

**TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU, İTHALAT VE ENFLASYON  
İLİŞKİSİ:  
Ekonometrik Analiz (1980-2000)**

*Yrd.Doç.Dr.Yusuf BAYRAKTUTAN\**  
*Dr. İbrahim ARSLAN\*\**

**ÖZET**

Günümüzde, özellikle gelişmekte olan ülkelerin yaşadıkları önemli ekonomik sorunların başında yüksek enflasyon gelmektedir. İktisat biliminde döviz kuru, enflasyon ve ithalat hacmi arasındaki ilişki farklı dönemlerde farklı şekillerde tartışılmıştır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, döviz kuru ve enflasyonla etkileşim halinde bulunan ekonomik değişkenlerin etkileşim yönü, ekonomi politikasının şekillendirilmesi açısından önem taşımaktadır.

Bu çalışmada, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkilere dair, 1980-2000 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak gerçekleştirilen ekonometrik testlerin sonuçları sunulmaktadır. Sonuçlara, Granger anlamında nedensellik açısından bakıldığında, toptan eşya fiyat indeksi ile döviz kuru ve ithalat hacmi arasında dolaylı ve doğrudan olmak üzere karşılıklı etkileşim teyid edilmektedir.

**ABSTRACT**

High inflation rate is at the top of the current problems of most developing countries. In economics, the relationship among foreign exchange rate, inflation and import volume has been broadly discussed in different periods. The direction of interaction among the above mentioned variables, in terms of shaping economic policies, is crucially important, especially for developing countries, like Turkey.

In this study, the results of econometric tests related to these variables of Turkey are reported. Annual data of the 1980-2000 period were used for this purpose. When we look at the results, in terms of Granger causality, we can see both the direct and indirect mutual

---

\* Kocaeli Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü

\*\* Gaziantep Üniversitesi

interaction among wholesale price index, foreign exchange rate, and import volume.

## I. GİRİŞ

Günümüzde, çok sayıda ülke için temel ekonomik problemlerden biri olarak enflasyon, arařtırmacıların dikkatlerini çekmekte ve problemin dinamiklerini belirlemeye dönük çalışmalarını cezbetmektedir. Bu çalışmada konu, bütün yönleriyle ele alınmamakta, sadece döviz kuru, ithalat ile enflasyon arasındaki ilişkiler araştırılmaktadır.

Ekonomik istikrarsızlık konusu, klasik iktisatçılardan beri tartışılan bir konudur ve dünyanın çok deęişik ülkelerinde sıklıkla ekonomik istikrarsızlıklar gözlemlenmektedir. Özellikle liberal iktisat politikalarının hakim olduęu son 20 yılda krizlerle somutlaşan istikrarsızlık, küresel bir sorun nitelięi kazanmıştır. Türkiye de bu eğilimin etkisi altındadır<sup>1</sup>. Buradan hareketle çalışmamız, öncelikle Türkiye’de enflasyonun, ithalat ve döviz kuru yansımalarının görülmesini; bu deęişkenler arasında doğrusal bir ilişki bulunabileceęi şeklindeki deęişik görüşlerin geçerlilięini, 1980- 2000 dönemini kapsayan Türkiye verileri ile test etmeyi amaçlamaktadır.

Döviz kuru-enflasyon-ithalat ilişkisi, yerli ve yabancı literatürde, çeşitli arařtırmacılar tarafından farklı yöntemlerle incelenmiştir. Yabancı çalışmalar arasında, bu çalışma için de referans olan, N. Mark (1990), M.Taylor (1994), Stanley Fischer (1983, 1991), Jordi Gali-Mark Gertler (2000), R. Dornbusch (1976), vb belirtilebilir. Türkiye’de döviz kuru-enflasyon-ithalat ilişkisi, M. Manzur (1990), A. Zengin (2000), Burç Ülengin (1995), Recep Tarı (1997), K. Metin-Şenay Üçdoęruk (1998), vb tarafından araştırılmıştır.

Model sürecinde, hem teoriden, hem de daha önce yapılan çalışmalardan yararlanılarak, döviz kuru-enflasyon-ithalat hacmi ilişkilendirilmiştir. Döviz kuru bağımlı, dięer deęişkenler, bağımsız deęişken olarak kabul edilmektedir.

---

<sup>1</sup> Emine, Bilgili, “1980 Sonrası Türkiye ile Belli Başlı Ticaret Ortakları Arasındaki Döviz Kurlarındaki Deęişimin Analizi”, *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, Sayı: 15, 1999, s. 223; Lale Alkinoęlu, “Türkiye’de Uygulanan İstikrar Politikaları ve Sonuçları”, *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, Sayı: 15, 1999, s. 308.

$$DK = f(\text{İTH}, \text{TEFE})$$

$X_1$ =Enflasyon,  $X_2$ =İthalat hacmi,  $Y$ =Döviz kuru değişkenleri ile ifade eden regresyon modeli kullanılmıştır. Değişkenlerin katsayıları (b'ler), söz konusu değişkenler bir birim değiştiğinde döviz kurunda meydana gelecek değişimi verecektir. Modelin denklemi,  $Y = b_0 + b_1 X_1 - b_2 X_2 + e$  ve e, hata terimidir.

