

TÜRKİYE'DE BÜTÇE AÇIKLARININ DIŞ TİCARET AÇIKLARINA ETKİLERİ, EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM: 1984(4)-2000(2)

Aziz KUTLAR^(*)

Muammer ŞİMŞEK^(**)

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye'de dış ticaret rejiminin değiştirildiği 1984 sonrası dönemde, bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasındaki ilişki, Keynezyen ve Ricardocu yaklaşımlar bakımından değerlendiriliyor.

Ampirik analizin sonuçları, bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasında güçlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca, koentegrasyon analizinde bu iki değişken arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığı da doğrulanmıştır. Buna göre Türkiye'deki bütçe açıklarıyla dış ticaret açıkları arasındaki ilişkiyi test eden ECM yaklaşımı, kısa ve uzun dönemde Keynezyen yaklaşımı desteklemektedir.

*Anahtar kelimeler:*Bütçe ve Dış Ticaret Açığı, İkiz Açık, Nedensellik ve Hata Düzeltme Yaklaşımı, Koentegrasyon.

1. Giriş

Bütçe açıklarının ekonomi üzerindeki etkilerine ilişkin ekonometrik çalışmaların sonuçları henüz geniş çapta kabul görmüş değildir. Bu tür çalışmalar; Keynezyen yaklaşımla Ricardo'nun denklik hipotezine dayanmaktadır. Bu tartışmayla ilgili bir konu da; bütçe ve dış ticaret açıkları arasındaki ilişkidir. Ancak ampirik çalışmaların çoğunluğu ABD ekonomisiyle ilgilidir. Bu nedenle gelişen ekonomilerin verilerini analiz eden daha çok ampirik çalışma yapılmasına ihtiyaç bulunmaktadır. Çünkü bir teoremin geçerliliği veya kabul edilebilirliği; o teoremin farklı boyut ve yapılarıdaki ekonomilerde ampirik olarak test edilmesiyle anlamlılık kazanmaktadır.

Bütçe açıkları ve dış ticaret açıkları arasındaki ilişkileri araştıran ampirik çalışmaların sonuçları birbirlerinden farklıdır. Miller ve Russek, (1989:91-115), Enders ve Lee, (1990:373-81) ve Kim, (1995:447-55) tarafından yapılan ampirik çalışmalar; bütçe açıklarının dış ticaret açıklarını etkilemediğini ileri süren Ricardo'nun denklik hipotezini desteklemektedir. Buna karşılık; Hutchison ve Pigott, (1984:5-25), Aschauer, (1986:15-23), Darrat, (1988:870-87), Abell, (1990:81-96), Zietz ve Pemberton, (1990:23-34), Bahmani-Oskooee, (1992:85-97, 1995:457-65) ve Vamvoukas, (1997:80-90) gibi çok sayıda iktisatçının çalışması da, bütçe açıklarının dış ticaret açıklarına yol açtığını belirten Keynezyen görüşü desteklemektedir.

^(*) Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi İ.İ.B.F., SİVAS

^(**) Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi Cumhuriyet M.Y.O., SİVAS

Bu çalışmanın amacı; Türkiye ekonomisine ilişkin üç aylık verileri kullanarak iki değişkenli - bütçe ve dış ticaret açığı - modeller çerçevesinde koentegrasyon analiz, hata düzeltme modeli (ECM) ve genelden özele doğru tekniklere dayalı olarak; bütçe açıklarıyla dış ticaret açıkları arasındaki neden ve etki ilişkisini araştırmaktır. Bu iki değişkenli modele, gelir de eklenerek üç değişkenli bir model oluşturulabilir. Nitekim Vamvoukas, (1997:80-90) çalışmasında gelirin üç değişkenle ilişkisini ele almıştır. Ancak Türkiye için kullanılan verilerde GSMH'a ait üç aylık verilerin yetersiz olması, böyle bir modelin oluşturulmasını engellemektedir. Çalışmada ayrıca GSMH'nın, D_t ve B_t ile bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığı Granger testi ile araştırılacaktır.

