

# TÜRKİYE’DE KUR DEĞİŞKENLİĞİ VE İHRACAT İLİŞKİSİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ: 1989–2008

*Halil ALTINTAŞ\**  
*Bülent ÖZ\*\**

## Özet

Bu çalışma, 1989-2008 dönemi üçer aylık veriler kullanarak Türkiye’de ihracat, kur değişkenliği, yurtdışı gelir, nispi ihracat fiyatı ve doğrudan yabancı sermaye girişi arasındaki ilişki Johansen eşbütünleşme yöntemi ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri hata düzeltme yöntemleriyle araştırılmıştır. Modelde döviz kuru değişkenliği, reel döviz kuru endeksinin değişim oranının standart sapmasının hareketli ortalaması olarak belirlenmiştir. VAR yöntemiyle elde edilen uzun dönem tahmin sonuçlarında ihracatla kur değişkenliği ve nispi ihracat fiyatı arasında negatif, doğrudan yabancı sermaye girişiyle pozitif ve anlamlı ilişki görülmüştür. Yurtdışı gelir değişkeninin işareti pozitif olsa da anlamlı bulunmamıştır. Nedensellik modellerinden sadece ihracat, doğrudan yabancı yatırım ve yurtdışı gelir modellerinde uzun dönem nedenselliğe rastlanmış ve bu sonucun VAR yönteminde elde edilen bulguları desteklediği görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** Kur Değişkenliği, İhracat, Eşbütünleşme, Nedensellik, Türkiye

## Econometric Analysis of Relationship Between Exchange Rate Variability and Export in Turkey: 1989-2008

## Abstract

This paper aims to examine the long run and causal relationship between export, reel exchange rate variability, foreign income, relative export price and foreign direct investment inflows by using multivariate Johansen Cointegration technique and error correction model using quarterly data over the period 1989-2008. In this paper, exchange rate volatility is measured by moving average of the standard deviation of the real exchange rate. The major finding of the VAR model is that increases in the exchange rate variability and relative export price exert negative impacts on Turkish export in the long-run. In addition, the results also indicate that while there is a positive and significant relationship between FDI and export, no significant relationship is found between foreign income and export variable. The results of the Granger causality test show that there is a long run causality effect between export and other variables, which supports the VAR cointegration result.

**Keywords:** Exchange rate variability, Export, Cointegration, Causality, Turkey.

---

\* Yrd. Doç. Dr., K.Maraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, E-mail: haltin@ksu.edu.tr

\*\* Yrd. Doç. Dr. K.Maraş Sütçü İmam Üniversitesi, İ.İ.B.F. İşletme Bölümü.

## 1. Giriş

Başta ABD olmak üzere gelişmiş ülkelerin sabit döviz kurunu terk ederek esnek döviz kuru sistemine geçtiği 1973 yılından beri hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin paraları yüksek oranlı dalgalanmalarla karşı karşıya kalmışlardır. Bu durum, özellikle 2000'li yıllara kadar gelişmiş ve sonraki yıllarda da gelişmekte olan ülkeler olmak üzere, döviz kuru değişkenliğinin ülkelerin dış ticareti üzerine etkilerini incelemeye yönelik birçok teorik ve ampirik çalışmanın yapılmasına neden olmuştur.

Yapılan çalışmalar incelendiğinde döviz kuru değişkenliğinin dış ticaret üzerine olan etkisine ve varsa bu etkinin pozitif veya negatif yönde olup olmamasına yönelik bir görüş birliğinin olmadığı anlaşılmaktadır. Ampirik literatür incelendiğinde döviz kuru değişkenliğinin dış ticaret üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu gösteren çalışmalar [Kenen ve Rodrick (1986), Thursby ve Thursby (1987), Özbay (1999), Chowdhury (1993), Arize, vd. (2000), Doğanlar (2002), Vergil (2002), Saatcioğlu ve Karaca (2004), Öztürk ve Acaravcı (2003), Vita ve Abbott (2004), Hatırlı ve Önder (2009), De Grauwe (1988), Klein (1990), Franke (1991), McKenzie ve Brooks (1997)] yanında, pozitif yönde ilişkili olduğunu gösteren çalışmalara da (Assery ve Peel (1991) rastlanmaktadır. Ayrıca döviz kuru değişkenliği ile dış ticaret arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığını ileri süren çalışmalar da [Gagnon (1993), McKenzie (1998), Aristotelous (2001), Şimşek ve Kadılar (2006)] bulunmaktadır.

Türkiye'de döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerindeki etkisi özellikle dalgalı kur rejiminin uygulamaya geçildiği 2000'li yılların başından itibaren akademisyenler ve politika yapımcılarının ilgi alanına girdiği ve yapılan çalışmaların sayısında da hızlı bir artış olduğu gözlenmektedir.

Çalışma, 1989–2008 dönemi üç aylık verileriyle Türkiye'de reel döviz kurundaki değişimin ihracat üzerindeki etkisi literatürdeki kullanılan modeller dikkate alınarak araştırmayı amaçlamaktadır. Çalışmanın ikinci bölümünde konu ile ilgili teorik ve üçüncü bölümünde konuyla ilgili yapılmış ampirik literatür, üçüncü bölümünde Türkiye'de reel döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerindeki etkisi çok değişkenli VAR yöntemiyle incelenerek değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise vektör hata düzeltme modeliyle araştırılacaktır. Sonuç bölümünde ise araştırmada elde edilen bulgular değerlendirilmektedir.

## 2. Teorik Literatür

Teorik olarak döviz kuru riskinin ihracat üzerinde etkisini araştırmayı amaçlayan modellerde farklı sonuçlara ulaşılmaktadır. Döviz kuru riskinin ihracat üzerinde etkisi, döviz kuru değişkenliğinin tanımlanmasında kullanılan varsayımlara, ticaret yapan tarafların risk

tercihlerine, vadeli döviz piyasasının var olup olmamasına ve ticari işlemlerin gerçekleşme sürelerine bağlı olarak negatif veya pozitif olabilmektedir (Broll, 1994; De Grauwe, 1988; Dellas ve Zilberfarb, 1993; Hooper ve Kohlhagen, 1978; Sercu, 1992; Viaene ve de Vries, 1992, Vita ve Abbott, 2004:62).

Kur değişkenliğinin ticaret akımları üzerinde negatif etkisi, riskten kaçınma ve risk dengeleme yaklaşımıyla ifade edilmiş ve negatif hipotez olarak adlandırılmıştır. Döviz kurlarındaki beklenmeyen değişmelerin, mal ticareti yapan kişi ve firmalar üzerinde riskten kaçınacak şekilde kararlar olmaya yönelteceği düşüncesi bu yaklaşımın temelini oluşturmaktadır. Bretton-Woods anlaşmasının 1973’de sona ermesinden kısa süre sonra bu yaklaşım bilimsel çalışmalarda destek görmüş ve gelişmeye başlamıştır. Bu yaklaşım doğrultusunda, Ethier (1973) riskten kaçınan bir firmanın döviz kuru belirsizliği ortamında hem ithal edilen mal hem de forward döviz kuru miktarını dikkate alacağını modelde göstermiştir. Örneğin firmanın döviz kurunun değerini bilmesi durumunda gelecekteki karlılık düzeyini öngöreceğini ve bu durumda döviz kurunun ticaret düzeyini etkilemeyeceği vurgulanmıştır. Ancak belirsizliği dikkate alan modelde ise döviz kuru belirsizliğinin ticaret düzeyini negatif etkileyeceğini, kura yönelik spekülasyonun artmasının ticaret hacmini azaltacağını belirtmiştir.