Bu çalışmada Türkiye'de döviz kuru, enflasyon, ithalat hacmi ilişkisi yukarıda anılan yazarların yöntemine benzer bir yöntemle araştırılmıştır. Önce döviz kuru, enflasyon ve ithalat hacmi arasında bir ilişki olup olmadığı ve daha sonrada bu ilişkinin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Dış ticaret göstergeleri ile fiyat serilerindeki trendler, daha sonra bu iki seri arasındaki uzun dönem ilişkileri ve en sonunda da bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmiştir. Bunlar yapılırken de, sırasıyla birim kök, regresyon, ko-entegrasyon ve granger nedensellik analizleri kullanılmıştır. Bu nedenle, ko-entegre olan ya da uzun dönem ilişkisine sahip görünen seriler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır.

## II. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE VERİLER

Bu çalışmada, Türkiye'de, döviz kuru, enflasyon ve ithalat hacmi arasındaki ilişki incelenmiş ve bu amaçla regresyon analizi yapılmıştır. Bulunan bu regresyonun sahte olup olmadığı ise eşbütünleşim kavramı<sup>2</sup> çerçevesinde araştırılmış ve birim kök testleri ile serilerin eşbütünleşik olup olmadıkları belirlenmiştir.

Çalışmada kullanılan veriler 1980-2000 dönemine aittir. 2000 ve 2001, atipik yıllar olduğu için, dönem seçimi bu şekilde yapılmıştır. Döviz kuru, ithalat hacmi, toptan eşya fiyat endeksi verileri, TCMB ile DİE veri tabanlarından yararlanılarak düzenlenmiştir. Her değişkenin zaman serisi özellikleri incelenirken öncelikle serilerin durağan olup olmadıklarını saptanmıştır.

---

<sup>2</sup> Ertuğrul Çolak, 'Zaman Serilerinde Eşbütünleşim (Cointegration)', **Bilim Dergisi**, Sayı: 2, 2001, ss. 1-10.

### III. AMPİRİK SONUÇLAR VE DEĞERLENDİRME

#### A) İKTİSADİ ANALİZ

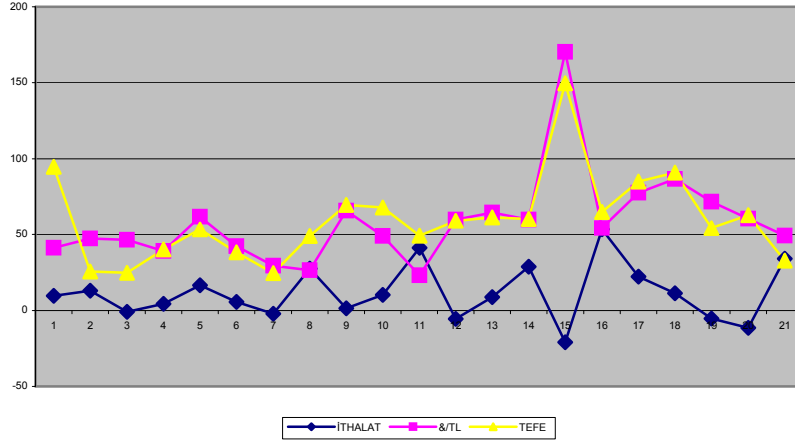
İktisadi analiz, ekonominin fonksiyonel ilişkilerini inceleyip ekonomik faaliyetlerin gidişini belirtmeye yarayan verilerin, iktisadi anlamı bağlamında incelenmesini ifade eder. Bu amaçla, tablo ve grafikler yardımıyla, ele alınan değişkenlere ait değerlerin, iktisat teorisi ile uyuşup uyuşmadığına bakılır. Bu analizler iktisadi ve mali politikaları düzenlemekle görevli kamu yetkililerince sürekli olarak izlenir ve gerekli politika değişiklikleri yapılarak ekonomik sorunların ortaya çıkışı önlenmeye çalışılır. Çalışmamızın konusuna ilişkin değişkenler de, önce iktisadi bir ön analize tabi tutulmuş; bu analizlerde ortaya çıkan anlamlı ilişkiler daha sonra ampirik analizlere konu olmuştur.