Bu çalışmanın planı şöyle hazırlanmıştır: *İlk kısımda*; bütçe açıkları ile dış ticaret açıklarının teorik temelleri kısaca gösterilmektedir. *İkinci kısımda*; metodolojiye ilişkin konular değerlendirilmektedir. *Son kısımda*; ampirik bulgular, bunlara ilişkin değerlendirmeler ve sonuç yer almaktadır.

2. Teorik Çerçeve

Bu kısımda, bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasındaki ilişkinin temelini oluşturan konular kısaca ele alınmaktadır. Bilindiği gibi dışa açık bir ekonomide ulusal gelir özdeşliği;

$$Y = C + I + G + (X - M) \text{ dir.} \quad (1)$$

Bu eşitlikte Y , GSMH'yı; C , tüketimi; I , yatırımları; G , kamu harcamalarını; X , ihracatı ve M ithalatı göstermektedir. Cari hesap (CH); ihracat ve ithalat arasındaki fark olarak ele alınırsa (1) numaralı eşitlik;

$$CH (X-M) = Y - (C + I + G) \text{ olur.} \quad (2)$$

Bir ülkenin yerleşiklerinin yapmış olduğu toplam harcamalar; toplam tüketim veya *emme* olarak isimlendirilmektedir.

Kapalı bir ekonomide ulusal tasarruflar (S), yatırımlara (I) eşittir ve:

$$S = Y - C \text{ dir. Dolayısıyla;}$$

$$S = I + CH \text{ olur.} \quad (3)$$

Uluslararası ekonomik ortamda; bir ülkenin cari hesap fazlası, ekseriya o ülkenin net yabancı yatırımı olarak gösterilmektedir. (3) numaralı eşitlik; dışa kapalı bir ekonominin aksine, dışa açık bir ekonominin kendi gelirini artırmak için iç ve dış (yabancı) yatırımları kullandığını ifade etmektedir. Ulusal tasarruflar; özel ve kamu tasarrufları olarak sınıflandırılırsa;

$$S_p = Y - T - C \text{ ve} \quad (4)$$

$$S_g = T - G \text{ olur.} \quad (5)$$

Yukarıdaki eşitliklerde T, hükümetin hane halkı ve firmalardan aldığı doğrudan vergileri, S_p özel kesim tasarruflarını, S_g de kamu kesimi tasarruflarını göstermektedir. Buradan;

$$S_p = I + CH + (G - T) \text{ yazılabilir.} \quad (6)$$

Burada $(G - T)$, bütçe açıklarını göstermektedir. (6) numaralı eşitlik;

$$CH = S_p - I - (G - T) \text{ şeklinde yazılabilir.} \quad (7)$$

(7) numaralı eşitlik; dış ticaret dengesi, yani cari hesap ile bütçe açıkları arasındaki bağlantıyı araştırmak için bir çerçeve sağlamaktadır. Buna göre bütçe açıklarındaki bir artış, cari hesap açığını artıracaktır. Eğer cari vergilemenin ve $(S_p - I)$ nın sabit olduğunu, yani değişmediğini varsayarsak, kamu harcamalarındaki geçici bir artış, bütçe açığını $(G - T)$ yükseltecek ve o da toplam ulusal tasarrufları azaltarak cari hesabı etkileyecektir. Bu yolla, kamu harcamaları artışından kaynaklanan bir bütçe açığının; ülkenin cari hesap fazlalığını azaltacağı veya mevcut olan cari hesap açığını artıracığı söylenebilir.

Bununla birlikte dış ticaret açıklarının artışında, artan bütçe açıklarının çarpan etkisi, bu iki açık olgusunun bir görünümü olabilir. Diğer bir görünümü ise, bütçe açıklarının faiz oranları üzerindeki pozitif etkisi olabilir. Faiz oranları yükseldikçe, dışarıdan daha fazla yatırım çeker ve ulusal para değerlenir. Ulusal paranın değerlenmesi, ithalatın ucuzlaması, buna karşılık ihracat ürünlerinin pahalılaşması anlamına gelir. Böylece ihracat azalırken ithalat artar, bu da dış ticaret açıklarını artırır.

