

## TÜRKİYEDEKİ DIŞ TİCARET AÇIĞI SORUNU İLE TARIM ÜRÜNLERİ DIŞ TİCARETİ ARASINDAKİ İLİŞKİLER

Berna TURKEKUL<sup>1</sup>

Canan ABAY<sup>2</sup>

### Özet

Son yıllarda Türkiye ekonomisi ile ilgili en önemli gündem maddelerinden birisini cari işlemler açığı oluşturmaktadır. Türkiye’de cari işlemler açığı büyük ölçüde dış ticaret açığının büyüklüğüne paralel olarak artmıştır. Bu bağlamda tarım ürünleri ihracatı ile dış ticaret açığı arasındaki ilişkinin belirlenmesi amacıyla, Eşbütünleşme, Granger Nedensellik ve Hata Düzeltme analizleri uygulanmıştır. Analiz sonucuna göre dış ticaret dengesi üzerine tarım ürünleri ihracatı yanında ekonomik büyüme ve döviz kurunun giderek artan önemi bulunmuştur.

**Anahtar kelimeler:** Dış Ticaret Dengesi, Tarım Ürünleri, Eşbütünleşme, Hata Düzeltme Modeli

### ANALYSIS OF RELATION BETWEEN TRADE DEFICIT AND AGRICULTURAL TRADE IN TURKEY

#### Abstract

Current account deficit has been one of the most discussed and upfront issues for the Turkish Economy in recent years. In Turkey current account deficit increases mainly parallel to trade deficit. Regarding this, Cointegration, Granger Causality and VECM analysis are applied to determine the relations between agricultural export and trade deficit. Analysis results showed that besides agricultural export, economic growth and exchange rate have increasing importance in decreasing trade deficit.

**Keywords:** Trade Deficit, Agricultural Products, Cointegration, VECM

#### 1. Giriş

Son yıllarda Türkiye ekonomisi ile ilgili en önemli gündem maddelerinden birisini cari işlemler açığı oluşturmaktadır. Bunun başlıca

---

<sup>1</sup> Dr. Ege Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, E-mail: berna.turkekul@ege.edu.tr

<sup>2</sup> Prof. Dr., Ege Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, E-mail: canan.abay@ege.edu.tr

nedeni, geçmişte cari hesaplar dengesinde yaşanan her büyük açığın ekonomik krizle sonuçlanmış olmasıdır. Özellikle finansal liberalleşme sonrasında, büyük açıklar daha da büyük miktarda sermaye girişine, buna bağlı olarak ulusal paranın değer kazanmasına neden olmuştur. Ulusal paranın değer kazanmasıyla bozulan dış ticaret dengesi ise bir süre sonra cari hesaplar açığını daha da büyütülmektedir. Bunun sonucunda devalüasyon beklentisi içine girilmekte ve sonuçta ani ve toplu sermaye çıkışı olmaktadır.

Cari hesapların açık verme nedenleri ekonomik yapıya, döviz kuru ve dış ticaret rejimi ile dış koşullara bağlı bulunmaktadır. Geçmişte Türkiye’de de cari hesaplar dengesinin uzun süre bozulması, ödemeler dengesinde bir açıklıkla, dolayısıyla bir ekonomik krizle sonuçlanmıştır. Nitekim, 1970’lerin sonlarında yaşanan krizin nedenleri petrol fiyatlarında görülen artış sonucunda ithalatın değer olarak yükselmesi ve hükümetlerin enflasyonist ve genişlemeci politikalarının sabit kur rejimiyle birlikte ihracatı olumsuz etkilemesidir. 1980’li yılların başında ihracata dayalı büyüme stratejisinin benimsenmesi ve 1989’da finansal serbestleşmeyle birlikte artan cari işlemler açığı TL’nin aşırı değerlenmesinden kaynaklanmıştır. Yine 1994 ve 2001 yıllarında yaşanan krizlerin nedeni TL’de görülen aşırı değerlenmedir. Son dönemde de artan cari hesaplar açığının da benzer bir seyir izleyerek, ekonomik bir krize yol açacağı yönünde kaygılar dile getirilmektedir. Kriz yıllarındaki cari işlemler açığının GSYİH’ya oranına bakıldığında, 1994 yılında %4.3, 2000 yılında ise %4.7 oranında açık verildiği, 2004 yılında ise bu oranın %5.2’ye yükseldiği görülmektedir. 2007’in Ocak-Ekim döneminde ödemeler dengesi verileri, cari işlemler açığının bir önceki yılın aynı dönemine göre %8.6 oranında artarak 29 milyar \$ olduğuna işaret etmektedir. Ekim ayında cari işlemler açığı, bir önceki yılın aynı ayına göre %35.1 oranında artarak 3 milyar \$ olmuştur (DPT, 2007).

