCH modellemesi aracılığıyla elde edilmektedir. Daha sonra iki aşamalı ekonometrik yöntem kullanılarak kur oynaklığı ve ithalat talebi ilişkisi sorgulanmaktadır. İlk aşamada söz konusu değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkinin (eşbütünleşme) olup olmadığı Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yaklaşımı aracılığıyla test edilmektedir. İkinci aşamada ise bir ARDL hata düzeltme modeli kurgulayarak kur oynaklığı ve ithalat talebi ilişkisinin kısa dönem dinamiğinin incelenmesi amaçlanmaktadır. Ampirik uygulamada Türkiye'den alınan 1989:01-2008:10 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmıştır. Veri setindeki değişkenler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Türkiye İstatistik Enstitüsü (TÜİK) elektronik veri dağıtım sistemlerinden elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan ithalat serisi (m_t), TÜİK'ten alınan ithalat birim değer endeksi kullanılarak reel hale getirilmiştir. İthalat serisi, ithalat hacmini

ifade etmekte ve milyon ABD doları ile ölçülmektedir. Ayrıca çalışmada, tüketim ve yatırım malları (ara malları dahil) ithalatı serileri de kullanılmıştır. Bu seriler de ithalat birim değer endeksi kullanılarak reel hale getirilmiştir. Gelir değişkeni (y_t) olarak, aylık bir model kurguladığımız için üç aylık dönemler itibariyle açıklanan milli gelir istatistikleri yerine aylık frekanslarla açıklanan sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. TCMB’den alınan sanayi üretim endeksi daha uzun bir dönemi kapsamı amacıyla 1992 ve 1997 bazlı iki serinin uyumlaştırılmasıyla elde edilmiştir. Görelî fiyat değişkeni (p_t), TÜİK’ten alınan ithalat birim değer endeksinin, TCMB’den alınan toptan eşya fiyat endeksine (TEFE) bölünmesiyle elde edilmiştir. TÜİK’ten alınan ithalat birim değer endeksinin 2003=100 bazlı olması nedeniyle, TEFE 1968 bazlı endeks 2003 bazlı endekse dönüştürülmüştür.

Oynaklığın tahmininde kullanılan döviz kuru değişkeni olarak, ÜFE bazlı reel efektif döviz kuru endeksi (1995=100) kullanılmıştır. Bu endeks IMF tanımına göre onyedî ülke (Belçika, Almanya, İspanya, Fansa, İsviçre, Hollanda, İtalya, İngiltere, ABD, Japonya, İsveç, Avusturya, Kanada, Kore, İran, Brezilya ve Yunanistan) itibariyle hesaplanmaktadır. Bu endeksin hesaplanmasında 2005 yılı öncesinde fiyat endeksi olarak toptan eşya fiyatları sonrasında üretici fiyatları kullanılmıştır. Bu endeksteeki artışlar TL’nin reel olarak değer kazandığını, azalışlar ise kaybettiğini göstermektedir. Mevsimsel etkilerin gözlenmediği görelî fiyatlar ve oynaklık değişkeni dışındaki tüm değişkenler Tramo/Seats yöntemi kullanılarak mevsimsel etkiden arındırılmıştır.

4.1. Oynaklığın Ampirik Olarak Ölçümü

Döviz kurundaki oynaklığın ölçümünde 1989:01-2008:10 dönemi arasında aylık reel efektif kurlardan yararlanılmıştır. Bu çalışmada döviz kurlarındaki oynaklığın ölçümlenmesinde kullanılan GARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir. Burada döviz kuru için ikinci dereceden otoregressif (AR(2)) bir model kurgulanmıştır. AR modelindeki gecikmeler hata terimininde otokorelasyon olmayacak şekilde optimal olarak seçilmiştir. Elde edilen bulgular aşağıda verilmiştir.

$$KUR_t = 5,74 + 1,2KUR_{t-1} - 0,28KUR_{t-2} + \varepsilon_t$$

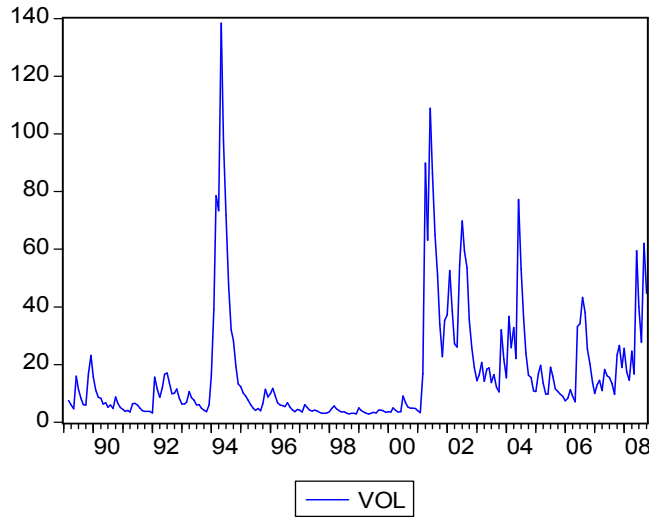
(0,91) (0,079) (0,078)

$$h_t = 0,86 + 0,37 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,64 h_{t-1} + u_t$$

