

TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI ve BUNUN İHRACAT ÜZERİNE ETKİSİ: SEKTÖREL BİR ANALİZ

*Adnan KASMAN**

Özet

Bu makalede reel efektif döviz kuru oynaklığının ihracat üzerine etkisi aylık veriler kullanılarak ampirik olarak incelenmeye çalışılmıştır. 1989-2002 dönemini kapsayan bu çalışmada, eşbütünleşme ve hata-düzeltilme teknikleri kullanılarak ihracat modeli hem sektörel hem de toplam düzeyde tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgular reel efektif döviz kuru oynaklığının ihracat düzeyinin belirlenmesinde önemli bir değişken olduğunu göstermektedir. Reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki kısa dönemli etkisi çoğu sektörde pozitif olmasına rağmen uzun dönemde bu etkinin baskın olmadığı saptanmıştır. Elde edilen bulgular reel döviz kuru oynaklığının toplam ihracat üzerindeki etkisinin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde negatif olduğunu da göstermektedir.

***Anahtar Kelimeler:** Reel efektif döviz kuru oynaklığı; eşbütünleşme; hata-düzeltilme modeli.*

Abstract

This paper examines the impact of real exchange rate volatility on Turkey's exports over the monthly period 1989-2002, using the techniques of cointegration and error correction. The model is estimated at both aggregate and sectoral levels (SITC 0-9) since exchange rate volatility can reasonably be

* Yrd. Doç. Dr.; Dokuz Eylül Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İngilizce İktisat Bölümü, Adnan.kasman@deu.edu.tr

presumed to affect sectors differently. The results of this paper suggest that real exchange rate volatility is an important determinant of the exports in the sample period. The results also indicate that the exchange rate volatility has a positive effect on export volume in most sectors in the short run but no predominating positive effect in the long run. As for the aggregate exports, the results indicate that the long run effect of real exchange rate volatility on aggregate exports is significant and negative.

Keywords: Exchange rate volatility; cointegration; error-correction model.

1. Giriş

Döviz kuru oynaklığı, Bretton Woods sisteminin çöküşünden bu yana, finansal iktisadın önemli bir konusu olagelmıştır. Döviz kurlarında oynaklık, döviz kuruna göre düzenlenmiş dış satışların değerini daha az öngörülebilir kılabılır, böylece yerli firmaları uluslararası ticarete yönelmekten vazgeçirebilir. Kuram, döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi konusunda açık değildir. Uluslararası ticaretten elde edilen kârlar beklenmeyen döviz kuru değişimleri durumunda azalacağından; geleneksel ticaret modelleri, riskten çekinen ihracatçıların, artan döviz kuru belirsizliğine bir yanıt olarak, ticaret hacimlerini düşürebileceklerini varsayar (Bkz. Baron, 1976; Hooper ve Kohlhagen, 1978).

De Grauwe (1988) yüksek risk çekincesinin gerçekte nasıl ihracat artışına yol açabileceğini gösterir ve riskten çekinen üreticiler için, artan döviz kuru oynaklığının bu üreticileri daha çok ihracat etkinliği yapmaya teşvik ederek, ihracat gelirlerinin beklenen marjinal faydasını artıracaklarını açıklar. Dellas ve Zilberfarb (1993); varlığın, döviz kurundaki değişimlere açık, nominal korunmasız bir ticaret anlaşması olarak tanımlandığı bir varlık portföy modeli kullanarak; artan döviz kuru oynaklığının, varsayılan risk çekincesi parametresinin özelliğine bağlı olarak, ticareti artırabileceği veya azaltabileceğini gösterir: Burada, bir dışbükey (içbükey) fonksiyon, oynaklık arttıkça ihracatın artacağını (azalacağını) ifade etmektedir.

Ampirik alandaki gelişmeler de, kuramsal tartışmayı yansıtır bir biçimde, bir sonuca varamamıştır. Örneğin, birçokları arasından, Kennen ve Rodrik (1986); Pozo (1992) ve Arize (1995, 1997) tarafından yapılan araştırmalar, döviz kuru oynaklığı ile ticaret arasında istatistiksel açıdan anlamlı negatif bir ilişki bulmuştur. Bailey vd. (1986) ve Koray ve Lastrapes (1989) döviz kuru belirsizliğinin ticaret üzerinde caydırıcı etkisi olduğu hipotezine bir kanıt bulamamıştır. Doyle (2001) döviz kuru oynaklığının İrlanda-İngiltere ticaretine etkisini sektörel düzeyde

incelemiş ve döviz kuru oynaklığının, dış ticaretin, pozitif etkileri ağır basan, önemli bir belirleyicisi olduğunu göstermiştir.

Döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret ve ekonomi üzerindeki etkisi özellikle ampirik bir meseledir. İlgili yazındaki ampirik çalışmaların büyük bir bölümü gelişmiş ülkeler için yapılmıştır. Bu konu; özellikle esnek döviz kurunda görülen yüksek değişkenlik nedeniyle, sabit kur sisteminden esnek kur sistemine geçmiş ülkeler için önem taşımaktadır. Son yirmi yılda pek çok gelişmekte olan ülke esnek döviz kuru rejimine geçmiş olmasına rağmen; gelişmekte olan ülkeler için döviz kuru oynaklığı ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi inceleyen pek az sayıda çalışmanın bulunması şaşırtıcıdır. Bu nedenle; bu çalışmanın ana amacı, bu konuda elde bulunan çok az sayıdaki kanıta, döviz kuru oynaklığının Türkiye’nin ihracatı üzerindeki etkisini 1989-2002 dönemi aylık verileri ile inceleyerek, katkıda bulunmaktır.

Döviz kuru oynaklığı üzerine son zamanlarda yapılan ampirik çalışmalar, sadece toplam ticaret verilerine odaklanmıştır. Oysa sektörel düzeydeki benzer analizler de önemlidir; zira döviz kuru oynaklığı endüstrileri farklı şekillerde etkileyebilir. Endüstriyel organizasyona ilişkin çalışmalar; piyasa yapısının, firmaların dış fiyatlama davranışını açıklamada önemli bir değişken olduğunu ortaya koymaktadır (Dornbusch, 1987; Feenstra, 1989). Bu; endüstrilerin döviz kuru oynaklığına olan farklı tepkilerinin, piyasadaki rekabet veya ikame edebilirliğin derecesi veya görelî yerli ve yabancı piyasa paylarına bağlı olarak meydana gelebileceği anlamına gelmektedir.

