

**TÜRKİYE'DE İTHALAT TALEBİNİN KOENTTEGRASYON ANALİZİ:
1987(I)-2000(IV)**

Aziz KUTLAR (*) Muammer ŞİMŞEK(**)

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye'nin 1987(1)-2000(4) dönemine ait ithalat talebinin uzun dönem seyri ele alınmaktadır. Ekonomide ithal edilebilir mallar, dış ticarete konu olan ticari mallar ve dış ticarete konu olmayan mallar olarak üç sektör bulunmaktadır. İthalat talebinin GSYİH, ticari mallar ve dış ticarete konu olmayan malların fiyat endeksleri ile ilişkisi incelenmektedir. İthalat talebinin bu değişkenlerle uzun dönem ilişkisini ortaya koymak amacıyla koentegrasyon analizi yapılmaktadır. Koentegrasyon analizi için değişkenlerin durağanlık testleri yapılmış ve uygun VAR modeli seçilerek koentegrasyon vektörlerinin varlığı için koentegrasyon testi yapılmıştır. Ayrıca ithalat talebinin kısa dönem tahmini FIML yöntemi kullanılarak elde edilmektedir. Sonuçta, Türkiye'nin uzun dönemde ithal mallarının yerine ikame edilecek malların rekabet gücünün olup olmadığı değerlendirilmektedir.

Anahtar kelimeler: İthalat Talebi, Ticari Mallar, Ticari Olmayan Mallar, Koentegrasyon.

JEL:C32,F15

1. Giriş

1980 li yıllara kadar Türkiye'nin ithalatı son derece sınırlı düzeyde kalmıştır. 1984 de dış ticaret rejimi değiştirilerek yeni bir döneme girilmiştir.⁺ 1980 yılından itibaren ihracatla birlikte artmaya başlayan ithalat 1984 yılında 10.7 milyar dolara ve 2000 yılında da 45.4 milyar dolara yükselmiştir.

Yapılan ampirik çalışmalarda ithalat talebi, ithalat yapan ülkenin reel geliri veya harcaması ile ithal malları fiyatının yerli ithal malları yerine ikame edilebilir malların fiyatına oranına bağlı olduğu ortaya konulmaktadır. Ülke içinde üretilen mallar ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan mallar

(*) Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, İİBF, SİVAS

(**) Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, CMYO, SİVAS

⁺ Türkiye'nin ithalatı 1971 yılına kadar 1 milyar doların altındadır. 1971 yılında 1.17 milyar dolar düzeyine çıkmıştır.

şeklinde ele alındığında, ithal mallarının ticarete konu olmayan mallarla herhangi bir ilişkisinin olmadığı ortaya çıkar. Kişiler ilk etapta harcamalarını ticarete konu olan mallarla ticarete konu olmaya mallar arasında nispi fiyatlara göre paylaşacaklardır. Daha sonra geri kalan gelirlerini ticarete konu olan yerli mallar ile ithal malları arasında bölüştürecektir. Burada yerli ve ithal mallarının nispi fiyatları önem kazanmaktadır (Goldestein *et al*,1980)

Teorik bir model çerçevesinde Türkiye’de ithalatın; GSYİH, ticari ve ticari olmayan malların oransal fiyat endeksleri arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunup bulunmadığı araştırılmaktadır. Yapılan çalışmada ticari ve ticari olmayan yerli malların fiyatı, uzun dönem ithal malları talebinin önemli bir belirleyicisidir. Dış ticarete konu olan yerli malların fiyatları ithal malları ile ikame edilebildiği için bu malların fiyatları ticarete konu olmayan malların fiyatlarına göre daha az artmaktadır. Bir başka ifade ile dış ticarete konu olmayan yerli malların fiyatı daha fazla artar ve üretkenliği daha azdır. Bu malların (özellikle hizmetlerin) verimliliği bir anlamda daha düşüktür (Goldestein and Officer, 1976). Türkiye ile ilgili ele alınan yıllar arasında ticarete konu olmaya malların ticarete konu olan mallara oranı, P_N/P_T , 0.96 dan 1.46 oranına kadar çıkmıştır. Aşağıdaki Şekil 1’in sağ alt grafiğinde logaritma değeri olarak bu seyir izlenebilir.

Bu çalışmada koentegrasyon testi ile serilerin önce birinci merteye entegre seriler (integrated series), $I(1)$ ve bu serilerin birlikte koentegre olup olmadıkları $CI(1,1)$ yani, bütün serilerin birinci merteye diferansiyeli alındığında durağan olup olmadığına bakılacaktır. Serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için Augmented Dickey-Fuller testine başvurulmaktadır. Daha sonra seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini bulmak için koentegrasyon analizi yapılarak koentegre vektörler belirlenmektedir. Koentegrasyon analizinden önce kullanılacak VAR modeli için değişkenleri için mis-spesification testleri yapılacaktır. Ayrıca değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisi ele alınmaktadır. Koentegrasyon analizinde sınırlandırılmış ve sınırlandırılmamış koentegrasyon analizleri yapılarak değişkenler arasında zayıf dışsallığın (weak exogeneity) olup olmadığı ortaya konulmaktadır. Uzun dönem lineer ilişki hata düzeltme modeli (error-correction model) ortaya konulmaktadır. Elde edilen hata düzeltme vektörleri ile birlikte $I(0)$ olan ithalat talebinin kısa dönem denklem tahmini FIML yöntemi ile elde edilmektedir. En son değişkenlerin zaman içerisinde birbirini etkileyen analizlere yer verilerek gerekli sonuçlar elde edilmiştir. Koentegrasyon analizinde Johansen (1988,1995) ve, Hendry (1995) yöntemleri kullanılmaktadır

