

# TÜRKİYE'DE 1969-1988 DÖNEMİ İHRACAT VE İTHALAT AYLIK FİYAT ENDEKS TRENDLERİNİN ANALİZİ

Yrd. Doç. Dr. H.Altan ÇABUK (\*)

## GİRİŞ

İhracat ve ithalat fiyatlarında zaman içerisinde görülen değişik eğilimler, devresel değişimler, rastlansal ve mevsimlik değişimler ticaret yapan ülkeler açısından önemli sonuçlar doğurur. Dış ticarete konu mal ve hizmetin çok sayıda olması ihracat ve ithalat fiyatlarının endekslerle ifade edilmesini zorunlu kılar. Endeksler belirli bir istatistik olaya ait değerlerin zaman veya mekan itibarıyla gösterdiği oransal değişmelerin ölçüsüdür (İşçil, 1978, s.237). Günümüzde endeksler çok yaygın uygulama alanına sahiptirler. Özellikle ekonomik sorunların incelenmesinde; üretim, tüketim, dış ticaret, para ve kredi, ücret, ticari faaliyet ve fiyat hareketlerinin analizi ve kıyaslanmasında endeksler düzenlenmektedir. Dış ticaretin nasıl bir seyir izlediği, ülkenin dış ticarettten karlı çıkıp çıkmadığı, sağlıklı yapılmış ihracat ve ithalat fiyat endekslerinin kullanımıyla hesaplanabilmektedir (Boysal, 1982, s.49-73).

Bu çalışmanın amacı, a) Türkiye'de 1969-1988 yıllarında 234 aylık dönemi kapsayan ithalat ve ihracat fiyat endekslerinin, modern zaman serisi tekniklerinin kullanımıyla, aylık değişimlerini trend ve devresel hareketlerinin önemini vurgulayarak incelemektir. Bu teknikler son yıllarda ekonometristler ve iktisatçılar tarafından da yaygın kullanım alanı bulmuştur (Nelson and Plosser, 1982; Stock and Watson, 1988; Cuddington and Urzua, 1989; Perron, 1989; Cuddington, 1992; Choudhry, 1992). b) Yine bu çalışmada stokastik süreçte ithalat ve ihracat fiyat endeksleri serilerinde birim kökün (Unit Root) diğer bir ifadeyle stokastik trendin olup olmadığının test edilmesi de amaçlanmıştır (Dickey and Fuller, 1979; Fuller, 1976). Yapılan test neticesinde birim kökün varlığı veya yokluğu çalışmamızda kullanılan ihracat ve ithalat fiyat endeks serilerinin zamana bağlı durağan (trend stationary (TS) ya da fark işleminden sonra durağan (difference stationary (DS)) olup olmadığını belirlemek içindir (Nelson, and Ploser, 1982). Durağan stokastik süreç istatistiksel bir dengeyi ifade eder. Özellikle, gözlem değerlerinin sabit bir ortalama etrafında değişim göstermesi demektir (Kayım, 1985, s.71). Uygun model belirlenmedikçe analiz dönemini yansıtan ihracat ve ithalat fiyat trendlerinin istatistiksel anlamlılığını test etmek

(\*) Ç.Ü., İ.İ.B. Fakültesi, Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi.

gerçekçi bir yaklaşım olmayacaktır (Cuddington, 1992, s.209). c) Son olarak uygun modeller belirlendikten sonra analiz döneminde görülen davranışların trend ve devresel hareketleri ayrıştırılmaya çalışılacaktır (Beveridge, and Nelson, 1981). Dış ticarete geleceğe yönelik kararların alınmasında yardımcı olacak ve bilgi tabanı oluşturacak ihracat ve ithalat büyüklüklerinin zaman içindeki değişimini incelemeye olanak sağlayan, ihracat ve ithalat fiyat endekslerinin, zaman içindeki değişimini incelemeye olanak sağlayan, ihracat ve ithalat fiyat endekslerinin, zaman içerisindeki değişimleri incelenecektir.

### **Modern Zaman Serisi Analizinde Kullanılan Kavramlar**

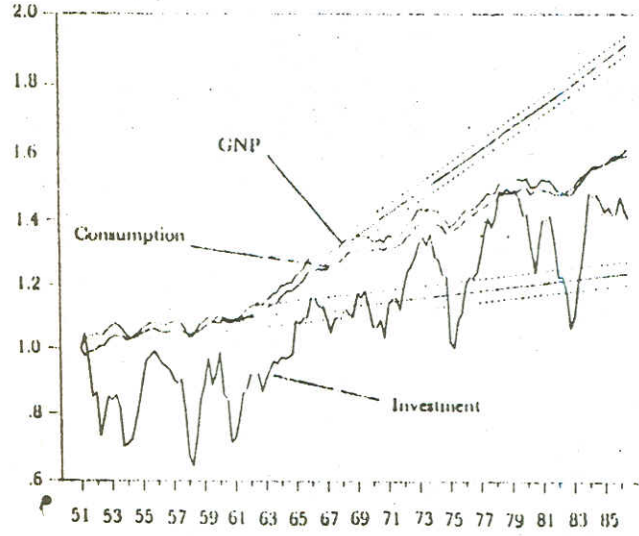
İktisat biliminde toplulaştırılmış zaman serisi değişkenlerinin tarihsel davranışları incelenirse, bu değişkenler uzun dönem eğilimine (trend) ya da eğilimlerine (variable trend) sahiptirler. Bu eğilimler artma, azalma veya sabit davranışlar gösteren bir şekilde karşımıza çıkabilir. Tarihsel gelişimi incelenen zaman serisi değişkenlerinde sabit, artan veya azalan eğilimler görüleceği gibi, bu tarihsel süreç içerisinde bazı dönemlerde her üçüne de rastlanabilir. 20, 30 ya da daha fazla yılları içeren uzun dönem zaman serileri aylık veya üç aylık gibi daa kısa zaman dilimleri için toplanmışsa mevsimlik değişimler görülebilir. Buna ek olarak ekonomik faaliyetler düzeyinin uzun yıllar aynı seviyede kalmasını önleyen sistem için faktörlerinin getirdiği devresel değişimler ve bu faktörler dışında olup önceden tahmin edilemeyen, aynı zamanda etkisini sürekli göstermeyen rastlansal değişimler olabilir. "İktisadi değişkenlerde zaman içerisinde ortaya çıkan değişen eğilimler ve bu bünyede daha kısa aralıklarla ortaya çıkan hareketlerin önemi nedir?" sorusuna seksenli yıllarda ekonometrisler de yanıt aramışlardır (Stock, and Watson, 1988, s.149).

