

TÜRKİYE'DE DIŞ TİCARET AÇIKLARININ BORÇLAR ÜZERİNE ETKİSİ

*Ekrem GÜL**
*Ahmet ÜNLÜ***

Özet

İkiz açıkların varlığının söz konusu olduğu ülkelerde ödemeler dengesinde ödeme zayıflıklarına yol açan dış ticaret açıklarının ve kamu sektörü ödeme gücündeki zayıflıkları yansıtan bütçe açıklarının borçlanma üzerinde etkili olduğu belirtilmektedir. Borçlanmanın kaynaklarına göre iç ve dış olarak incelendiği göz önüne alındığında, dış ticaret açıklarının dış borçlanma üzerinde ve bütçe açıklarının iç borçlanma üzerinde etkili olduğu kanısı vardır. Bu çalışma ile dış ticaret açıklarının borçlanmayı ortaya çıkardığı ayrıca dış veya iç borçlanmanın hangisi üzerinde daha etkili olduğu analiz edilecektir.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Açıkları, Borçlar, Nedensellik.

Abstract

In the countries that have the existence of twin deficits, it is clarified that foreign trade deficit causing insolvency in payment balance and budget deficits reflecting frailness in the solvency of Public sector have influence on borrowing. When the borrowing is classified for sources as internal and external, some opinions may reveal as foreign trade deficits have effects on foreign debt and budget deficits have effects on internal debt. By means of this paper, it will be empirically investigated whether foreign trade deficit cause the borrowing and besides which kind of borrowing between external or internal have more effects on foreign trade deficit.

Keywords: International Trade Deficits, Debts, Causality.

* Yard. Doç. Dr.; Dumlupınar Üniversitesi, Bilecik İ.İ.B.F., gulekrem@yahoo.com

** Araş. Gör.; Dumlupınar Üniversitesi, Bilecik İ.İ.B.F., a_unlu@dumlupinar.edu.tr

1. GİRİŞ

Bir ekonomide koşulların kötüye gittiğiyle ilgili ekonominin zayıflığını göstermek için ticaret açıkları gösterilirken, ekonomide güç ve istikrarı göstermek için de dış ticaret fazlaları gösterilmektedir. Dış ticaret dengesizliği olarak ticaret fazlaları ekonomik gücün arttığıyla ilgili güçlü bir gösterge sayılmakla birlikte, ekonomik felaketlere neden olmadığı sürece birçok durumlarda iyi huylu ticaret dengesizlikleri olarak algılanmaktadır.

Dış ticaret fazlalarının bazı ülkeler açısından borçlanma gereksinimini azaltma ve ödemeler dengesinde istikrar gibi olumlu etkilerde bulunduğu göz önüne alındığında, dış ticaret açıklarının sorunlu olarak algılanmasında önemli nedenlerden birisi ekonomide birçok olumsuz sinyaller oluşturmasıdır. Bunlardan en önemlisi, çok geniş dış ticaret açıklarının yaşandığı ve sürekli hale geldiği ülkelerde, zamanla uluslararası boyutlara ulaşabilecek borç krizleri ortamının oluşmasıdır.

Dış ticaret açıkları yabancı fonların kullanımını beraberinde getirdiği için, yurtiçinde borç stoklarının artmasına neden olmaktadır. İkiz açıklar çerçevesinde değerlendirildiği zaman, bütçe açıkları ve cari hesap açıklarının genel olarak borçlanmaya neden olduğu bilinmekte, fakat genel olarak iktisatçılar tarafından hangi açığın, kaynaklarına göre hangi tür borçlanmaya neden olduğu kesin olarak söylenememektedir.

İktisat literatüründe kesin bir kural olarak söylenmemiş olsa da bütçe açığının genellikle iç fonlara, cari açıkların ise dış fonlara hitap ettiği bazı yazarlar tarafından belirtilmektedir. Bu olasılığa göre bütçe açığı iç borçlarının, cari açık ise dış borçların artmasına yol açabileceği söylenebilir. Cari açığın artması yabancı fonlara bağımlılığı ve bunun yanında ülke içinde yabancı fonların yerli fonlara göre daha ürkek olması nedeniyle ekonomide kırılganlığı artırmaktadır. Bu bağlamda Türkiye ekonomisine baktığımızda, 1980'li yıllardan itibaren bir taraftan ödemeler bilançosunda cari açığın diğer taraftan ise dış borçlanmanın hızla arttığı görülmektedir.