2. Teorik Model

İthalat talebi geleneksel olarak; GSYİH ve oransal fiyatların bir fonksiyonu olarak modellenmektedir. Bu çalışmada kullanılan model; Türkiye'deki, ticari mallar (QT) ve dış ticarete konu olmayan (QNT) mallara ilişkin ithalat talebinin log-lineer şeklindeki denklemi, yani ithalat talebi fonksiyonu aşağıdaki şekilde türetilir (Goldestein et al,1980;Milas, 1998);

$$M_D = f(P_M, P_{NT}, P_T, Y)$$

M_D = İthal malları talebi

P_M = İthal mallarının fiyatı

P_{NT} = Ticari olmayan malların fiyatı(dış ticarete konu olmayan mallar)

P_T = Ticari mallar(dış ticareti yapılabilen mallar)

Y = reel GSYİH

Teoriye göre ithalat talebinin fiyat değişkenlerine göre kısmi türevleri,

$$\frac{\partial M_D}{\partial P_M} < 0, \quad \frac{\partial M_D}{\partial P_{NT}} > 0, \quad \frac{\partial M_D}{\partial P_T} > 0,$$

şeklinde olmaktadır. Bütün değişkenlerin doğal logaritması alındığında ithalat talebi denklemi aşağıdaki şekilde olacaktır;

$$m_d = \alpha_1 y - \alpha_2 p_m + \alpha_3 p_t + \alpha_4 p_n \quad (1)$$

m_d , ithalat talebinin hacminin logaritmasını,

y , GSYİH 'ın logaritma değerini,

p_m , ithal mallarının fiyatının logaritmasını,

p_n , ticari olmayan (dış ticarete konu olmayan) malların fiyatının logaritmasını,

p_t , yerli ticari malların fiyatının logaritmasını,

α_i , katsayıları göstermektedir.

Bu çalışmanın amacı, ülke içindeki ticari mallara yönelik talepteki fazlalığın bir model şekline dönüştürülmesi olduğu için ekonomide; ithal edilebilir mallar, ticari mallar ve ticari olmayan malların üretildiği üç sektörün bulunduğu ve tüketicilerin kendi harcamalarını bütçe kısıtı altında bu üç tip mallara eş anlı olarak tahsis ettikleri varsayılmaktadır. Nominal gelir ve fiyatların sıfırcı mertebede homojenliği varsayımı altında veya parasal yanılma olmaksızın, fiyat elastikyetleri için aşağıdaki gibi bir kısıtlama yapılabilir;

$-\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 0$ dir. Böylece (1) numaralı eşitlik şöyle ifade edilebilir:

$$m_d = \alpha_1 y - \alpha_2(p_m - p_t) + \alpha_4(p_n - p_t) \quad (2)$$

Bu denklemde değişkenlerin logaritmaları alındığında p_m ve p_n değerleri iç fiyat endeksinden p_t çıkartılarak oransal endeksler şeklinde ifade edilmektedirler. (2) numaralı eşitlik; GSYİH, oransal fiyatlar ve ithalat talebi arasındaki uzun dönem ilişkisini göstermektedir. İthalat; pozitif olarak GSYİH ve ticari olmayan (Q_{NT}) malların oransal fiyatına ($p_n - p_t$) bağlıdır. Özellikle, ($p_n - p_t$), dünyanın geriye kalan kısmında belirli oransal fiyatlar için, ülkenin uluslararası alanda rekabet etme gücünü ölçmektedir. Ticari olmayan malların (Q_{NT}) oransal fiyatındaki bir artış, ülkenin uluslararası rekabetteki oransal bir bozulmaya eşdeğer olan ve ürettiği ticari malların iç maliyetindeki bir artış anlamına gelmektedir (De Gregorio *et al.* (1994).

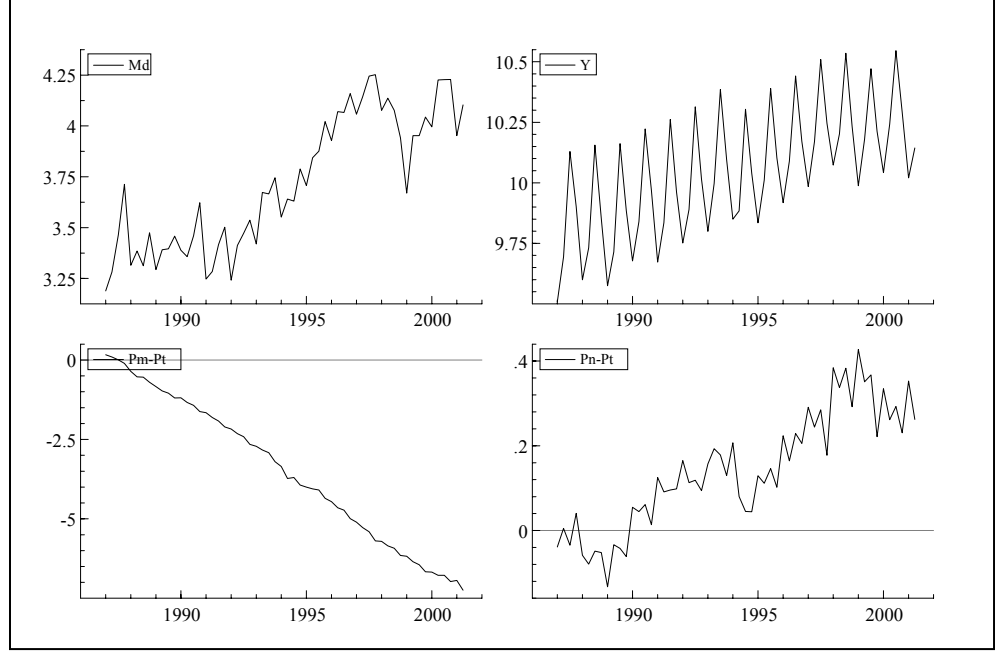
İthalatın oransal fiyatının yükseldiği, ithal mallarına yönelik talebin düştüğü ve aynı zamanda ülke içinde üretilen ticari mallara olan talebin de hem ülke içinde ve hem de ülke dışında arttığı zaman, ithal mallarının oransal fiyatı ($p_m - p_t$); tüketicileri ithal mallarının kullanımından yerli malların kullanımına (ikamesine) doğru yönlendirir.