Keynezyen yaklaşımı destekleyenler, kamu harcamalarındaki artıştan kaynaklanan bir bütçe açığının; dış ticaret dengesini ve cari hesabı etkilediğini kabul etmesine rağmen, Ricardo'nun denklik hipotezini destekleyen bazı iktisatçılar da, vergilerdeki azalmadan kaynaklanan bir bütçe açığının; dış ticaret dengesini ve cari hesabı etkilemeyeceğini ileri sürmektedir.

Kamu harcamalarının sabit tutulduğu ve borçlanmada herhangi bir kısıtlamanın olmadığı durumda, cari vergilemedeki bir azalmanın, arzulan ulusal tasarruf düzeyini etkilemeyecektir. Çünkü şimdiki bir vergi kesintisinin gelecekte bir vergi artışına dönüşecektir. Bu nedenle bütçe açığının sonuçta ekonomi üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır. Ricardo'nun denklik hipotezi; kamu kesimindeki geliri aşan harcamaların özel kesimin tasarruflarındaki bir artışa denk olduğunu, bu yolla kamu tasarruflarının dış ticaret denge düzeyini (cari hesabı), faiz oranlarını, para talebini, özel tüketim harcamalarını, yatırımları ve ulusal tasarrufları etkilemediğini ileri sürmektedir.¹

¹ Keynezyen yaklaşım ve Ricardo'nun denklik hipotezi için bkz. Seater (1993).

3. Yöntem

Bu çalışmada Türkiye için 1984(4) –2000(2) dönemindeki bütçe açıkları ile dış ticaret açıklarına ilişkin üçer aylık veriler kullanılmaktadır. Kullanılan verilerden B_t , bütçe açığına ilişkin mevsimlik verilerin logaritmik değerlerini, D_t de, dış ticaret dengesinin mevsimlik verilerinin logaritmik değerlerini göstermektedir. Böylece bu çalışmada kullanılan seriler mevsimlik etkilerden arındırılmıştır.

Koentegrasyon, aynı serinin birleştirilmiş, durağan olmayan değişkenleri arasındaki dengeyi test etmek için yapılmaktadır. Durağan olmayan (*non stationary*) bir değişkeni, durağan hale getirmek için, serinin ilk farkı (farkı) alınır ve birinci mertebeden entegre seri, $I(1)$ denir.

Engle ve Granger, (1987:251-76) koentegre değişkenlerden bir hata düzeltme modelinin (ECM) oluşturulabileceğini belirtmektedirler. Koentegrasyon analizinin popüler olmasının temel nedeni; ekonomik değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerinin testinde ve tahmininde şekilsel bir zemin sağlamasıdır. Üstelik hata düzeltme yöntemi, yapay korelasyon problemlerine de çözüm getirmektedir.

Koentegre değişkenlerin göze çarpan bir prensibi onun zamanla uzun dönem dengesindeki sapmadan bir derece etkilenmesidir. Sonuçta tekrar aynı uzun dönem dengesine ulaşıyorsa, değişkenlerden en az bazılarının bunu karşılayacak durumda olması gerekir. Modelin tam dinamik spesifikasyonu bulunmadan, ihtimallerin hangisinin olabileceğini kestirmek mümkün değildir. Tartışılan bu modellerden biri *hata düzeltme* (error correction) modelidir. Hata düzeltme modelinde, sistemdeki değişkenlerin kısa dönem dinamikleri, dengedeki sapma tarafından etkilenirler. Kullanılan her iki değişken (B_t ve D_t), $I(1)$ şeklinde ise, trendin olmadığı, fakat koentegrasyon denkleminin bir sabite ihtiva ettiği basit bir hata düzeltme modeli aşağıdaki şekilde ifade edebilir;

$$\Delta B_t = m_b + a_b (D_{t-1} - \mu - \beta B_{t-1}) + \varepsilon_{bt} \quad (8)$$

$$\Delta D_t = m_d + a_d (D_{t-1} - \mu - \beta B_{t-1}) + \varepsilon_{dt} \quad (9)$$