Trendin ne olduğu sorusuna, iktisadi büyüme teorisinin kullanımıyla yanıt aranabilir. Ancak daha kısa dönemde ortaya çıkan davranışlar konjoktürel dalgalanmalar (Business (Cycle) teorisi ile açıklanabilir. Sadece trendi veya sadece konjoktürel dalgalanmaları açıklayan teoriler, bu ikisi arasında bir ilişki sözkonusu olduğunda yetersiz kalırlar (Harvey, A.C., 1985 s.216-227).

Değişen trendleri olan bir zaman serisine regresyon analizinin uygulanması, bilhassa öngörü yapılacaksa yanlış sonuçlar doğurur. Bu durum şekil 1 de açıkça gözükmektedir.

### Şekil 1

GSMH, Toplam Tüketim, toplam Yatırım  
1951-1985 (ABD)



**Kaynak** : Stock, J.H., and M.W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series", Journal of Economic Perspectives, V.2, No.3., Summer 1988, s.148.

Bundan dolayı, zaman serisi değişkenlerini daha fazla kısıtlama yapılmaksızın en az iki bileşen şeklinde ele almak gerekir. Bunlar trend ve konjoktürel dalgalanmalar bileşenleridir. "Trend nedir?" soruna Şekil 1 e bakılarak yanıt aranabilir. Başlangıçta sabit bir oranda değişim gösteren seride, belirli sürelerde daha farklı değişiklikler gözlenmektedir. Buna ek olarak seri elemanları dikkatlice gözlemlendiğinde ortalamanın (trend doğrusu ortalama olarak düşünülürse) meydana gelen bu değişimler stokastik trend olarak ele alınırlar.

Stokastik trendin tasarımı, sabit bir ortalama etrafında tesadüfi değişkenliğe (random walk) karşı gelir.

$$E(e_t)=0;$$

$$E(e_t^2)=s^2;$$

$$E(e_t e_s)=0, s \neq t;$$

özelliklerini sağlamak üzere,

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

veya

$$y_t - y_{t-1} = \mu + e_t$$

ise  $y_t$  zaman serisi değişkenine sabit bir ortalama ( $\mu$ ) etrafında tesadüfi değişkenlik gösteriyor denir (McClearly, R., and A.R.Hay, 1990, s.36-45). Tesadüfi değişkenlikte sabit ortalamayı gösteren  $\mu$  değeri, herbir dönemdeki ortalama tahmini artışı ifade eder. Bu tanım doğrultusunda stokastik trend içeren bir  $y_t$  değişkeni,  $y_t^D$  sabit ortalama etrafında tesadüfi değişkenlik bileşenini ve  $y_t$  durağan zaman serisi bileşenini göstermek üzere,

$$y_t = y_t^D + y_t''$$

şeklinde yazılabilir (Beveridge and Nelson, 1981, s.151-174). Buna karşın, deterministik bir zaman trendi içeren zaman serisi değişkeni ise,

$$y_t = gt + y_t''$$

şeklinde yazılır. Burada  $g$  deterministik trendin sabit büyüme oranıdır. Deterministik trend, analiz döneminde değişiklik göstermeyen veya sabit ( $g$ ) değişim oranına sahip zaman serileri için kullanılan bir kavramdır.

Tesadüfi bir zaman serisi değişkeni, dağılımı zamana bağlı olmayan ve tesadüfi elemanlardan oluşan bir zaman serisi değişkeni ise durağan olarak tanımlanır. Durağan zaman serilerinin aynı zamanda sabit varyans ve otokovaryansları olduğu varsayılır (A.Harvey, 1981, s.22 veya C.Granger and P.Newbold, 1977, s.4). Uygulamada zaman serisi modellerinin kurulmalarında kullanılan doğrusal durağan ya da durağana dönüştürülen stokastik süreçler sınıfında yer alan en önemli öngörü modeli George Box ve Gwilym Jenkins tarafından ortaya atılan "birleştirilmiş otoregresiv-hareketli ortalamalar (ARIMA)" modelidir (Box, G.E.P and G.M.Jenkins, 1976). ARIMA modeller birtek serinin tarihi gelişimini inceleyerek ve bu serinin öncelikli özelliklerini de hesaba katarak gelecekteki olası gidişini ortaya çıkarmak için kullanılır.  $p$  ve  $q$  karşılıklı olarak otoregresiv ve hareketli ortalama terimlerinin derecesini,  $d$  ise değişkenin kaç kez fark işlemine tabi tutulduğunu göstermek üzere, "birleştirilmiş otoregresiv-hareketli ortalamalar modeli ARIMA" ( $p,d,g$ ) şeklinde gösterilir. ARIMA modellerle ilgili Bazı tanımlar ve Özellikler

$y_t$  zaman serisi değişkeni durağan değilse, birinci fark işlemine tabi tutulur ve aşağıdaki şekilde yazılır.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t$$

$$y_t - y_{t-1} = \mu + e_t$$

Yukarıda  $e_t$  ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan durağan bir değişkendir. Birinci fark işlemine tabi tutulan  $y_t$  değişkeninde durağanlığın sağlanmaması durumunda fark işlemine durağanlık sağlanıncaya kadar devam edilebilir. Burada, birleştirme ya da fark süreci (integrated process) ile sabit bir ortalama etrafında tesadüfi değişkenlik (random walk with drift) arasındaki farkı ortaya koymak gerekir.  $y_t$  fark işlemine tabi tutulduğunda ortaya çıkan  $e_t$  durağan olabilir, fakat  $e_t$  ile  $e_t$  nin gecikmeli değerleri arasında ilişki (otokorelasyon) olabilir. Ancak  $y_t$  tesadüfi değişkenlik gösteriyorsa,  $e_t$  ile  $e_t$  nin gecikmeli değerleri arasında serisel bir ilişki diğer bir ifadeyle otokorelasyon yoktur.