**Tablo-1: Döviz Kuru, Toptan Eşya Fiyat İndeksi ve İthalat Verileri (% Yıllık)**

Yıllar	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
DK %	41,2	47,4	46,4	39	61,8	42,3	29,5	26,5	65,8	49	23	60	64,6	59,9	170,4	54,3	77,6	86,6	71,7	60,6	49,3
İTH %	9,6	12,9	-1	4,4	16,5	5,5	-2,1	27,5	1,3	10,2	41,2	-5,6	8,7	28,7	-20,9	53,5	22,2	11,3	-5,4	-11,4	34
TEFE %	94,7	25,6	24,8	40,1	53,5	38,2	24,5	48,9	69,7	68	49,2	59,2	61,4	60,3	149,6	64,9	84,9	91	54,3	62,9	32,7

Döviz kuru, enflasyon ve ithalat hacmi, bir ülkenin genel ekonomik dengesinin kurulmasında önemli yer tutan iktisadi değişkenlerdir. Türk ekonomisinin yapısal özellikleri, bilhassa sanayinin yapısı, dış ekonomik politikalar çerçevesinde enflasyon baskısını artıracak etkiye sahiptir. Tablo-1 ve Grafik-1’de, döviz kuru ile enflasyon oranının yüksek olduğu yıllara bakıldığında, ithalat hacminde bir azalma olduğu görülmektedir. Bu nedenle döviz kuru ve enflasyon oranı ile ithalat hacmi arasında ters yönde bir ilişki olduğu görülmektedir.

**Grafik-1:Yıllık Verilerle döviz kuru, ithalat ve enflasyon oranı (%)**



## B) BİRİM KÖK TESTİ SONUÇLARI

Genel olarak, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de, yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan stokastik bir süreç için durağandır denir. Bu örnekleme ifade etmek için  $Y_t$  bütün t değerleri için şu özellikleri taşıyan olasılıklı bir zaman serisi olsun:

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Varyans : } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Ortak Varyans: } y_k = [ (Y_t - \mu) (Y_{t+k} - \mu) ] \quad (3)$$

Burada  $y_k$ , k gecikme mesafesine bağlı olarak  $Y_t$ ,  $Y_{t+k}$  arasındaki ortak varyanstır. Başka bir ifade ile, eğer bir zaman serisi durağan ise, ortalaması, varyansı ve değişik gecikmelerde ortak varyansı zamandan, yani t'den bağımsız olarak aynıdır.

Durağanlık testi, zaman serilerindeki dalgalanmalarda sapmaları önlemek için yapılan bir test türüdür. Zaman serisi modellerindeki en önemli sorun serilerin durağan hale getirilmesi sorunudur. Durağanlık, zaman serisinin varyansının zaman içerisinde

değişmemesi, serinin trendinin olmaması olarak tanımlanmaktadır. Durağan süreç, zaman içerisinde değişmeyen sonlu ortalamaya ve sonlu varyansa sahiptir. Zaman serilerinin durağan hale getirilmemesi durumunda tahminler sapmalı sonuçlar verecektir. Durağanlığın ortadan kaldırılması durumunda En Küçük Kareler Yöntemi'nin (EKK) uygulanması, etkin, tutarlı ve sapmasız sonuçlar verecektir. Serilerin durağan olup olmadığına karar verebilmek için otokorelasyon fonksiyonu kullanılabilir.

Bu çalışmada ele alınan zaman serilerinin durağanlık analizi, Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen<sup>3</sup> “Genişletilmiş Dickey-Fuller” (ADF) birim kök testi kullanılarak yapılmıştır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{n=1}^k \alpha_n \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

Burada  $\Delta Y_t$ , durağan olup olmadığı analiz dilen değişkenin birinci farkı,  $t$  genel eğilim değişkeni,  $\Delta Y_{t-1}$  gecikmeli fark terimleridir. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi için, tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin olmaması gerekmektedir. ADF testi, denklemdaki  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. Burada test, elde edilen ADF-t istatistiğinin MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmasıyla yapılır. Şayet 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 gerekir.

Durağan olmayan zaman serilerinin düzey değerleriyle çalışıp çalışılmayacağını anlaşılması için eşbütünleşim analizinin yapılması gerekmektedir.

<sup>3</sup> Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1057–1072.

Bu çalışmada, iki seri arasında yapılacak bir regresyon analizi ile elde edilen ilişkinin, gerçek ya da sahte oluşunu anlamak için önce döviz kuru, toptan eşya fiyat indeksi ve ithalat hacmi, birim kök testine tabi tutulmaktadır. Döviz kuru serisinin orijinal hali, E-views yardımıyla birim kök testine tabi tutulduğunda aşağıdaki sonuçlar elde edilmektedir.