Yukarıdaki eşitliklerde yer alan B_t , bütçe açıklarını; D_t de, dış ticaret açıklarını göstermektedir. a ve β pozitif parametrelerdir. ε_{bt} ve ε_{dt} white-noise bozucu terimleridir, kendi aralarında korelasyon ilişkisi içinde olabilirler. Eğer $D_{t-1} - \mu - \beta B_{t-1} > 0$ ise denge durumu yoktur. Bu durumda kısa dönem faizleri yükselecek, uzun dönem faizleri ise düşecektir. Uzun dönem dengesi; $D_{t-1} = \beta B_{t-1} + \mu$ durumunda sağlanmaktadır.

Burada hata düzelten model ile koentegre olan değişkenler arasında bir ilişki bulunmaktadır. Örneğin eğer ΔB_t durağan ise, yukarıdaki denklemin sol tarafı $I(0)$ dir. Aynı şekilde denklemin sağ tarafı da $I(0)$ olmalıdır. Eğer ε_{bt} durağan olarak kabul edilirse, $D_{t-1} - \mu - \beta B_{t-1}$ değeri de durağan olmalıdır; her

iki değişkeni bütünselleştiren vektör $(1 - \beta)$ tarafından bütünselleştirilmelidir. Temel espri, hata düzeltme modelinin, $CI(1,1)$ mertebesinde bütünselleşmiş iki değişkene ihtiyaç duymasıdır. Sonuçta modele gecikme değerleri de ilave edilerek elde edilen daha genel ifade de değişmemiş olur.

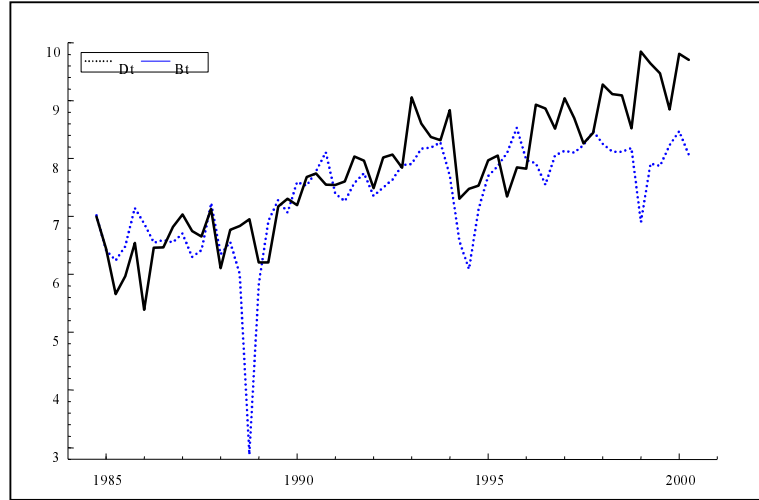
$$\Delta B_t = a_{10} + a_b (D_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{i=1}^n a_{11}(i) \Delta B_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{12}(i) \Delta D_{t-i} + \varepsilon_{bt} \quad (10)$$

$$\Delta D_t = a_{20} + a_d (D_{t-1} - \beta B_{t-1}) + \sum_{i=1}^n a_{21}(i) \Delta B_{t-i} + \sum_{i=1}^n a_{22}(i) \Delta D_{t-i} + \varepsilon_{dt} \quad (11)$$

Yukarıdaki eşitlikler, VAR modeline benzemektedir. İki değişkenli bu VAR modeli hata düzeltme ifadeleri ile çoğaltılmıştır. Burada a_b ve a_d hız ayarlama parametreleri olarak algılanırlar. Koentegre değişkenler için Granger nedenselliğinin olmaması, hız ayarlayan parametrenin sıfıra eşit olmasını gerektirir. Yukarıdaki eşitliklerden en az birinde hız ayarlayan terimin sıfırdan farklı olması gerekir. Eğer her ikisi de sıfırsa, uzun dönem denge ilişkisi ortaya çıkmaz ve model hata düzeltme veya koentegrasyon niteliği taşımamış olur.