De Grauwe (1988) ise yurtiçi ve yurtdışı piyasalara satış yapma konusunda karar vermesi gereken bir firmanın davranışını modelle açıklamıştır. Yurtiçi ve yurtdışı fiyatların sabit olması halinde, üretici açısından risk kaynağının ihracatın yerli para cinsinden fiyatı olacağını ifade etmiştir. Üreticinin kur riskindeki artışa olarak tepkisinin ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasına göre değişebileceğini belirtmiştir. Diğer taraftan, döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisini belirlemede ihracatçı firmaların riskten kaçınma dereceleri önemli rol oynar. Şöyle ki, ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi yüksek ise, ihracat gelirindeki bir azalmadan korunmak için firmalar daha fazla üretim yapmayı tercih edeceğinden, döviz kuru oynaklığındaki bir artış ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını artıracaktır. Buna karşın, ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi düşük ise, yüksek döviz kuru oynaklığı ihracat gelirinin beklenen marjinal faydasını azaltacağından, firmalar ihracatını azaltma yönünde bir eğilimi tercih edecektir (Köse vd., 2008: 26-27; Arize, vd. 2000:10-11 Arize vd., 1997).

Demers (1991) negatif hipotezi destekleyerek döviz kuru riskinden kaynaklanan fiyat belirsizliğinden dolayı talep yapısı hakkında endişe duyan firmaların risklerini dengeleyerek (risk neutrality) fiziksel yatırım yapmaktan kaçınacaklarını ve böylece üretimin azalmasıyla ticaret hacminin düşeceğini belirtmiştir.

Diğer taraftan çokuluslu firmalar yurtdışı piyasalarda monopol gücüne sahip olmakla birlikte döviz kuru belirsizliği ile karşılaşmaktadırlar. Üretim, döviz kuru riski çeşitlendirilemediğinden kurdaki belirsizliğin sonucu olarak dış ülkede azaltılacaktır. Ancak vadeli işlem piyasalarının varlığı, kur riskini azaltacağından çokuluslu şirketlerin üretim ve ihracatla ilgili kararları olumsuz etkilenmeyecektir. Wolf (1995) üretim kararlarının alındığı dönem süresince döviz kurunda değişime bağlı olarak artan belirsizliklerin ithal ve ihraç mal fiyatlarında belirsizlikler yaratacağını ve buna bağlı olarak çokuluslu firmaların çoklu risk yapısına sahip olacaklarını belirtmiştir. Bu durumda döviz kuru belirsizlik artışının ithalat ve ihracat düzeyini negatif etkileyeceğini göstermiştir.

De Grauwe (1988) vadeli işlem piyasalarının yokluğunda döviz kuru belirsizliğindeki artışın ithalat ve ihracatı azaltacağını ifade etmektedir. Ancak vadeli işlemler piyasasında döviz kuru değişkenliğinin ihracat ve ithalat üzerindeki etkisi birbirlerinin tersi sonuçlar üretmektedir. Taraflardan biri döviz kurundaki değişimden negatif etkilenirken diğeri olumlu etkilenebilmektedir. Buna rağmen artan döviz kurundaki değişim, ticari hareketleri engelleyebilme ve ticaretten beklenen faydayı azaltabilmektedir.

Sercu ve Vanhulle (1992) ise üreticinin üretim kararını verirken, piyasaya giriş ve çıkış maliyetlerinden ziyade gümrük vergisi ve ulaşım maliyetlerini dikkate alan bir model geliştirmiştir. Modelde kısa dönemde üreticilerin riski dengelemek için gelecek dönemdeki satışlarını cari dönemde üretim yaparak karşıladıklarını kabul etmiştir. Dolayısıyla ihracatın gelecek dönemde yapılıp yapılmayacağı kararı, döviz kurunun dönem sonu fiyatının bilinmesine bağlıdır. Dolayısıyla kur belirsizliğindeki artışın üretim kararını negatif etkilemesinden dolayı, ihracatın azalacağı kabul edilmektedir.

Hooper ve Kohlhagen (1978) tarafından savunulan bu görüşe göre yüksek döviz kuru değişkenliği, riskten kaçınan ihracatçılar için yüksek maliyete ve sonuçta da daha az dış ticarete neden olacaktır. Döviz kurunun ticari anlaşmanın yapıldığı zamanda kabul edilmesi ancak ödemenin mal tesliminin gerçekleştirileceği ana kadar yapılmamış olması nedeniyledir. Eğer döviz kurundaki değişimler tahmin edilemez ise bu durum elde edilecek karla ilgili belirsizlik yaratacak ve sonuçta uluslararası ticaretten sağlanacak fayda düzeyi azalacaktır (Arize, vd., 2000:10).

### **3. Ampirik Uygulamalar**

Soric (2007) Döviz kurundaki değişimin Hırvatistan ihracatı üzerindeki etkisini 1996- 2006 dönemi aylık verilerle Johansen çok değişkenli eşbütünlüşme ve hata düzeltme yöntemleriyle analiz etmiş ve değişkenler arasında uzun ve kısa dönem ilişkilerin varlığını göstermiştir. Çalışmada ARCH modeliyle elde edilen reel döviz kuru değişkenliğinin ülke ihracatı üzerinde

uzun dönemde negatif etkiye sahip olduğunu ve böylece Hırvat ihracatçılarının kur değişkenliğine karşı riskten kaçınma eğilimlerinin artmasının ihracat üzerinde belirsizliğe ve azalışa yol açtığı sonucuna ulaşmıştır.

Saatçioğlu ve Karaca (2004:191) Türkiye’de döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasındaki ilişkiyi 1981:3-2000:4 dönemi üç aylık dönem için Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanarak araştırmıştır. Modelde reel ihracat, reel dış gelir, Türkiye ihracat fiyat endeksinin dünya ihracat fiyat endeksine bölünmesiyle hesaplanan karşılaştırmalı (nispi) ihracat fiyatı, reel efektif döviz kuru ve döviz kuru belirsizliğinin temsili göstergesi olarak reel efektif döviz kuru değişkenliğini kullanılmıştır. Model sonucunda hem uzun dönem hem de kısa dönemde Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.

Awokuse ve Yuan (2006: 233) ABD’de döviz kuru volatilitesi ile ABD’nin 49 ülkeye yaptığı kümes hayvan ihracatı arasındaki ilişkiyi panel analiz yöntemiyle iki alt dönem (1976-1985 ve 1986-2000) için tahmin etmiştir. Ampirik uygulama sonucunda üç farklı döviz kuru değişkenliği ile yapılan tahminlerde, döviz kuru ile kümes hayvan ihracatı arasında pozitif ilişkinin varlığını ortaya koymuştur.

Aurangzeb vd. (2005: 213-214) Pakistan’da esnek döviz kurunun uygulandığı 1985-2001 dönemi için aylık verilerle ARCH yöntemiyle elde ettikleri döviz kurundaki değişkenlik ile Pakistan’ın önemli 4 ticari partnerlerine yaptığı ihracat arasındaki ilişkiyi ampirik uygulamayla incelemiştir. Johansen eşbütünleşme yönteminin kullanıldığı araştırmada uzun dönemde döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerindeki etkisinin negatif ancak anlamlı olmadığını göstermişlerdir. Kısa dönemde ise döviz kuru değişkenliğinin İngiltere dışında diğer ülkelere yapılan ihracatı negatif ve anlamlı etkilediği belirlenmiştir.

Köse vd. (2008) Türkiye’de reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerinde etkisini 1995-2008 dönemi aylık verilerle Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleriyle araştırmışlardır. Araştırmada, basit standart sapma, hareketli ortalamalı standart sapma ve GARCH modelleri kullanarak üç farklı reel döviz kuru oynaklığı serisi elde etmişlerdir. Tahminler sonucunda reel döviz kuru oynaklığının Türkiye ihracatını hem uzun hem de kısa dönemde negatif olarak etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Arize vd. (2000) 1973-1996 dönemi için 13 gelişmekte olan ülkenin üç aylık verileriyle reel döviz kurundaki değişkenliğin ihracat hareketleri üzerindeki etkisini Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme yöntemleriyle araştırmışlardır. Modelde ülkenin ihracat malları hacmi, dünya talep koşullarını temsil eden değişken (dünya reel geliri), nispi ihracat fiyatı ve reel döviz kuru endeksinin değişim oranının standart sapmasının hareketli ortalaması yöntemiyle elde edilen reel döviz kuru değişkenliği kullanılmıştır. Modellerde tüm ülkeler için kuru

değişkenliğinde artışın ihracat hacmi üzerinde negatif etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Arize vd. (2003:14) yukarıdaki bulguları destekleyecek diğer bir çalışmada, 10 gelişmekte olan ülkenin 1973-1998 dönemi üç aylık verilerini kullanarak döviz kuru değişkenliği ile ihracat hareketleri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu çalışmada Arize vd. (2000) çalışmasındaki değişkenleri kullanmışlar ve VAR yöntemiyle elde ettikleri sonuçlarda, 9 ülkede kur değişkenliği ile ihracat arasındaki negatif, sadece bir ülkede (Güney Afrika) ilişkinin pozitif olduğunu göstermişlerdir.