**Tablo-2: Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Analizi (ADF)**

Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli							
	Değişkenler	MacKinnon Kritik Değerleri			MacKinnon Kritik Değerleri			
	ADF	1%	5%	10%	ADF	1%	5%	10%
<b>DK</b>	-2.237902	-3.8304	-3.0294	-2.6552	-2.678243	-4.5348	-3.6746	-3.2762
<b>DDK</b>	-5.357313	-3.8572	-3.0400	-2.6608	-5.221684	-4.5743	-3.6920	-3.2856
<b>İTH</b>	-4.507156	-3.8304	-3.0294	-2.6552	-4.507156	-3.8304	-3.0294	-2.6552
<b>TEFE</b>	-2.098502	-3.8304	-3.0294	-2.6552	-2.314684	-4.5348	-3.6746	-3.2762
<b>DTEFE</b>	-4.961166	-3.8572	-3.0400	-2.6608	-5.011970	-4.5743	-3.6920	-3.2856

Tablo-2’de görüldüğü gibi, değişkenlerin orijinal değerlerine ait ADF istatistiklerin mutlak değerleri, çeşitli anlamlılık düzeylerindeki MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçüktür. Bu durum orijinal verilerde birim kök olduğunu ve dolayısıyla değişkenlere ait serilerin durağan olmadıklarını ifade etmektedir. Serilerin birinci farkları da aynı durumda bulunmuşlardır. Birinci farklara ait sonuçlara yer verilmemiştir. Ancak ikinci farklarda seriler durağanlık kazanabilmişlerdir. İkinci farklara ait ADF istatistiklerinin mutlak değerlerinin, MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden, önemsiz bir istisna dışında büyük olmaları bunu göstermektedir.

### C) REGRESYON ANALİZİ

Ele alınan değişkenler arasında belirlenen ilişkilerin ampirik olarak gösterilmesi regresyon analizi ile yapılmaktadır. Regresyon analizi birden fazla değişken ve bunlar arasındaki bağıntıların incelenmesinde kullanılan bir yöntemdir. Üzerinde durulan değişkenlerden bağımlı değişken  $y$ , bağımsız değişken  $x$  ise,  $y=f(x)$  şeklindeki fonksiyona regresyon denir.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> D. N. Gujarati, **Basic Econometrics**. New York: McGraw-Hill, Inc., 1995, p. 709.

$$y = b_0 + b_1 X_1 - b_2 X_2 + u$$

$$DK = b_0 + b_1 \text{tefe} - b_2 \text{ithalat} + u$$

DK= döviz kuru, TEFE= toptan eşya fiyat indeksi, İTH=ithalat hacmi,  $b_0$ : sabit,  $b_1$  ve  $b_2$  regresyon katsayıları,  $u$ : tesadüfi hata değerini göstermektedir.

Birim kök testleri sonucu DK ve TEFE, İTH serilerinin eşbütünlüğe seriler olduğu ortaya çıkmıştır; çünkü her iki seri de birinci dereceden durağandır (bütünlüktedir). Bu iki seri arasında yapılacak olan bir regresyon analizi bize gerçek bir ilişkiyi gösterir. Tablo-3, regresyon sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo-3: Regresyon Analizinin Sonuçları**

Dependent Variable: D(DK)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1980-2000				
Included observations: 20 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
İTH	-0.654712	0.333413	-1.963665	0.0661
D(TEFE)	0.741055	0.171107	4.330943	0.0005
C	10.28057	6.212696	1.654768	0.1163
R-squared	0.726380	Mean dependent var		0.405000
Adjusted R-squared	0.694190	S.D. dependent var		40.95253
S.E. of regression	22.64680	Akaike info criterion		9.215395
Sum squared resid	8718.918	Schwarz criterion		9.364755
Log likelihood	-89.15395	F-statistic		22.56501
Durbin-Watson stat	2.179057	Prob(F-statistic)		0.000009

Tablo-3, döviz kuru ile toptan eşya fiyat indeksi ve ithalat hacmi arasında anlamlı bir regresyon analizi göstermektedir;  $R^2 = 0.726380$  'dir. Bu sonuca göre, toptan eşya fiyat endeksindeki 1 birimlik değişim, döviz kurunu aynı yönde ve 4.330943 birim, ithalat hacmindeki 1 birimlik değişim ise, döviz kurunu ters yönde ve 1.963665 birim etkilemektedir. Modelin açıklama gücü yüksek olup, regresyon doğrusunun gözlemlere uyumu oldukça iyidir.  $DW = 2.179057$  olarak elde edilmiştir. Durbin-Watson istatistiği bir regresyonda artıklar arasında otokorelasyon olup olmadığını saptamada kullanılan bir ölçüttür. Elde edilen DW değeri, tablodaki değerden büyük olduğundan, otokorelasyon olmadığı sonucuna varılmaktadır.