$y_t$  nin birinci derece fark işlemine tabi tutulduğu varsayılırsa ARIMA (p,1,q) modelinin genel yazılımı;

$$y_t = c + a_1 \cdot y_{t-1} + \dots + a_p \cdot y_{t-p} + e_t + b_1 \cdot e_{t-1} + \dots + b_q \cdot e_{t-q}$$

şeklinde dir. Burada;  $c$ ,  $a_j$  ve  $b_j$  ( $j=1,2,\dots,p$ ;  $j=1,2,\dots,q$ ) sabit parametreler olup  $e_t$  de otokorelasyon yoktur.

Fark işlemine tabi tutulmuş olan bir  $y_t$  zaman serisi değişkeninin otoregresiv bileşeninde birim kök (unit root) olduğu söylenir. Birim kök terimi, otoregresiv bileşende  $y_{t-1}$  değişkeninin katsayısının bir e eşit olduğu anlamına gelir. " $y_t$  birim köke sahip" ya da " $y_t$  birinci derece fark işlemine tabi tutulmuştur" cümleleri benzer ifadelerdir. Box ve Jenkins birleştirme süreci anlamında durağan olma (nonstationary) zaman serisi terimini kullanmışlardır (Box and Jenkins, 1976, s.192-193).

Durağan olmayan zaman serisinin varyansı iraksaktır. Bu durum tesadüfi değişkenlik kavramı kullanılarak kolay bir şekilde gösterilebilir (Harvey, A.C., 1988, s.24-26).

Zaman serisi üzerinde çalışan araştırmacılar iktisadi değişkenlerin büyük bir bölümünün ARIMA (p,1,q) modelinin kullanımıyla, en doğru tahmin sonucu vereceğini ifade etmişlerdir (Stock and Watson, 1988, s.152). Ancak burada tek değişkenli modellerden bahsedildiği göz ardı edilmemelidir. Buna ek olarak ARIMA modellerin önemini belirten ve ARIMA model ile stokastik trend kavramı arasındaki ilişkiyi ifade eden Beveridge ve Nelson hipotezini de belirtmek gerekir. Beveridge ve Nelson tarafından ortaya atılan ve ispat edilen bu hipotez, ARIMA (p,1,q) şeklinde modeli kurulan her değişken tesadüfi stokastik bir trend içerir hipotezidir (Beveridge and Nelson, 1981, s.151-174).

### **Çalışmada kullanılan Modeller ve Birim Kök (Unit Root) Testi**

Önceki bölümlerde bahsedilen istatistiksel sonuçlar iktisat literatüründe (bilhassa makroiktisat), trend tahminlerine oldukça fazla bir ilginin doğmasına neden olmuştur. Bu

meyanda en önemli istatistiksel sonuç, modellenmesi gereken zaman serisi değişkeninin durağan olmayan stokastik süreç sınıfında mı yoksa durağan olan stokastik süreç sınıfında mı olduğunu belirlemektir. Diğer bir ifadeyle birim köke ya da stokastik trende sahip olup olmadıklarının test neticesinde belirlenmesidir. Bu test seride görülen devresel hareketlerin özelliklerinin açıklanmasında olduğu kadar, trendlerin tahmininde ortaya çıkacak göstergeler açısından da önem taşır (Beveridge and Nelson, 1981).

Giriş bölümünde bahsedilen ve çalışmamızda kullanılan TS ve DS modelleri, Cuddington (1992) tarafından Prebish-Singer hipotezini yeniden araştırmak için kullanılmıştır. Cuddington çalışmasında 1900-1983 döneminde 26 ilkel ihraç malının trendlerini incelemiştir.

TS modeli aşağıda (1) ve (2) nolu eşitliklerde sunulmuştur :

$$\text{Log}(y(t)) = \alpha + \beta t + e(t) \quad (1)$$

$$(1-p(L))A(L)e(t) = B(L)u(t) \quad (2)$$

Burada aşağıdaki özellikler varsayılmıştır :

- A(L) polinomu çevirebilirlik (invertibility) özelliğini sağlar (Kayım, 1985, s.76).
- B(L) ve  $A^{-1}(L)B(L)$  durağandır.
- u (t) ortalaması sıfır ve varyansı sabit bağımsız elemanlardan oluşmuştur.  $\mu(t)$  NID (0,  $\sigma^2$ )

$\rho=1$  olması durumunda (1) ve (2) nolu modelde hata süreci, e(t), durağan değildir. Her ne kadar en küçük kareler yöntemi ile  $\beta$  nin yansız tahmini elde edilse de, birim kökün varlığı  $\rho$  nin iraksak olmasına neden olur (Nelson and Kang, 1984, s.80) Bu durum yanlış sonuçlara neden olacağından, doğru yöntem (1) nolu eşitlikteki regresyonu birinci fark işlemine tabi tutmaktır. Bunun nedeni birim kökü ortadan kaldırmak ve hata sürecine durağanlık kazandırmaktır. Sonuçta elde edilen model (DS)

$$d(\text{Log}(y(t))) = \beta + n(t) \quad (3)$$

$d(\text{Log}(y(t))) = (1-L)\text{Log}(y(t))$  olduğundan  $d(\text{Log}(y(t)))$ , y(t) nin büyüme oranı olarak tanımlanır. Ortalama büyüme oranı  $\beta$  ise (1) nolu eşitlikteki  $\beta$  ile aynı anlamdadır. Bu durumda hata süreci ise aşağıdaki şekilde ifade edilir :

$$A(L)(n(t)) = B(L)(u(t)) \quad (4)$$

(1) ve (2) nolu eşitliklerle ifade edilen model birim kök olması durumunda kullanılırsa, yanlış istatistiksel sonuçlara neden olur. Bundan dolayı fark işlemi kullanılarak

tahmin öncesi uygun modelin belirlenmesi gerekir. Benzer şekilde birim kök içermeyen bir modeli fark işlemine tabi tutmakta uygun bir yöntem değildir. Çünkü birim kök içermeyen bir tanımlamayı ((1) ve (2) nolu eşitlik) fark işlemine tabi tutmak, elde edilen ikinci tanımlamadaki hata sürecinin (t)) hareketli ortalamalar bileşeninde birim kök problemi doğurur.