3. Yöntem ve Koentegrasyon

Bu çalışmada Türkiye'nin 1987(1)–2000(4) dönemine ilişkin verileri kullanılarak ithalat talebinin koentegrasyon analizi yapılmaktadır.1 Modelde logaritma değer olarak ifade edilen değişkenlerden m_d , ithalat talebini; y , GSYİH yı; p_m , ithalat fiyat endeksini; p_t ticari malların fiyat endeksini; p_n , ticari olmayan malların fiyat endeksini göstermektedir. Uzun dönem analizi için

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

kullanılan değişkenlerin vektörü $z'=(md,y, pm-pt, pn-pt)$ şeklindedir*. Şekil 1 de serilerin logaritma değerleri görülmektedir. Bütün seriler mevsimlidir.



kullanılmaktadır. Seriler çoklu denklem sistemi kullanılarak $I(0)$ 'a dönüştürülebilir. Bir lineer doğrusal model için k gecikmeye sahip n sayıda durağan olmayan X_t değişkeni, D_t deterministik değişken ile durağan hale dönüştürülen VAR modeli aşağıdaki şekilde ifade edilebilir;

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Deterministik değişkeni sabit, mevsimsel yapay değişkenler, ilave yapay değişkenler ve diğer stokastik olmayan regresorlar içerebilir. $n \times n$ boyutlu ε_t şok değişkeni $iidN_p(0, \Omega)$ şeklindedir. $H(r)$, α ve β $n \times r$ boyutlu matris olmak üzere $\Pi = \alpha\beta'$ indirgenmiş rank (reduced rank) şartı altında VAR modelinin bir alt modeli aşağıdaki şekilde ifade edilir;

* Değişkenlerle ilgili bilgi çalışmanın sonunda verilmektedir.

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Elde edilen bu model indirgenmiş kalıp (reduced form) hata düzeltme modeli olarak bilinmektedir. Bu son denklemde Π matrisinin rankı, bağımsız koentegre vektörlerin sayısına eşittir. Rank (Π)=0 ise, son denklemdeki Π matrisi sıfır matrisi olur. Denklem birinci merteye diferansiyelli VAR modeli olur. Rank (Π)=n ise, vektör süreci durağandır. Denklemdeki son ifade $\alpha\beta X_{t-1}$ hata-düzeltilme faktörüne eşittir. Sonuç olarak eğer $1 < \text{rank}(\Pi) < n$ ise birçok koentegre vektör bulunmaktadır.

Farklı koentegre vektörlerin sayısı Π matrisinin karakteristik (öz değerler) köklerinin yeterliliğinin sınanması ile elde edilebilir. Matrisin rankı sıfırdan farklı öz değerlerin sayısına eşittir. Eş-anlı (simultaneous equations) denklemler için Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood estimator) yöntemi kullanılarak λ öz değerleri;

$$|\lambda S_{11} - S_{10} S^{-1}_{00} S_{01}| = 0$$

şeklinde çözümlenerek Π matrisinin n öz değerleri r en büyük öz değerler $1 > \lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_r > \dots > \lambda_n > 0$ şeklinde sıralanabilir Johansen (1995:93), Hendry (1995:415-416). Şayet X_t deki değişkenler koentegre olmamışlarsa Π matrisinin rankı sıfıra eşit olacak ve bütün öz değerler sıfır olacaktır. $\ln(1)$ değeri sıfır olduğundan, $\ln(1 - \lambda_i)$ değeri de doğrudan sıfıra eşit olacaktır. Eğer matrisin rankı bir ve $0 < \lambda_1 < 1$ arasında değişiyor ise, $\ln(1 - \lambda_1)$ nin değeri negatif olurken diğer bütün öz değerler sıfır olacaktır. Öz değerlerin sayısını test etmek için aşağıdaki yöntem kullanılır;

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

denklemlerde λ_i tahmin edilen öz değerleri göstermektedir. T ise kullanılabilir gözlem sayısıdır. r'nin değeri bilindiğinde sınama bu iki denklemin alacağı değerler arasında yapılır Enders (1995:391).