Cari işlemler açığı büyük ölçüde dış ticaret açığının büyüklüğüne paralel olarak artmıştır. 1990 ve 1993 yıllarında, diğer kalemlerin değerlerinde önemli bir gelişme görülmez iken, ithalatın ani yükselişi ile dış ticaret açığı büyümüş ve cari işlemler açığı artmıştır. 1995 yılından itibaren ise sürekli cari işlemler açığı verildiği ve özellikle 2000 yılında ithalatın bir önceki yıla göre 13.8 milyar \$ artması ile cari işlemler açığının bir sıçrama yaptığı görülmektedir. 2001 yılında cari dengede görülen düzelleme, krizden sonra yapılan devalüasyonun dış ticaret üzerindeki olumlu etkisi sonucunda olmuştur. 2003 yılında dış ticaret dengesi 21.9 milyar \$ açık verirken, cari işlemler açığı 6.8 milyar \$ olmuştur. 2006 yılı sonunda 32.2 milyar \$ olan cari işlemler açığı, 2007 yılı ilk yarısında önemli bir değişim sergilemezken, yılın ikinci yarısında yeniden artışa geçerek yıl sonu itibarıyla 38 milyar \$’a ulaşmıştır. Cari işlemler açığının bu kadar yüksek olmasında ithalatın seçim sonrasında yeniden artışa geçmesi etkili olmuştur (TCMB, Çeşitli Yıllar).

Ayrıca, dış ticaret açığı konusu, gelişmekte olan bir ülkenin ekonomik gelişmesinin uzun dönem sürdürülebilirliği ile ilgili önemli politika sonuçlarına sahiptir. Sürekli hale gelen dış ticaret açıkları, zenginliğin yabancılara transferi ile ilişkisinden dolayı önemli bir sorundur.

Bu bağlamda bu çalışmanın amacı, Türkiye’de tarım ürünleri ihracatı ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu amaçla 1992-2007 dönemi için, tarım ürünleri ihracatı ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiler, eş-bütünleşme, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik test teknikleri kullanılarak ekonometrik açıdan incelenmiştir.

## 2. Materyal ve Metod

Çalışmada kullanılan veriseti; Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası’nın (TCMB), TÜİK ve OECD’nin elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Veriler, 1992:1-2007:3 dönemine ait, üçer aylık dış ticaret dengesi (milyon \$), büyüme oranı (%), tarım ürünleri ihracatı (milyon \$) ve efektif dolar kurundan oluşmaktadır.

Çalışmada döviz kuruna, güçlü bir para biriminin ülkenin ticareti yapılan mallarda uluslararası rekabet gücünü azalttığından dolayı yer verilmiştir. Bilindiği üzere, dış ticaret açığına bağlı olarak yüksek cari işlemler açığı veren bir ülkede, para biriminin değer kaybetmesinin açığı kapatması beklenmektedir. Dış ticaret dengesini ve buna bağlı olarak da cari işlemler dengesini olumsuz etkileyen bir diğer faktör, gelir artışıdır. Gelir artışı ile birlikte ithalat da arttığından gelir artışını modelde ifade edebilmek amacıyla GSMH’nin büyüme oranı modelde yer almıştır.

Tarım ürünleri ihracatı ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin belirlenmesi amacıyla, Koentegrasyon ve VECM analizleri uygulanmıştır. Öncelikle, mevsimsellik, aylık ve üçer aylık zaman serilerinin en önemli bileşenlerinden biri olduğundan, ele alınan serilere X-12 ARIMA ile mevsimsellik analizi yapılmıştır. Ayrıca büyüme oranı dışındaki seriler ABD üretici indeksi (2000=100) ile reelleştirilmiş ve logaritması alınmıştır.