4. Koentegrasyon Testi, Hata Düzeltme Modeli (Ecm) Ve Nedensellik

Türkiye’de 1984(4)-2000(4) dönemini kapsayan bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasındaki uzun dönem ilişkisinin ampirik sonuçları aşağıdaki şekilde görülmektedir. Şekil 1 de bütçe açığı ve dış ticaret açığı değişkenlerinin seyri izlenmektedir. Bütün değişkenlerin doğal logaritmaları alınmış ve mevsimlik etkilerden arındırılmıştır.²



Şekil 1. B_t ve D_t Serileri

² Kullanılan istatistik veriler cari değerler olup, T.C.M.B.kaynaklıdır.

4.1. Durağanlık (Stationary) Testi

Durağan olmayan serilerin birinci farkı alındığında durağan serilere dönüşüyorlarsa, yani I(1) şeklinde seriler olarak ortaya çıkıyorlarsa seriler arasında koentegrasyon analizi C(1,1) yapılabilir demektir. Serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için Augmented Dickey-Fuller (ADF) testine başvurulmuş ve bütün serilerin I(1) olduğu görülmüştür. k gecikme değerini göstermek üzere, B_t ve D_t serilerinin normal ve birinci farkı alınmış serilerin k=2 gecikme değeri için MacKinnon kritik değerlerine göre ADF test sonuçları Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1: Serilerin ADF ve PP Unit Root Testi

Değişken	ADF Değeri* (k=2)	
	Normal	Birinci Fark
B_t	-0.92	-7.32**
D_t	-2.44	-5.69**

Serinin birinci türevinin %1 anlamlık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (**) işareti ile ve %5 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (*) işareti ile gösterilmektedir. MacKinnon kritik değerleri; %1, %5 ve %10 anlamlık düzeyi için sırayla -3.54,-2.91,-2.59 dur.

4.2. Granger Nedensellik İlişkisi

VAR (2) modelini oluşturan değişkenlerin aralarında bir nedensellik ilişkisinin varlığını test etmek için Granger, (1969:24-36) nedensellik testi yapılmıştır*. Modelimiz k=2 gecikme için çözüldüğünden Granger nedenselliği de iki gecikme için esas alınmıştır. Tablo 2 de görüldüğü gibi bu testin sonuçlarına göre bütçe açıklarının GSMH üzerinde hiçbir nedensellik etkisi bulunmamaktadır. Bunun dışında bütün değişkenler %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde birbiriyle nedensellik ilişkisi içindedir. Dış ticaret dengesinin GSMH üzerinde %10 düzeyinde bir anlamlık ilişkisi bulunmaktadır.

* X_t ve Y_t gibi iki serinin Granger nedensellik ilişkisi aşağıdaki denklem sistemi şeklinde ifade edilir.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + e_t$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + e_t$$

Tablo 2: Granger Nedensellik Testleri

Sıfır Hipotezi	Gözlem	F-İstatistiği	İhtimal
D_t, Y_t nin Granger nedeni değildir	50	2.47674	0.09540
Y_t, D_t nin Granger nedeni değildir		3.29629	0.04614
B_t, Y_t nin Granger nedeni değildir	50	0.68618	0.50869
Y_t, B_t nin Granger nedeni değildir		3.19054	0.05061
B_t, D_t nin Granger nedeni değildir	61	3.17581	0.04938
D_t, B_t nin Granger nedeni değildir		3.08874	0.05340

Mis-spesifikasyon Testi

VAR modelinin etkin tahmini için başvurulan bu teste göre, dört gecikme için tek denklem spesifikasyon testlerinde dış ticaret değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde normallikten sapmaktadır. Bu sapmanın model tahmininde herhangi bir olumsuz etkisi bulunmamaktadır.