F istatistiği 22.56501 olarak elde edilmiştir. Bağımsız değişkenlerin, bağımlı değişken üzerinde etkili olup olmadıklarını anlamak için F testi uygulanmaktadır. Seçilen belli bir anlam düzeyi ve açıklayıcı değişken sayısı ile serbestlik derecesine göre F tablosundan bir tablo F değeri bulunur. Elde edilen F değeri, tablo F değerinden küçükse hipotez kabul, büyükse reddedilir. Burada  $F_{hes.} = 22.56501 > F_{tab.} = 3,49$  olduğundan, regresyon bütünüyle anlamlıdır.

Açıklayıcı değişkenlerden TEFE'nin katsayısı 0.741055 olarak bulunmuş ve t test istatistiği  $p=0.0000 < 0.05$  düzeyinde anlamlıdır. Başka bir ifadeyle,  $t_{hes} = 4.330943 < t_{tab} = 1,725$  olduğundan, hipotez reddedilmektedir. Bu durumda enflasyon oranı, döviz kurunu pozitif yönde etkileyen önemli bir değişken olmaktadır.

Diğer bir açıklayıcı değişken olan ithalat hacminin katsayısı -0.654712 ve t test istatistiği  $p=0.0000 < 0.05$  düzeyinde anlamlıdır;  $t_{hes} = -1.963665 < t_{tab} = 1,725$  olduğundan, hipotez kabul edilmektedir. Bu durumda döviz kuru, ithalat hacmini negatif yönde etkileyen bir değişken olmaktadır. Türkiye'de döviz kuru ile toptan eşya fiyat indeksi arasında pozitif yönde bir ilişki bulunurken, döviz kuru ile ithalat hacmi arasında negatif bir ilişki gözlenmekte; döviz kuru arttıkça ithalat hacmi azalmaktadır.

Değişkenler, regresyon denklemi ile ifade edilecek olursa,

$$DK = b_0 + b_1 tefe - b_2 ithalat + u$$

$$DK = 10,28057 + 0,741055 TEFE - 0,654712 ithalat + u$$

Sonuç olarak, birim kök testleri ile zaman serisi bakımından regresyonun gerçek olduğu ortaya konduktan sonra her açıklayıcı değişkenin hangi oranda açıklanan değişkene etki yaptığı belirlenmiş olmaktadır.

#### D) KO-ENTEGRASYON ANALİZİ

Teorik olarak birbirleriyle ilişkili olduğu düşünülen çok sayıda ekonomik değişkenden iki veya daha fazlasının birlikte hareket edip etmediği, ko-entegrasyon analizi çerçevesinde tespit edilebilir<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> C. S. Hakkio, M. Rush, "Cointegration: How Short is the Long Run", **Journal of International Money and Finance**, Vol.: 10, No: 4, 1991, pp. 575-583.

Bu çalışmada, döviz kuru, enflasyon ve ithalat verileri için gerçekleştirilen test yoluyla, koentegrasyon ilişkisinin varlığı, yani değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı saptanırsa, bundan analiz konusu iki iktisadi değişken arasında teorik olarak öngörülen neden-sonuç ilişkisinin Türkiye için doğrulandığı sonucuna varılması amaçlanmıştır .

Kullanılan koentegrasyon yöntemi, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen klasik yöntemdir<sup>6</sup>. Buna göre, ilk aşamada aşağıdaki uzun dönem denkleminin En Küçük Kareler Yöntemi (EKKY) ile regresyon tahmini gerçekleştirilir:

$$X_t = a_0 + a_1 Y_t + u_t \quad (7)$$

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + u'_t \quad (8)$$

Bu regresyonlardan biri bulunarak, onun yardımı ile  $e_t$  hata terimleri elde edilir:

$$e_t = \delta_{e,t-1} + v_t \quad (9)$$

Burada X ve Y, aralarında uzun dönem teorik nedensellik ilişkisi, yani koentegrasyon ilişkisi aranan iki değişkeni;  $a_0$  ve  $b_0$  sabit terimleri;  $a_1$  ve  $b_1$ , regresyon tahmin katsayılarını;  $u_t$  ve  $u'_t$  ise regresyon hata terimlerini göstermektedir.