Zaman serisi analizinde, genellikle verilerin durağan olup olmadığının, yani verilerin ortalama ve varyanslarının zaman süreci içinde değişip değişmediğinin belirlenmesi önemlidir. Bir çok durumda durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminler, istatistiksel açıdan doğru olmayan sonuçlar ortaya koymaktadır. Bundan dolayı, analize geçmeden önce sistemde yer alan değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve eğer durağan iseler hangi seviyede durağan oldukları Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Dickey-Fuller” (ADF) birim kök testi kullanılarak test edilmiştir. Bu analizde aşağıdaki denklem kullanılmaktadır:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada  $\Delta Y_t$ , durağan olup olmadığı analiz edilen değişkenin birinci farkı,  $t$  genel eğilim değişkeni,  $\Delta Y_{t-1}$  gecikmeli fark terimleridir. Gecikmeli fark terimlerinin konulmasının nedeni, hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlamaktır. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi için tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık (otokorelasyon) probleminin olmaması gerekmektedir. Denklemden "k" olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, genelde Akaike veya Schwarz bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir. ADF testi, yukarıdaki denklemde  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test etmektedir. Bu sınıma, elde edilen ADF-t istatistiğinin MacKinnon kritik değeri ile karşılaştırılmasıyla yapılmaktadır. Eğer ADF-t istatistiği MacKinnon kritik değerinden mutlak olarak büyükse, ele alınan zaman serisi durağan demektir. Aksi takdirde seri durağan değildir ve durağanlığı sağlanıncaya kadar farkının alınması gerekmektedir.

Nedensellik testlerinde Granger nedensellik yöntemi kullanılmıştır. Granger nedensellik testi, iki değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını ve ilişkinin yönünü ampirik olarak test edilebilmek amacıyla geliştirilmiş bir yöntemdir (Granger, 1969). Granger'in nedensellik testi aşağıdaki denklemler yardımı ile yapılmaktadır.

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (2)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (3)$$

Burada  $m$  gecikme uzunluğunu göstermekte olup,  $u_{1t}$  ve  $u_{2t}$  hata terimlerinin birbirinden bağımsız oldukları (*white noise*) varsayılmaktadır (Granger, 1969). (2) numaralı denklem X'ten Y'ye doğru nedenselliği, (3) numaralı denklem ise Y'den X'e doğru nedenselliği göstermektedir. Bu modellere ait hata kareleri toplamları bulunmaktadır. Daha sonra Wald tarafından geliştirilen F istatistiği hesaplanmaktadır. Hesaplanan F istatistiği ( $m; n-2m$ ) serbestlik derecesindeki  $\alpha$  anlamlılık düzeyindeki tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu hipotezin reddedilmesi modelde yer alan katsayıların anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Örneğin  $X_t$  değişkeninden  $Y_t$  değişkenine doğru nedenselliğin olması durumunda (2) numaralı denkleme dahil edilen değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olmaktadır (Granger, 1969).

### 3. Araştırma Bulguları

Değişkenlerin durağanlık testi sınaması Çizelge 1'de sunulmuştur. Çizelgeden de izleneceği gibi tüm değişkenlerin, durağanlık testi sınaması sonucunda birim kök değerine sahip oldukları görülmüştür. Buna göre ilgili serilerin farkları alınmıştır. Seriler birinci farkın alınmasıyla durağan hale gelmişlerdir.

Çalışmada ele alınan değişkenlerin tamamının birinci farklarının durağan olması nedeniyle değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu amaçla Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır (Johansen, 1988). Johansen tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi, maksimum olabilirlik tekniği kullanılarak durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olacağını ve dolayısıyla değişkenlerin birbirleriyle eşbütünleşeceğini göstermektedir.