Esquivel ve Larrain (2002: 18) 1973-1998 aylık veriler kullanarak G-3 ülkelerindeki döviz kuru değişkenliğinin gelişmekte olan ülkelerin ihracatı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Model sonucunda G-3 ülkeleri döviz kuru değişkenliğinin gelişmekte olan ülkelerin reel ihracatında azalışa yol açtığını göstermişlerdir.

#### **4. Ekonometrik Yöntem**

##### **4.1. Model ve Veri Seti**

İhracat ve döviz kuru değişkenliği arasındaki ilişkiyi inceleyen teorik ve ampirik literatürde, iki değişken arasındaki ilişki birçok çalışmada [(Arize (1995, Arize, vd., 2000), Chowdhury (1993), Aurangzeb vd. (2005) Wong ve Tang (2007)] aşağıdaki model kullanılarak analiz edilmektedir.

$$Q_t = \tau_0 + \tau_1 w_t + \tau_2 p_t + \tau_3 \sigma_t + u_t \quad (1)$$

Modelde  $Q_t$  ülke ihracatını (ihracat hacmi veya reel ihracat),  $w_t$  dünya talep koşullarını (genellikle ithalatçı ülke reel geliri, dünya reel GSYİH veya OECD ülkeleri reel gelir ya da sanayi üretim endeksi),  $p_t$  ülke ihracat fiyatının ABD veya dünya ihraç fiyatına oranı şeklinde kullanılan nispi ihracat fiyatını,  $\sigma_t$  farklı şekillerde hesaplanan<sup>1</sup> nominal veya reel döviz kuru değişkenliğini ve  $u_t$  ise hata terimini göstermektedir. Türkiye’de ihracat ve döviz kuru değişkenliği arasındaki ilişkiyi analiz etmek amacıyla oluşturduğumuz modele doğrudan yabancı sermaye girişlerinin (FDI) ihracatla ilişkisi olduğu düşüncesiyle kontrol değişkeni olarak FDI değişkenini de model (9999)’a eklemeyi uygun gördük. FDI’la dış ticaret (ihracat ve ithalat) ilişkisini araştıran çalışmalarda [Ozawa (1992), Wei, vd. (1999) Altıntaş (2009), Çetin (2005), Çetin ve Taban (2009)] karşılıklı bir ilişkisinin (tamamlayıcılık veya ikame) var olabileceğini vurgulanmaktadır. Örneğin FDI’nın girdiği ülkede yönetim teknikleri ve teknoloji transferi yoluyla verimlilik artışına yol açarak ülkenin ihracat kabiliyeti artabilmektedir.

<sup>1</sup> Döviz kuru değişkenliğinin farklı şekillerde hesaplanma yöntemleri ve bu yöntemlerin kullanıldığı çalışmalar için McKenzie ve Melbourn (1999)’a bakınız.

Benzer şekilde FDI girişleri ülkede dolaylı bir şekilde hammadde talebini uyararak ithalatın artmasına da neden olabilmektedir. Dolayısıyla FDI, dış ticaretin ikame veya tamamlayıcısı olabileceği bu çalışmalarda belirtilmektedir.

Türkiye’de ihracat ve döviz kuru değişkenliği arasındaki ilişkiyi analiz etmek amacıyla oluşturduğumuz model aşağıdadır.

$$\ln XY_t = \beta_0 + \beta_1 \ln NX_t + \beta_2 \ln CV_t + \beta_3 \ln USY_t + \beta_4 \ln FDY_t + u_t \quad (2)$$

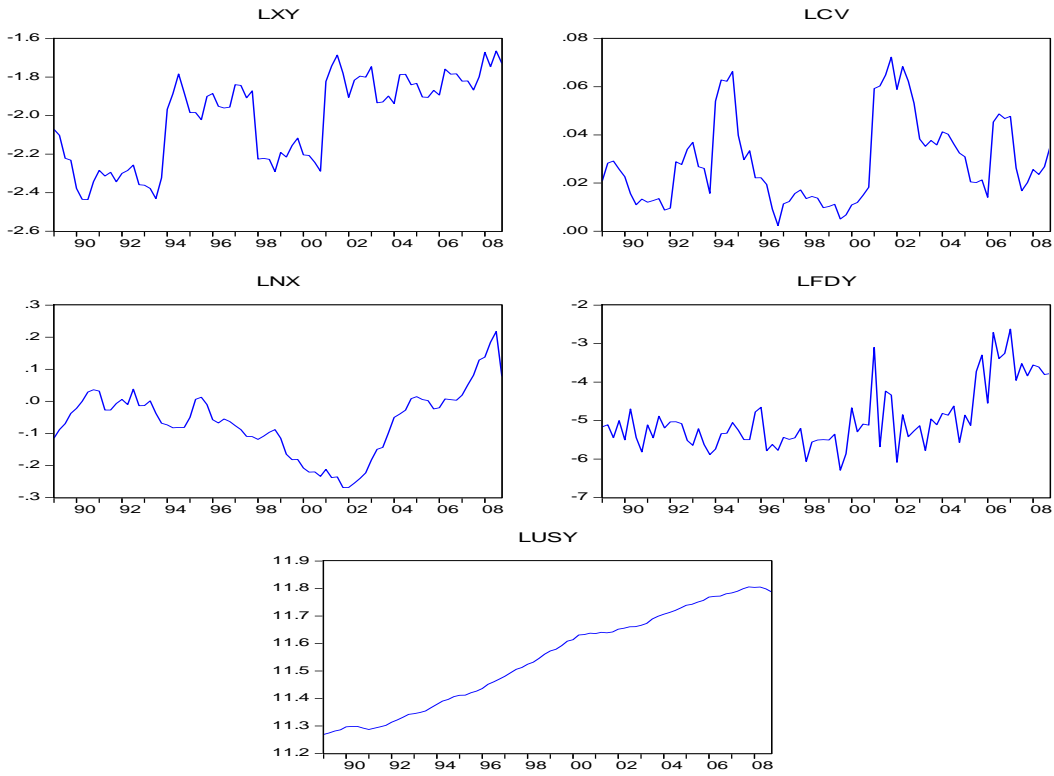
Modelde bağımlı değişken XY ihracatın GSYİH’ya oranını, bağımsız değişkenlerden NX 2005 yılının temel yıl alındığı (2005=100) Türkiye ihracat fiyat endeksinin ABD ihracat fiyat endeksine oranı olarak hesaplanan nispi ihracat fiyatını göstermektedir. CV hareketli ortalamalarla dönüştürülmüş reel döviz kuru büyüme oranından standart sapmalar yöntemi ile hesaplanmıştır. Bu yöntemle göre, gelecek döneme ait reel döviz kuru artış oranlarının standart sapmaları, gelecekte reel döviz kuruna ait belirsizlikleri yansıtmaktadır. CV değişkeni serisi aşağıdaki formülle hesaplanmaktadır:

$$CV_t = \left[ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\ln R_{t+i-1} - \ln R_{t+i-2})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

*Formülde, m hareketli ortalamanın derecesi (gözlemler üç aylık olduğundan m=4 alınmıştır). R reel döviz kurunu göstermektedir.*

USY yurtdışı geliri veya dünya talep koşullarını temsil etmesi amacıyla ABD reel GSYİH’sı kullanılmıştır. Bu değişken, ABD nominal GSYİH’sının ABD deflatör değerine (2005=100) bölünerek reel değere dönüştürülmüştür. FDY Türkiye’ye giren doğrudan yabancı sermaye girişlerinin GSYİH’ya bölünmesiyle elde edilen doğrudan yabancı sermaye değişkenini göstermektedir. Modeldeki tüm değişkenler logaritmik forma dönüştürülerek değişkenlerin esneklik değerlerinin elde edilmesi sağlanmıştır. Modelde Türkiye GSYİH’sı ABD dolar kuruna bölünerek ABD doları cinsinden Türkiye GSYİH’sı elde edilmiş ve değişkenlerle ilgili oranlamalar bu seri üzerinden yapılmıştır. Modelde kullanılan değişkenlerin Grafikselle gösterimi aşağıdadır.