Tablo 3: Mis-Spesification Testi

Değişkenler	AR (4)	Normallik	ARCH(4)
B_t	1.9596 (0.1155)	3.4345 (0.1796)	0.60239 (0.6629)
D_t	1.0065 (0.4133)	15.149 (0.0005) **	0.33323 (0.8541)

4.3. Koentegrasyon ve Hata Düzeltme

B_t ve D_t değişkenleri için en uygun VAR(2) modeli olarak elde edilmiştir. En uygun model seçimi için Johansen, (1995:92-93) tarafından geliştirilen rank belirleme yönteminde, $H(0)$, $H(n)$ '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. Modelin rankı belirlendikten sonra, birbirine en yakın olan Johansen yöntemine göre peş peşe gelen modeller bir birine karşı test edilir.³ PC Give 9.3 programı kullanılarak elde edilen en uygun model Johansen yöntemi ile bir sonraki modele göre test edilerek en uygun olanı seçilmiştir.

³ Bu çalışmada (Tablo 4 de) yer alan maximum eigenvalue olabirlik oranı istatistiği, λ_{\max} , Johansen, (1991:1551-80) yaklaşımı ile hesaplanmıştır.

Bu yöntemle göre yapılan çalışmada;

$$H_{1c}(0) \subset \dots \subset H_{1c}(r) \subset \dots \subset H_{1c}(n)$$

$$U \qquad \qquad U \qquad \qquad II$$

$$H_c(0) \subset \dots \subset H_c(r) \subset \dots \subset H_c(n)$$

$$H_c(0), H_{1c}(0), H_c(1), H_{1c}(1), \dots, H_c(n-1), H_{1c}(n-1).$$

şeklinde sınırlanmamış alternatifler en uygun model için test edilmiştir. Hipotez kabul edilene kadar bu yöntemle devam edilmiştir. Uygun modeli seçmede ikinci bir kriter olarak Akaike Information Criteria ve Schwarz Bayesian Criteria bilgi kriterleri kullanılmıştır. Kullanılan modelde bilgi kriterleri en düşük değerlere sahiptir.

Koentegrasyon testi sonuçları aşağıdaki tabloda verilmektedir. Yapılan testte bir koentegre vektörün bulunduğu ve değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olduğu görülmektedir. Sınırlanmamış koentegrasyon analizinin sonuçları VAR(2) modeli şeklinde elde edilmiştir.

Tablo 4: Sınırlanmamış Koentegrasyon Testi

Eigenvalues	0.540	0.097
Hipotezler	r=0	r≤1
λ_{\max}	45.83**	6.04
%95 kritik değerler	15.7	9.2
λ_{trace}	48.36**	5.63
%95 kritik değerler	20	9.2

D_t ile B_t arasında sınırlanmamış koentegrasyon analizinde bir koentegre vektör bulunmaktadır.

Tablo 5: ECM Değerleri

Koentegrasyon	Koentegrasyon Eşitliği 1	
B _t (-1)	1.000000	
D _t (-1)	-1.563886 (0.28269) (-5.53212)	
C	3.753993	
Hata Düzeltme:	D(B _t)	D(D _t)
Koentegrasyon	-0.151552 (0.08210) (-1.84587)	0.381301 (0.10962) (3.47854)
D[B _t (-1)]	-0.440616 (0.12640) (-3.48587)	-0.251080 (0.16876) (-1.48782)
D[B _t (-2)]	-0.271685 (0.12085) (-2.24804)	-0.248415 (0.16135) (-1.53958)
D[D _t (-1)]	-0.049893 (0.11940) (-0.41786)	0.149354 (0.15941) (0.93689)
D[D _t (-2)]	0.026864 (0.10603) (0.25336)	0.042012 (0.14156) (0.29678)
C	0.101900 (0.06367) (1.60037)	0.046281 (0.08501) (0.54442)
F-statistic	4.935972	3.948862
Log likelihood	-38.89078	-56.23090
Akaike AIC	1.496359	2.074363
Schwarz SC	1.705794	2.283798
Mean dependent	0.067619	0.030480
	Log Likelihood	-94.92530
	Akaike Information Criteria	3.630843
	Schwarz Criteria	4.119524