**Tablo-4:** Johansen-Juselius Ko-Entegrasyon Test Sonuçları

Değişkenler	Eigenvalue	Olabilirlik Oran testi	Kritik Değer (% 5)	Kritik Değer (%1)	Ko-entegre vektör
<b>DK</b>	0.719468	34.78334	29.68	35.65	$r \leq 0$
<b>İTH</b>	0.279925	10.63308	15.41	20.04	$r \leq 1$
<b>TEFE</b>	0.206448	4.393486	3.76	6.65	$r \leq 2$

Tablo-4'te verilen koentegrasyon bulguları seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Bu sonuca değişkenler bazlı analiz için, olabilirlik oran istatistiği değerleriyle % 5 ile % 1 yanılma düzeyindeki tablo değerlerinin karşılaştırılması ile

<sup>6</sup> H. Terzi ve A. Zengin, "Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamadaki Etkinliği: Türkiye Uygulaması", **Ekonomik Yaklaşım**, Sayı: 33, Cilt: 10, 1999, s. 12.

ulaşılmıştır. 1 ve 3 tane ko-entegrasyon denklemi yazılabilir şeklindeki hipotezler, olabilirlik oran istatistiği değerlerinin % 5 ile % 1 düzeyinde tablo değerlerinden büyük bir değer olmaları nedeniyle reddedilmektedir. Dolayısıyla seriler arasında iki tane ko-entegrasyon denklemi yazılabilmekte; yani uzun dönemli bir ilişki mevcut bulunmaktadır. Böylece, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılması gereği ortaya çıkmaktadır.

#### E) GRANGER NEDENSELLİK TESTİ BULGULARI

Gecikmeli değişkenlerin incelendiği bir regresyon modelinde incelenebilecek bir diğer konu da, ekonomide bir ilişki zaman serisi verileri kullanmak suretiyle araştırıldığında, ilişkide nedensellik bulunup bulunmadığının ortaya konulmasıdır. Granger Nedensellik Testi (Granger Causality Test) bu amaç için geliştirilmiş bir yöntemdir.

Bu çalışma için nedensellik ilişkisi, Keynesgil makroekonomik teori ve Granger Testi ile açıklığa kavuşturulabilir. Analizin asıl amacı, döviz kuru ile enflasyon ve ithalat hacmi etkileşim hipotezini Türkiye açısından test etmektir. Ekonomik değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkileri, nedensellik testleri ile araştırılmaktadır.<sup>7</sup>

Döviz kuru-enflasyon-ithalat hacmi arasında karşılıklı bir belirlenme ilişkisinin olması, bu nedenselliğin yönünü araştırmak üzere nedensellik testini anlamlı kılmaktadır. Bu yüzden, döviz kuru göstergeleri ile enflasyon, ithalat hacmi arasında bir nedensellik irdelemesi yapılacaktır. Bu suretle, Granger Nedensellik Testi aracılığı ile, değişkenler arasında ilk önce bir ilişki olup olmadığı ve varsa bu ilişkinin yönü tespit edilmeye çalışılmıştır.<sup>8</sup>

Bir önceki kısımda değişkenlere ait serilerin ko-entegre oldukları tespit edilmişti. Bu durum ise değişkenler arasında bir nedensellik olabileceği işaretini vermektedir. Granger nedensellik F dağılımı takip ettiğinden F testi kullanılacaktır. Granger nedensellik testinde, nedenselliğin yönünü bulabilmek amacıyla gecikmeli

---

<sup>7</sup> S. Johansen, "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988, pp. 231-254.

<sup>8</sup> C. W. J., "Granger, Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross Spectral Methods", **Econometrica**, 1969, pp. 424-438.

değişkenlerin kullanılması gerekmektedir. Ekonometrik öneri doğrultusunda burada, değişkenlerin 2 yıl gecikmeli değerleri kullanılmıştır.<sup>9</sup>

$$TEFE = a_o + \sum_{i=1}^2 a_i tefe_{t-i} + \sum_{i=1}^2 b_i dk_{t-i} + u_t$$

$$DK = b_o + \sum_{i=1}^2 b_o dk_{t-i} + \sum_{i=1}^2 a_i tefe_{t-i} + u_t$$

$$İTH = a_o + \sum_{i=1}^2 a_i ithalat_{t-i} + \sum_{i=1}^2 b_i dk_{t-i} + u_t$$

Burada tefe, toptan eşya fiyatları indeksini; dk, döviz kurunu temsil etmektedir. Enflasyon ile döviz kuru arasında nedensellik ilişkisi için 1. ve 2. denklemler kullanılmıştır.<sup>10</sup>

$$\text{Test edilen hipotezler sırasıyla, } \sum_{i=1}^2 b_i = 0 \text{ ve } \sum_{i=1}^2 a_i = 0$$

şeklinde. Bu hipotezler,

1.denklemden dk'den tefe'ye nedensellik olmadığı,

2.denklemden tefe'den dk'ye nedensellik olmadığı anlamına

gelmektedir. Bunların alternatifleri olan  $\sum_{i=1}^2 b_i \neq 0$  ve  $\sum_{i=1}^2 a_i \neq 0$  ise

ilgili değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olduğunu ifade eder.