## Grafik 1: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikselle Gösterimi



Model 2’de ABD ihracat malları fiyatlarına göre Türkiye ihracat malları fiyatının artması (lnNX), Türkiye’de üretilen ihracat mallarını pahalılaştıracığından ihracat azalacaktır. Bu durumda LNX değişkeninin katsayısının negatif değer olması ( $\beta_1 < 0$ ) beklenmektedir. Aynı şekilde, yüksek döviz kuru değişkenliği, riskten kaçınan ihracatçıları için yüksek maliyete ve sonuçta ihracatta azalmaya neden olursa LCV katsayısı negatif, buna karşılık ihracatçı firmanın riskten kaçınma derecesi yükseldikçe, ihracat gelirindeki bir azalmadan korunmak için firmalar daha fazla üretim yapmaya ve ihracat gelirlerini artırmaya çalışacaklarından LCV katsayısı pozitif değer alabilecektir. Kısaca  $\beta_2 < 0$  veya  $\beta_2 > 0$  olmaktadır. Yurtdışı reel gelirin artması, Türkiye’de üretilen ihracat mallarına yönelik talebi artıracığından LUSY değişkeninin katsayısının pozitif ( $\beta_3 > 0$ ) olması beklenmektedir. Doğrudan yabancı sermaye girişlerinin ülke ihracatını artırması (tamamlayıcılık ilişkisi) durumunda  $\beta_4 > 0$ , ülke ihracatını azaltması halinde (ikame ilişkisi)  $\beta_4 < 0$  değeri olması beklenmektedir. Modeldeki değişkenler üç aylık olması nedeniyle Troma/Seats metoduna göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Ayrıca kriz yıllarının etkilerini ortadan kaldırmak amacıyla kriz dönemlerine ait üç aylık dönemlere (2000:I-2001:IV) 1, kriz olmayan dönemlere 0 verilerek modellerin tahmininde dışsal değişken serisi kullanılmıştır.



Araştırmada 1989:1–2008:4 dönemine ilişkin üç aylık veriler kullanılmıştır. Modelde Türkiye ihracatı, doğrudan yabancı sermaye girişi, Türkiye ve ABD ihracat fiyat endeksi, ABD ve Türkiye nominal GSYİH ve deflatörü değerleri IMF’in *Internatinonal Financial Statistics* (IFS) sitesinden alınmıştır. Reel döviz kuru serisi *TCMB’nun Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden* (EVDS) elde edilmiştir. Modellerin tahmininde Eviews 6.0 Beta ekonometri paket programı kullanılmıştır.

#### 4.2. Birim Kök Analizi

Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilirliğini 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/Fuller (ADF) (1981), Phillips/Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF birim kök testinden yararlanılmış ve değişkenlerin gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	ADF- t istatistiği (Düzy)		ADF- t istatistiği (Birinci Fark)		Sonuç
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
LXY	-1.626 (5)	-2.599 (5)	-7.389(3)***	-7.319 (3)***	I(1)
LFDY	-1.121(2)	-2.1629(2)	-11.444(1)***	-11.426(1)***	I(1)
LCV	-2.3289(4)	-2.4120(4)	-5.774(3)***	-5.734(3)***	I(1)
LUSY	-1.1915(2)	-0.9047(2)	-2.6240(1)*	-2.6719(1)	I(1)
LNx	-1.1915(1)	-1.6211(1)	-2.624(1)*	-1.602(1)	I(1)
Anlamlılık Düzeyi	%1	-3.512	-4.086	-3.520	-4.085
	%5	-2.901	-3.471	-2.900	-3.470
	%10	-2.587	-3.162	-2.587	-3.162

Not: Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 11 olarak alınmıştır. Parantez içindeki rakamlar gecikme uzunluklarıdır.\*\*\*, \*\* sırasıyla % 1 ve % 5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 1’de ADF birim kök test sonuçlarına göre, LXY LFDY, LCV, LUSY ve LNX değişkenleri düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri için bütünleşme derecesi I(1)’dir.

### 4.3. Koentegrasyon Analizi

Seriler arasında uzun dönemde bir denge ilişkisinin bulunup bulunmadığını tespit etmek için koentegrasyon analizine başvurmak gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada Johansen (1998) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen koentegrasyon (eşbütünleşme) testi uygulanacaktır. Johansen- Juselius (JJ) yöntemi literatürde Engle-Granger tarafından geliştirilen iki aşamalı prosedürden daha üstün görülmektedir. JJ yaklaşımını aşağıdaki VAR (vektör otoregresif) modeliyle açıklamak mümkündür.

$$X_t = \Phi + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model 2’de  $X_t$  ve  $\Phi$ , işaretleri (n x 1) boyutunda değişkenler vektörünü ve sabit terimler vektörünü,  $\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p$ ’ler (n x n) katsayı matrislerini,  $\varepsilon_t$ , ie (n x 1) hata terimleri vektörünü göstermektedir. Bu ilişkiye fark operatörü dahil edildiğinde aşağıdaki denklem 10 elde edilecektir.

$$\Delta X_t = \Psi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Psi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Omega X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Denklem 5’de  $\Psi = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)$  ( $i=1, \dots, p-1$ ) ve  $\Omega = -(I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)$ ’yü temsil etmektedir. Modelde  $\Psi_i$  ve  $\Omega$  parametrelerin tahmin edilmesiyle hem kısa hem de uzun döneme ilişkin  $X_t$ ’deki değişmelerle veya uyum süreciyle ilgili bilgi elde edilebilmektedir. Bu ilişkide  $\mu$ ’nın uyum hızı parametresi ve  $\delta$ ’nın da  $\delta' X_{t-p}$  şeklinde denklem 5’e yerleştirildiği şekilde bir uzun dönem katsayılar matrisi olduğu düşünülürse,  $\Omega = \mu\delta'$  eşitliği (n-1) sayıda koentegrasyon ilişkisini gösterecektir. Bu durum  $X_t$ ’nin uzun dönem denge durumuna geldiğinin bir göstergesi olacaktır.  $X_t$ ’nin durağan olmayan I(1) değişkenler vektörü olduğu varsayılırsa denklem 5’deki bütün  $\Delta X_{t-i}$  terimlerinin I(0) olması gerekmektedir. Ayrıca  $\varepsilon_t$ ’nin gerekli şartları sağlayabilmesi için  $\Omega X_{t-p}$ ’nin de durağan olması gerekmektedir (Güneş, 2006: 98-99; Haris ve Solis, 2003: 110).