Çizelge 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzy		Birinci Fark		Sonuç
	Sabit	Sabit+Trend	Sabit	Sabit+Trend	
BUY	-2.319 (-3.548) [4]	-2.372 (-4.124) [4]	-8.425* (-3.548) [3]	8.347* (-4.124) [3]	I(1)
DIS	0.812 (-3.540) [0]	-0.313 (-4.113) [0]	-5.967* (-3.542) [0]	-6.237* (-4.115) [0]	I(1)
IHRTAR	-1.836 (-3.542) [1]	-1.953 (-4.115) [1]	-12.219* (-3.542) [0]	-12.204* (-4.115) [0]	I(1)
KUR	-2.612 (-3.540) [0]	-0.612 (-4.113) [0]	-5.446* (-3.542) [0]	-6.196* (-4.115) [0]	I(1)

Çizelgede ifade edilen her ADF test değerine ait % 1'lik McKinnon kritik değeri, parantez içinde, her teste ait optimum gecikme sayısı ise köşeli parantez içinde sunulmuştur.

Johansen yönteminde ilk aşama gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. VAR ve eşbütünleşim modellerini tahmin edebilmek için gerekli olan gecikme uzunluğunun tespitinde kısıtsız VAR modeli ile 1-5 arası gecikme uzunlukları hesaplanmıştır (Kadılar, 2000). Çizelge 2'de yer alan likelihood oranı (LR), Final Prediction error (FPE), Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Hannan-Quinn bilgi kriterine (HQ) göre en uygun gecikme uzunluğu 4, Schwarz bilgi kriterine (SC) göre en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak bulunmuştur.

Çizelge 2: 1-8 Gecikme Arası VAR Modellerinin Gecikme Kriterleri

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-121.2915	NA	0.002692	5.423846	6.702741	5.922001
1	17.98927	216.1254	3.92e-05	1.172784	<b>3.020078*</b>	1.892342
2	45.70482	39.18406	2.72e-05	0.768799	3.184491	1.709760
3	64.14750	23.53031	2.67e-05	0.684569	3.668659	1.846932
4	96.00792	<b>36.25496*</b>	<b>1.72e-05*</b>	<b>0.137658*</b>	3.690146	<b>1.521424*</b>
5	111.9822	15.97427	2.00e-05	0.138545	4.259431	1.743714

\*En düşük bilgi kriterini sağlayan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Değişkenlerin hepside I(1) düzeyinde durağan ve VAR(1) modelinden elde edilen hatalar I(0) düzeyinde durağan olduğundan bu değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını araştırmak üzere eşbütünleşme testleri yapılabilmektedir (Gujarati, 2006, Kutlar, 2000). Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test edebilmek amacıyla Johansen tarafından maksimum benzeşim prosedürünün kullanılması ile geliştirilen test tekniği kullanılmış ve elde edilen sonuçlar Çizelge 3'te özetlenmiştir.

Çizelge 3 Johansen Eşbütünleşme Analizi

Ho	Eigenvalue	Trace		Lmax test	p-değeri
		İstatistiği	p-değeri		
0*	0.579787	<del>96.927169</del>	[0.0000]	52.88657	[0.0000]
1*	0.424030	44.04113	[0.0006]	33.65368	[0.0006]
2	0.153346	10.38745	[0.2521]	14.26460	[0.2020]
3	0.003816	0.233191	[0.6292]	0.233191	[0.6292]

\*Trace ve Lmax test istatistiğine göre elde edilen vektör sayısını göstermektedir

Elde edilen iki adet eşbütünleşik vektör, modele dâhil edilen 4 adet değişken arasında çoklu bir denge ilişkisini göstermektedir. Bu sonuca göre, durağan olmayan değişkenlerden oluşan sistem, uzun dönem denge noktasına sahiptir. Her değişken aynı stokastik trende sahiptir ve her bir değişkeninin birinci sıra farkı durağandır. Kısa dönemde birbirlerinden farklı hareket ediyor görünen değişkenler, aslında aynı stokastik trendi paylaşmakta ve uzun dönemli bir dengeye sahiptir.

Johansen koentegrasyon tekniğinin birden fazla koentegrasyon vektörünün gösterdiği dikkate alındığında, değişkenler arasında bir veya birden fazla koentegrasyon vektörünün olmasının daha iyi olduğu

düşünülebilir. Birçok koentegrasyon vektörünün varlığı incelenen sistemin bir yönden daha fazla durağan ve böylece daha istikrarlı olduğunu gösterebilir. Dickey vd., ne kadar fazla koentegrasyon vektörü varsa, sistemin o kadar daha fazla istikrarlı olduğunu ifade etmektedir (Günaydın, 2004).