(0,29) (0,068) (0,066)

Burada parantez içindeki değerler standart sapmaları göstermektedir. Görüldüğü gibi hem ARCH etkileri hem de GARCH etkileri istatistiksel olarak anlamlıdır. GARCH(1,1) modelinin tahmini sonucunda elde edilen oynaklık değişkeninin görünümü Şekil 1’de gösterilmiştir. Şekilden GARCH(1,1) spesifikasyonunun, incelenen örneklem dönemindeki kur hareketliliğini oldukça yakın temsil eden koşullu varyansları ürettiği görülmektedir.

Şekil 1. Reel Döviz Kuru Oynaklığının Görünümü



Şekil 1’den görüldüğü üzere 1989-2008 yılları arasında döviz kurlarında iki tane ciddi sıçrama gözlenmiştir. Bu sıçramalar Nisan 1994 ve Şubat 2001’de yaşanan ekonomik krizlere işaret etmektedir. Dolayısıyla döviz kurunun koşullu varyanslarının, gerçekten GARCH etkilerini mi (oynaklığı) yansıttığı, yoksa ekonomideki dönüm noktalarına mı (kırılma) işaret ettiği açık olamayabilir. Ancak çalışmada böyle bir netlik aranmamaktadır çünkü her iki durumda da dış ticaret faaliyetlerinde bulunan birimler için bir belirsizlik ortamı oluşacağından, kur değişimlerinin ithalat talebini etkilemesi beklenir. Türkiye’de reel kurlar, 1994 krizi ile 2001 Şubat krizi arasında görece olarak dar bir bantta hareket etmiştir. Özellikle Mayıs 1995-Şubat 2001 dönemini incelediğinde, uygulanan kur politikasıyla tutarlı olarak, Türkiye ekonomisinde istikrarlı bir reel döviz kuru hareketi gözlenmiştir. 2001 yılında kurların dalgalanmaya bırakılmasıyla birlikte döviz kurları piyasa koşulları tarafından belirlenmeye başlamıştır. Bu tarihten itibaren kurlarda gözlenen dalgalanmalar bariz bir hal almış ve zaman zaman aşırı dalgalanmalar gözlenmiştir.

Bilindiği gibi GARCH(1,1) modelinde ARCH ve GARCH etkilerinin katsayılarının toplamı koşullu varyans serisinin durağan olup olmadığına ilişkin bilgi vermektedir (Bollerslev, 1986). Eğer $\alpha+\beta<1$ ise koşullu varyans serisi durağandır. Katsayılar toplamının bire eşit olması halinde ise koşullu varyans durağan değildir. GARCH tahminlerinden hareketle, bu katsayıların toplamlarının bire eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu, koşullu varyans serisinin durağan olmadığına işaret etmektedir. Bu durumda iki yöntem takip edilebilir. Birincisi, Şekil 1’de de görüldüğü üzere koşullu varyans serisinde Şubat 2001’de bir kırılma gözlemlenmektedir. Reel kur bu tarihten itibaren daha yüksek bir ortalama etrafında seyretmektedir. Dolayısıyla bu kırılmayı dikkate almak için GARCH(1,1) modeline bir kukla değişken eklenerek tahmin edilebilir. İkinci olarak, $\alpha+\beta=1$ kısıtı GARCH modeline empoze edilerek tahminleme yapılabilir. Bu yöntem Bütünleşik-GARCH (Integrated-GARCH; IGARCH) olarak bilinmektedir (Bollerslev, 1986). Bulguları karşılaştırmak için kukla değişkenli GARCH ve IGARCH tahminleri sırasıyla aşağıda verilmektedir.

$$h_t = 1,95 + 0,32 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,303 h_{t-1} + 10,98 \text{Kukla} + u_t$$
$$h_t = 10,64 \varepsilon_{t-1}^2 - 9,64 h_{t-1} + u_t$$