Durağan olmayan seriler arasında uzun dönem bir denge ilişkisinin varlığını araştırmak ve koentegrasyon vektörlerinin sayısını belirlemek için Johansen ve Juselius (1988) tarafından geliştirilen çoklu ko-entegrasyon testine başvurulmaktadır. Bu amaçla trace ve maksimum eigenvalue test istatistiği kullanılmaktadır. Trace testi  $\lambda_{trace} = T = \sum_{j=r+1, n} \ln(1 - \lambda)$  şeklinde tanımlanmakta ve sıfır (null) hipotezini “en çok r kadar koentegre vektör vardır” şeklinde

ifade etmektedir. Trace değer istatistiği ise  $\lambda_{\max} = -T(\ln(1 - \lambda))$  şeklinde tanımlanarak “en çok  $r$  kadar koentegre vektör vardır” sıfır hipotezine karşılık  $r+1$  kadar vardır alternatif hipotezini test etmektedir. Denklemdeki  $T$  testler kullanılan gözlem sayısını,  $\lambda_j$ ’ler serilerin durağan olmadığı varsayımı altında tahmin edilen kökleri göstermektedir. Her iki testte kullanılan kritik değerler JJ tarafından oluşturulmuştur. JJ testinde, VAR’daki gecikme sayısı önemlidir. Eğer, gecikme sayısı çok az ise model eksik belirlenecek, çok fazla olursa serbestlik derecesi azalacaktır. Tahmin edilecek VAR modeline geçilmeden önce, model için uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Aşağıdaki Tablo 1’de görüldüğü gibi VAR modeli için SIC (Schwarz Information Criteria), AIC (Akaike Information Criteria) LR, (likelihood ratio), FPE (final prediction error) ve HQ (Hannan-Quinn) testleri 1 gecikme değerini vermektedir. Ancak modelde bu gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorunu görüldüğünden model için 2 gecikme uzunluğu tercih edilmiştir. Bu gecikme uzunluğunda kurulan modelin otokorelasyon ve değişen varyans içermediği LM ve White testi kullanılarak saptanmıştır.

**Tablo 2: Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları**

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.55e-10	-7.900707	-7.273184	-7.650628
1	772.8086*	2.90e-15*	-19.29091*	-17.87898*	-18.72823*
2	34.09707	3.29e-15	-19.18389	-16.98756	-18.30862
3	26.20559	4.16e-15	-18.98425	-16.00352	-17.79638
4	26.27113	5.16e-15	-18.83547	-15.07033	-17.33499
5	35.31656	5.09e-15	-18.95318	-14.40364	-17.14011
6	29.22799	5.59e-15	-19.01769	-13.68374	-16.89202
7	22.03268	7.29e-15	-18.98078	-12.86243	-16.54251

Buna göre aşağıdaki Tablo 3’de Model 2 için JJ koentegrasyon test sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 3: Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Değişkenler:LXY, LFDY, LCV, LUSY, LNX				Gecikme Sayısı=2			
İz (Trace) İstatistiği				Maksimum Özdeğer İstatistiği			
Sıfır Hipotez ( $H_0$ )	Alternatif Hipotez ( $H_1$ )	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Sıfır Hipotez ( $H_0$ )	Alternatif Hipotez ( $H_1$ )	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)
$r=0$	$r \geq 1$	81.296**	69.818	$r=0$	$r=1$	35.133**	33.876
$r \leq 1$	$r \geq 2$	46.163	47.856	$r \leq 1$	$r=2$	24.388	27.584
$r \leq 2$	$r \geq 3$	21.775	29.797	$r \leq 2$	$r=3$	12.129	21.131
$r \leq 3$	$r \geq 4$	9.6456	15.494	$r \leq 3$	$r=4$	8.1337	14.264
$r \leq 4$	$r=5$	1.5118	3.8414	$r \leq 4$	$r=5$	1.5118	3.8414

Tablo 3’de JJ test sonuçlarına göre, 5 değişken arasında koentegrasyon olmadığını ( $r=0$ ) ifade eden boş hipotezi yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Nitekim hesaplanan hem Trace (İz) değerinin hem de Maximum Eigenvalue (Öz) değerinin hesaplanan değerleri kritik değerlerinden büyüktür. Diğer yandan  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$  ve  $r \leq 4$  hipotezleri yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmemiştir. Bu bakımdan modelde tek bir koentegrasyon vektörünün bulunduğu anlaşılmaktadır. Yukarıdaki JJ yöntemiyle elde edilen normalize edilmiş koentegrasyon vektörü sonuçları aşağıda gösterilmektedir.

**Tablo 4: Normalize Edilmiş Koentegrasyon Vektörü**

	LXY	LFDY	LCV	LUSY	LNX
LXY, LFDY, LCV, LUSY, LNX Modeli:	1	-0.558*** (0.205)	33.398*** (6.960)	-0.78 (0.664)	4.725*** (1.409)
LXY=f(LFDY, LCV, LUSY, LNX)	$LXY_t = 0.558LFDY_t - 33.39LCV_t + 0.78LUSY_t - 4.72LNX_t$				

Not: Parantez içindeki değerler standart hatayı göstermektedir.

Yukarıdaki Tablo 4 incelendiğinde, tüm değişkenlerin beklenen işaretlere sahip oldukları görülmektedir.  $LXY=f(LFDY, LCV, LUSY, LNX)$  şeklinde ifade edilen beş değişkenli modelde uzun dönemde, ihracatla doğrudan yabancı yatırım arasında pozitif, nispi ihracat fiyatı ve kur değişkenliği arasında negatif ve yüzde 1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlı bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Tablo 4’de elde edilen sonuçlarla ilgili aşağıdaki değerlendirmeler yapılabilir:

-İhracatla doğrudan yabancı sermaye girişi arasında pozitif ve anlamlı ilişkinin olması, Türkiye’de ihracatla doğrudan yabancı sermaye girişi arasında tamamlayıcılık ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bu sonuç Altıntaş (2009) tarafından elde edilen sonuca uygunluk göstermektedir. Örneğin yabancı sermayenin yoğun olarak faaliyet gösterdiği makine ve ulaşım araçları sektörünün, 2000-2004 yılları arasındaki 5 yılda en çok ihracat yapan imalat sanayi alt sektörü olması ve ilgili dönemde bu sektörün toplam ihracatının yaklaşık 52 milyar dolara ulaşması, bu sonucun ortaya çıkmasını desteklemektedir. (Sönmez, 2005: 23-27).

-Reel döviz kuru katsayısının negatif olması, Türkiye’de döviz kuru değişkenliği arttıkça riskten kaçınan ihracatçıların yüksek maliyete katlanmamak amacıyla dış satımlarını azalttıkları şeklinde değerlendirilebilir. Bu sonuç Türkiye’de kur değişkenliği ve ihracatla ilgili önceki çalışmalarda (Köse vd. (2008), Saatçioğlu ve Karaca (2004) ve Öztürk ve Acaravcı (2003)) elde edilen bulgularla tutarlılık göstermektedir.

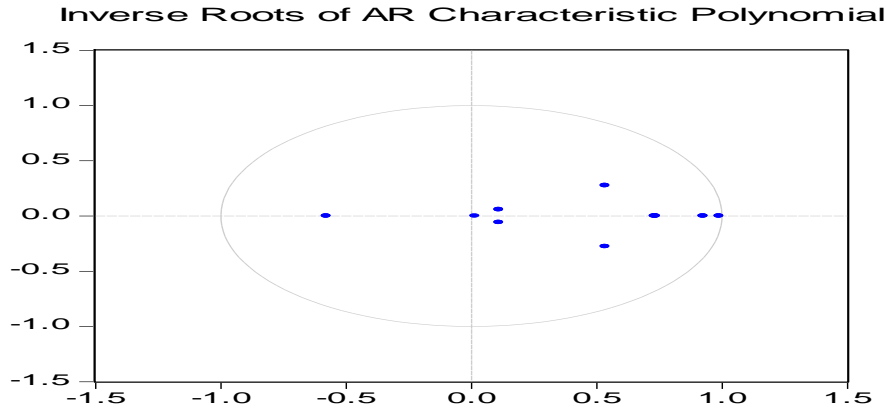
-İhracatla yurtdışı gelir (reel ABD geliri) arasındaki ilişki pozitif olsa da istatistiksel bakımdan anlamlı değildir. Türkiye’nin toplam ihracat içinde ABD’nin payının düşük olması, bu sonucun elde edilmesinde etkili olduğu söylenebilir. Nitekim 1989-2008 döneminde

ABD'ye yapılan ihracatın toplam ihracat içindeki payı ortalama yüzde 7.4'dür. Ayrıca son yıllarda bu oran, yıllık bazda sürekli olarak ortalamanın altına düşerek azalma göstermiştir. Örneğin bu oran 2005 ve 2008 yılları arasında ortalama yüzde 4.9'a gerilemiştir (TÜİK, 2009: 492). Dolayısıyla ABD gelirin artması, Türkiye'nin toplam ihracat içinde payının düşük olmasına bağlı olarak Türkiye ihracatı üzerinde anlamlı bir artış yaratmadığı söylenebilir.