Bu makalede, Türkiye’deki döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasındaki ilişki sektörel düzeyde incelemiştir. İzlenen yöntem; yazında yer alan, ilişkinin özünü açığa çıkarmaya yardım edebilecek, pek çok yeni gelişmeyi birleştirmektedir. İlk olarak, döviz kuru oynaklığı ile toplam ihracat arasındaki ilişkiyi inceleyen genel bir ihracat fonksiyonu tahminlenmiştir. Daha sonra, her bir SITC bölümü için ayrı bir fonksiyon¹ ve üç ana sektör–imalat, tarım ve madencilik- için ayrı bir fonksiyon tahminlenmiştir². Bu bize, oynaklığın, farklı türdeki teşebbüsler üzerindeki etkisi üzerine sonuçlar çıkarmamıza imkan verecektir. İhracat ve döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi incelemek için, şu üç adım izlenecektir: İlk olarak çalışmada kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadığı pekiştirilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri ile test edilecektir. İkinci olarak, eğer zaman serilerinin birim kökü varsa (yani durağan değilse) ve bu seriler aynı dereceden entegre iseler, Johansen-Juselius (1990) testi uygulayarak zaman serileri arasında

¹ SITC Standart Uluslararası Ticaret Sınıflandırılması için kısaltmadır.

² Bu sektörler ile ilgili ayrıntılar Ek 2’de verilmektedir.

eşbütünleşmenin (cointegration) varlığı test edilecektir. Başka bir ifadeyle, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı araştırılacaktır. Üçüncü ve son olarak, eğer değişkenler eşbütünleşik ise, bir hata düzeltme modeli tanımlanacak ve standart yöntemler kullanılarak tahminlenecektir.

Makalenin kalan kısmını şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde, çalışmada kullandığımız veri seti ve ampirik model incelenmiştir. Üçüncü bölümde ampirik bulgular aktarılmaktadır. Makalenin sonuç değerlendir-meleri dördüncü bölümde özetlenmektedir.

2. Model Tanımlaması ve Veri

Bu alandaki ampirik yazın kaynak alınarak, Türkiye için standart uzun dönem ihracat talep fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\ln X_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IP_t + \beta_2 \ln REER_t + \beta_3 \ln V_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada X_t , IP_t , ve $REER_t$ sırasıyla Türkiye'ye ait ihracatın parasal değerini; sanayileşmiş ülkelerdeki sanayi üretimini, ve reel efektif döviz kurunu göstermektedir; ve V_t döviz kuru belirsizliğini ifade eden döviz kuru oynaklığını temsil etmektedir. ε_t hata terimidir. i bireysel SITC bölümlerini temsil etmektedir. Bütün kod numaraları Tablo A1'de sunulmaktadır. Yabancı gelirler arttığında ihracata olan talebin artacağı beklenir, bu sebeple β_1 'in pozitif olması beklenmektedir. Reel döviz kurundaki bir değer kaybı (yani, reel döviz kurundaki bir artış) ihracatta artışa yol açabilir, bu sebeple β_2 'nin pozitif olması beklenmektedir. Daha önce değinildiği gibi, döviz kuru oynaklığının etkisi pozitif veya negatif olabileceğinden β_3 'ün beklenen işareti ise belirsizdir.

Bu çalışmada kullanılan verilerin bir kısmı Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından yayımlanan *Uluslararası Finansal İstatistikler* adlı veri tabanından, bir kısmı da Türkiye Cumhuriyeti Başbakanlık Dış Ticaret Müsteşarlığı ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sistemi kaynaklarından elde edilmiştir³. Veri seti aylık olup, 1989 ve 2002 dönemini kapsamaktadır. Verilerimizin başlangıç noktası veri mevcudiyetine bağlı olarak belirlenmiştir. Veriler ABD doları cinsindedir ve ABD GSMH deflatörü ile reel hale getirilmiştir.

İhracat fonksiyonundaki ilk açıklayıcı değişkenimiz sanayileşmiş ülkelerin sanayi üretimidir. GSYİH rakamları aylık düzeyde hesaplan-

³ SITC sınıflamasına göre, Türkiye'nin toplam ihracat rakamları on ayrı bölüme ayrılmıştır.

madığından; sanayi üretimi, dış iktisadi etkinlik (yabancı gelir) yerine geçecek vekil değişken olarak kullanılmıştır. İkinci değişken reel döviz kurudur. İhracat anlaşmalarının yaklaşık % 85’i ABD doları ve Alman markı cinsinden yapıldığından⁴, iki dövizin ağırlıklı ortalaması alınarak ağırlıklı reel efektif döviz kuru oluşturulmuştur. Reel efektif döviz kurunun hesaplanmasına ilişkin ayrıntılar Ek 1’de sunulmaktadır. Modeldeki üçüncü değişken reel döviz kuru oynaklığıdır (V_t).

Yukarıda belirtilen ihracat talep modelini tahmin etmek için bir döviz-kuru belirsizliği ölçüsü türetmek gereklidir. Bu makalede, düşük ve yüksek döviz kuru belirsizliği dönemlerini açıklamak için döviz kuru oynaklığının bir zaman-değişken ölçüsünü kullandık. Bu vekil değişken aşağıdaki şekilde ifade edilen, hareketli-örneklem standart sapması ile oluşturulmuştur⁵.

$$V_t = \left[(1/m) \sum_{i=1}^m (R_{t+i-1} - R_{t+i-2})^2 \right]^{0.5} \quad (2)$$

Burada R reel efektif döviz kurunun doğal logaritmasıdır ve m hareketli ortalama derecesini gösterir ve m değeri 3 olarak belirlenmiştir. Bu döviz kuru oynaklığı ölçüsü, Kenen ve Rodrik (1986); Koray ve Lastrapes (1989); ve Chowdhury (1993) tarafından da kullanılmıştır.

2.1. Bir Dinamik İhracat Talebi Modeli

Birçok çalışma, dinamik ihracat talebi modeli olarak, basit stok ayarlama mekanizmasını kullanmıştır. Bu mekanizmada bütün ayarlama, ihracat talebinin bağımsız değişkenlerdeki değişmelere kendisini ayarlama-sına olanak tanıyan gecikmeli bir bağımlı değişkenin modele

⁴ Almanya ve ABD Türkiye’nin en büyük iki ticaret ortağıdır. Diğer ülkeler için bulgular hernekadar ticaretin ağırlıklı olarak ihracatçının para birimi cinsinden fatura edildiğini gösteriyor olsa da (Bkz. Hooper ve Kohlhagen, 1978), Türkiye Cumhuriyeti Başbakanlık Dış Ticaret Müsteşarlığı verileri, 1989-1998 dönemi için, ortalamada, tüm ihracat anlaşmalarının % 85’inin ABD doları ve DM üzerinden yapıldığını göstermektedir. EURO’nun yürürlüğe girme tarihi 1999’dur. Veriler tüm ihracat anlaşmalarının yaklaşık % 92’sinin ABD doları ve EURO üzerinden olduğuna işaret etmektedir. Reel efektif döviz kurunu ABD doları ve DM kullanarak hesapladığımızdan, EURO DM’ye dönüş-türülmüştür.