Beklendiği gibi, Kukla (Şubat 2001 sonrası bir değerini almaktadır) değişkenli koşullu varyans modelinden elde edilen oynaklık serisi durağan hale gelmektedir. Ancak üç farklı GARCH modellemesinden elde edilen koşullu varyans serileri (oynaklık temsilcileri) arasında yüksek ve pozitif bir korelasyon gözlemlenmektedir. GARCH(1,1) ve Kuklalı-GARCH(1,1) den elde edilen oynaklık serileri arası korelasyon katsayısı 0,887 iken GARCH(1,1) ve IGARCH(1,1) den elde edilen seriler arası katsayı 0,634 dür. Bu, oynaklığın temsilinde koşullu varyansların durağan olması veya olmamasının irdelenmesinin takip eden uygulamaların bulgularını etkilemeyeceğine dair ip uçları sunmaktadır². Dolayısıyla bundan sonraki uygulamalarda sadece GARCH(1,1) modellemesinden elde edilen oynaklık serisiyle hareket edilecektir.

4.2. Eşbütünleşmeye İlişkin Bulgular

Sınır testi ARDL modeli tahmininde, öncelikle hata terimlerindeki sıralı korelasyon problemini yok eden ve minimum kalıntı kareler toplamını veren gecikme sayısının belirlenmesi önem arz etmektedir. Gecikme sayısının seçiminde, herbir değişkenin ilk farklarının maksimum gecikmesi veriler aylık olduğu için 12 olarak alınmış, daha sonra kademeli olarak azaltılarak Akaike ve

Schwarz bilgi kriterine (SIC) göre uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. Aynı zamanda optimal gecikme sayısından hata teriminde otokorelasyon problemini gidermesi beklenir. Bu doğrultuda 1. dereceden otokorelasyonu sınamaya yönelik ik LM testine de başvurulmuştur. Denklem (3) trendli ve trendsiz olmak üzere tahmin edilmiştir. Bu iki modelde de en uygun gecikme sayısı *sıfır* olarak belirlenmiştir. Bu gecikme sayısında 1. dereceden otokorelasyon probleminin olmadığı görülmektedir (LM istatistiğine ilişkin p-değeri 0,62 dir). İthalat talep denklemleri tahminleri üzerinden hesaplanan *F* değerleri ile Pearsan vd., (2001: Tablo C1-C2) %5 anlamlılık düzeyinde hesapladığı kritik değerler Tablo 1’ de gösterildiği gibidir.

Tablo 1. Sınır Testi için F-istatistikleri ve Kritik Değerler

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan <i>F</i> <i>İstatistiği</i> Değerleri
Sabit Katsayı ve Trend İçermeyen Model	[2,26 – 3,48]	27,51
Sabit Katsayı İçerip Trend İçermeyen Model	[2,86 - 4,01]	11,38
Sabit Katsayı ve Trend İçeren Model	[3,12 – 4,25]	9,10

Hesaplanan *F* istatistiklerinin değerine göre trend içeren ve içermeyen modeller için değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Her üç durumda da H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bulgular, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 2. Sınır Testi için t-istatistikleri ve Kritik Değerler

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan <i>t</i> <i>istatistiği</i> Değerleri
Trend İçermeyen Sabit Katsayılı Model	[-2,86; -3,99]	-6,69
Trend İçeren Sabit Katsayılı Model	[-3,41; -4,52]	-6,67
Trend ve Sabit Katsayı İçermeyen Model	[-1,95; -3,60]	-6,42

Modelde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı t istatistiğinin değerine bakarak da kontrol edilebilir. Tablo 2 de görüldüğü üzere, her üç durumda da Ho hipotezi reddedilir ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Böylece değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığı *t istatistiği* tarafından da doğrulanmıştır. Görüldüğü gibi ithalat talebi denkleminde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına dair güçlü emareler bulunmaktadır. Dolayısıyla değişkenler arasındaki kısa dönemli dinamiği ortaya koyan hata düzeltme modeli tanımlanabilir.

4.3. ARDL Hata Düzeltme Modelinin Tahmini ve Kısa Dönem Dinamikler

Önceki bölümde verilerin, değişkenler arasında geçerli uzun dönemli bir ilişkinin varlığı için yeterli bulgular ortaya konduğuna göre kısa dönemli dinamik ilişkileri ARDL hata düzeltme modeli yardımıyla tahmin etmek mümkündür. Bunun için önce eşbütünleşme vektörünü temsilen 1 numaralı denklem tahmin edilmiş ve bulgular aşağıda gösterildiği gibi elde edilmiştir.

$$m_t = -1,02 - 0,05p_t + 2,06y_t - 0,02v_t + \varepsilon_t$$

Bu denklem değişkenlerin uzun dönemli statik değerlerini veren halini ifade eder. Gelir değişkeni uzun dönemde teoriyle tutarlı bir biçimde ithalat talebini pozitif olarak etkilemektedir. Uzun dönemde gelirden meydana gelen %1 artış, ithalat talebini %2 arttırmaktadır. Görelî fiyatlar değişkeni teoriyle tutarlı bir biçimde ithalat talebini negatif olarak etkilemektedir. Kur oynaklığı değişkeni de uzun dönemde ithalat talebini negatif olarak etkilemektedir.