Durağanlığın altında yatan temel fikir, sürece hakim olasılı kurallarının zamanla bir değişime uğramaması demektir (Vandaele, 1983). belirli bir ortama etrafında durağan olmayan zaman serileri bünyelerinde birim kök (stokastik trend) içeriyor demektir. Bu durumda zaman serisinde görülen bazı dalgalanmalar kısmen sürekli (permanent) olur ve analiz dönemi boyunca serinin seviyesinde değişiklikler görülür.

Dickey ve Fuller (1979, 1981) in, zaman serilerinin birim kök içerip içermediklerini test etmek için geliştirdikleri yöntem aşağıda sunulmuştur.  $z(t)=\text{Log}(y(t))$  olmak üzere;

$$\Delta z(t)=c+m.t+n.z(t-1)+\sum_{j=1}^k r_j.\Delta z(t-j)+u(t) \quad (5)$$

Yukarıda verilen bu regresyon eşitliği Dickey-Fuller testi olarak bilinir.  $y(t)$  nin durağan olması için gerekli şart  $n$  nin tahmin değerinin negatif ve istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmasıdır. Bu hipotez için gerekli kritik değerler (bilinen t-dağılımı kullanılmadığı için) Fuller (1976) dan sağlanabilir.

### **Kullanılan Veriler**

Bir önceki bölümde açıklanan modellerin tahmininde kullanılan veriler 1969-1988 tarihleri arasında 234 aylık dönemi kapsamaktadır. Çalışmada, dış ticaret fiyatlarındaki değişmelerin bir göstergesini elde etmek amacıyla Altay (1988) tarafından oluşturulan aylık ihracat ve ithalat fiyat endeksleri kullanılmıştır. Altay çalışmasında Hazine ve Dış Ticaret Müsteşarlığı'nın verilerini kullanmış ve 1984-1986 yılını baz olarak almıştır. sözkonusu endeksler baz döneminde toplam ihracat ve ithalat değerlerinin sırasıyla ortalama yüzde 76 ve 75'ini kapsamıştır. hesaplanan bu endeksler arasından (Laspeyres, Paasche, Fisher) Paasche endeksleri çalışmamızda kullanılmıştır. Paasche endeksi, cari devredeki miktarlar üzerinde  $n$  maddenin satın alınması için cari devrede ödenecek paranın, temel devrede ödenmesi gerekli paraya olan nispi farkını ölçer. Ağırlıkların cari devre miktarlarının etkisi altında değişmesi gerçek durumun Laspeyres formülünden daha iyi yansıtılmasını sağlar. malların fiyatları yükselirken satın alınan miktarların azaldığı veya fiyatlar düşerken satın alınan miktarların arttığı durumlarda baz yılı miktarlarını ağırlık olarak alan Laspeyres endeksi gerçeği tatminkar bir şekilde yansıtmayacaktır (Köksal, 1985, s.502).

Paasche endeksinde ise, endeksi hesaplanan yıldaki (cari yıl) miktarların baz yılında da geçerli olduğu varsayılmaktadır. Fiyatların arttığı ve satın alınan miktarların fiyatlara karşı hassas olduğu hallerde Paasche endeksinin paydası daha yüksek bir değere sahip olacak ve endeksin değeri küçülecektir.

Laspeyres endeksinin gerçeğin üzerinde, Paasche endeksinin gerçeğin altında değerlere sahip olma eğilimlerinden dolayı ikisinin arasındaki bir endeks değerinin gerçeği daha iyi temsil etmesi tabiidir. Bu da Fisher'in ideal endeksidir. Ancak, DİE'nin ve Altay'ın ithalat ve ihracat fiyat endekslerinin yıllık yüzde değişimleri arasındaki korelasyon katsayılarının diğer endekslere oranla Paasche'de en yüksek çıkması, aynı benzerliğin Dülger (1993)'in çalışmasında da görülmesi sonucu çalışmamızda Paasche'nin kullanılması tercih edilmiştir. kullanılan veriler ve analiz dönemine ait grafikleri sırasıyla Ek-1, Ek-2, şekil 2 ve şekil 3 te verilmiştir.

### Tahmin ve Bulgular

İlk olarak ihracat ve ithalat fiyat endeks serilerinin her ikisi için birim kök (stokastik trend) testi yapılmıştır.