⁵ Yakın zamanlarda, bazı yazarlar döviz kuru oynaklığını ARCH yaklaşımını kullanarak modellemiştir. McClain vd. (1996) güvenilir bir ARCH modeli tahminleyebilmek için, 300 gözlemin eşik değeri olduğunu ileri sürmektedir. Elimizde yalnızca 166 gözlem olduğu için bu yaklaşımı izlemedik.

bağımsız bir değişken olarak eklenmesiyle ifade edilmektedir. Bununla beraber, bazı araştırmacılar bu stok ayarlaması modelini kısıtlayıcı varsayımları nedeniyle eleştirmektedir. Dahası, bu tür bir denklem “sahte regresyon olgusu” gibi bazı tahminleme sorunları ile karşı karşıyadır. Bu olgu, en küçük kareler parametre tahminlerine dayanan çıkarsamaların bu tür regresyonlarda geçersiz olacağını ima eder, çünkü bildik t - ve F - test istatistikleri örneklem büyüklüğü arttıkça, kendi sonlu dağılımlarına yaklaşmazlar (Arize, 1995). Böyle bir durumda, denklem (1)’e dahil edilen değişkenlerin durağan olmayan düzey değerleri eşbütünleşik değilsen, bu istatistiklerin kullanımı sahte çıkarsamalara yol açar.

Eşbütünleşme ve dinamik modelleme tekniklerindeki yeni gelişmeler bu sorunlara istinaden, bazı istatistik yöntemler önermektedir. Buradan yola çıkarak, değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisini kurmak için denklem (1)’in eşbütünleşen denklem olduğunu varsaydık. Kısa dönem dinamik tanımlama için aşağıdaki hata düzeltme modelini (HDM) tanımladık:

$$\Delta \ln X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_1 \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 \Delta \ln IP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 \Delta V_{t-i} + \beta_5 EC_{t-1} + \varepsilon$$

(3)

Burada EC_{t-1} gecikmeli hata düzeltme terimidir ve eşbütünleşen regresyon denklemi (1)’den elde edilen hata terimidir. Eğer denklem (1)’deki değişkenler eşbütünleşik ise, bu durumda denklem (3)’teki hata düzeltme mekanizması çalışacaktır. Bu hata düzeltme modeli, bize ihracat ve onun belirleyicileri arasındaki kısa dönemli ilişkiyi tahminlememize olanak vermektedir. Model, seriler arasındaki - hata düzeltme terimi ile yakalanan - kısa dönemli dinamikleri ve uzun dönemli ilişkiyi dikkate almaktadır.

Genelden özele modelleme alıştırması uygulanarak, sektörel ihracattaki değişmeler (ΔX_t) için dar dinamik modeller elde edilmiştir. Johansen eşbütünleşme yönteminden üretilen hata düzeltme terimi, potansiyel önemi olan bilginin kaybını önlemek için, ilave bir değişken olarak modele dahil edilmiştir.

3. Ampirik Bulgular

Bir grup değişken arasındaki eşbütünleşmenin testinde atılacak ilk adım, pekiştirilmiş (Augmented) Dickey and Fuller (ADF) testleri

kullanarak değişkenlerin bütünlüşme derecelerini saptamaktır⁶. Harris (1995) birim kök testleri için uygun gecikme uzunluğu seçiminin önemini inceler. Çok az sayıdaki gecikme, serilerin birim kök içerdiğini ifade eden boş hipotezin gereğinden fazla reddedilmesi ile sonuçlanabilir. Çok fazla sayıdaki gecikme, testin gücünü zayıflatır. Schwert (1989) gecikme uzunluğunun şu formül temelinde seçilmesi gerektiğini öne sürer: $lag = \text{int}\{2(T/100)^{0.25}\}$; burada T örneklem büyüklüğünü temsil etmektedir. Test sonuçları Tablo 1’de gösterilmektedir⁷.

Tablo 1. Durağanlık için ADF Birim Kök Testleri

Değişkenler	Düzye Değerleri	Birinci Farklar	Değişkenler	Düzye Değerleri	Birinci Farklar
$\ln S0$	-2.442	-4.215	$\ln IP$	-0.797	-3.824
$\ln S1$	-1.511	-4.907	$\ln REER$	-2.470	-4.224
$\ln S2$	-1.964	-7.499	$\ln V$	-2.849	-4.554
$\ln S3$	-1.365	-5.534	$\ln AGRI$	-1.724	-4.568
$\ln S4$	-2.789	-4.785	$\ln MANU$	-0.002	-4.607
$\ln S5$	-0.021	-3.756	$\ln MINE$	-0.632	-4.914
$\ln S6$	-0.051	-4.321	$\ln TOT$	-0.418	-4.872
$\ln S7$	-0.885	-4.114			
$\ln S8$	-1.161	-4.776			
$\ln S9$	0.379	-4.886			

Not: Schwert’in formülüne göre uygun gecikme uzunluğu 12’dir. S SITC bölümünü; $AGRI$, $MANU$, ve $MINE$ ise sırasıyla tarım, imalat ve madencilik sektörlerini temsil etmektedir; ve TOT toplam ihracat için kullanılmaktadır. “Birim kök vardır” boş hipotezini test eden ADF-istatistiği için kritik değer % 1 düzeyinde -3.474’dür (MacKinnon, 1991).

Durağanlık için birim kök testleri, onyedinci değişkenin tamamının seviye (level) değerleri ve birinci farkları için yapılmıştır. ADF testleri, birim köklerin varlığını göstermektedir; başka bir deyişle, her bir değişken, seviye olarak durağan değildir⁸. Bununla birlikte, bu

⁶ Serilerdeki mevsimsellik de kontrol edilmiştir. Görsel inceleme, tüm serilerde belirgin bir mevsimselliğin olmadığını göstermektedir. Bu nedenle analizde mevsimsellikten arındırılmamış seriler kullanılmıştır.

⁷ Trendli birim kök testleri de yapılmıştır. Benzer sonuçlar elde edilmiştir. Bu nedenle yalnızca trendsiz test sonuçları rapor edilmiştir.