4. Ampirik Bulgular

Durağan olmayan serilerin birinci diferansiyeli alındığında durağan serilere dönüşüyorlarsa, yani I(1) şeklinde seriler olarak ortaya çıkıyorlarsa seriler arasında koentegrasyon analiz C(1 1) yapılabilir. Serilerin durağan olup olmadıklarını belirlemek için ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Phillips -Perron) birim kök testlerine başvurulmuştur. Her iki testin sonuçları birlikte ele alındığında bütün serilerin I(1) olduğu görülmüştür. k. gecikme değerini göstermek üzere, normal ve birinci diferansiyeli alınmış serilerin bilgi kriterleri en küçük değerde olan iki gecikme (k=2) değeri için MacKinnon kritik değerlerine göre ADF ve PP testlerinin sonuçları Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1. Serilerin ADF ve PP Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF Değerleri* (k=2)		PP Değerleri (k=2)	
	Kendisi	Birinci Farkı	Kendisi	Birinci Farkı
m _d	-0.62	-8.19**	-1.414	-11.274**
y	-1.50	-31.60**	-4.939**	-9.048**
p _m -p _t	-0.29	-5.64**	0.157	-11.300**
p _n -p _t	-1.36	-6.52**	-1.844	-15.317**

*Serinin birinci türevinin %1 anlam düzeyinde birim kök ihtiva etmediğini (**) işareti ile ve %5 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediğini (*) işareti ile gösterilmektedir. MacKinnon kritik değerleri %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırası ile -3.56, -2.92 ve -2.59 şeklindedir.

Yukarıdaki tabloda bütün serilerin her iki teste göre birinci mertebe diferansiyellerinin %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir. Yalnız PP birim kök testine göre y serisinin kendisi de %1 anlamlılık düzeyinde durağandır.

Seriler arasında k=2 gecikme için Granger nedenselliği ile ilgili değerler yukarıdaki tabloda verilmektedir. Dördü hariç diğer bütün değişkenlerin karşılıklı Granger nedenselliği taşıdıkları görülmektedir. Değişkenler arasında çift yönlü güçlü bir nedensellik ilişkisinin bulunmaktadır.

Tablo 2. Granger Nedensellik İlişkisi

Sıfır Hipotezi	Göz.	F	P(ihtimal)
y, m_d , nin Granger nedeni değildir.	54	17.8055	1.5E-06***
$m_d y$, nin Granger nedeni değildir.		38.5887	8.6E-11**
(p_n-p_t) , y nin Granger nedeni değildir.	54	11.0091	0.00011**
$M_d (p_m-p_t)$, nin Granger nedeni değildir.		3.00557	0.05872
(p_n-p_t) , M_D nin Granger nedeni değildir.	54	2.37259	0.10387
M_d , (p_n-p_t) , ' nin Granger nedeni değildir		1.90867	0.15914
(p_m-p_t) , y nin Granger nedeni değildir	54	157.095	0.00000**
y , (p_m-p_t) , nin Granger nedeni değildir		5.62186	0.00634**
(p_n-p_t) , y nin Granger nedeni değildir	54	69.6269	4.8E-15**
Y , (p_n-p_t) , nin Granger nedeni değildir		7.21014	0.00180**
(p_n-p_t) , (p_m-p_t) nin Granger nedeni değildir	54	3.09273	0.05434
(p_m-p_t) , (p_n-p_t) nin Granger nedeni değildir		3.75134	0.03049**

4. 1. Koentegrasyon Analizi

Johansen (1995) tarafından geliştirilen rank belirleme yöntemi $H(0), H(n)$ 'e karşı test edilir. $H(0)$ reddedildiğinde $H(1), H(n)$ hipotezine karşı test edilir. Sonuçta kabul edilen $H(r)$ hipotezinde r rankın olduğu kabul edilir. Daha sonra model seçimi için bu yöntemle koentegre vektörün deterministik trend ve karesel formunu da içeren hipotezler Doornik *et al.* (1998) aşağıdaki gibi geliştirilmiştir.

Hipotezler	x	$\beta' x$
$H_{q1}(r): \pi = \alpha\beta. \Phi q_t = \phi c + \phi_1 t$ doğrusal	karesel	
$H_1(r): \pi = \alpha\beta. \Phi q_t^l = \phi_c + \phi_1 t$ doğrusal	doğrusal	

+ E üstel değeri göstermektedir.

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

$H_{1c}(r): \pi=\alpha\beta. \Phi_{qt}=\phi_c$	doğrusal	sabit
$H_c(r): \pi=\alpha\beta. \Phi_{qt}=\alpha\rho_c$	sabit	sabit
$H_2(r): \pi=\alpha\beta. \Phi_{qt}=0$	sıfır	sıfır

Modelin rankı belirlendikten sonra birbirine en yakın olan Johansen yöntemine göre peş peşe gelen modeller bir birine karşı test edilir. PcGive9.30 programı ile elde edilen en uygun model Johansen yöntemine göre bir sonraki modele göre test edilerek en uygun olanı seçilmiştir. Bu yöntemle göre;

$$\begin{matrix}
 H_{1c}(0) & \subset & \dots & \subset & H_{1c}(r) & \subset & \dots & \subset & H_{1c}(n) \\
 U & & & & U & & & & II \\
 H_c(0) & \subset & \dots & \subset & H_c(r) & \subset & \dots & \subset & H_c(n) \\
 H_c(0), H_{1c}(0), H_c(1), H_{1c}(1) & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & H_c(n-1), H_{1c}(n-1)
 \end{matrix}$$

Şeklinde kısıtlanmamış alternatifler şeklinde hipotez testine başvurulur. Hipotez kabul edilene kadar bu yöntemle devam ettirilir. İthalat talebi denklemi ile ilgili elde edilen en uygun VAR modeli k=2 gecikme ile $H_c(r)$ şeklindedir.