Seriler arasındaki uzun dönem ilişki belirlendikten sonraki aşamada uygulamada takip edilen yol, söz konusu seriler arasındaki nedensellik ilişkisini ve yönünü saptamaktır. Granger nedensellik testi, testte kullanılan zaman serilerinin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Yani bu testin geçerli olabilmesi için serilerin eşbütünleşmiş olmamaları gerekmektedir. Eğer testte kullanılan zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi varsa, bu durumda standard Granger nedensellik testine dayanılarak yapılan çıkarsamalar geçerli olmamaktadır. Böyle bir durumda yapılması gereken, Granger nedensellik testinde eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata düzeltme terimine yer vermektir (Gül, Ekinci, 2006). Hata düzeltme modeli bu amaçla geliştirilmiş olup, değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapma da ve kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla da kullanılmaktadır. Yukarıda elde edilen sonuçlara göre uygun olarak yapılan HDT modeline göre uzun dönem döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında pozitif yönlü bir ilişkinin mevcut olduğu görülmektedir. Bu durum, döviz kuru artınca dış ticaret açığının arttığına bir göstergesidir. Uzun dönem ekonomik büyüme ile dış ticaret dengesi arasında istatistiki açıdan kuvvetli ve pozitif yönlü bir ilişki söz konusudur. Bu, ekonomi büyüdüğünde dış ticaret açığının da arttığı anlamına gelmektedir. Uzun dönem tarım ürünleri ihracatı ile döviz kuru arasında negatif bir ilişki mevcuttur. Ekonomik büyüme ve tarım ürünleri ihracatı arasındaki uzun dönemli ilişki incelendiğinde istatistiki olarak anlamlı, kuvvetli ve pozitif bir ilişki saptanmıştır. Diğer bir ifade ile ekonomi büyüdükçe tarım ürünleri ihracatı da artmaktadır (Çizelge 4).

Uzun dönem dış ticaret dengesi ile kısa dönem tarım ürünleri ihracatı arasındaki ilişki de istatistiki olarak anlamlıdır. Kısa dönem tarım ürünleri ihracatı dış ticaret dengesi üzerine olumlu etki yapmaktadır. Yine kısa dönem döviz kuru ile uzun dönem dış ticaret açığı arasında istatistiki olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki söz konusudur (Çizelge 4).

Uzun dönem tarım ürünleri ihracatı ise kısa dönem dış ticaret dengesini azaltmada önemli bir faktör olarak bulunmuştur. Uzun dönem tarım ürünleri ihracatı ile döviz kuru arasında negatif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı ilişki bulunmuştur. Kısa dönemde döviz kurunun değer kazanması tarım ürünleri ihracatının azalmasına neden olmaktadır. Uzun dönem tarım ürünleri ihracatı üzerine etkili olan bir diğer faktör de ekonomik büyümedir. Kısa dönem ekonomik büyümenin uzun dönem tarım ürünleri ihracatına

beklenildiği gibi olumlu katkısı olmasına karşın ilişki istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (Çizelge 4).

Çizelge 4: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
DIS(-1)	1.000000	0.000000		
IIHRTAR(-1)	0.000000	1.000000		
KUR(-1)	-0.322237	0.471429		
	(0.30503)	(0.47082)		
	[-1.05642]	[ 1.00130]		
BUY(-1)	-0.362373	-0.551490		
	(0.03862)	(0.05960)		
	[-9.38398]	[-9.25241]		
C	-2.016045	2.456753		
Error Correction:	D(DIS)	D(IIHRTAR)	D(KUR)	D(BUY)
CointEq1	-0.377312	0.189070	-0.120020	3.071550
	(0.08812)	(0.08558)	(0.05831)	(1.90621)
	[-4.28171]	[ 2.20930]	[-2.05846]	[ 1.61134]
CointEq2	0.231492	-0.140551	0.078820	-0.481714
	(0.05866)	(0.05697)	(0.03882)	(1.26900)
	[ 3.94604]	[-2.46703]	[ 2.03066]	[-0.37960]
R-squared	0.804038	0.517040	0.702894	0.747783
Adj. R-squared	0.744397	0.370052	0.612470	0.671022
F-statistic	13.48138	3.517565	7.773340	9.741641