Hata düzeltme modeli tahmin edilirken maksimum gecikme sayısı 12 olarak belirlenmiş ve minimum Akaike ve Schwarz (SIC) değerine *sifir gecikmede* ulaşılmıştır. Bulgular aşağıdaki gibidir;

$$\Delta m_t = 0.0056 - 0.232\Delta m_{t-1} + 0.021\Delta p_t + 1.62\Delta y_t - 0.026\Delta v_t - 0.415EC_{t-1}$$

$$t\text{-ist} \quad (1.005) \quad (-4.89) \quad (0.18) \quad (14.5) \quad (-2.337) \quad (-6.75)$$

$$\text{Düzeltilmiş-R}^2=0.63; \text{F-ist}=80.7; \text{LM(SC1)}=0,103; \text{LM(SC2)}=0,138; \text{BP}=6,60 \text{ J-B}=3,25$$

$$\text{LR}=0,05$$

Burada hata düzeltme terimi, EC, 1 numaralı denklemden elde edilen kalıntılardır. Hata düzeltme modelinin kararlılığının sağlanması yani serilerin uzun dönemli denge ilişkisine sahip olabilmeleri için hata düzeltme teriminin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu katsayının

negatif işaretli olması ise, söz konusu değişkenler arasındaki ayrışmaların uzun dönem dengeye doğru kapandığı anlamına gelmektedir.

Modelde tahmin edilen değişkenlerden görece fiyatlar dışındaki değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. F istatistiğine bakıldığında model bir bütün olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Modelde düzeltilmiş determinasyon katsayısı 0.63 olarak bulunmuştur. Modelde bağımlı değişkenin ilk farklarının bulunduğu düşünüldüğünde, modelin oldukça yüksek açıklama gücü sergilediği söylenebilir. 1. ve 2. dereceden sıralı korelasyona (LM), değişken varyansa (BP), normalliğe (JB) ve model spesifikasyonuna (LR) ilişkin tanı (diagnostic) testleri model varsayımlarının geçerli olduğuna işaret etmektedir. Hata düzeltme teriminin istatistiksel olarak anlamlı olması, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını destekler niteliktedir. Hata düzeltme modelindeki hata düzeltme katsayısı negatif işaret taşımaktadır (-0,41). Bu, ortaya çıkan bir kısa dönem dengesizliğin ayda %41 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

Hata düzeltme modeli tahmin sonuçlarına göre, kısa dönemde döviz kuru oynaklığı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olurken, ithalat talebini negatif olarak etkilemektedir. Gelir değişkeni ise %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olurken, teoriyle uyumludur. Gelir düzeyindeki değişimler kısa dönemde ithalat talebindeki değişimleri pozitif yönde ve oldukça yüksek miktarda etkilemektedir. Gelir değişiminde meydana gelen %1 artış, ithalat talebindeki değişimlerde %1,62 artışa neden olmaktadır. Görece fiyatlar ise kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı değildir.

4.4. Sektörel İthalat Talebi ve Kur Oynaklığı: Bulgular

Döviz kuru oynaklığının ithalat talebi üzerinde hem kısa hem uzun dönemde ki etkisinin negatif olduğu tespit edildikten sonra; bu bölümde ithalatın bileşenleri olan yatırım (ara malı dahil) ve tüketim malları ithalatı için döviz kuru oynaklığının etkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Böylece döviz kuru oynaklığının etkisinin sektörler arasında ayrışıp ayrışmadığı ve alt sektörleri ne yönde ve ne derecede etkilediği analiz edilecektir.

4.4.1. Yatırım Malları İthalatı ve Kur Oynaklığı için Eşbütünleşme Sınaması

Yatırım malları ithalat talebine ilişkin eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmek için kurulan ARDL modeli değişkenlerin ilk farkları için minimum Akaike ve Schwarz bilgi kriteri (SIC) değerlerini veren gecikme sayısı *sifir* olarak belirlenmiştir. Bu gecikme sayısında 1. dereceden otokorelasyon probleminin olmadığı görülmektedir (LM istatistiğine ilişkin p-değeri 0,35

dir). Yatırım malları ithalat talebine ilişkin eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmek için yapılan ARDL modeli sınır test sonuçları Tablo 3 ve 4 te sunulmuştur. Trend içermeyen ve trend içeren model için hesaplanan F ve t istatistiklerine göre her iki durumda da Ho hipotezi reddedilir. Dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemli bir (eşbütünleşme) ilişki mevcuttur.