-Modelde nispi ihracat fiyatı değişkeni katsayısının negatif olması, Türk ihraç malları fiyatlarının nispi olarak yabancı ihraç malları fiyatlarından daha fazla artmasının Türk ihraç mallarının pahalılaşmasına ve sonuçta Türkiye'nin ihraç mallarına yönelik dış talebin azalmasına neden olabileceği şeklinde değerlendirilebilir. Türkiye'de ihraç mallarının göreceli olarak artmasında uygulanan kur politikasına bağlı olarak yerli paranın (TL'nin) değer kazanmasının etkili olduğu söylenebilir.

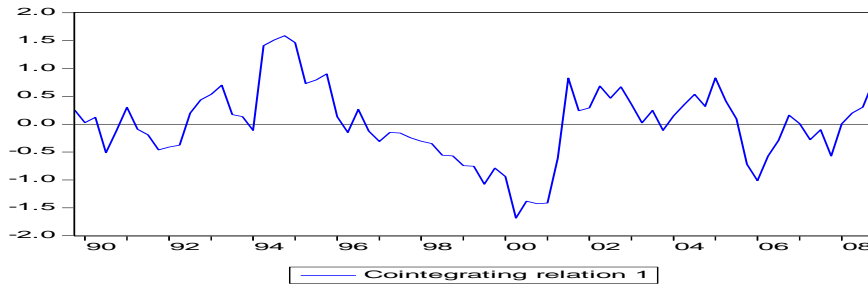
Aşağıdaki Grafik 2'de tahmin edilen modele ait AR karakteristik polinomun ters köklerinin birim çember içerisindeki konumu da, modelin durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını ortaya koymuştur. Eşbütünlük ilişkisinin varlığı için köklerden birisinin, birim ve diğerlerinin ise mutlak değer olarak birden küçük olması zorunludur. Ayrıca karakteristik köklerin simetrik izdüşümlere sahip olması, VAR sisteminin istikrarlı bir yapıda olduğunu ve eşbütünlük ilişkisinin normal bir dağılım taşıdığını desteklemektedir.

**Grafik 2: AR Karakteristik Ters Polinom Köklerinin Birim Çember İçerisindeki Konumu**



Grafik 3'de ise sistemin sahip olduğu eşbütünlük ilişkisi verilmiştir. Grafikte yer alan eşbütünlük ilişkisi, sıfır etrafında dalgalanmaktadır. Bu durum, modelde yer alan ve bireysel olarak durağan olmayan değişkenlerin doğrusal bileşiminin durağan olduğunu görsel olarak ifade etmektedir.

**Grafik 3: Sistemin Eşbütünlüme İlişkisi**



#### 4.4. Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Testleri

Koentegrasyon analizi LXY, LFDY, LCV, LUSY ve LNX arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu göstermesine rağmen, Granger nedenselliğinin yönü ile ilgili bir bilgi vermemektedir. Engle ve Granger (1987)'a göre değişkenler arasında koentegrasyonun bulunması durumunda değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik mevcut olacak ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) kullanılabilir. Birinci mertebeden durağan [I(1)] değişkenler kümesi koentegre ise, VAR modelinde belirlenen hata düzeltme teriminin vektör hata düzeltme modeline (VECM) alınmaması nedensellik testlerinde spesifikasyon hatasına neden olabilmektedir. Bu nedenle VAR yapısında olası nedenselliğin yönünü tespit edebilmek için her bir değişkenlerin her birinin bağımsız değişken olarak kullanıldığı VECM modeline hata düzeltme terimlerinin (ECT) dahil edilmesi faydalı olacaktır. Örneğin aşağıdaki LXY, LFDY, LCV, LUSY ve LNX arasındaki nedenselliğin araştırıldığı çok değişkenli bir modelde, hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibi oluşturularak testler uygulanmaktadır.

$$\Delta LXY_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \alpha_{11}(i) \Delta LXY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12}(i) \Delta LFDY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{13}(i) \Delta LCV_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{14}(i) \Delta LUSY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{15}(i) \Delta LNX_{t-i} + \psi_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta LFDY_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \alpha_{21}(i) \Delta LFDY_t + \sum_{i=1}^n \alpha_{22}(i) \Delta LXY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{23}(i) \Delta LCV_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{24}(i) \Delta LUSY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{25}(i) \Delta LNX_{t-i} + \psi_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

$$\Delta LCV_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^n \alpha_{31}(i) \Delta LCV_t + \sum_{i=1}^n \alpha_{32}(i) \Delta LFDY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{33}(i) \Delta LXY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{34}(i) \Delta LUSY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{35}(i) \Delta LNX_{t-i} + \psi_3 ECT_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (8)$$

$$\Delta LY_t = \alpha_4 + \sum_{i=1}^n \alpha_{41}(i) \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{42}(i) \Delta LCV_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{43}(i) \Delta LFDY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{44}(i) \Delta LXY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{45}(i) \Delta LNX_{t-i} + \psi_4 ECT_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (9)$$

$$\Delta LNX_t = \alpha_5 + \sum_{i=1}^n \alpha_{51}(i) \Delta LNX_t + \sum_{i=1}^n \alpha_{52}(i) \Delta LUSY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{53}(i) \Delta LCV_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{54}(i) \Delta LFDY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{55}(i) \Delta LXY_{t-i} + \psi_5 ECT_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (10)$$

Yukarıdaki modellerde her değişken için optimal gecikme uzunluğu AIC Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmektedir. Vektör hata düzeltme modeline dayalı olarak ortaya çıkan nedenselliğin kaynağının belirlenebilmesi için, açıklayıcı değişkenlerin bütün katsayılarına birlikte uygulanan Wald testine ve uzun dönem koentegrasyon ilişkisinden elde edilen bir dönem gecikmeli hata düzeltme terimlerinin katsayılarına uygulanan t testine bakılması gerekmektedir. Uygulanan Wald testi sonucunda açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının grup olarak F-istatistiğine göre istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda kısa dönem veya hata düzeltme terimlerinin katsayılarının t istatistiğine göre anlamlı çıkması durumunda ise uzun dönem nedensellikten bahsedilmektedir.

Örneğin Model 6'da  $\alpha_{13}(i)$  terimlerinin anlamlı olması "*kısa dönemde kur değişkenliği, ihracatın Granger nedenidir*" şeklinde yorumlanmaktadır.  $\alpha_{13}(i)$  terimlerinin anlamlılığı Wald testi kullanılarak test edilmektedir. Benzer şekilde aynı modelde  $\alpha_{15}(i)$  terimlerinin anlamlılığı test edilmekte ve anlamlı ise "*kısa dönemde nispi ihracat fiyatı, ihracatın Granger nedenidir*" ifadesi kabul edilmekte, aksi halde reddedilmektedir. Uzun dönem nedenselliğe ise  $\psi_i$ 'in t testi ile anlamlılığı test edilerek karar verilmektedir. Hata düzeltme katsayılarının ( $\psi_i$ ) t-istatistik değerine göre anlamlı olması ise uzun dönemde bir değişkenin diğer değişkenlerle olan nedensellik ilişkisini göstermektedir. Aşağıda değişkenler arasında kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisini araştırmak amacıyla oluşturulan vektör hata düzeltme modellerine ilişkin test sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo 9: Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Testi Sonuçları**