Tablo 3. Tanımlama Testleri

Talep	AR1-2	Normallik	ARCH 2
m_d	0.8423 [0.4386]	0.74309 [0.6897]	0.71248 [0.5895]
y	1.0023 [0.3765]	7.0965 [0.0288] *	0.53596 [0.7103]
(p _m -p _t)	0.65024 [0.5276]	13.964 [0.0009] **	0.44055 [0.7783]
(p _n -p _t)	1.4755 [0.2415]	3.944 [0.1392]	0.51827 [0.7229]
	Vector AR 1-2	F(32,108) =	1.1823 [0.2591]
		Vector normality $\chi^2(8) =$	12.33 [0.1371]

En uygun VAR (2) modelinde kullanılan seriler mevsimsel olarak ayarlanamadıkları için modele mevsimsel yapay değişkenler ilave edilmiştir. Elde edilen modelde ECM denkleminde sabit yer almaktadır. Tahmin edilen modelle ilgili gerekli testlere yer verilmektedir. Aşağıdaki Tablo 3'te tahmin edilen VAR modelinin değişkenleri için otoregresif, normallik ve farklı varyansın etkisi ele alınmaktadır. Tablo 3 de denklem sisteminin ve

denklemler için tanımlama testleri verilmektedir. Sadece iki seri, %1 ve %5 anlam düzeyinde normallikten bir sapma gösterdiği görülmektedir.

Tablo 4. Koentegrasyon Testi

Öz değer (λ_i)	$H_0: \text{rank}=p$	λ_{\max}	95%	λ_{trace}	95%
0.563661	$r = 0$	43.13**	28.1	82.62**	53.1
0.368789	$r \leq 1$	23.93*	22.0	39.49*	34.9
0.255237	$r \leq 2$	15.32	15.7	15.56	20.0
0.004607	$r \leq 3$	0.2401	9.2	0.2401	9.2

Koentegre vektör sayısını bulmak için yapılan koentegrasyon testinde iki koentegre vektörün olduğu Tablo 4 de görülmektedir. Tablo 4 de λ_i öz değerlerini gösterirken koentegre vektör bulunmadığını ifade eden H_0 hipotezi ($H_0 : r = 0$), en az bir koentegre vektör bulunduğunu ifade eden H_1 hipotezine ($H_1: r \neq 0$) karşı test edilmekte ve sonuçta iki koentegre vektörün olduğu görülmektedir. İthalat talebi ile ilgili kısıtlanmamış koentegrasyon analizi sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5 de verilmiştir. $k=2$ gecikme için elde edile sonuçlara göre λ_{\max} ve λ_{trace} öz değer istatistiklerine göre koentegre rank sayısı her iki test için aynı olarak elde edilmiştir. λ_{\max} ve λ_{trace} istatistiklerine göre (%95 kritik değerine göre) rank sayısı 2 olarak elde edilmiştir. Tablo 5 de normalleştirilmiş β vektörlerinin değerleri verilmektedir.

Sınırlandırılmamış koentegrasyon analizinde öz vektörler ve ayarlama katsayıları ile standart sapmaları verilmektedir. Yüzde bir anlamlılık düzeyinde uzun dönem ilişkisini güçlü bir şekilde gösteren birinci koentegre vektör için ithalat talebi uzun dönem denklemi;

$$m_d = 1.540Y - 0.206(P_m - P_t) - 2.875(P_n - P_t) - 13.209$$

şeklinde gösterilebilir. Denklemde ithalat talebinin gelir elastikiyeti birden büyüktür. Bir başka ifade ile gelirdeki birim değime ithalatı yaklaşık 1.5 kat pozitif olarak etkilemektedir. İthalat hacmindeki değişme oranı gelirdeki değime oranından daha yüksektir.

İthalat fiyatlarındaki ($p_m - p_t$) oransal bir değişme tüketiciler için bir teşvik anlamı taşıyabilir. İthalat mallarındaki bir fiyat artışı eğer ikame edilebilir yerli üretim mallarına göre daha yüksek ise, tüketiciler tercihlerini yerli üretime doğru kaydırırlar. Yukarıdaki uzun dönem denklemde İthalat fiyat endeksinin ticari malların fiyat endeksine oranını gösteren ($p_m - p_t$) değişkeninin birden küçük ve negatif olması bu değişkendeki bir birimlik değişme ithalat miktarını

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

yaklaşık beşte bir oranında azaltmaktadır. (p_n-p_t) değişkeni ülkenin uluslararası rekabetini ölçmektedir. Özellikle enflasyonun olduğu ülkelerde veri bir uluslararası fiyata göre, NT mallarındaki bir fiyat artışı, aynı zamanda T mallarının fiyatında da bir artışa sebep olacaktır. Böyle bir gelişme o ülkenin uluslararası rekabetinden bir erozyonun olduğu sonucunu ortaya koymaktadır. Denklemden ticari olmayan mallardaki oransal bir fiyat değişimi ithalat miktarını yaklaşık üç kat azaltmaktadır. Bu değişkenin katsayısı teoriyle çelişmektedir. Ticari olmayan malların fiyat endeksini ticari malların fiyat endeksine oranındaki bir artış ülkenin uluslararası rekabetini azaltır. Buna rağmen bu malların fiyatındaki artış ithalatta bir azalmaya sebep olduğu görülmektedir. Ticari olmayan malların, adete rakipsiz mallar gibi, fiyatları üzerinde daha rahat oynanabilir. Bu malların ithal malları ile ikamesi mümkün olmadığından sadece herkes bütçe kısıtına göre gelirinin daha büyük bir kısmını muhtemelen bu mallara sarf edecektir. Buna göre tüketiciler ticarete konu olan mallara bütçelerinden daha az pay ayıracakları sonucu çıkartılabilir. Türkiye için kamu hizmetlerinin gittikçe üretkenlikten uzaklaşması ve yolsuzluklar nedeni ile verimsizliğin ve kaynak israfının artması sonucunda (Kutlar ve Dođanođlu, 2001) aynı hizmet kişiler tarafından daha pahalıya satın alınmaktadır. Sonuçta eşanlı olarak bütçe kısıtı altında üç mala yapılan harcamalar daha zorunlu görünen kamu hizmetlerine yönelecektir. Ticari mallar ve ithal mallarına yapılan harcamalar nispi olarak azalacağından, denklemden (p_n-p_t) değişkenindeki bir artışın ithalat hacmini düşürmesi bu şekilde açıklanabilir.