Hata düzeltme teriminin yer aldığı Granger nedensellik testi sonuçlarına göre tarım ürünleri ihracatı, döviz kuru ve ekonomik büyümeden dış ticaret açığına doğru bir nedenselliğe rastlanılmamıştır. Ekonomik büyümeden tarım ürünleri ihracatına doğru %5 önem düzeyinde nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Hata düzeltme modelinde bulunan sonucu destekleyen nitelikte, ekonomik büyümenin tarım ürünleri ihracatına olumlu katkısının olacağı bulunmuştur. Ayrıca, dış ticaret dengesi ile döviz kuru arasında %1 önem düzeyinde anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Diğer bir ifadeyle dış ticaret dengesinin sağlanması açısından döviz kuru politikasının önemli olduğu ifade edilebilir. Nedensellik analizi sonucuna göre ekonomik büyüme ile döviz kuru arasında bir nedenselliğin olduğu görülmektedir (Çizelge 5).

Hem İngile-Granger Hata Düzeltme Mekanizması hem de gecikme uzunluğu seçimine oldukça duyarlı olan Johansen-Juselius Modellerine göre değişkenler arasında uzun vadeli bir eşbütünleşme analizinin yanısıra VAR analizini de uygulamak mümkündür. VAR(1) modelinde geçerli olduğu



tespit edildikten sonra belirli bir zaman diliminde bu deęişkenlerin önem derecesini belirlememizi sağlayan varyans ayrıştırması yapılmıştır.

Çizelge 5: VEC Granger Nedensellik Testi

Nedensellik Yönü		$\chi^2$	p değeri	
IHRTAR	→	DIS	2.385	0.1225
KUR	→	DIS	2.446	0.1178
BUY	→	DIS	2.435	0.1187
DIS	→	IHRTAR	0.298	0.5847
KUR	→	IHRTAR	0.302	0.5823
<b>BUY</b>	→	<b>IHRTAR</b>	<b>5.554</b>	<b>0.0184**</b>
<b>DIS</b>	→	<b>KUR</b>	<b>8.496</b>	<b>0.0036*</b>
IHRTAR	→	KUR	0.964	0.3260
<b>BUY</b>	→	<b>KUR</b>	<b>6.666</b>	<b>0.0098*</b>
DIS	→	BUY	0.481	0.4876
IHRTAR	→	BUY	1.002	0.3168
KUR	→	BUY	0.098	0.7532

Varyans ayrıştırma sonuçlarına göre ilk iki dönem dış ticaret dengesindeki deęişkenliğin büyük bir kısmı kendi deęişkenliğiyle açıklanabilmektedir. Dönem sayısı arttıkça tarım ürünleri ihracatındaki ve döviz kurundaki deęişkenliğin dış ticaret açığındaki önemi giderek artmaktadır.

#### 4. Sonuç

1980 sonrası liberal politikaların yaygınlık kazanması sonucu artan dış açılma süreci Türkiye'yi büyük dış açıklarla karşı karşıya bırakmıştır. Dış ticaret açığının özellikle ithalata baęlı olarak büyümesi cari açığın büyümesine sebep olmakta, bu açık büyüdükçe de ekonomik krize neden olacağı ifade edilmektedir. Türkiye'de özellikle döviz kurunun artmaması ithalatı ucuzlatmakta, ihracatı pahalılaştırmaktadır. Bu artma eğilimi de dış ticaret açığının büyümesine, cari açık tehditi olarak karşımıza çıkmaksına neden olmaktadır. TCMB verilerine göre 2007 Ocak-Eylül dönemi cari açığı

2006 yılının aynı dönemine göre %6,2 oranında artarak, 24.5 milyar \$'dan 26.0 milyar \$'a yükselmiştir. 2007 yılındaki cari açığın, genelde dış ticaret açığından kaynaklandığı ve döviz kurundaki bu değerlenme devam ederse cari açığın 2008 sonu itibariyle 45 milyar \$'a yükselebileceği belirtilmektedir.