**Tablo 3. Sınır Testi için F-istatistikleri ve Kritik Değerler
(Yatırım Malları İthalatı)**

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan F İstatistiği Değerleri
Sabit Katsayı İçerip Trend İçermeyen Model	[2,86 – 4,01]	11,79
Sabit Katsayı ve Trend İçeren Model	[3,12 – 4,25]	9,39

**Tablo 4. Sınır Testi için t-istatistikleri ve Kritik Değerler
(Yatırım Malları İthalatı)**

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan t İstatistiği Değerleri
Sabit Katsayı İçerip Trend İçermeyen Model	[-2,86; -3,99]	-6,83
Sabit Katsayı ve Trend İçeren Model	[-3,41; -4,52]	-6,78

Yatırım malları ithalat talebine ilişkin değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konduğuna göre değişkenler arasındaki kısa dönemli dinamiği ortaya koyan hata düzeltme modeli tanımlanabilir. Yatırım mallarına ilişkin hata düzeltme modeli tahmin edilirken değişkenlerin ilk farkları için önce maksimum gecikme sayısı 12 olarak alınmış ve sonra minimum Akaike ve Schwarz (SIC) değerine sıfır gecikmede ulaşılmıştır. Yatırım malları ithalatına ilişkin tahmin edilen hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta myat_t = 0.0055 - 0.228\Delta myat_{t-1} + 0.032\Delta p_t + 1.623\Delta y_t - 0.022\Delta v_t - 0.434EC_{t-1}$$

$$t\text{-ist} \quad (1.005) \quad (-4.83) \quad (0.28) \quad (14.77) \quad (-2.337) \quad (-6.89)$$

$$\text{Düzeltilmiş-R}^2=0.64; F\text{-ist}=84.5; LM(SC1)=0,24; LM(SC2)=0,38; BP=5,46; J-B=3,12;$$

$$LR=0,12$$

Burada *myat* değişkeni yatırım malları ithalatı değişkenini temsil etmektedir. Tahmin edilen katsayılardan görelî fiyatlar dışındaki değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. F istatistiğine bakıldığında model bir bütün olarak anlamlıdır. Modelde düzeltilmiş determinasyon katsayısı %64 olarak bulunmuştur. Bu değer, bağımlı değişkenin ilk farklar cinsinden tanımlandığı düşünüldüğünde, modelin oldukça yüksek açıklama gücü sergilediğini göstermektedir. Hata düzeltme modelindeki hata düzeltme katsayısı negatif işaret taşımakta ve istatistiksel olarak anlamlı görünmektedir. Bu ortaya çıkan bir dengesizliğin ayda yüzde 43 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir. Bu bulgu aynı zamanda uzun dönemli ilişkiyi destekler niteliktedir.

Hata düzeltme modeli tahmin sonuçlarına göre, kısa dönemde döviz kuru oynaklığı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olurken, yatırım malları ithalat talebini negatif olarak etkilemektedir. Gelir değişkeni ise kısa dönemde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olurken, teoriyle uyumlu bir şekilde yatırım malları ithalat talebini pozitif yönde etkilemektedir. Gelir değişiminde meydana gelen %1 artış, yatırım malları ithalat talebindeki değişimlerde %1,62 artışa neden olmaktadır.

Hata düzeltme terimine temel teşkil eden eşbütünleşme vektörü (Uzun dönem denklem) ise aşağıdaki gibidir.

$$myat_t = \alpha_0 - 0,04 p_t + 2,04 y_t - 0,01 v_t + \varepsilon_t$$

Gelir değişkeni uzun dönemde de tıpkı kısa dönemde olduğu gibi teoriyle tutarlı ve daha güçlü bir biçimde yatırım malları ithalat talebini pozitif olarak etkilemektedir. Görelî fiyatlar değişkeni ise uzun dönemde teoriyle tutarlı bir biçimde yatırım malları ithalat talebini negatif olarak etkilemektedir. Tüm bu sonuçlar döviz kuru oynaklığının yatırım malları ithalat talebi üzerinde kısa ve uzun dönemli bir etkisinin olduğunu ve döviz kurlarında gözlenen oynaklığın yatırım malları ithalat talebini negatif olarak etkilediğini göstermektedir.