⁸ Birim kök testi için yapılan bir eleştiri, yapısal kırılma içeren serilerin durağan değilmiş gibi görünebilecekleri yolundadır. Eğer serilerdeki yapısal kırılma (veya kırılmalar) dikkate alınmıyorsa, birim kök testi “durağan değil” boş hipotezinin yanlışlıkla reddedilmesine sebep olabilir. Bu sebeple, serilerin, çok sık olarak, durağan olmadıkları sonucuna varılmaktadır. Türkiye, tarihindeki en önemli finansal krizlerinden birini 1994’te yaşadığı için, bu yılda bir yapısal kırılma olmuş olabilir. Finansal kriz nedeniyle ortaya çıkabilecek bir olası yapısal kırılmanın etkisini kontrol etmek için Perron (1989)’un önerdiği yaklaşım izlenmiştir. Bu yaklaşımda, regresyon

değişkenlerin birinci dereceden farklarına da birim kök testi uygulanmış ve Tablo 1’de de görüldüğü gibi serilerin birinci dereceden farklarında birim kök bulunmamıştır. Böylece, değişkenlerin birinci derecede bütünlük oldukları sonucuna varılmıştır. Yani, değişkenler bir fark alındıktan sonra durağandır.

3.1. Eşbütünlük Testi

Bir eşbütünlük araştırması, durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olup olmadığını anlamak için analitik ve istatistiksel bir çatı sunar. İki den fazla değişken içeren tek denklemliler bir eşbütünlük analizi, birden fazla eşbütünlük ilişkisinin varlığı sonucunu verebilir. Eşbütünlük vektörleri sayısının bilinmemesi ve potansiyel olarak içsel olan değişkenlerin bilinmesi gerekliliği tek denklemliler modellerin kullanımını sınırlamaktadır. Johansen (1988) tarafından geliştirilen çok değişkenli VAR yaklaşımı doğru eşbütünlük ilişkisinin saptanması için uygun bir yöntemdir.

Eşbütünlük testi sonuçları Tablo 2’de gösterilmektedir. Tablo 2’deki bilgiler; ihracat değerleri, sanayi üretimi, reel efektif döviz kuru ve döviz kuru oynaklığı arasında uzun dönemli eşbütünlük olup olmadığını göstermektedir. VAR modelindeki uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC)’ne göre belirlenmiştir.

Tablo 2. Johansen Eşbütünlük Test İstatistikleri

Maksimum Öz Değer testi (Maximum Eigenvalue test)				İz Testi (Trace test)			
Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değeri	Boş (H_0) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değeri
S0							
$r = 0$	$r = 1$	32.43*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	66.43*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	17.75	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	33.51	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	13.31	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	15.76	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	2.45	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	2.45	9.24
S1							
$r = 0$	$r = 1$	60.34*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	93.25*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	17.32	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	32.31	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	13.55	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	15.59	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	2.04	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	2.04	9.24

modeline dahil edilen, tek bir kırılma noktası varsayılmaktadır. Bu çalışmada, Perron (1989) tarafından önerilen üç testi (trendli ve trendsiz) kullanarak, değişkenlerin bütünlük derecelerini belirledik. Bulgularımız, analizde kullanılan tüm değişkenlerde birim kökün varlığını öne sürmektedir.

S2							
$r = 0$	$r = 1$	32.49*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	57.55*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	14.38	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	25.06	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	9.00	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	10.68	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	1.67	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	1.67	9.24
S3							
$r = 0$	$r = 1$	31.63*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	66.05*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	18.91	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	34.42	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	13.64	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	15.51	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	1.87	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	1.87	9.24
S4							
$r = 0$	$r = 1$	40.17*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	71.98*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	16.25	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	31.81	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	12.21	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	15.56	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	3.34	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	3.34	9.24
S5							
$r = 0$	$r = 1$	32.01*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	56.93*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	12.84	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	24.92	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	10.04	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	12.08	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	2.04	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	2.04	9.24
S6							
$r = 0$	$r = 1$	29.74*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	57.73*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	16.05	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	27.94	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	8.06	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	11.89	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	3.83	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	3.83	9.24
S7							
$r = 0$	$r = 1$	29.5*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	56.94*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	11.16	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	27.45	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	8.94	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	16.28	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	7.34	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	7.34	9.24
S8							
$r = 0$	$r = 1$	32.02*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	65.07*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	20.91	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	33.06	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	7.91	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	12.15	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	4.24	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	4.24	9.24
S9							
$r = 0$	$r = 1$	44.08*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	75.39*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	16.55	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	31.31	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	11.44	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	14.76	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	3.32	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	3.32	9.24
Toplam İhracat							
$r = 0$	$r = 1$	28.63*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	60.30*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	16.65	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	31.67	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	11.67	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	15.02	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	3.35	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	3.35	9.24

İmalat							
$r = 0$	$r = 1$	29.00*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	60.91*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	20.54	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	31.93	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	6.48	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	11.38	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	4.90	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	4.90	9.24
Tarım							
$r = 0$	$r = 1$	44.38*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	77.23*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	19.15	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	32.85	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	11.18	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	13.71	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	2.53	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	2.53	9.24
Madencilik							
$r = 0$	$r = 1$	31.41*	28.14	$r = 0$	$r \geq 1$	61.26*	53.12
$r \leq 1$	$r = 2$	17.61	22.00	$r \leq 1$	$r \geq 2$	29.85	34.91
$r \leq 2$	$r = 3$	9.79	15.67	$r \leq 2$	$r \geq 3$	12.24	24.60
$r \leq 3$	$r = 4$	2.45	9.24	$r \leq 3$	$r \geq 4$	2.45	9.24

* %5 anlamlılık düzeyini gösterir. Not: r eşbütünlük vektör sayısını temsil eder.

Maksimum Özdeğer ve İz istatistikleri için, boş hipotezler şöyledir: “en fazla r sayıda eşbütünlük vektör vardır” ve alternatif hipotez ise sıra-sıyla şöyledir, “eşbütünlük vektör sayısı $r+1$ ’dir” ve “eşbütünlük vektör sayısı en az $r+1$ ’dir”. Tablo 2’de görüldüğü gibi hesaplanan test istatistik-leri 28.63 ve 60.34 aralığında yer almaktadır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ($r=0$) iddia eden boş hipotez için Maksimum Öz değer test istatistikleri her sektörde % 5 kritik tablo değerlerinden büyük olduğundan, boş hipotez ($r=0$) alternatif hipoteze ($r=1$) karşı reddedilmiştir. Yine Tablo 2’de görülebildiği gibi, $r \leq 1$, $r \leq 2$, ve $r \leq 3$ boş hipotezleri, alternatif hipotezler $r=2$, $r=3$ ve $r=4$ karşısında reddedilememektedir. Bu bulgular değişkenler arasında sadece bir eşbütünlük vektörünün var olduğunu göstermektedir.