Bağımsız Değişken / Bağımlı Değişken	$\Delta LXY$ <i>F-ist (p)</i>	$\Delta LCV$ <i>F-ist (p)</i>	$\Delta LNX$ <i>[F-ist (p)]</i>	$\Delta LUSY$ <i>F-ist (p)</i>	$\Delta LFDY$ <i>F-ist (p)</i>	$ECT_{t-1}$ <i>[t-ist (p)]</i>
$\Delta LXY$ (Model 6)	-	<b>2.568***</b> (0.030)	<b>2.428**</b> (0.033)	1.820 (0.106)	1.867 (0.153)	<b>-0.567***</b> (0.000)
$\Delta LCV$ (Model 7)	0.650 (0.662)	-	1.435 (0.214)	<b>2.086*</b> (0.064)	<b>4.325**</b> (0.043)	<b>-0.135</b> (0.284)
$\Delta LNX$ (Model 8)	1.510 (0.228)	0.129 (0.720)	-	2.297 (0.134)	0.534 (0.710)	<b>-0.087</b> (0.121)
$\Delta LUSY$ (Model 9)	1.786 (0.109)	2.372** (0.041)	0.0362 (0.849)	-	<b>4.943***</b> (0.010)	<b>-0.019***</b> (0.005)
$\Delta LFDY$ (Model 10)	<b>1.00</b> (0.441)	<b>3.190***</b> (0.002)	<b>1.303</b> (0.272)	<b>1.930*</b> (0.088)	-	<b>-0.683***</b> (0.001)

Not: \*, \*\*, \*\*\*, sırasıyla yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Yukarıdaki Tabloda Model 6, 9 ve 10 nolu modellerde hata düzeltme terimi katsayısının ( $\psi$ ) istatistiksel olarak anlamlı olması, bu modellerde uzun dönem nedensel etkinin var olduğunu göstermektedir. Örneğin Model 6 için uzun dönem nedensellik etki; nispi ihracat fiyatları, kur değişkenliği, yurtdışı reel gelir ve doğrudan yabancı sermaye girişi uzun dönemde ihracatın Granger nedenidir şeklinde yorumlanmaktadır. Bu sonuç, Tablo 4'te elde edilen ihracat ve diğer açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönem ilişkisini gösteren ihracat modeli sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir. Ayrıca Model 10'da Türkiye'ye giren doğrudan yabancı sermayenin yorumlanması açısından elde edilen uzun dönem nedensel etkinin varlığı dikkate değerdir. Modelde ihracat, nispi ihracat fiyatı, reel yurtdışı gelir ve doğrudan yabancı sermaye Türkiye'ye giren yabancı sermaye üzerinde uzun dönemde Granger nedensel etkiye sahip olmaktadır. Modellerde kısa dönem Granger nedensel etki sonuçları da değerlendirildiğinde Model 6'da kısa dönemde gecikmeli  $\Delta LCV$  ve  $\Delta LNX$  katsayıları için hesaplanan F-istatistiğinin anlamlı olması, kısa dönemde hem reel kur değişkenliğinin hem de nispi ihracat fiyatının ihracatın nedeni olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. Ayrıca Model 6'da gecikmeli  $\Delta LCV$  katsayılarının toplamının negatif (-18.27) ve anlamlı olması da kısa dönemde reel kur değişkenliği ile ihracat arasında negatif nedenselliğin varlığını ortaya koymaktadır\*. İki değişken arasındaki elde edilen negatif nedensel ilişki, Tablo 4'te gösterilen reel kuru değişkenliği ile ihracat arasındaki uzun dönemde negatif ilişkiye uygunluk göstermektedir. Modellerde değişkenler arasında kısa dönem ilişki değerlendirildiğinde, kur değişkenliği ile hem yabancı sermaye girişleri hem de reel yurtdışı gelir arasında kısa

\*Model 6'da gecikmeli reel kur değişkeni katsayılarının toplamıyla ilgili bilgiye Yazarlar'dan ulaşılabilir.



dönemde iki yönlü Granger nedensel ilişkiye rastlanmıştır. Ayrıca doğrudan yabancı sermaye ile reel yurtdışı gelir arasında kısa dönem Granger nedenselliğin varlığı görülmektedir.

## 5. Sonuç

Bu çalışmada, 1989–2008 dönemi üçer aylık veriler kullanılarak Türkiye’de ihracat, kur değişkenliği, yurtdışı gelir, nispi ihracat fiyatı ve doğrudan yabancı sermaye girişi arasındaki ilişki eşbütünleşme ve hata düzeltme yöntemleriyle araştırılmıştır. ADF birim kök testi sonucunda değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları belirlenmiş ve VAR yöntemi kullanılarak yapılan tahminde beş değişken arasında uzun dönem ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. VAR modelinde tek bir eşbütünleşme vektörünün bulunduğu görülmüş ve normalize edilmiş eşbütünleşme vektöründe değişkenlerden tamamının beklenen işaretlere sahip olsa da üçünün anlamlı oldukları görülmüştür. Uzun dönem tahmin sonuçlarında ihracatla, kur değişkenliği ve nispi ihracat fiyatı arasında negatif, doğrudan yabancı sermaye girişiyle pozitif ve anlamlı ilişki görülmüştür. Yabancı gelir değişkeninin işareti pozitif olsa da anlamlı bulunmamıştır. VAR yapısında olası nedenselliğin yönünü tespit edebilmek için değişkenlerin her birinin bağımsız değişken olarak kullanıldığı hata düzeltme modellerine geçilmiş ve değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem Granger nedensel etkiler araştırılmıştır. Nedensellik modellerinden sadece ihracat, doğrudan yabancı sermaye ve yurtdışı gelir modellerinde uzun dönem nedensel etkiye rastlanmıştır. Ayrıca kısa dönem Granger nedensellik sonuçlarında kur değişkenliği ve nispi ihracat fiyatından ihracata doğru tek yönlü nedenselliğe, kur değişkenliği ile hem yabancı sermaye girişleri hem de reel yurtdışı gelir arasında iki yönlü Granger nedensel ilişkiye rastlanmıştır.

Reel döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerinde kısa ve uzun dönemde negatif bir etkiye yol açması, Türkiye’deki ihracat yapan firmaların kur değişkenliği karşısında riskten kaçındıklarını, yurtdışı piyasalar yerine yurtiçi piyasaları tercih ettiklerini göstermektedir. Bu amaçla Türkiye’de kur değişkenliğini azaltmayı amaçlayan istikrar politikalarının ihracatın artırılmasında uygun bir stratejisi olacağı açıktır. Diğer taraftan nispi ihracat fiyatındaki artışın ihracatı uzun dönemde olumsuz etkilemektedir. Nispi ihracat fiyatındaki artışın ihracat üzerindeki olumsuz etkisinin azaltılması için yerli paranın değer kazanmasına neden olan düşük kur-yüksek faiz politikası terk edilerek gerçekçi kur politikası uygulanmalıdır. Ayrıca doğrudan yabancı sermayenin uzun dönemde ihracatı artırdığı belirlenmiş ve böylece ihracatla doğrudan yabancı sermaye arasında tamamlayıcı ilişkinin varlığı ortaya konmuştur.

## Kaynakça

- ALTINTAŞ, H.; (2009), “Türkiye’de Doğrudan Yabancı Sermaye Girişi ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1996-2007, *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi*, 64(2), (Nisan-Haziran), ss. 1-30.
- AURANGZEB A., S. THANASIS and A. U. MOHAMMAD; (2005), “Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume of Exports: A Case Study for Pakistan”, *International Journal of Business and Economics*, 4(3), pp.209-222
- ARISTOTELOUS, K.; (2001), “Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence From The UK-US Export Function (1989-1999)”, *Economic Letters*, 72, pp.87-89.
- ARIZE, A.C. (1995), "The Effects of Exchange-rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation," *Southern Economic Journal*, 62, 34-43.
- ARIZE, A. C., OSANG, T. and SLOTTJE, D . J. (1997), Exchange-rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDCs, Discussion Paper, Texas A & M University-Commerce, College of Business and Technology.
- ARIZE, A. C., O. THOMAS and D. J. SLOTTJE; (2000) “Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC’s.” *Journal of Business and Economic Statistics* 18(1), pp. 10-17.
- ARIZE, C. A., J. MALINDRETOS and K. M. KASIBHATLA; (2003), “Does Exchange-Rate Volatility Depress Export Flows: The Case of LDCs”, *International Advances in Economic Research*, 9(1), pp. 7-19.
- ASSERY, A. and D.A. PEEL; (1991), “The Effect of Exchange Rate Volatility on Export”, *Economic Letter*, 37, pp. 173–77.
- AWOKUSE, T. O. and Y. YUAN; (2006),“Impact of Exchange Rate Volatility on U.S. Poultry Exports”, *Agribusiness: An International Journal*, 22(2), pp. 233-245
- BROLL, U. (1994), “Foreign Production and Forward Markets”, *Australian Economic Papers*, 62, pp. 1–6.
- BRODSKY, D. A.; (1984), “Fixed Versus Flexible Exchange Rates and the Measurement of Exchange Rate Instability”, *Journal of International Economics*, 16 (3-4), pp. 295-306.
- CHOWDHURY, A. R. (1993) “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models.” *Review of Economics and Statistics* 75, pp. 700-706.
- ÇETİN, R. (2005) *An Empirical Analysis of The Impacts of Foreign Direct Investment on The Trade Performance of Turkey: 1970-1999*, Unpublished Ph.D Thesis, Nottingham Trent University, Nottingham.