**Tablo 1**

Dickey-Fuyller Birim Kök (stokastik trend) Testi							
$\Delta z(t)=c+m.t+n.z(t-1)+\sum_{j=1}^k r_j.\Delta z(t-j)+u(t)$							
	Gözlem Sayısı	c	$\tau(c)$	m	$\tau(m)$	n	$\tau(n)$
İHFE	234	0.453	2.18	0.0018	0.961	-0.0697	-2.041
İTFE	234	0.188	1.23	0.0005	0.251	-0.0278	-1.091

İHFE = İhracat fiyat endeksi

İTFE = İthalat fiyat endeksi

k=6

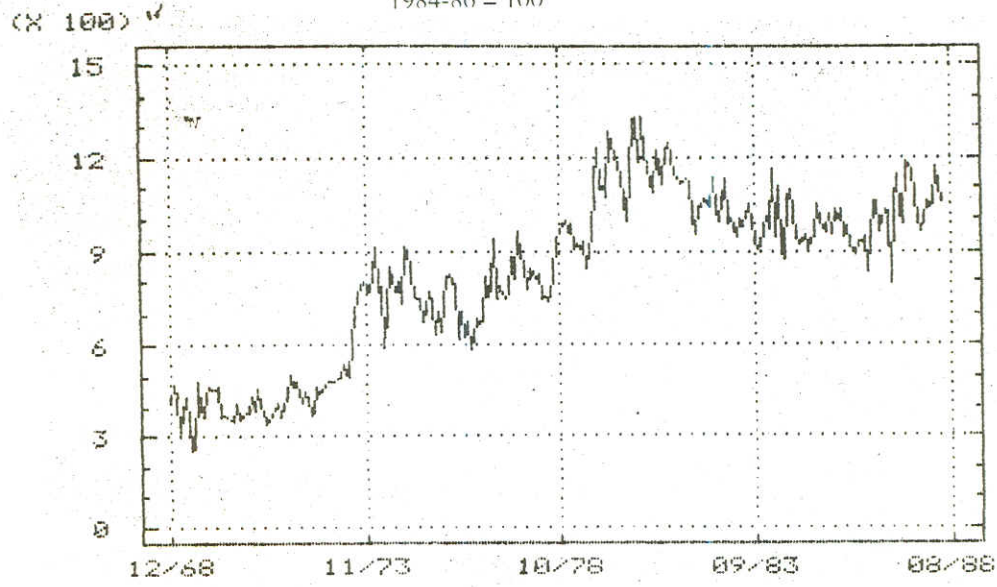
Bunun için (5) nolu regresyon denklemi tahmin edilmiş ve sonuçlar tablo 1 de gösterilmiştir.



### Şekil 2

İhracat Fiyat Endeksi (Paasche)

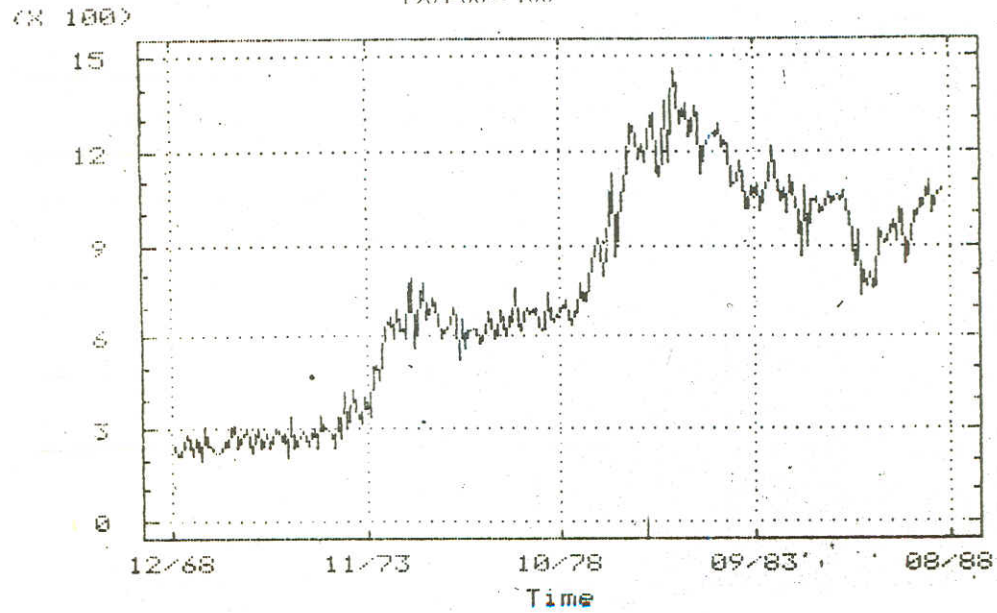
1984-86 = 100



### Şekil 3

İthalat Fiyat Endeksi (Paasche)

1984-86 = 100



Tablo 1 deki deęerlere bakıldığında k deęeri 6 olarak belirlenmiştir. Bunun için Perron (1989, s.1382) gecikme uzunluğu kriteri kullanılmıştır. Tahmin sonucu hata terimlerine ilişkin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon deęerleride güven sınırları içerisinde olduğundan bu deęerin her iki seri için uygun olduğuna karar verilmiştir. her iki seri için (n) deęerleri karşılıklı olarak -2.041 ve -1.019 dur. Bu -istatistik deęerleri normal dağılım özelliğine sahip olmadıklarından t-tablosundan elde edilen kritik deęerler ile test edilemezler (Bradley, and Lumpkin, 1992, s.454). Bunun için 0.10 anlamlılık düzeyinde 100 ve 250 gözlem için kritik deęerleri karşılıklı olarak -2.58 ve -2.57 dir (Fuller, 1976, s.373). Hesaplanan deęerlerin mutlak deęerce bu kritik deęerin altında olması her iki serinin de birim kök (stokastik trend) içerdiği hipotezini kabul etmemize neden olmuştur.

Her iki seride stokastik trendin olmasından dolayı (3) ve (4) nolu eşitlikteki DS modeli ARMA ile tahmin edilmiştir. Burada ARIMA denmemesinin nedeni serinin tahmin öncesi fark işlemine tabi tutulmuş olmasındandır (Tablo 2).