Not: Parantezdekiler sırayla standart hata ve t değerleridir.

Sınırlandırılmamış koentegrasyon analizinde hata düzeltme denklemi aşağıdaki şekildedir;

$$B_t = 1.563886471 * D_t - 3.753992827$$

Hata düzeltme denkleminde görüldüğü gibi bütçe açıklarının cari işlemlerle uzun dönem doğrusal bir ilişki içerisinde olduğu görülmektedir. Bütçe açıklarının dış ticaret elastikiyeti birden büyüktür. Bütçe açıklarındaki artış, dış ticaret açıklarının üzerinde seyretmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışma, bütçe açıklarıyla dış ticaret açıkları arasındaki ilişkileri araştırmaya yöneliktir. Bu konudaki çalışmaların çoğunluğunu; bütçe açıklarıyla dış ticaret açıkları arasında pozitif bir ilişki olduğunu ileri süren Keynezyen görüşün ampirik olarak araştırılması üzerinde yoğunlaşmaktadır. Bununla birlikte, ampirik çalışmaların çoğunluğu, ABD verilerine dayalı olarak yapılmıştır. Bu nedenle diğer ülkelerle ilgili bu konuda çalışma yapılmasına ihtiyaç olduğu kanaatindeyiz.

Türkiye Ekonomisinin 1984 sonrası üçer aylık verilerini kullanarak, koentegrasyon analiz, ECM ve Granger nedenselliğine dayalı olarak yapılan analizde, Keynezyen görüşün lehinde kısa ve uzun döneme ilişkin güçlü bulgular mevcuttur. Bu dönemin seçilmesinin nedeni, 1984 öncesinin, yani Türkiye’de farklı bir dış ticaret rejiminin uygulandığı dönemin verilerinin kullanılması sonuçları farklılaştırabilirdi.

Ampirik bulgular, bu iki değişken arasında karşılıklı olarak Granger nedenselliğinin güçlü olduğunu göstermektedir. Yapılan koentegrasyon testinde iki gecikme için bir koentegre vektörün olduğu belirlenmiştir. Sınırlandırılmamış koentegrasyon analizinde en uygun VAR(2) modeli tahmininde hata düzeltme denklemi türetilmiştir. Denkleminde bütçe açıkları ile dış ticaret açıkları arasında pozitif bir ilişkinin varlığı görülmüştür. Bu da gösteriyor ki, bu iki değişken arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunmaktadır. Spesifikasyon ve tanı testleri, ECM tahminleri, ampirik çerçeve ve Keynezyen düşünce mantığı ile uyumlu olan tatmin edici sonuçlar vermektedir.

Sonuç olarak cari işlemlerdeki bir birimlik değişme bütçe açıkları üzerinde yaklaşık bir buçuk katlık bir etkiye sahiptir. Yani dış ticaret açığının bütçe açıklarını önemli ölçüde artırıcı bir etki taşımaktadır. Bu anlamada dış ticaret açığını kapatmadan bütçe açıklarını tek başına kapatmanın güç olacağı sonucu ortaya çıkmaktadır.

ABSTRACT

This study intends to investigate the relationship between budget deficits and trade deficits in Turkey in relation to Keynesian and Ricardian approaches after 1984 when trade regime changed.