Eşbütünlüğün test edilmesi için kullanılan diğer test ise, İz testi-dir. İz testi ile ilgili sonuçlar Tablo 2’nin ikinci bölümünde gösterilmiştir. Görüldüğü gibi bu test ile de, Öz değer testine benzer sonuçlar elde edilmiştir. $r=0$, alternatifi olan hipoteze ($r \geq 1$) karşı test edildiğinde, boş hipotez tekrar %5 önem seviyesinde reddedilmiştir. Fakat geri kalan 3 boş hipotez ($r \leq 1$, $r \leq 2$, ve $r \leq 3$) %5 önem seviyesinde reddedilememiştir. Bu bulgular, ihracat, sanayi üretimi, reel döviz kuru ve döviz kuru oynaklığı arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır.

Tablo 3 uzun dönem esneklikleri temsil eden parametrelerin tahminine ilişkin (ihracata göre normalize edilmiş) sonuçları göstermektedir. Elastikiyeti yorumlayabilmek için tüm değişkenler doğal logaritma şeklinde ifade edilmiştir. Dolayısıyla, modeldeki katsayılar

elastikiyetleri ifade etmektedir. Tahmin edilen ihracatın sanayi üretim endeksi açısından esnekliği pozitif ve sektörlerin çoğu için % 5 anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklıdır; bu, ihracatın, sanayileşmiş ülkelerin sanayi üretimindeki (veya yabancı gelirdeki) değişmeler karşısında büyük oranda etkilendiğini göstermektedir. Tarım ürünleri ihracatı dışında tüm sektörler ve toplam ihracat için, uzun dönemli gelir esnekliği birden büyüktür. S4 için tahmin edilen yabancı gelir esnekliği negatiftir ve istatistiksel açıdan anlamsızdır. Özellikle S5-S9 için tahmin edilen yabancı gelir esnekliği büyüktür.

Tahmin edilen reel efektif döviz kuru esnekliğinin işareti ele alınan on bölümden dokuzunda (S0-S9) beklendiği gibi pozitifdir. Madencilik sektörü için tahmini reel döviz kuru esnekliği beklenenin tersi işarete sahiptir ancak istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Döviz kurundaki yükselmeler (yerli parada reel değer kaybı) ihracata olan talebi artırır⁹. Madencilik sektörü dışında tüm sektörlerde uzun dönem reel döviz kuru esnekliği birden büyüktür ve bu her bir sektörün toplam ihracatının döviz kuru değişimleri karşısında tepkisinin büyük olduğunu göstermektedir.

Tablo 3. Eşbütünleşme İlişkilerinin Tahmini

İhracat Bölümleri	İhracata göre Normalize Edilmiş Eşbütünleşme Vektörü
Toplam İhracat	$\ln X_t = 3.40 \ln IP_t + 1.84 \ln REER_t - 0.15 \ln V_t$ (9.01) (4.28) (2.74)
S0	$\ln X_t = 1.04 \ln IP_t + 1.94 \ln REER_t - 0.15 \ln V_t$ (2.06) (3.49) (2.32)
S1	$\ln X_t = 3.39 \ln IP_t + 2.05 \ln REER_t - 0.34 \ln V_t$ (4.28) (2.54) (3.34)
S2	$\ln X_t = 1.85 \ln IP_t - 1.31 \ln REER_t + 0.51 \ln V_t$ (2.82) (1.14) (1.90)
S3	$\ln X_t = 2.23 \ln IP_t + 2.28 \ln REER_t + 0.41 \ln V_t$ (3.11) (3.04) (4.56)
S4	$\ln X_t = -1.04 \ln IP_t + 5.74 \ln REER_t + 0.96 \ln V_t$ (0.79) (3.72) (4.02)
S5	$\ln X_t = 3.50 \ln IP_t + 0.85 \ln REER_t - 0.018 \ln V_t$ (22.23) (4.79) (0.74)

⁹ Reel efektif döviz kuru hesabımıza göre, reel efektif döviz kuru artıyorsa, bu Türk Lirasının yabancı paralar (DM ve ABD dolarından oluşturulan bir sepet) karşısında reel olarak değer kaybettiğini göstermektedir.

S6	$\ln X_t = 3.63 \ln IP_t + 1.56 \ln REER_t + 0.03 \ln V_t$ (11.02) (3.83) (0.69)
S7	$\ln X_t = 3.11 \ln IP_t + 2.49 \ln REER_t - 0.21 \ln V_t$ (5.65) (3.71) (2.55)
S8	$\ln X_t = 3.16 \ln IP_t + 3.22 \ln REER_t - 0.21 \ln V_t$ (4.14) (2.64) (1.83)
S9	$\ln X_t = 12.84 \ln IP_t + 2.41 \ln REER_t + 0.82 \ln V_t$ (11.78) (2.21) (5.06)
İmalat	$\ln X_t = 2.67 \ln IP_t + 4.49 \ln REER_t - 0.56 \ln V_t$ (1.70) (1.84) (1.72)
Tarım	$\ln X_t = 0.41 \ln IP_t + 1.75 \ln REER_t - 0.18 \ln V_t$ (1.03) (4.60) (3.75)
Madencilik	$\ln X_t = 3.16 \ln IP_t - 0.12 \ln REER_t + 0.18 \ln V_t$ (8.85) (0.35) (3.60)

Not: Katsayı tahminlerinin altındaki rakamlar *t*-istatistik değerleridir.

İncelenen on sektörden beşi ve toplam ihracat için, tahmin edilen reel döviz kuru oynaklık esnekliğinin işareti negatiftir. İmalat ve tarım sektörlerinin tahmin edilen reel döviz kuru oynaklık esnekliği de negatif işaret taşımaktadır. S5 ve S6 haricinde, katsayılar istatistiksel açıdan anlamlıdır. Uzun dönem esneklikleri; S5 için bulunan 0.018'den, S4 için bulunan 0.96'ya kadar geniş bir aralıktadır. Bu sonuçlar, Türkiye'de, döviz kuru oynaklığına bazı sektörlerin ihracatlarını artırarak karşılık verdiğini göstermektedir. Başka bir deyişle, döviz kurundaki belirsizliklere (risklere) rağmen bazı sektörler ihracatlarını artırmışlardır. Sonuçlar aynı zamanda döviz kuru oynaklığının, bazı sektörlerde olumsuz uzun dönemli etkisi olduğunu göstermektedir. Döviz kurundaki belirsizlik bazı sektörlerde ihra-catın azalmasına neden olmuştur.