Diğer yandan, 2007'de tarımsal dış ticaret açığı 1 milyar \$'a yaklaşmıştır. Tarım ürünleri ihracatı, 2006 yılına göre yalnızca %7 oranında artarak, 3.7 milyar \$ olmasına karşılık, ithalat bir önceki yıla göre %60 artarak 4.6 milyar \$'a ulaşmıştır. Bunun yanında 2007 yılının üçüncü çeyreğinde tarımda %7,8'lik bir daralma olmuştur. Tarım sektörü yılın ilk çeyreğindeki %2,9'luk büyümenin ardından, ikinci çeyrekte %2,1 küçülmüştür. Bunun sonucunda tarımın katma değeri 2007'nin Ocak-Eylül döneminde bir önceki yılın aynı dönemine göre %5,6 oranında azalmıştır.

Bu çalışma ile de, Türkiye'de son yıllarda çok tartışılan dış ticaret açığı sorununun nedensellik boyutu incelenmiş ve tarım ürünleri ihracatının dış ticaret açığını azaltmadaki etkisi ortaya konmaya çalışılmıştır. Bu noktadan hareketle bu çalışma dış ticaret dengesi ile tarım ürünleri ihracatı, ekonomik büyüme ve döviz kuru arasında bir nedensellik olup olmadığını araştırmaya çalışmıştır. Hata düzeltme analizi kullanılarak yapılan nedensellik sınavlarında dış ticaret dengesinin sağlanmasında tarım ürünleri ihracatı yanında döviz kuru ve ekonomik büyümenin giderek artan önemi bulunmuştur. Dış ticaret dengesi ve büyüme verileri incelendiğinde, büyümenin büyük oranda ithalata bağımlı olmasının da etkisiyle, görece olarak yüksek büyüme oranları Türkiye ekonomisinde artan oranda dış ticaret açığı veren dönemlerde gerçekleşmiştir. Ek olarak, büyümenin yavaşladığı veya ekonomik durgunluk dönemleri ise özellikle kriz sonrası fazla veren dönemlere denk gelmektedir. Bu ekonomik gözlem, tahmin sonuçlarını da destekler niteliktedir.

Türkiye'de dış ticaret açığına etki eden faktörler göz önüne alındığında, cari açığın önemli kaynağı olan dış ticaret açığının azaltılmasında tarımsal üretimde verimlilik artışı sağlanması, tarım sektörünün rekabet gücünün artırılması yanında ekonomik istikrarın, sürdürülebilir büyüme hedefinin sağlanması ve enerji bağımlılığının olabildiğince azaltılmasına öncelik verilmelidir.

## KAYNAKLAR

- Dickey, D.A. and W.A., Fuller, (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- DPT, (2007), Ekonomik Gelişmeler, <http://ekutup.dpt.gov.tr/>, 01.04.2008.
- Granger, C.W.J., (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37(3): 424-438.

- Gujarati, N. D. (2006), *Temel Ekonometri*. (Çev. Ü. Şenesen & G.G.Şenesen), Literatür Yayınları, İstanbul.
- Gül, E., Ekinci, A., (2006), "Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984-2003. A.Ü. Sosyal Bilimler Dergisi, 6(1), s. 91-105.
- Günaydın, I., (2004). "Bütçe Açıkları Enflasyonist midir? Türkiye Üzerine Bir İnceleme", DEU Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 6(1), s.158-181
- Johansen, S. (1988). "Statistics analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp 231-254 Reprinted in R.F. Engle and C.W.J Granger (eds). *Long-Run Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press, 1991, pp 131-152.
- Kadılar, C., (2000), *Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi*, Hacettepe Üniversitesi.
- Kutlar, A., (2000). *Ekonometrik Zaman Serileri*, Gazi Kitapevi, Ankara.
- OECD, SourceOECD Database, <http://oberon.oecd.org>, 01.04.2008.
- TÜİK, (2008), TÜİK veritabanı, [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr), 01.04.2008.
- TCMB, (2006) Elektronik veri dağıtım sistemi, [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr) . Erişim: Şubat 2008.
- TCMB, Ödemeler Dengesi Raporu, Çeşitli Yıllar.