4.4.2. Tüketim Malları İthalatı ve Kur Oynaklığı İçin Eşbütünleşme Sınaması

Tüketim malları ithalat talebine ilişkin eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmek için kurulan sınır testi ARDL modeli denklem Akaike ve Schwarz bilgi kriterine (SIC) göre uygun gecikme sayısı *sıfır* olarak belirlenmiştir. Bu gecikme sayısında 1. dereceden otokorelasyon probleminin olmadığı görülmektedir (LM istatistiğine ilişkin p-değeri 0,24 dür). Sınır testine ilişkin bulgular Tablo 5 ve 6 da verilmiştir. Trendli ve trendsiz model için hesaplanan

F istatistiklerine göre, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını reddetmek için güçlü emareler yoktur. Hem trend içermeyen model hem de trend içeren model için H_0 hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut değildir.

**Tablo 5. Sınır Testi için F-istatistikleri ve Kritik Değerler
(Tüketim Malları İthalatı)**

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan <i>F İstatistiği</i> Değerleri
Sabit Katsayı İçerip Trend İçermeyen Model	[2,86 – 4,01]	2,38
Sabit Katsayı ve Trend İçeren Model	[3,12 – 4,25]	2,25

Ayrıca, Tablo 6 da görüldüğü gibi, trendli ve trendsiz model için hesaplanan t istatistiklerine göre de değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır. Her iki durumda da H_0 hipotezi reddedilemez; yani, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut değildir.

**Tablo 6. Sınır Testi için t-istatistikleri ve Kritik Değerler
(Tüketim Malları İthalatı)**

Modeller	Pesaran ve diğ. (2001) %5 Anlamlılık Düzeyinde Hesapladığı Asimptotik Kritik Değerler	Hesaplanan <i>t İstatistiği</i> Değerleri
Sabit Katsayı İçerip Trend İçermeyen Model	[-2,86; -3,99]	-1,05
Sabit Katsayı ve Trend İçeren Model	[-3,41; -4,52]	-1,36

Buradan çıkarılan en önemli sonuç, döviz kuru oynaklığı nedeniyle toplam ithalat talebinde meydana gelen azalmanın tüketim malları ithalatından ziyade yatırım malları ithalatıyla gerçekleştiğidir.

SONUÇLAR

Bu çalışmada döviz kuru oynaklığının Türkiye’nin ithalatına etkisi incelenmektedir. Konuyla ilgili iktisat literatürüne bakıldığında döviz kuru oynaklığının dış ticaret akımları üzerinde etkisinin kuramsal olarak belirsiz

olduğu görülmektedir. Bununla birlikte ampirik çalışmaların birçoğunda döviz kuru oynaklığı ile ihracat ve/veya ithalat talebi arasında negatif ilişki bulunmuştur.

Türk iktisat literatüründe döviz kuru oynaklığı ile ithalat arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma sayısı oldukça azdır. Şimşek ve Kadılar (2006) döviz kurundaki oynaklığın Türkiye'nin ithalatına uzun dönemli etkisini, yıllık veriler kullanarak 1982–2002 dönemi için ARDL sınır testi yöntemi aracılığıyla incelemiştir. Yazarlar, döviz kuru oynaklığını ARCH modeliyle ölçmüşlerdir. Yazarların elde ettiği bulgulara göre, Türkiye'nin ithalatı döviz kuru oynaklığından anlamlı bir şekilde etkilenmemektedir.

Bu çalışma Türkiye'nin ithalatı ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi yeniden ele almaktadır. Bu amaçla Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yöntemi kullanılmıştır. Döviz kuru oynaklığı GARCH(1,1) modeli ile elde edilmiştir. Bu çalışma, yıllık seriler kullanan Şimşek ve Kadılar'dan farklı olarak, 1989-2008 dönemini kapsamakta ve aylık verileri kullanmaktadır. Aylık veriler hem oynaklığın temsil edilmesinde hem de oynaklığın etkilerinin irdelenmesinde daha anlamlıdır. Ayrıca bu çalışmada, ithalat talebi tüketim ve yatırım olmak üzere iki alt sektöre ayrılmış ve döviz kuru oynaklığının bu iki alt sektörü nasıl etkilediği de araştırılmıştır.

Çalışmanın temel sonucu, Türkiye'nin ithalatı ile döviz kuru oynaklığı arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğu ve döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ithalatını anlamlı ve negatif bir şekilde etkilediği yönündedir. Sektörler bazında bakıldığında ise döviz kuru oynaklığı ile yatırım malları ithalat talebi arasında uzun dönemli bir ilişki mevcut olup, döviz kuru oynaklığının yatırım malları ithalat talebi üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Buna karşın döviz kuru oynaklığı ile tüketim malları ithalat talebi arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunmadığı görülmektedir. Bu çalışmanın bulguları, kur oynaklığı ile sektörel ithalat talebi ilişkisini Avusturya için inceleyen Mckenzie (1998) ve Endonezya için inceleyen Siregar ve Rajan (2002) çalışmalarının bulgularıyla örtüşmektedir.