Sınırlandırılmamış koentegrasyon analizinde zayıf dışsallığın (weak exogeneity) olup olmadığını belirlemek için ayarlama katsayıları ve beta değerlerine kısıtlama getirilmektedir. Buna göre, kısıtlanmış iki matris aşağıdaki şekilde belirlenmiştir;

$$\alpha : \begin{vmatrix} * & 0 \\ * & * \\ * & * \\ * & 0 \end{vmatrix}, \quad \beta : \begin{vmatrix} 1 & * & * & * & * \\ 0 & 1 & * & 0 & * \end{vmatrix}$$

Tablo 5. Eigenvektörler ve Ayarlama Katsayıları

β'				
LMd	LY	Pm-Pt	Pn-Pt	Sabit
1.0000	-1.5399	0.20615	2.8752	13.209
-0.15795	1.0000	0.019341	-0.50980	-9.3561
α				
	LMd	-0.34040	-0.080091	
	LY	-0.15259	-0.87067	
	Pm-Pt	-0.21728	-0.44211	
	Pn-Pt	-0.14477	0.24652	
α' 'nin standart hatası				
	LMd	0.074166	0.53585	
	LY	0.035904	0.25941	
	Pm-Pt	0.052517	0.37944	
	Pn-Pt	0.044474	0.32132	

Tablo 6 sınırlandırılmış koentegrasyon testinin sonuçlarının göstermektedir. Yapılan analizde bir kısıtlama için ki kare dağılımı $X^2(1) = 0.25634 [0.8797]$ şeklindedir. Yapılan kısıtlamada zayıf dışsallığın olduğu reddedilmemektedir.

Tablo 6. Sınırlandırılmış Koentegrasyon Analizi

β'					
Md	Y	Pm-Pt	Pn-Pt	Sabit	
1.0000	-1.7906	0.18984	2.9078	15.620	
0.00000	1.0000	0.073062	0.00000	-9.5423	
β' 'nin Standart Hataları					
	Md	Y	Pm-Pt	Pn-Pt	Sabit
	0.00000	0.5 2751	0.030929	0.38465	5.2253
	0.00000	0.00000	0.0035707	0.00000	0.092682
α					

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

Md	-0.35636	0.00000
Y	0.0016234	-0.65059
Pm-Pt	-0.12946	-0.39929
Pn-Pt	-0.15383	0.00000

α' 'nin standart hataların

LMd	0.078061	0.00000
LY	0.048858	0.13198
Pm-Pt	0.077134	0.22582
Pn-Pt	0.046907	0.00000

LR-test, rank=2: Chi²(2) = 0.25634 [0.8797]

Sınırlandırılmış koentegrasyon analizinde ithalat talebinin denklemi genel olarak sınırlandırılmamış denklemdeki değişkenlerin katsayıları ile paralellik göstermektedir. Ayarlama katsayıları ne kadar küçük ise etkileme süreci o kadar yavaş gerçekleştiği anlamına gelir. Buna göre Tablo 5 te ayarlama katsayılarına herhangi bir kısıtlama getirilmezken, Tablo 6 da verilen sonuçlarda görüleceği gibi ikinci koentegre vektöründe beta vektörünün, md, ve ayarlama katsayısının değeri (Pn-Pt) sıfır olarak kabul edilmiş ve sonuçta yapılan kısıtlama reddedilmemiştir.

Koentegrasyon analizinde elde edilen hata düzeltme mekanizması sınırlandırılmamış (UR) ve sınırlandırılmış (R) koentegrasyon vektörleri için aşağıdaki şekildedir:

$$C_{UR}: m_d = 1.540y - 0.206(P_m - P_t) - 2.875(P_n - P_t) - 13.209$$

$$C_R: m_d = 1.790y - 0.190(P_m - P_t) - 2.907(P_n - P_t) - 15.620$$

Birinci mertebe diferansiyeli alınarak elde edilen (ΔM_d , ΔLY , $\Delta(P_m - P_t)$, $\Delta(P_n - P_t)$) değişkenler setine ECM terimi ilave edilerek kısa dönem analizi yapılabilir. (ΔM_d , ΔLY , $\Delta(P_m - P_t)$, $\Delta(P_n - P_t)$, EC1, EC2) durağan değişkenler kullanılarak Full Information Maximum Likelihood (FIML) tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo-7 de verilmektedir. Kısa dönem analizinde ithalat talebinin gelir elastikiyeti birden küçük ve pozitifdir. Kısa dönem elastikiyet katsayısı uzun dönem elastikiyet katsayısından daha küçüktür. Bu sonuç daha önce yapılan çalışmalarla örtüşmektedir (Milas,1998). Yani gelirdeki birimlik veya %1 lik artış ithalat talebini yarısı kadar artırmaktadır. Benzer şekilde (Pm-Pt) ve (Pn-Pt)değişkenlerini katsayıları uzun dönemdeki katsayılarla aynı işaretli ve değer olarak uzun dönemden daha küçük değerler taşımaktadır.