Bu hipotezlerin testinde F değeri hesaplanır; karşılaştırmada kullanılacak tablo F değeri  $F_{\alpha}(m, n-k)$  olarak bulunur. Hesaplanan F değeri ile tabloda bulunan F değeri karşılaştırılarak sonuca varılır. Hesaplanan F değeri, Tablo-5'te verilen F değerinden küçük ise, DTH'den TEFE'ye doğru bir nedensellik olmadığı hipotezi kabul

<sup>9</sup> C. Hisao, "Autoregressive Modelling and Money-Income Casualty Detection", **Journal of Monetary Economics**, 1981, pp. 85-106.

<sup>10</sup> Recep Tarı, "Türkiye'de Enflasyon, Faiz ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkileri (Ekonometrik Analiz: 1973-1995 Dönemi)", **Kocaeli Üni. İİBF Dergisi**, 1997, Cilt: 1, Sayı: 1, s. 227; Ahmet Ulusoy ve Yakup Küçükale, "Türkiye'de Dış Borçların İktisadi Büyüme ve Enflasyon Üzerine Etkisi: Granger Nedensellik Testi", **Ekonomik Yaklaşım**, 1998, Cilt: 7, Sayı: 21, s. 7.

edilir. Hesaplanan F değeri tablodan bulunan F değerinden büyük ise, hipotez reddedilerek, DTH'den TEFE'ye nedensellik vardır şeklindeki alternatif hipotez kabul edilir. Tablo-5'te, denklemlere ait F değerlerinin, kritik F değerini geçtiği görülmekte; bu nedenle değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmaktadır.

**Tablo-5: Granger Nedensellik Testi Sonuçları (1980-2000 Verileri, gecikme: 2)**

Denklemler	İlişkilerin Yönü	Hesaplanan F değerleri	Kritik F değerleri	Anlamlılık düzeyi
1.denklem	<b>DK→İTH</b>	4.48178	3,49	0.02401
2.denklem	<b>İTH→DK</b>	6.60234	3,49	0.01989
3.denklem	<b>İTH→TEFE</b>	4.68998	3.49	0.04485
4.denklem	<b>TEFE→İTH</b>	3.55600	3.49	0.09355
5.denklem	<b>DK→TEFE</b>	1,50230	3,49	0,91421
6.denklem	<b>TEFE →DK</b>	1,72056	3,49	0,65524

$$F_{\alpha}(m, n-k) = 0,05 (2, 20) = 3,49$$

$F_{hes.} = 4.48178 > F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez reddedilip, alternatifini kabul edilmektedir.Yani, DK'dan İTH'a doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

$F_{hes.} = 6.60234 > F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez reddedilip, alternatifini kabul edilmektedir.Yani, İTH'tan DK'na doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

$F_{hes.} = 1,50230 < F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez kabul edilip, alternatifini kabul edilmemektedir.Yani, DK'ndan TEFE'ne doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$F_{hes.} = 1,72056 < F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez kabul edilip, alternatifini kabul edilmemektedir.Yani, TEFE'nden DK'na doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$F_{hes.} = 4.68998 > F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez reddedilip, alternatifini kabul edilmektedir.Yani, İTH'tan TEFE'ne doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

$F_{hes.} = 3.55600 > F_{tab.} 3,49$  olduğundan, hipotez reddedilip, alternatifini kabul edilmektedir.Yani, TEFE'nden İTH'a doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

Başka bir ifadeyle, döviz kuru ile ithalat hacmi arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır. Buna göre, döviz kuru ithalat hacmini etkilediği gibi; ithalat hacmi de döviz kurunu etkilemektedir.

Nedensellik ilişkilerin test edilmesinde, testlerin üzerinde gerçekleştirdiği modelin tanımlanması, testlerin doğruluğu açısından önemlidir. Yapılan nedensellik testi sonucunda anlamlı bir ilişki bulunmuş ve döviz kurunun ithalat hacmini etkilediği ortaya çıkmıştır. Elde edilen sonuçlar, değişkenler arasında etkileşim olduğu göstermektedir.

### **SONUÇ**

Dünyada küreselleşmeyle birlikte sermaye hareketleri daha da önem kazanmış ve ülkelerin dünyayı tek pazar olarak görmelerine sebep olmuştur. Türkiye'nin bu süreci iyi değerlendirmesi istikrarlı bir makroekonomik ortam yaratması ve rekabet gücünü ön plana çıkartan bir ekonomi politikası uygulanmasına bağlıdır. 1980-2000 yılları arasında kalan dönemde Türkiye ekonomisine ilişkin olarak yapılan bu araştırma, döviz kuru ile enflasyonun ithalat hacmini olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir.