Döviz kuru oynaklığının yatırım malları ithalat talebi üzerinde negatif bir etkisinin gözlenmesinin temel nedeni olarak, yatırımcıların döviz kurunda beklenmeyen ani bir sıçramayı önemli bir risk unsuru olarak görmeleri ve bu durumu kriz belirtisi olarak algılamaları gösterilebilir. Yatırımcıların böylesi bir durumda ekonominin durgunluğa gireceği beklentisiyle hareket etmeleri sonucunda yatırım malları talebinden vazgeçip mevcut donanımlarıyla üretime devam etmeleri beklenebilir. Bu durumda döviz kuru oynaklığının yatırım malları ithalatını olumsuz yönde etkilemesi beklenilir. Diğer bir sebep ise, Türkiye'deki döviz kuru şokları ile ithal mal fiyatları arasındaki doğru yönlü

ilişkinin varlığı olabilir. Kasapoğlu (2007)’na göre döviz kuru şokları ithal girdilerin ve nihai malların fiyatlarını arttırarak hem doğrudan hem de maliyet yönlü fiyat artışlarına sebep olmaktadır. Bu durumda ulusal parada değer kaybı yaratan döviz kuru artışları, ithal girdi ve yatırım malları fiyatlarını arttırarak bu mallara olan talebin azalmasına ve ithal ikamesi ürünlerin tercih edilmesine neden olabilir.

Döviz kuru oynaklığının tüketim malları ithalat talebi üzerinde anlamlı bir etkisinin gözlenmemesinin nedeni ise, döviz kurunda gözlenen dalgalanmaların tüketim malları fiyatlarına gecikmeli olarak veya daha az bir oranda yansıtılması ile açıklanabilir. Firmalar, ekonomide durgunluğun ve toplam talepte daralmanın yaşandığı dönemlerde, kurdaki dalgalanmalardan kaynaklanan maliyet artışlarını ürün fiyatlarına yansıtarak satışlarını daha da olumsuz yönde etkilemek yerine kar marjlarını azaltmayı tercih edebilirler. Ayrıca firmalar kurlarda meydana gelen değişimin geçici olduğuna inanıyorlarsa ürün fiyatlarını kurlardaki değişime göre ayarlama gereği duymazlar, ancak kurlarda ki değişimin kalıcı olduğuna inanıyorlarsa ürün fiyatlarını mevcut talep koşulları değerlendirerek değiştirirler (Aldemir, 2007: 58).

NOTLAR

¹ Sınır testinin bahsedilen avantajlarına rağmen, bulguların geçerliliği açısından Johansen eşbütünleşme testleri de uygulanmıştır. Johansen eşbütünleşme testleri (İz ve Maximum Eigen Değer Testleri) hem toplam ithalat hem de sektörel ithalat tanımları ile yapılmıştır. Eşbütünleşmeye ilişkin Johansen test sonuçlarının, temel olarak sınır testlerinin bulgularını destekler nitelikte olduğu görülmüştür.

² Üç farklı GARCH modellemesinden elde edilen oynaklık serileriyle sınır testi uygulaması yapılmış ve sınır testi bulgularının oynaklık serisinin elde edilme farklılığına duyarlı olmadığı görülmüştür. Bu bulgulara yer kısıtı nedeniyle yer verilememiştir. Bu uygulamaların sonuçları yazarlardan ayrıca istenebilir.