3.2. Hata Düzeltme Modeli (HDM)

Eğer değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi kurulmuşsa, ihracat talebinin kısa dönemli dinamik davranışını saptamak için bir hata-düzeltme modeli tahmin edilebilir (Engle and Granger, 1987). Buradan yola çıkarak, bu aşamada, tek değişkenli hata düzeltme modelinin (HDM) dar bir modelini tahmin etmeye çalışacağız. Dinamik modelin bu tür bir formulasyonu birkaç açıdan uygunluk taşır. Birincisi; değişkenlerin eşbütünleşik olduğu varsa-yımı altında, bu model kısa ve uzun dönemli etkileri bir arada incelemektedir; modelde hata düzeltme teriminin

katsayısı sistemin t zamanındaki den-geden ne kadar uzaklıkta olduğunu ölçer. İkincisi; bir hata düzeltme mode-linde bütün terimler durağandır, bu nedenle, çıkarsama için, sahte regresyon riski olmadan, standart regresyon teknikleri kullanılabilir.

Hendry (1995)’nin “genelden özele ulaşma” (general to specific) modelleme yaklaşımını kullanarak, ilk önce bağımsız değişkenlerin on iki gecikmeli değerleri ve Johansen yönteminden üretilen hata teriminin bir gecikmelisi (EC_{t-1}) modele ilave edilmiştir. Daha sonra yavaş yavaş istatis-tiksel olarak anlamlı olmayan bağımsız değişkenler modelden çıkarılmıştır. Hata-düzeltilme modelinin genel formunu gösteren 3 numaralı denklemde yapılan denemeler sonucunda Tablo 4’de görülen modelin kullanılan verilere uygunluk bakımından en iyi hata-düzeltilme modeli olduğu bulunmuştur.

Tablo 4. Hata Düzeltme Modelleri için Regresyon Sonuçları

Gecikmeler	S0	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9
ΔX_{t-1}			-0.25*				-0.39*	-0.61*	-0.37*	
ΔX_{t-2}							-0.25*	-0.46*		
ΔX_{t-3}										
ΔX_{t-4}		-0.13*	-0.14**					-0.33*		
ΔX_{t-5}										
ΔX_{t-6}	-0.01**	-0.26*			0.14**				-0.13**	
ΔX_{t-7}		-0.17*								
ΔX_{t-8}	-0.17*	-0.29*		-0.18*		-0.09**				
ΔX_{t-9}										-0.11**
ΔX_{t-10}	-0.21*					-0.13**		-0.17**	-0.14**	
ΔX_{t-11}		0.14*				-0.12**				
ΔX_{t-12}	0.58*						0.38*			
ΔIP										
ΔIP_{t-1}				-13.54*						
ΔIP_{t-2}	4.10**						3.64*			
ΔIP_{t-3}						4.46*		2.61**		

ΔIP_{t-4}									2.05*	
ΔIP_{t-5}										
ΔIP_{t-6}			2.90**							
ΔIP_{t-7}						-5.76*				
ΔIP_{t-8}										
ΔIP_{t-9}										
ΔIP_{t-10}						6.91*				
ΔIP_{t-11}		9.79**								-36.13*
ΔIP_{t-12}										
$\Delta REER$		-1.97**		-1.52**						
$\Delta REER_{t-1}$										
$\Delta REER_{t-2}$	0.68*		-0.82*			-1.61**				
$\Delta REER_{t-3}$						1.39**				
$\Delta REER_{t-4}$		1.88**								
$\Delta REER_{t-5}$										
$\Delta REER_{t-6}$			-1.07**	-2.25*						
$\Delta REER_{t-7}$			-0.85**							
$\Delta REER_{t-8}$										
$\Delta REER_{t-9}$							0.50*			
$\Delta REER_{t-10}$							-0.22*			2.44**
$\Delta REER_{t-11}$										
$\Delta REER_{t-12}$								0.41**	0.51**	
ΔV			-0.06*							
ΔV_{t-1}	-0.02**					0.12*				
ΔV_{t-2}							0.03*			
ΔV_{t-3}			0.05**	0.09**						
ΔV_{t-4}										
ΔV_{t-5}			0.05*			0.02*	0.03**			-0.07*

ΔV_{t-6}										
ΔV_{t-7}							0.02**			
ΔV_{t-8}										
ΔV_{t-9}										
ΔV_{t-10}			-0.05*							
ΔV_{t-11}										
ΔV_{t-12}		0.01**						-0.04**	-0.03**	
ΔEC_{t-1}	-0.23*	-0.44*	-0.34*	-0.49*	-0.37*	-0.59*	-0.18*	-0.14**	-0.17*	-0.80*
R^2	0.68	0.48	0.46	0.34	0.26	0.60	0.63	0.44	0.49	0.48
DW	2.17	1.86	2.03	1.93	2.21	2.12	2.04	2.02	2.05	2.03
NORM	4.37 (0.11)	0.879 (0.64)	1.55 (0.32)	3.77 (0.15)	3.46 (0.18)	0.71 (0.70)	0.15 (0.93)	3.01 (0.22)	3.28 (0.55)	3.44 (0.18)
BG	3.82 (0.78)	2.43 (0.29)	0.74 (0.69)	3.71 (0.88)	7.96 (0.16)	2.52 (0.23)	1.65 (0.75)	0.14 (0.71)	0.60 (0.82)	0.55 (0.76)
ARCH	6.41 (0.17)	4.46 (0.21)	4.48 (0.11)	6.29 (0.18)	4.12 (0.	2.71 (0.61)	1.57 (0.81)	4.96 (0.29)	2.24 (0.33)	7.66 (0.11)

Tablo 4. (Devam ediyor)

Gecikmeler	Toplam İhracat	İmalat	Tarım	Madencilik
ΔX_{t-1}	-0.24*	-0.65*		
ΔX_{t-2}		-0.41*	0.19**	
ΔX_{t-3}		-0.15**		
ΔX_{t-4}				
ΔX_{t-5}				
ΔX_{t-6}	-0.12**	-0.13**		
ΔX_{t-7}				
ΔX_{t-8}				-0.28*
ΔX_{t-9}				-0.31*
ΔX_{t-10}	0.11**		-0.10**	
ΔX_{t-11}				
ΔX_{t-12}			0.59*	
ΔIP				
ΔIP_{t-1}				-6.46**

ΔIP_{t-2}	2.73**			-5.44**
ΔIP_{t-3}		2.10**		
ΔIP_{t-4}		2.23**		
ΔIP_{t-5}				
ΔIP_{t-6}				
ΔIP_{t-7}				
ΔIP_{t-8}				
ΔIP_{t-9}				
ΔIP_{t-10}				4.28**
ΔIP_{t-11}			2.58*	
ΔIP_{t-12}				
$\Delta REER$				
$\Delta REER_{t-1}$		-0.40**		
$\Delta REER_{t-2}$			0.50**	
$\Delta REER_{t-3}$	0.25**			
$\Delta REER_{t-4}$				
$\Delta REER_{t-5}$		0.43**		0.81**
$\Delta REER_{t-6}$		-0.42**		-2.03*
$\Delta REER_{t-7}$				
$\Delta REER_{t-8}$				
$\Delta REER_{t-9}$	0.29**			
$\Delta REER_{t-10}$				
$\Delta REER_{t-11}$				
$\Delta REER_{t-12}$				0.94**
ΔV				-0.04**
ΔV_{t-1}			-0.04**	0.06**
ΔV_{t-2}				
ΔV_{t-3}				
ΔV_{t-4}				
ΔV_{t-5}	0.02*	0.03**		
ΔV_{t-6}			0.03**	
ΔV_{t-7}		0.04*		