**Tablo 2**  
Tahmin Edilen DS Modelleri

Seri	Sabit	Hata Süreci	Q(18)	R2 (%)	Fayda Fonk
İHFE	0.004 (0.933)	$e(t)=(1-0.501L+$ (20.06) $+0.248L^{12}+0.124L^{13}) u(t)$	23.818	20.6	$d\log (y(t))=0.004+0.871 u(t)$
ITFE	0.006 (2.3)	$e(t)=(1-0.522L)u(t)$ (9.35)	27.484	38.8	$d\log (y(t))=0.006+0.478 u(t)$

Analiz döneminde ihracat fiyatlarında aylık 0.004 lük bir artış varken ithalat fiyatlarında 0.005 lik bir artış gözlenmiştir. Tablo 2 de daha önceki bölümlerde bahsedildiği gibi bu fiyat serilerini trend ve devresel hareketler bileşenleri ile de incelemek mümkündür. Bunun için fayda fonksiyonunun hesaplanması gerekir (Cuddington, 1992 s.216). Bu fonksiyonlar Tablo 2 nin son sütununda hesaplanmıştır. Bu fonksiyon serilerin sürekli bileşenlerinin (Log(yp(t)) analiz döneminde fiyat hareketlerinden ne kadar etkilendiklerini anlamak açısından önemlidir. Buna göre, ihracat fiyatlarındaki değişmelerin yüzde 87.1'i sürekli, yüzde 12.9 luk kısmı ise devresel yada mevsimsel hareketlerden kaynaklanmaktadır. Benzer şekilde ithalat fiyatlarında bu durum karşılıklı olarak yüzde 47.8 ve yüzde 52.2 olarak hesaplanmıştır. Bu durum ihracat fiyatlarının mevsimsel ve devrevi hareketlerden ithalat fiyatlarına oranla daha fazla etkilendiğini ifade eder. Ancak ithalat fiyatlarının analiz döneminde, ihracat fiyatlarına oranla daha yüksek bir artış trendine sahip olması türkiye açısından dış ticaret hadlerinde alehte bir gelişmeyi ifade etmektedir. Benzer eğilimler Dülger (1993, s.110) ve Balıkçoğlu (1988) nun çalışmalarında da gözlenmiştir.

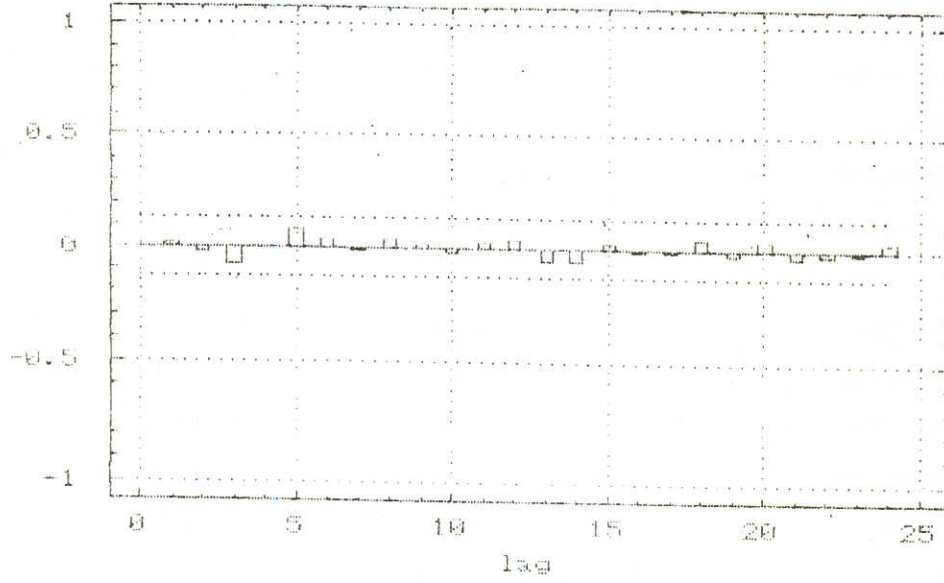
Tablo 2 de her iki modelin hata terimlerinin ilk 20 otokorelasyon değerleri hesaplanıp, modellerin uygunluğunun testi için belirli bir şekil gösterip göstermedikleri incelenmiştir (Şekil 4 ve Şekil 5). Uygunluk test istatistiği olarak Box-Pierce Q istatistiği hesaplanmıştır,

$$Q = (n-d) \sum_{k=1}^K r(k)^2$$

ve K-p-q serbestlik derecesinde ki-kare testine tabi tutulmuştur. 0.05 anlamlılık düzeyinde, 18 ve 19 serbestlik derecelerine göre ki-kare tablo değerleri karşılıklı olarak 28.869 ve 30.144 tür. Bu test neticesinde her iki modelin hatalarının rastlansal olarak dağıldığını (white noise) ve modellerin seriler için uygun olduğunu söyleyebiliriz.

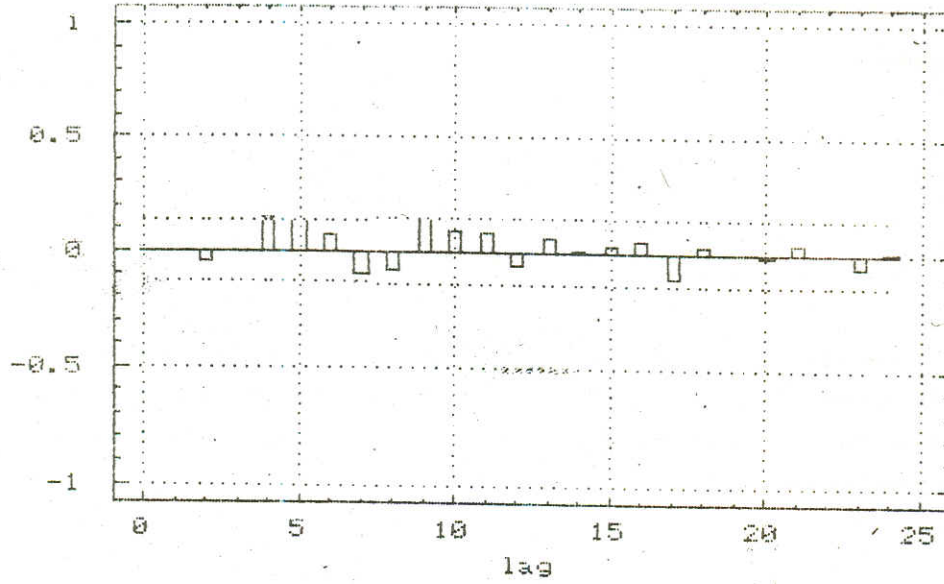
Şekil 4

Hesaplanan Hata Otokorelasyonları (İHFE)