Tablo 7. FIML Tahmini

Dmd =	-0.2683 Dmd_2	+0.571 DY_1	+0.7191 DY_2
(SE)	(0.09741)	(0.2678)	(0.2938)
	-0.1328 DPm-Pt_1	+0.1736 DPn-Pt_1	-0.312 Sabit
	(0.2116)	(0.2743)	(0.09327)
Seasonal_1	-0.2782 EC1_1	-0.1961 EC2_1	+0.8375
	(0.08755)	(0.3478)	(0.1928)
	+0.3648 Seasonal_2		
	(0.1437)		
\sigma = 0.0734648			
DY =	-0.04201 DPm-Pt_1	+0.1917 DPn-Pt_1	-0.2163 Sabit
(SE)	(0.09201)	(0.1051)	(0.02106)
	-0.2502 EC2_1	+0.2996 Seasonal_1	+0.5758
Seasonal_2	(0.06182)	(0.02999)	(0.01886)
\sigma = 0.038789			
DPm-Pt =	+0.2834 DY_1	+0.3691 DY_2	-0.05453 DPm-Pt_2
(SE)	(0.1997)	(0.2154)	(0.1064)
	-0.3678 Sabit	-0.1435 EC1_1	-0.3423 EC2_1
	(0.08079)	(0.05266)	(0.2418)
	+0.226 Seasonal	+0.3473 Seasonal_1	+0.3321
Seasonal_2	(0.09435)	(0.147)	(0.113)
\sigma = 0.0526531			
DPn-Pt =	-0.09978 Dmd_1	-0.1642 DY_2	-0.3144 Sabit
(SE)	(0.05998)	(0.1509)	(0.05956)
	-0.2253 EC1_1	+0.6046 EC2_1	+0.4556
Seasonal	(0.04063)	(0.1519)	(0.06909)
	+0.441 Seasonal_1	+0.381 Seasonal_2	
	(0.1127)	(0.08884)	
Vector AR 1-2	F(32,101) = 0.86829	[0.6680]	
Vector normality	X ² (8) = 11.711	[0.1646]	
Vector X ²	F(230, 70) = 0.32002	[1.0000]	
LR test of over-identifying restrictions: Chi²(23) = 26.3384 [0.2852]			

FIML modelinde aşırı parametreler modelden çıkartılmıştır. Parametrelerle ilgili yapılan kısıtlamalar yapılan LR testine göre sonuç X²(23) = 26.3384

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

[0.2852] şeklindedir. Bu sonuca göre yapılan kısıtlamalar reddedilmemektedir. Tablo 8 bozucu terimler arasındaki korelasyon ilişkisini vermektedir. Sadece oransal fiyatlar arasında %50 kadar korelasyon gözükmemektedir.

Tablo 8. Bozucu Terimlerin Korelasyon Değerleri

DMd	DY	DPm-Pt	DPn-Pt	
DMd	1.0000			
DY	0.48997	1.0000		
DPm-Pt	-0.22380	0.44211	1.0000	
DPn-Pt	-0.034779	0.44086	0.49064	1.0000

5. Sonuç

Türkiye'nin 1987 sonrası ithalat talebinin ticari ve ticari olmayan malların oransal fiyatları ve gelir ile olan uzun dönem ve kısa dönem ilişkisi ele alınmıştır. Yapılan analizlerde bu değişkenler arasında iki koetigre vektörün olduğu belirlenmiştir. Yapılan ithalat talebinin uzun dönem tahmininde gelir elastikiyetinin birden büyük ve pozitifdir. Gelirdeki bir birimlik değişme ithalat talebini yaklaşık bir buçuk kat artırmaktadır. Yani ithalat artış oranı gelir artış oranından daha fazladır.

İthalat fiyat endeksinin ticari malların fiyat endeksine oranını gösteren (pm-pt) değişkeninin katsayısı birden küçük ve negatif olması bu değişkendeki bir birimlik değişme ithalat miktarını yaklaşık beşte bir oranında azaltmaktadır. (pn-pt) değişkeni ülkenin uluslararası rekabetini ölçmektedir. Özellikle enflasyonun olduğu ülkelerde veri bir uluslararası fiyata göre , QNT mallarındaki bir fiyat artışı, aynı zamanda QT mallarının fiyatında da bir artışa sebep olacaktır. Böyle bir gelişme o ülkenin uluslararası rekabetinden bir yıpranmanın olduğu sonucunu doğurur. Denklemde ticari olmayan mallardaki oransal bir fiyat artışı ithalat miktarını yaklaşık üç kat azaltmaktadır. Bu değişkenin katsayısı teoriyle çelişmektedir. Ticari olmayan malların fiyat endeksinin ticari malların fiyat endeksine oranındaki bir artış ülkenin uluslararası rekabetini azaltır. Buna rağmen bu malların fiyatındaki artış ithalatta bir azalmaya sebep olduğu görülmektedir. Türkiye için ticari olmayan malların fiyatının ticari olan malların fiyatına oranı sürekli artış göstermektedir. Ele alınan süre için bu değer yaklaşık 1.5 dir. Yani verilen süre içinde QNT mallar QT mallarına göre %50 daha pahalılaşmıştır. Bu malların ithal malları ile ikamesi mümkün olmadığından sadece herkes bütçe kısıtına göre gelirinin daha büyük bir kısmını muhtemelen bu mallara sarf edecektir. Buna göre

tüketicilerin ticarete konu olan mallara, bütçelerinden daha az pay ayıracakları sonucu çıkartılabilir. Türkiye için kamu hizmetlerini gittikçe üretkenlikten uzaklaşması ve yolsuzluklar nedeni ile verimsizliğin ve kaynak israfının artması sonucunda aynı hizmet kişiler tarafından daha pahalıya satın alınmaktadır. Sonuçta eşanlı olarak bütçe kısıtı altında üç mala yapılan harcamalar daha zorunlu görünen kamu hizmetlerine yönelecektir. Ticari mallar ve ithal mallarına yapılan harcamalar nispi olarak azalacağından, denklemdaki (pn-pt) değişkenindeki bir artışın ithalat hacmini düşürmesi bu şekilde açıklanabilir.