KAYNAKÇA

- Aldemir, S. (2007) "Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurunun Yurtiçi İthalat Fiyatlarına Geçiş Etkisi: 1988-2004", **Uluslararası Ekonomi ve Dış Ticaret Politikaları**, 1(2), 53-78.
- Arize, A.C. (1998) "The Long-Run Relationship Between Import Flows and Real Exchange Rate Volatility: The Experience of Eight European Economies", **International Review of Economics and Finance**, 7(4), 417-435.
- Artus, J.R. (1983) "Toward a more Orderly Exchange Rate System", **Finance and Development**, 20, 10-13.
- Bachetta, P. and van E. Wincoop (2000) "Trade Flows, Prices, and the Exchange Rate Regime", <http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/2000/bacchetta.pdf>, 23.05.2009
- Bailey, M.J. and G.S. Tavlas (1988) "Trade and Investment Performance under Floating Exchange Rates: The U.S. Experience", **IMF Working Paper**, 37, 1-24.
- Barkolaus, J.T., C.F. Baum and M. Çağlayan (2002) "Exchange Rate Effects on the Volume and Variability of Trade Flows", **Journal of International Money and Finance**, 21, 481-496.
- Belanger, D., S. Gutierrez, D. Racette and J. Raynauld (1992) "The Impact of Exchange Rate Variability on Trade Flows: Further Results on Sectoral U.S. Imports from Canada", **North American Journal of Economics and Finance**, 3, 888-92.
- Betts, C. and M. Devereux (2000) "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing to Market", **Journal of International Economics**, 50(1), 215-44.
- Bollerslev, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", **Journal of Econometrics**, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1990) "Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Models", **Review of Economics and Statistics**, 78, 498-505.
- Brodsky, D.A. (1984) "Fixed versus Flexible Exchange Rates and the Measurement of Exchange Rate Instability", **Journal of International Economics**, 16, 295-306.
- Caporale, T. and K. Doroodian (1994) "Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade", **Economics Letters**, 46, 49-54.

- Cheong, C. (2004) “Does The Risk of Exchange Rate Fluctuation Really Affect International Trade Flows Between Countries”, **Economic Bulletin**, 6(4), 1-8.
- Daly, K. (1998) “Does Exchange Rate Volatility Impede the Volume of Japan’s Biletarel Trade?” **Japon and The World Economy**, 10, 333-348.
- De Grauwe, P. (1988) “Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade”, **IMF Staff Papers**, 35, 63-84.
- Dell’ Aricca, G. (1998) “Exchange Rate Fluctuaitons and Trade Flows: Evidence from the Europion Union”, **IMF Working Paper**, 107, 3-25.
- Grube, B.T. and S.K. Samantha (2003) “Effects of Exchange Rate Uncertainty on Mexican Foreign Trade”, **The Multinational Business Review**, 11(2), 3-15.
- Kenen, P. and D. Rodrik (1986) “Measuring and Analysing the Effects of Short-Term Volatility on Real Exchange Rates”, **Review of Economics and Statistics**, 311-315.
- Koray, F. and W.D. Lastrapes (1989) “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach”, **The Review of Economics and Statistics**, 71, 708-712.
- Kumar, V. (1992) “Real Effects of Exchange Risk on International Trade”, Federal Reserve Bank of Atlanta, **Working Paper**, 92-5.
- Lane, P.R. (2001) “The New Open Economy Macroeconomics: A Survey”, **Journal of International Economics**, 54(2), 235–266.
- Lastrapes, W.D. and F. Koray (1990) “Exchange Rate Volatility and U.S.Multilateral Trade Flows”, **Journal of Macroeconomics**, 12(3), 341-362.
- McKenzie, M.D. (1998) “The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows”, **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 8, 21-38.
- McKenzie, M. and R. Brooks (1997) “The Impact of Exchange Rate Volatility on German-U.S. Trade flows”, **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 7, 73-87.
- Medhora, R. (1990) “Exchange Rate Variability on Trade: The Case of the West African Monetary Unions’s Imports”, **World Develepmont**, 18(2), 313-324.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1995) “Exchange Rate Dynamics Redux” **Journal of Political Economy**, 103, 624-660.

- Pesaran M. Hashem, Y. Shin and R. Smith (2001) "Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, 16, 289-326.
- Rathmatsyah, T., G. Ragajuru and R. Siregar (2002) "Exchange Rate Volatility and 'fixing for life' in Thailand", **Japan and World Economy**, 14, 445-470.
- Sanusi, N. A. and N.M. Salleh (2007) "Financial Development and Economic Growth in Malasia: An Application of ARDL Approach", **International Conference on Business and Information**, Tokyo, Japan, ibacnet.org/bai2007/proceedings/Papers/2007bai7443.doc, Erişim Tarihi 20.03.09
- Sercu, P. (1992) "Exchange Risk Exposure, and the Option to Trade", **Journal of International Money and Finance**, 11, 579-593.
- Sercu, R. and R. Uppal (2003) "Exchange Rate Volatility and International Trade: A General Equilibrium Analysis", **European Economic Review**, 47, 429-441.
- Siregar, R and R.S. Rajan (2002) "Impact of Exchange Rate Volatility on Indonesia's Trade Performance in the 1990s", **Centre for International Economic Studies Discussion Paper**, 205, 1-48.
- Şimşek, M. and C. Kadılar (2006) "Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye'nin İthalatına Uzun Dönemli Etkisi", **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, 21(24), 122-136.