Şekil 5

Hesaplanan Hata Otokorelasyonları (İTFE)



## Sonuç

Bu makalenin amacı, Türkiye için hazırlanmış ve 1969-1988 yıllarını kapsayan 234 aylık ABD doları bazlı ithalat-ihracat fiyat endekslerine modern zaman serisi tekniklerini uygulamak ve

- a) aylık değişimlerin trend ve devresel hareketlerini incelemek,
- b) bu serilerde stokastik trend olup olmadığını Dickey-Fuller testi ile kontrol etmek,
- c) 234 aylık dönemi kapsayan davranışların trend ve devresel hareketlerini ayırtmaya çalışmaktır.

Dönemin bir bölümünün ithalat ve ihracatı liberalleştirmeye yönelik yönelik 1980 sonrası dönemi kapsadığı için ithalat ve ihracat fiyatlarında hızlı değişimlerin olması beklenirdi. Nitekim ithalat ve ihracat fiyat endekslerinin 1980 yılına kadar yükseldiği ve daha sonra düşme eğilimine girdiği görülmektedir. Bu eğilimi, dış ticaretteki liberalleşmenin; fiyatların "doğru" olarak belirlenmesine yönelik olduğu şeklinde yorumlanabilir. Dış ticarete doğru fiyatların tam anlamıyla oluştuğu söylenemez, ancak bu yönde bir eğilimden kaynaklanabilir.

Çalışmada kullanılan TS ve DS modellerinden uygun olanının seçimine Dickey-Fuller birim kök testi neticesinde karar verilmiştir. Birim kökün varlığı, diğer bir ifadeyle stokastik trend, ihracat ve ithalat fiyat endeks serilerinin zamana göre grafiklerinden de anlaşılmaktadır.

Analiz ithalat ve ihracat fiyatlarındaki sürekli ve devresel değişimleri ayırmaya yönelik fayda fonksiyonları belirlenmiştir. Bu doğrultuda, ithalat ve ihracat fiyatlarındaki sürekli artışlar toplam değişimliliği karşılıklı olarak %47.8 ve %87.1 lik oranlarda açıklarken, devresel değişimler karşılıklı olarak 52.2 ve 12.9 dur. Devresel değişimlerin bu oranlarda açıklanması, sürekli artış olarak ifade edilen  $\beta$  da karşılıklı olarak ithalat fiyatlarında  $\beta-0.522$   $u(t)$ , ihracat fiyatlarında ise  $\beta-0.129u(t)$  lik bir sapmanın (devresel değişiminin) olabileceğini ifade eder.

Şu da bir gerçek ki Dünya ve yurtiçi fiyat değişikliklerine dayalı olan modelimiz, tahminde kullanılan fiyat verilerini dışsal olara etkileyebilecek döviz kurunun Merkez Bankası otonomisindeki yönlendirmeleri yansıtmaktan uzaktır. Ve de bu tür bir ölçüm çalışmamız kapsamı dışındadır. Bu nedenledir ki, gelecekte yapılacak çalışmalara ışık tutma açısından, tahmine eşanlı olarak ülke ithalat ve ihracatının döviz esnekliklerinin fayda fonksiyonu çerçevesinde dahil edilmesi devresel ve trend hareketlerini daha gerçekçi yapacaktır. Nitekim tarıma dayalı olmayan ülkemiz ihracatındaki sonbahar dönemi ihracat artışları bu şüphemizi doğrular niteliktedir.

Kullandığımız ekonometrik modelin, zaman dizisine dayalı dış ticaret verilerini incelemede, kısa dönemde ortaya çıkabilecek konjonktürel dalgalanmaları daha iyi açıklayabilme gücü nedeni ile diğer seçeneklere oranla karar mercilerine daha iyi alternatifler sunduğu inancını taşımaktayız. Çünkü özellikle dış ticaret verileri aylık ele alındığında konjonktürel etkiler daha bir önem kazanmaktadır.

#### KAYNAKLAR

- Altay, S., "Türkiye'de Dış Ticaret Fiyatları ve İthalatın Gelir Esnekliği : Bir Tahmin Denemesi," T.C., Merkez Bankası Üç Aylık Bütün, Temmuz-Eylül 1988.
- Balıkçıoğlu, F., Türkiye'de Dış Ticaret Hadleri Değişmelerinin Gelir Etkisi : 1970-1985, İGME Yayını, Ankara, Şubat, 1988.
- Beveridge, S., and C.R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'", Journal of Monetary Economics, 1981, 7, s.151-174.
- Boysal, H., "Milli Gelirin Sabit Fiyatlarla Hesaplanmasında Dış Alem Kalemlerine İlişkin Sorunlar," ODTÜ Gelişim dergisi, V.9, No.1, 1982, s.49-73.
- Box, G.E.P. and G.M.Jenkins, Time Series Analysis : Forecasting and Control, Revised Ed., San Francisco : Holden-Day, 1976.
- Bradley, M.G., and S.A.Lumpkin, "The Treasury Yield Curve as a Cointegrated System," Journal of Financial & Quantitative Analysis, 27, 1992, pp.449-464.
- Choudhry, T., "The Long Run Money Demand Function in the United Kingdom : Stable or Unstable," Journal of Economics and Business, 44, 1992, pp.335-344.
- Cuddington, J.T., "Long-run Trends in 26 Primary Commodity Prices : A Disaggregated Look at the Prebisch-Singer Hypothesis," Journal of Development Economics, 39, 1992, pp. 207-227.
- Cuddington, J.T. and C.M. Urzua, "Trends and Cycles in Net Barter Terms of Trade : A New Approach." Economic Journal, 99, 1989, pp.426-442.