İthalat talebinin kısa dönem tahmininde değişkenlerin katsayıları uzun dönem katsayıları ile aynı işaretli ve oran olarak daha küçüktür. Elde edilen sonuç bu alanda yapılan çalışmalarla örtüşmektedir.

Grafiklerden de açıkça görüldüğü gibi ithalatın oransal fiyat endeksinin sürekli düşmesi döviz kuru sabitken, dışa açık ve enflasyon olan bir ekonomide döviz kuru üzerinde bir baskı meydana getirmektedir. 1987 yılından sonra Türkiye’de ithalatın sürekli artış göstermesi, gelecekte ülkeyi ithalat artışından dolayı bir döviz darboğazına sürükleyebilir ve reel üretimde bir düşmeye yol açabilir.

Veriler

Bütün veriler TCMB,DİE ve DPT kaynaklarından temin edilmiştir.

MD=İthal malları talebi, TL (1987=100)

PM=İthal mallarının fiyatı, ithalat fiyat endeksi (1994=100)

PNT=Ticari olmayan malların fiyatı(dış ticarete konu olamayan mallar; kamu hizmetleri, konut ve benzeri mal ve hizmetler...,1987=100)

PT=Ticari mallar(dış ticarete konu olan mallar; otomobil, sanayi ürünleri, hammadde vb. 1987=100)

Y=reel GSYİH (1987=100)

KAYNAKÇA

Banerjee, A., Dolado, J.J, Galbraith, J.W. and Handry, D.F. (1993). **Co-integration, Error Correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data**, Oxford University Press, New York.

İthalat Talebinin Koentegrasyon Analizi

- De Gregorio J., Giovannini, A. And Kruger, T.H. (1994). “The Behaviour of nontradeable-goods prices in Europe:evidence and interpretation”, **Review of International Economics**, Vol.2, pp.284-305.
- Doornik, J.and Hendry, D.F. (1997). **Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows**. International Thomson Business Press, London.
- Doornik, J.and Hendry, D.F. (1999). **Give Win an Interface to Empirical Modelling**. Timberlake Consultant Press, Harrow.
- Doornik, J.and Hendry, D.F. (1999). **PcGive: Volume 1, Empirical Econometric Modelling Using. Timberlake**, Consultant Press, Harrow.
- Doornik, J.and Hendry, D.F., Nielsen, B. (1998). “Inference in Cointegrating Models UK M1 Revisited”, **Journal of Economic Surveys** Special Issue, pp.533-565.
- Enders, W. (1995). **Applied Econometric Time Series**. John Wiley and Sons Inc. New York.
- Engle, R.F.and Granger, C.W.J. (1987). “Cointegration and Error – Correction:Representation, Estimation and Tasting”, **Econometrica**, Vol. 55, No.2, pp. 251-276.
- Evievs3 User’s Guide 1994-1998 Quantitative Micro Software. USA.
- Evievs3 User’s Guide 1994-1998 Command and Programming Reference. Micro Software. USA.
- Goldstein, M., Khan, M.S. and Officer, L.H. (1980). “Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports”, **Review of Economics and Statistics**, Vol.62, pp.190-99.
- Goldstein, M. and Officer, L.H. (1976). “New Measures of Prices and Productivity of Tradable and Nontradable Goods”, **Review of Income and Wealth**, Vol.25,413-427
- Granger,C.W.J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica** , Vol.37, pp.24-36.

- Gulley, O.D. (1994). “An Empirical Test of the Effect of Government Deficits on Money Demand”, **Applied Economics**, Vol.26, No.3, pp.239-47.
- Hendry, D.F. (1995). **Dynamic Econometrics**, Oxford University Press, New York.
- Johansen, S. (1995). **Likelihood –Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, Oxford University Press, New York.
- Johansen, S. (1988).Statistical Analysis of Cointegration Vectors,**Journal of Economic Dynamics and Control**,12:231-254.
- Kutlar, A. ve F.Dođanođlu (2001).“Türkiye'de Yolsuzluklar,Kamu Yatırımları ve Büyüme Üzerine Bir Ekonometrik Çalışma ,**V.Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, 20-22. Eylül 2001 Çukurova Üniversitesi, Adana
- Lütkephol, H. and Wolters, J. (1998). “A Money Demand System for German M3”, **Empirical Economics**, Vol.23, pp.371-386.
- Maddala, G.S. and Kim, IN-MOO, (1998). **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**, Cambridge University Press, Cambridge.
- Milas, C. (1998). “Demand for Greek Imports using multivariate cointegration techniques”, **Applied Economics**, Vol.30, pp.1483-92.
- Mills,T. (1998). “Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions”, **Journal of Economic Surveys**, Vol.12, No.3, pp.279-
- Osterwald-Lenum, M. (1992).”A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol.54, pp.461- 72.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988).”Testing for a unit root in time series regression”, **Biometrika**, Vol.75, pp.335-46.