Bu çalışmada Türkiye'de döviz kurunun, ithalat hacmi, enflasyon ilişkisi 1980-2000 döneminde incelenmiş; döviz kuru, toptan eşya fiyat indeksi, ithalat hacmi ilişkisi araştırılmıştır. Bu amaçla, önce iktisadi analiz ile değişkenlere ait seriler, bir ön analize tabi tutulmuştur. İktisadi analizde, her bir değişken için yıllık veriler incelenmiş ve birbiriyle karşılaştırılarak tablo ve grafik şeklinde sunulmuştur. Burada, döviz kuru, enflasyon ve ithalat hacmi arasında anlamlı bir ilişki gözlenmiştir.

Ekonometrik analizde, önce birim kök testi ile değişkenlere ait serilerin durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Modelde kullanılan döviz kuru, toptan eşya fiyat indeksi, ithalat hacmi değişkenlerinin orijinal değerleri durağan çıkmışlardır. Daha sonra değişkenler arasında regresyon ve korelasyon analizleri yapılmıştır. Bir de durağanlığı sağlanan değişkenler arasında ko-entegrasyon testi yapılmıştır. Analiz sonucunda, değişkenlerin ko-entegre oldukları, yani uzun dönemli bir ilişkiye sahip oldukları görülmüştür. En sonunda nedensellik testi yapılarak, bu ilişkinin yönü araştırılmıştır.

Analiz sonuçlarına göre, Türkiye’de 1980-2000 döneminde döviz kurundaki artış ithalat hacmini olumsuz yönde etkilemiştir. Yani, döviz kuru ile ithalat hacmi arasında anlamlı ve negatif bir ilişki vardır. Teorik beklentiye uygun olarak, döviz kuru arttıkça ithalat hacmi azalmaktadır. İthalatın önemli bir kısmı aramal niteliğinde olduğundan bu sonuç, ülkenin ihracat performansı bakımından da önem taşımaktadır.

Türkiye’de 1980-2000 döneminde enflasyon oranındaki artış ithalat hacmini olumsuz yönde etkilemiştir. Bir başka anlatımla, enflasyon oranı ile ithalat hacmi arasında anlamlı ve negatif bir ilişki vardır. Enflasyon oranı arttıkça ithalat hacmi yavaşlamaktadır. Yatırım malları ithalatının azalmasıyla enflasyon, büyüme performansını olumsuz etkileyecektir.

Bu sonuçlar, halen IMF destekli programlarla ekonomik istikrar arayışı içinde olan Türkiye ekonomisi için dikkate değer unsurlar niteliği taşımaktadır. Fiyat istikrarı ve kur istikrarı ithalat bakımından kritik önem arz etmektedir.

#### **KAYNAKÇA**

- Alkinoğlu, Lale (1999). “Türkiye’de Uygulanan İstikrar Politikaları ve Sonuçları”, **Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi**, Sayı:15, ss. 307-317.
- Bilgili, Emine (1999). “1980 Sonrası Türkiye ile Belli Başlı Ticaret Ortakları Arasındaki Döviz Kurlarındaki Değişimin Analizi”, **Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi**, Sayı: 15, ss. 220-233.
- Çolak, Ertuğrul (2001). ‘Zaman Serilerinde Eşbütünleşim (Cointegration)’, Ankara, **Bilim Dergisi**, Sayı: 2, ss. 1-10.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Econometrica**, 49, pp: 1057–1072.
- Granger, C. W. J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods”, **Econometrica**, pp. 424-438.
- Gujarati, D.N., (1995). **Basic Econometrics**. New York: McGraw-Hill, Inc.

- Hakkio, C. S., and Rush, M. (1991). "Cointegration: How Short is the Long Run", **Journal of International Money and Finance**, Vol.: 10, No: 4, pp. 575-583.
- Hisao, C., (1981). "Autoregressive Modelling and Money-Income Casualty Detection", **Journal of Monetary Economics**, pp. 85-106.
- Johansen, Soren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, pp. 231-254.
- Tarı, Recep (1997). "Türkiye'de Enflasyon, Faiz ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkileri (Ekonometrik Analiz:1973-1995 Dönemi)", **Kocaeli Üni. İİBF Dergisi**, Cilt:1, Sayı:1, ss. 226-231.
- Tarı, Recep (1998). "Türkiye'de Enflasyon-Ücret İlişkisi (Ekonometrik Analiz)", **Kocaeli Üni. İİBF Dergisi**, Sayı: 2, ss. 59-69.
- Terzi, H. ve Ahmet Zengin (1999). "Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamadaki Etkinliği: Türkiye Uygulaması", **Ekonomik Yaklaşım**, Sayı: 33, Cilt: 10, ss. 12-25.
- Ulusoy, Ahmet ve Yakup Küçükkale (1998). "Türkiye'de Dış Borçların İktisadi Büyüme ve Enflasyon Üzerine Etkisi: Granger Nedensellik Testi", **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt: 7, Sayı: 21, ss. 1-12.