- ÇETİN, R. and S. TABAN; (2009), “The Impact of Foreign Direct Investment from Major Source Countries on Turkish Trade with The European Union”, *SEE Journal of Economics and Business*, 4(2), pp. 45-55.
- DE GRAUWE, P.; (1988), “Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade.” *IMF Staff Papers*, 35, pp.63-84.
- DELL’ARICCIA, G.; (1999), “Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union”, *IMF Staff Papers*, 46 (3), 315-334.
- DELLAS, H. and B.-Z. ZILBERFARB; (1993), “Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A Re-Examination of The Theory”, *Southern Economic Journal*, 59, pp. 641-47.
- DICKEY, D. And W.A. FULLER, (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- DICKEY, D. and W.A FULLER; (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root”, *Econometrica*, 4(4), pp.1057-1072.
- DOĞANLAR, M.; (2002), Estimating The Impact of Exchange Rate Volatility on Export: Evidence from Asian Countries, *Applied Economics Letters*, 9, pp. 859-863.
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER; (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- ETHIER, W.; (1973) International Trade and the Forward Exchange Market. *American Economic Review*, 63, 3, pp. 494-503.
- ERJAVEC, N., B. COTA, and V., BAHOVEC; (2004), “The Analysis of Croatian Export Functions: Evidence Based on Exchange Rate Volatility”, *Operational Research Proceedings KOI*, pp. 213-222.
- ESQUIVEL G. and F. B.LARRAIN; (2002), *The Impact of G-3 Exchange Rate Volatility on Developing Countries*, UN G-24/16 Discussion Paper Series, Research Papers for the Intergovernmental Group of Twenty-Four on International Monetary Affairs.
- FRANKE, G. (1991), “Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, No:2, pp. 292-307.
- FRANKEL, J. A. and S. J. WEI, (1993), “Trade Blocs and Currency Blocks”, *Working Paper*. No. 4335, National Bureau of Economic Research.
- GAGNON, J. E. (1993) “Exchange Rate Variability and the Level of International Trade”, *Journal of International Economics*, 34, pp. 269-87.
- GÜNEŞ, Ş.; (2006), “Dış Ticaretin Uzun Dönem Dengesi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”, *İktisat İşletme ve Finans*, (Yıl 21, Sayı, 245) ss. 93-102.

- GRANGER, C.W.J. and P. NEWBOLD; (1974); "Spurious Regressions in Economics", *Journal of Econometrics*, 2 (2) July, pp.111-120.
- HATIRLI, S.A ve K. ÖNDER; (2009), *Reel Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye'nin Tekstil ve Konfeksiyon Sektörünün İhracatı Üzerine Etkisinin Araştırılması*, EconAnadolu 2009 International Conference in Economics, June 17-19, Eskişehir.
- HARRIS, R. and R. SOLLIS, (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley.
- HOOPER, P. and S. W. KOHLHAGEN; (1978), "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade." *Journal of International Economics* 8, pp.483-511.
- JOHANSEN S.and K. JUSELIUS; (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- JOHANSEN, S.; (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12/(2-3), pp. 231-254.
- JOHANSEN S. and K. JUSELIUS; (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.
- KENEN, P. B. and D. RODRIK; (1986), "Measuring and Analyzing the Effects of Shortterm Volatility in Real Exchange Rates." *Review of Economics and Statistics* 68, pp. 311-15.
- KLEIN, M. W. (1990) "Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United States Exports", *Journal of International Money and Finance*, 9, pp. 299-308.
- KÖSE, N., A. AY ve N. TOPALLI; (2008), "Döviz Kuru Oynaklığının İhracata Etkisi Türkiye Örneği (1995–2008)", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 10(2), ss. 25-45.
- McKENZIE, M. D. (1998) "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, pp. 21-38.
- MCKENZIE, M.D. and R.M.I.T MELBOURNE (1999), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows", *Journal of Economic Surveys*, 13(1), pp. 71–106.
- OWOKUSE, T. O and Y. YUAN; (2006), "The Impact of Exchange Rate Volatility on U.S. Poultry Exports", *Agribusiness*, 22(2), pp.233-245.
- OZAWA, T.; (1992), "Foreign Direct Investment and Economic Development", *Transnational Corporation*, 1, pp.27-54.

- ÖZBAY, P.; (1999), “The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Exports: A Case Study for Turkey”, [www.tcmb.gov.tr/research/discus/dpaper36](http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/dpaper36)
- ÖZTÜRK, İ. and A. ACARAVCI; (2003), “The Effects Of Exchange Rate Volatility On The Turkish Export: An Empirical Investigation”, *Review of Social, Economic and Business Studies*, Vol.2, Fall 2002-2003, pp. 197-206.
- PHILLIPS, P.C.B. and P. PERON, (1988); “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biomètrika*, 75(2), pp. 336-346
- ROSE, A. K.; (2000), “One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade”, *Economic Policy*, (April), pp.9-45.
- RUGGIERO, R.; (1996), “Foreign Direct Investment and the Multinational Trade System”, *Transnational Corporation*, 5, pp.1-18.
- SAATÇIOĞLU, C. ve O. KARACA; (2004), “Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye Örneği” *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5 (2) , pp. 183-195.
- SERCU, P. and C. VANHULLE; (1992), “Exchange Rate Volatility, International Trade, and the Value of Exporting Firms”, *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 155-82.
- SORIC, P.; (2007),” The Impact of Kuna Exchange Rate Volatility on Croatian Exports ” *Financial Theory and Practice*, 31 (4) 353-369.
- SÖNMEZ, M. (2005), *Türkiye’de İhracatının İthalata Bağımlılığı: 2000–2004*, Ege Bölgesi Sanayi Odası Yayını, Ekim.
- ŞİMŞEK, M. ve C. KADILAR; (2006), “Doviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye’nin İhracatına Uzun Dönemli Etkisi”, *Hacettepe Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 24(1), ss. 45-68.
- THURSBY, J. G. and M. C. THURSBY; (1987), “Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk.” *Review of Economics and Statistics* 69, pp.488-495.
- TÜİK, (200), *İstatistik Göstergeler 1923-2008*, Ankara.
- VIAENE, J.-M. and DE VRIES, C. (1992). “International Trade and Exchange Rate Volatility”, *European Economic Review*, 36, pp. 1311–1321.
- VITA, G. and A. D. ABBOTT; (2004), “The Impact of the Exchange Rate Volatility on UK Exports to EU Countries”, *Scottish Journal of Political Economy*, 51(1), pp.69-81
- VERGİL, H.; (2002), “Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows”, *Journal of Economics and Social Research*, 4(1), pp. 62-81.
- WEI, Y., X. LIU, D. PARKER ve K. VAIDYA; (1999), “The Regional Distribution of Foreign Direct investment in China”, *Regional Studies*, 33(9), pp.857–867.

WOLF, A. (1995) "Import and Hedging Uncertainty in International Trade", *Journal of Futures Markets*, 15, pp. 101-110