ΔV_{t-8}				
ΔV_{t-9}				
ΔV_{t-10}				0.04*
ΔV_{t-11}				
ΔV_{t-12}				
ΔEC_{t-1}	-0.17*	-0.11*	-0.24*	-0.52*
R^2	0.58	0.58	0.57	0.52
DW	2.13	1.81	2.08	2.01
NORM	0.51 (0.58)	0.51 (0.77)	3.15 (0.21)	2.27 (0.32)
BG	3.05 (0.22)	8.4 (0.21)	0.62 (0.23)	0.06 (0.82)
ARCH	2.35 (0.31)	0.32 (0.56)	4.52 (0.15)	0.11 (0.73)

Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5’te anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Parantez içindeki rakamlar marjinal anlamlılık düzeyleridir.

Ampirik bulgular, 0.26-0.68 aralığındaki R^2 değerlerinin işaret ettiği gibi, her bir modelin istatistik formunun veriye uyma derecesinin yeterli olduğunu göstermektedir. Bu değerler, değişkenlerin birinci farklarına dayanan diğer çalışmalarda bildirilenlerle uyumludur. Tablo 4’ün son üç sırasında sunduğumuz, birkaç tanı testi gerçekleştirdik. Bu tanı testleri denklemlerin istatistik uygunluklarını desteklemektedir. Jarque-Bera (NORM) testi hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir. Breusch-Godfrey (BG) ardışık bağıntı (otokorelasyon) LM testi, tahmin edilen denk-lemin hata terimlerinde ardışık bağıntının olmadığına işaret etmektedir. Diğer taraftan, ARCH LM testi sonuçları, ARCH etkisinin olmadığını göstermektedir.

Hata düzeltme terimlerinin katsayıları, tüm SITC bölümleri için doğru işarete sahiptir ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sebeple, eşbütünleşme denklemlerindeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu söylenebilir. Bu durum; eşbütünleşme ilişkisinin göz ardı edilmesinin model-lerin dinamik yapısında hatalı tanımlamaya yol açacağını göstermektedir. Hata düzeltme terimi katsayısının büyüklüğü, bize dengesizliğin giderilme hızına ilişkin bir şeyler söyler. Katsayı ne kadar büyükse, önceki dönemin uzun dönem dengesinden sapmasına, değişkenlerin tepkisi o kadar büyük olacaktır. Geçen dönemin dengesizliğini düzeltme hızında, sektörler-arası farklılıklar büyüktür; en hızlı düzeltme $S9$ ’da, en yavaş düzeltme ise $S7$ ’dir. Sonuç, ihracat hacminin bağımsız değişkenlerdeki değişimlere ayarlan-masının $S9$ için yaklaşık bir buçuk ay ve $S7$ için yedi ay alacağını göstermektedir.

İmalat sanayi, madencilik ve tarım sektörlerinin hata düzeltme terimleri istatistiksel açıdan anlamlı ve doğru işaretlidir. Sektörden sektöre

değişen düzeltme hızı madencilikte en yüksek, imalat sanayiinde en küçük-tür. Bu; düzeltme sürecinin madencilik sektöründe yaklaşık iki ay, imalat sanayiinde ise dokuz ay sürebileceğini gösterir. Sonuçlar, ihracat pazarında, kısa dönemli bir sapmadan sonra uzun dönemli dengeye gelmeyi sağlayan piyasa güçlerinin varlığına işaret etmektedir.

Tüm ihracat bölümleri ve toplam ihracat için, kısa dönem reel döviz kuru oynaklığı ölçüleri istatistiksel açıdan anlamlıdır. Reel efektif döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisi ile ilgili regresyon sonuçları, eşbü-tünleşme analizinde olduğu gibi, farklı sonuçlar ortaya koymaktadır. ΔV_t 'nin şimdiki ve gecikmeli değerleri için bulunan tahmini değerlerin toplamı, ihracat bölümlerinin çoğunluğu için pozitifdir. İhracat üzerinde oynaklığın pozitif etkisinin baskın olması, Türkiye'deki bazı ihracatçılar tarafından, oynaklığın ticaret riski olarak görülmediği hipotezini desteklemektedir. Bu çalışmada, döviz kuru oynaklığının ihracat üzerinde kısa dönemli pozitif etkisinin bulunduğu sonucuna vardık.

4. Sonuç

Bu makale, ihracat hacmi ile ihracat hacmini belirleyen faktörler (sanayileşmiş ülkelerin sanayi üretimi -yabancı gelir için vekil değişken olarak kullanılmıştır; reel efektif döviz kuru ve döviz kuru oynaklığı) arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi eşbü-tünleşme ve hata düzeltme modeli teknikleri kullanarak incelemektedir. Model, SITC 0-9 sınıflamasına göre, her sektörün ihracatına ait 1989-2002 dönemi aylık verileri kullanılarak tahminlenmiştir. Çalışmanın sonuçları bize ihracat, sanayi üretimi, reel döviz kuru oynaklığı ve reel döviz kuru arasında uzun dönem denge ilişkisi olduğunu göstermektedir. İhracat bölümlerinin çoğunluğu için, döviz kuru ve gelir esnekliklerinin, doğru ve beklenen işaretlere sahip olduğu bulunmuştur. Oynaklık için hem pozitif hem de negatif uzun dönem esneklikleri tahminlenmiştir, ancak hiçbiri baskın değildir.

Uzun dönem denge ilişkisi etrafındaki kısa dönemli dinamikleri saptamak için hata-düzeltilme modelleri tahmin edilmiştir. Tahmin edilen hata düzeltme modelleri, toplam ihracattaki değişmeler ve ele alınan tüm SITC bölümlerindeki ihracat değişmeleri için, reel döviz kuru oynaklığının önemli bir faktör olduğunu göstermektedir. Eşbü-tünleşme analizinde olduğu gibi pozitif esneklikler baskın olmasına rağmen; oynaklık, için hem pozitif hem de negatif kısa dönem esneklikler tahmin edilmiştir.

Toplam ihracatta, reel döviz kuru oynaklığının etkisi negatiftir. Bu sonuç ihracat ile döviz kuru oynaklığı arasında negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bununla

beraber, döviz kuru oynaklığının toplam ihracat üzerinde pozitif kısa dönemli etkisi bulunmaktadır.