Bu araştırma ile günümüzde birçok ülkede mevcut hale gelmiş olan ticaret dengesizliklerinin, yansıması olan borçlanma ve borç stokları ile ilişkileri Türkiye açısından değerlendirilecektir. Çalışmanın çerçevesi dış ticaret dengesizliklerinin hangi tür borçlanmaya neden olduğu üzerine kurularak analizler yapılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde, konuyla ilgili teorik çerçeve ele alınmıştır. Uygulanan ampirik yöntem ve bulguların yer aldığı üçüncü bölümün ardından çalışma sonuç bölümüyle tamamlanmıştır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Bazı ülkelerde olumlu olarak algılansa da, bir ülkede ticaret fazla veya açıklarının sürekli olarak arttığı durumlara, ekonomi açısından

potansiyel tehlike oluşturabilecek gözüyle bakılır. Bir ekonominin ödemeler bilançosunda, sermaye hesabında dengesizlik sayılan bir fazlalık oluşması durumunda, bu ülkenin uluslararası varlıklarda net satıcı olduğu anlaşıl-maktadır veya sermaye hesabında açık oluşması durumunda uluslararası varlıklardan net satın alıcı olduğu anlaşılmaktadır. Uluslararası varlıklar borçlar veya özvarlıklar olarak sayılabilmektedir. Bir ülkenin sermaye hesabı dengesizliği içinde olması durumunda, uluslararası varlıklardan borç alma veya verme imkanlarını kullanma olasılığı artar. Dış ticaret açıkları durumunda ülkenin uluslararası varlıklardan net satın alıcı olduğu dikkate alınırsa bu ülkenin uluslararası borç kullanım imkanlardan faydalandığı düşünülebilir (Suranovic, 1999).

Yurtiçi harcamalar (DS) değişkeni, yerleşiklerin yurtiçindeki tüketim, yatırım ve -yurtiçinde üretilip üretilmediğine bakılmaksızın- kamu mal ve hizmetlerinden yapmış oldukları harcamalar toplamını yansıtmaktadır. GSMH ile yurtiçi harcamalar arasındaki ilişki milli gelir özdeşliği kullanılarak ifade edilirse, burada Y milli geliri, C özel tüketimi, I özel yatırımı, G kamu harcamalarını, X ihracatı ve M ithalatı göstermek üzere,

$$Y = C + I + G + (X - M)$$

Yurtiçi harcamalar (DS) = C + I + G olarak belirlendiği için,

$$Y = DS + (X - M)'dir.$$

Burada ticaret dengesi açıklarının olduğunu gösterecek biçimde (X – M) ifadesi negatif olduğunda; yurtiçi harcamaların GSMH’den daha büyük olduğu anlaşılacaktır. Bu durumda ülke ürettiğinden daha fazla harcamış olacaktır. Alternatif olarak söylenirse, ülkenin toplam harcamaları gelirlerini aşacak olursa, ülkenin bu durumda ülkenin geliri aşan harcamalar için borçlanmaya gitmesi veya verimli varlıklarını satması gerekir. Bu şekilde bir ticaret açığı ülkenin yabancılardan borçlanarak borç stoklarının artmasına neden olacaktır.

Bunun tersi bir durumda ise ticaret fazlalarını gösterecek şekilde, (X – M) farkının pozitif olması anlamına gelecektir. Ticaret fazlası yurtiçi üretimin toplam değerinin, toplam tüketim yatırım ve kamu mal ve hizmetlerine yapılan harcamalar toplamından fazla olması durumunu yansıtacaktır. Bu şekilde ülkede milli gelirin toplam harcamalardan fazla gerçekleşmesiyle ülkenin yabancılara veya yabancı ülkelere borç verebilmesi veya daha verimli varlıkları yabancılardan alabilmesi mümkün olacaktır.

Dış ticaret fazlaları ile dış borçlar arasında bir model kurulmaya çalışıldığında çıkış noktası, gelecekteki dış ticaret fazlalarının şimdiki değerinin, ülkenin dış borcunun cari değerine eşit olması durumunda o ülkenin ödeme gücünün devam edeceğidir. Mevcut politikaların belirsiz bir

tarihe kadar uygulanması ülkenin bütçe kısıtını ihlal etmiyor veya ödeme gücünü azaltmıyorsa, ülkede uygulanmakta olan politika ve cari işlemler açığı sürdürülebilir olacaktır. Mevcut politikalarda önemli ölçüde değişiklik gerektirecek ya da bir krize yol açabilecek dengesizliklerin varlığı durumunda cari işlemler dengesi sürdürülemez hale gelmektedir (Milesi-Ferretti, Gian Maria ve Assaf Razin, 1996). Bir ülkenin belirsiz bir zamana kadar uzanan cari işlemler dengelerinin iskonto edilmiş toplamı, cari dönemdeki dış borç stokuna eşit olduğunda, cari işlemler projeksiyonu sürdürülebilir olacaktır. Buna uygun bir ampirik eşitlik elde etmek için Sawada (1994), Wilcox (1989) ve Hamilton ve Flavin (1986) tarafından belirtilen modeller kullanılabilir. Burada açık bir ekonomi için t dönemi boyunca temel hesap özdeşliği ifade edilirse (Jayme, 2001: 22):

$$Y_t + (D_t - D_{t-1}) + TR_t = A_t + r \cdot D_{t-1} + \Delta RE_t \quad (1)$$

Buna benzer hesap özdeşliklerinde eşitlik (1)'in sağ tarafında toplam harcamalar bulunurken sol tarafında ekonominin toplam gelirleri yer almaktadır.

Y : GSYİH'i,

D : Net dış borcu (toplam dış borçların uluslararası rezervler ile farkı)

TR : Net transfer gelirleri,

A : Yurtiçi absorpsiyon,

r : Nominal faiz oranı ve

ΔRE_t : Yabancı rezervlerde bir azalmayı simgelemektedir.