- Dickey, A., and A.Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressi ve Time Series With a Unit Root," journal of the American Statistical Association, 1979, 74, pp.427-431.
- Dülger, F., Türkiye'de Dış ticaretin Gelir Etkisi, Ç.Ü., Sosyal bilimler Enstitüsü, (Yayımlanmamış Y.Lisans Tezi), 1993.
- Fuller, W.A., Introduction to Statistical Time Series. New York : Wiley, 1976.
- Granger, C. and P.Nejbold, Forecasting Economic Time Series, New york : Academic Press, 1977.
- Harvey, A.C., "Trends and cycles in Macroeconomic time Series" Journal of Business and Economic Statistics, 1985, 3, 216-227.
- Harvey, A.C., Time Series Models., Nej York : Wiley, 1981.
- Harvey, A.C., The Econometric Analysis of Time Series, Southampton : Camelot Press Ltd., 1988.
- İşçil, N., İstatistik Metotları ve Uygulamaları, Ankara İ.T.İ.A. Yayın, 8. Baskı, Ankara, 1978.
- Köksal, B.A., İstatistik Analiz metodları, 3. Baskı, Çağlayan Basımevi, 1985.
- Kayım, H., İstatistiksel Ön Tahmin yöntemleri, H.Ü., İ.İ.B.F. yayını No. 11, Ankara, 1985.
- Montgomery, D.C., L.A.Johnson and J.S. gardner, Forecasting and Time Series Analysis, 2 nd Ed., New York : McGraw-Hill, Inc. 1990.
- Nelson, C.R. and H.Kang, "Pitfalls in the use of time as an explanatory variable in regresion, Journal of Business and Economic Statistics. 2. 1984, 73-82.
- Nelson, C.R., and C.I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence & İmplications," Journal of Monetary Economics, v.10, 1982, s.139-162.
- Perron, P., "The great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis." Econometrica, 57, 1989, pp.1361-1401.
- Stock, J.H. and M.W.Watson, "Variable Trends in Economic Time Series", Journal of Economic Perspectives, V.2, No.3., Summer 1988, p.147-174.
- Vandaele, W., Applied Time Series and Box-Jenkins Models, New York : Academic Press, 1983.

## EK - 1

İhracat Fiyat Endeksi (Paasche) ; 1984-1986 = 100

YIL	AYLAR											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1969	420	474	435	318	435	341	253	263	487	396	364	453
1970	468	460	469	365	374	362	353	350	414	353	377	384
1971	435	389	461	393	391	342	349	395	413	363	406	439
1972	509	465	485	406	455	432	372	379	470	443	454	474
1973	484	486	492	500	538	509	500	608	706	797	801	773
1974	768	836	910	768	787	595	849	808	773	802	728	912
1975	907	823	751	745	674	724	768	721	636	705	645	820
1976	827	792	792	623	703	629	677	586	682	667	680	819
1977	758	787	940	747	788	747	768	878	807	961	890	852
1978	781	840	807	822	749	754	741	761	829	934	972	991
1979	962	981	904	921	903	928	839	951	1113	1229	1092	1106
1980	1073	1289	1235	1210	1132	1060	995	1155	1328	1333	1185	1331
1981	1207	1111	1090	1223	1869	1109	1234	1250	1198	1144	1115	1119
1982	1128	1112	1002	953	1039	1041	1066	1039	1134	1026	989	1073
1983	1127	984	1001	942	999	978	1016	1048	990	931	906	920
1984	1012	966	1160	945	1105	888	870	1076	1094	945	919	932
1985	953	907	927	956	1146	987	958	1020	950	1036	1000	1034
1986	946	975	913	891	929	929	941	835	935	1053	1054	963
1987	1035	1023	797	1055	1440	1015	983	1184	1158	1061	998	963
1988	1000	1059	1039	1059	1166	1054						

Kaynak : Altay, S., "Türkiye'de Dış Ticaret Fiyatları ve İthalatın Gelir Esnekliği : Bir Tahmin Denemesi," T.C., Merkez Bankası Üç Aylık Bülten, Temmuz-Eylül 1988, s.31-34.



## EK - 2

İthalat Fiyat Endeksi (Paasche) ; 1984-1986 = 100

YIL	AYLAR											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1969	252	236	210	211	283	253	215	271	257	199	307	243
1970	243	225	222	228	263	242	309	314	237	260	301	257
1971	221	276	305	239	255	288	240	291	292	264	286	206
1972	342	237	257	294	258	242	283	303	240	349	296	304
1973	286	234	341	272	423	303	344	431	363	318	406	372
1974	344	505	507	457	539	636	668	595	696	618	627	595
1975	769	790	563	737	779	657	679	733	695	660	595	635
1976	654	701	655	527	662	562	618	616	626	580	596	621
1977	686	649	592	607	692	606	668	651	763	638	619	686
1978	702	673	701	641	623	626	749	662	647	674	690	726
1979	656	645	682	680	776	719	726	846	884	922	885	801
1980	898	1015	1124	862	1049	1090	1163	1288	1273	1239	1172	1221
1981	1171	1307	1322	1141	1123	1193	1360	1169	1346	1463	1286	1337
1982	1353	1248	1274	1339	1299	1130	1208	1250	1253	1249	1286	1217
1983	1227	1214	1090	1103	1164	1108	1014	1018	1087	1064	1099	1007
1084	1092	1110	1212	1121	1088	1042	1079	1003	1118	1026	1001	868
1985	1088	901	1039	1042	1052	1001	1034	1061	1035	1052	1053	1038
1986	1075	1016	993	832	946	742	821	771	813	763	768	955
1987	906	923	956	976	916	1017	1010	841	931	1003	995	1038
1988	1026	1063	1104	1000	1037	1082						

Kaynak : Altay, S., "Türkiye'de Dış Ticaret Fiyatları ve İthalatın Gelir Esnekliği : Bir Tahmin Denemesi," T.C., Merkez Bankası Üç Aylık Bülten, Temmuz-Eylül 1988, s.31-34.