The results indicate that there are strong causal relations between budget deficits and trade deficits. Besides it is confirmed that there is a long term relation between these two variables in cointegration analysis. According to ECM approaches testing the relations between budget and trade deficits the results have been supporting Keynesian proposition in the short and long run.

KAYNAKÇA

- ABELL, John D. (1990), "Twin Deficits During the 1980s: An Ampirical Investigation, *Journal of Macroeconomics*, 12 (1), 81-96.
- ASHUER, David A. (1986), "Fiscal Deficit and the Trade Deficit", Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives*, 15-23.
- BAHMANI-Oskooee, Mohsen (1992), "What are the Long-Run Determinats of the U.S Trade Balance?", *Journal of Post Keynesian Economics*, 15 (1), 85-97.
- BAHMANI-Oskooee, Mohsen (1995), "The Long-Run Determinats of the U.S. Trade Balance Revisited", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17 (3), 457-65.
- BANERJEE, A., Dolado, J.J., GALBRAITH, J.W. and D.F. HENDRY (1993), *Co-integration, Error Correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, New York: Oxford University Press.
- DARRAT, Ali F. (1988), "Have Large Budget Deficets Caused Rising Trade Defiicts?", *Southern Economic Journal*, 54 (4), 870-87.
- DOORNİK, J. and HENDRY, D.F. (1997), *Modelling Dynamic Systems Using Pc Fiml 9.0 for Windows*, London: International Thomson Business Press.
- DOORNİK, J. and HENDRY, D.F. (1999), *Give Win an Interface to Empirical Modelling*, Harrow: Timberlake Consultant Press.
- DOORNİK, J. and HENDRY, D.F. (1999), *PcGive: Volume 1, Empirical Econometric Modelling Using*, Harrow:Timberlake Consultant Press.
- DOORNİK, J., HENDRY, .D.F. and B. NIELSEN (1998), "Inference in Cointegrating Models UK M1 Revisited", *Journal of Economic Surveys Special Issue*, 533-565.

- ENDERS, Walter and LEE, Bong-Soo (1990), "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins", *The Review of Economics and Statistics*, 72 (3), 373-81.
- ENDERS, Walter and LEE, Bong-Soo, (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons Inc.
- ENGLE, R.F. and GRANGER, C.V.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- GRANGER, Clive, W.J., (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 24-36.
- GRANGER, Clive, W.J., (1986), "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3), 213-228.
- GRANGER, Clive, W.J., (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39 (1), 199-211.
- HENDRY, D.F. and JUSELIUS, K. (2000), "Explaining Cointegration: Analysis: Part1", *Energy Journal*, 21 (1), 1-42.
- HUTCHISON, Michael M. and PIGOTT, Charles. (1984), "Budget Deficits, Exchange Rates and the Current Account: Theory and U.S. Evidence", *Economic Review*, 4, 5-25.
- JOHANSEN, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1), 231-54.
- JOHANSEN, Soren,(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 70, (1), 1551-80.
- JOHANSEN, Soren,(1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York: Oxford University Press.
- KIM, Ki-Ho. (1995), "On the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance: A Comment", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17 (3), 447-55.
- MILLER, Stephen M. and RUSSEK, Frank S. (1989), "Are the Twin Deficits Really Related?", *Contemporary Policy Issues*, 7 (1), 91-115.
- RODRIGUEZ, Carlos A. (1989), "The External Effects of Public Sector Deficits", WPS 299, *World Bank, Country Economics Department*, Washington, D.C.:1-22.

- SEATER, John J. (1993), "Ricardian Equivalence," *Journal of Economic Literature*, 31 (1), 142-90.
- VAMVOUKAS, G.A. (1997), "Have Large Budget Deficits Caused Increasing Trade Deficits? Evidence from a Developing Country," *A. E. J.*, 25 (1), 80-90.
- ZIETZ, Joachim and PEMBERTON, Donald K. (1990), "The U.S. Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model", *Southern Economic Journal*, 57 (1), 23-34.