Üç ana sektör – imalat, tarım ve madencilik- için de aynı tahmin yöntemi tekrarlanmıştır. Sonuçlarımız, imalat ve tarım kesiminde ihracat ile döviz kuru oynaklığı arasında negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı ilişki olduğunu; madencilik kesiminde ise pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı ilişki olduğunu göstermektedir. Buna ilaveten, döviz kuru oynaklığının imalat ve madencilik kesiminde kısa dönemli pozitif; tarım kesiminde ise kısa dönemli negatif etkisi bulunmaktadır.

Bu makalenin bulguları bazı sektörlerde döviz kuru oynaklığı ile ihracat arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Bu bulgular, Türkiye gibi dışa açık küçük bir ekonomide faaliyet gösteren firmaların, döviz kuru riski ile baş etmek için fazla seçeneklerinin olmadığı anlamına gelebilir. Bu sonuç, aynı zamanda, firmaların, pazar paylarını kay-betme korkuları veya piyasadan çıkmanın maliyeti ile karşı karşıya gelmek istememelerinden kaynaklanabilir. Oynaklık katsayısının negatif olarak tahminlendiği sektörler için, böyle bir riski azaltmanın yollarını aramak gerekmektedir. Bununla beraber, toplam düzeyde, döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkisi uzun dönemde negatiftir ve istatistiksel açıdan anlamlıdır. Sonuç olarak, döviz kuru oynaklığını azaltıcı politikalar Türkiye’deki pek çok ihracatçı firma için rahatlatıcı olacaktır. Bu politikalar uzun dönemde ihracat hacmini artırabilir.

KAYNAKÇA

- 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. (1997) “Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of Foreign trade: Evidence from Seven Industrialized Countries,” *Southern Economic Journal*, 64, 235-254.
- Asseery, A. and Peel, D. A (1991) “The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports – Some New Estimates,” *Economics Letters*, 37, 173-177.
- Bailey, M.I., Tavlas, G. S. and Ulan, M. (1986) “Exchange Rate Variability and Trade Performance: Evidence for the Big Seven Industrial Countries,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, 122, 466-477.
- Baron, D. (1976) “Fluctuating Exchange Rates and the Pricing of Export,” *Economic Inquiry*, 14, 425-438.
- Broll, U. (1994) “Foreign Production and Forward Markets,” *Australian Economic Papers*, 33, 1-6.

- Broll, U. and Eckwert, B. (1999) "Exchange Rate Volatility and International Trade," *Southern Economic Journal*, 66, 178-185.
- Chowdhury, A. R. (1993) "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-correction Models," *The Review of Economics and Statistics*, 75, 700-706.
- De Grauwe, P. (1988) "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, 35, 63-84.
- Dellas, H. and Zilberfarb, B. Z. (1993) "Real Exchange Volatility and International Trade: A Re-examination of the Theory," *Southern Economic Journal*, 59, 641-647.
- Dornbusch, R. (1987) "Exchange Rates and Prices," *American Economic Review*, 77, 93-106.
- Doyle, E. (2001) "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992," *Applied Economics*, 33, 249-265.
- Engle, T. F. and Granger, C.W.J. (1987) "Co-integration and Error-correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Feenstra, R. C. (1989) "Symmetric Pass-through of Tariffs and Exchange Rates Under Imperfect Competition: An Empirical Test," *Journal of International Economics*, 27, 25-45.
- Franke, G. (1991) "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," *Journal of International Money and Finance*, 10, 292-307.
- Gagnon, J. (1993) "Exchange Rate Variability and the Level of International Trade," *Journal of International Economics*, 34, 269-287.
- Giovannini, A. (1988) "Exchange Rates and Traded Goods Prices," *Journal of International Economics*, 24, 45-68.
- Gotur, P. (1985) "Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidences," *IMF Staff Papers*, 32, 475-512.
- Harris, R. I. D. (1995) *Cointegration Analysis in Econometric Modeling*, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, London.
- Hendry, D.F. (1995) *Dynamic Econometrics*. Oxford University Press, Oxford.
- Holly, S. (1995) "Exchange Rate Uncertainty and Export Performance Supply and Demand Effects," *Scottish Journal of Political Economy*, 42, 381-391.
- Hooper, P., and Kohlhagen, S. (1978) "The Effect of Exchange Rate Uncertainty and Export Performance: Supply and Demand Effects," *Scottish Journal of Political Economy*, 42, 381-391.
- International Monetary Fund (1984) "Exchange Rate Volatility and World Trade," *Occasional Paper No. 28*.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.

- Kenen, P. and Rodrik, D. (1986) “Measuring and Analyzing the Effects of Short-term Volatility in Real Exchange Rates,” *The Review of Economics and Statistics*, 68, 311-315.
- Koray, F. and Lastrapes, W. (1989) “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR approach,” *The Review of Economics and Statistics*, 71, 708-712.
- Lastrapes, W.D. and Koray, F. (1990) “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Multilateral Trade Flows,” *The Journal of Macroeconomics*, 12, 341-362.
- McClain, K.T., Humphreys, H.B., and Boscan, A. (1996) “Measuring Risk in the Mining Sector with ARCH Models with Important Observations on Sample Size,” *Journal of Empirical Finance*, 3, 369-391.
- McKenzie, M.D. (1999) “The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows,” *Journal of Economic Surveys*, 13, 71-106.
- Mackinnon, J.G. (1991) “Critical values for cointegration tests”, in Engle, R.F. and Granger, C.W.J (eds), *Long-run Economic Relationship*, Oxford University Press, Oxford.
- Onis, Z. and Riedel, J. (1993) “Economic Crisis and Long-term Growth in Turkey,” *The World Bank*, Washington, D.C.
- Peree, F. and Steinherr, A. (1989) “Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade,” *European Economic Review*, 33, 1241-1264.
- Perron, P.P. (1989), “The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pozo, S. (1992) “Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s,” *The Review of Economics and Statistics*, 74, 325-329.
- Wolf, A. (1995) “Import and Hedging Uncertainty in International Trade,” *Journal of Futures Markets*, 15, 101-110.
- Pagan, A. and Ullah, A. (1988) “The Econometric Analysis of Models with Risk Terms,” *Journal of Applied Econometrics*, 3, 87-105.
- Schwert, G. W. (1989) “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation,” *Journal of Business and Economics Statistics*, 7, 147-159.
- Sercu, P. and Vanhulle, C. (1992) “Exchange Rate Volatility, Exposure and the Value of Exporting Firms,” *Journal of Banking and Finance*, 6, 155-182.
- Thursby, J. and Thursby, M. (1987) “Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk,” *The Review of Economics and Statistics*, 69, 488-495.