NX_t : Ekonominin ticaret dengesi ($X_t - M_t$) olarak gösterildiğinde, açık bir ekonomide gelir özdeşliğinden yola çıkılırsa:

$$X_t - M_t = Y_t - A_t \quad (2)$$

Burada X_t , t dönemindeki nominal mal ve hizmet ihracatını ve M_t , t dönemindeki nominal mal ve hizmet ithalatını göstermektedir. (2) nolu denklemin sağ tarafı göz önüne alınarak; (1) no'lu denklemden ($Y_t - A_t$) ifadesinin karşılığı çekilerek düzenlenir ve eşitlik (2)'de yerleştirilirse, ekonominin ticaret dengesi elde edilebilir.

$$NX_t = X_t - M_t = r \cdot D_{t-1} - (D_t - D_{t-1}) - TR_t + \Delta RE_t \quad (3)$$

$$(D_t - D_{t-1}) = r \cdot D_{t-1} - (X_t - M_t) - (TR_t - \Delta RE_t) \quad (4)$$

denkleminde eşitliğin en sağındaki ifadelerden dış borçlardaki değişim ($D_t - D_{t-1}$) eşitlikten çekilir ve $(X_t - M_t)$ yerine NX konulursa denklem (5) nolu biçime gelir:

$$(D_t - D_{t-1}) = r \cdot D_{t-1} - [NX_t + TR_t - \Delta RE_t] \quad (5)$$

Burada eşitliğin sağ tarafındaki parantez içindeki bölüm S_t ile adlandırılır ve S_t denilirse,

$$S_t = [NX_t + TR_t - \Delta RE_t] \quad (6)$$

Bu özdeşlik dış borç geri ödemelerini karşılamak için kullanılabilir net dış fazla miktarı olarak adlandırılabilir. Eşitlik (5) diferansiyel bir eşitlik olduğu için, net dış borcun (D_t) terimlerinde geleceğe dönük öngörü yapabilmek için, tekrarlı yordamlarla bu diferansiyel eşitlik çözümlenmelidir.

$$D_t = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{D_N}{\prod_{j=1}^{N-t} (1+r_{t+j})} + \sum_{j=t+1}^{\infty} \frac{S_j}{\prod_{i=1}^{j-t} (1+r_{t+i})} \quad (7)$$

D : Reel dış borç stoku,

S : Birincil fazla (Ticaret dengesi fazlaları ve net cari transferlerin toplamı)

r : Reel faiz oranı,

t : Zaman indisi,

j : Yatay kesit verisi indisi,

Yukarıdaki eşitliğe göre eğer ülke borç ödeyebilir durumdaysa, t zamanındaki ödenmemiş dış borç kalanı, gelecekteki net fazlaların şimdiki değerine eşit olacaktır (Utkulu, 1999: 57).

Burada anlatılan teorik yaklaşıma dayanarak borçlanma ile dış ticaret açıkları arasında eşbütünleşme ilişkisi oluşturulacaktır.

$$DB_t - a - b \cdot DT_t = u_t \quad (8a)$$

$$IB_t - a - b \cdot DT_t = u_t \quad (8b)$$

Benzer şekilde, Trehan ve Walsh (1991) ve Ahmet ve Rogers (1995)’in yaklaşımları kullanılarak birbirini izleyen iki dönem için borçlarda oluşan fark ile ülkeye gelir ve gider akımları arasındaki fark arasındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir (Miyao, 2002). Buna göre gelir ve gider arasındaki fark için $[X_t - (M_t + r_{t-1} B_{t-1})]$ bir değişken ve

borçlar arasındaki fark ($B_t - B_{t-1}$) diğer bir değişken kabul edilmiştir. Bu yaklaşım Jayme'nin çalışmasında ikinci yöntem olarak ele alınmış ve dış borç değişkeni ile $NX = (X_t - M_t)$ Dış Ticaret Dengesi arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi ele alınmıştır (Jayme, 2001: 34).

Literatürde teorik sonuçların geçerliliği için faiz oranının durağan olduğu varsayılırsa, mutlak ortalama r 'ye eşit kabul edilerek, $r \cdot D_{t-1}$ yi eşitlik (4)'den çıkararak elde edilen aşağıdaki eşitlikte; eşitliğin solunda devletin dışarıya yükümlülükleri ve sağ tarafta dış dünyadan gelen toplam transferler yer almaktadır (Afonso, 2000).

- E_t : Harcamaları göstermek üzere,
 EX : Ülkeye dış alemden gelen faktörler,
 MM : Dışarıya yapılan ödemeleri göstermektedir.

$$E_t + (1+r) \cdot D_{t-1} = EX_t + D_t \quad (9)$$

Burada ilişkili denklemler verilirse,

$$\begin{aligned} IM_t &= M_t + RE_t \\ E_t &= IM_t + (r_t - r) \cdot D_{t-1} \\ EX_t &= X_t + TR_t + RE_t \\ \mathbf{MM}_t &= \mathbf{M}_t + \mathbf{r} \cdot \mathbf{D}_{t-1} \end{aligned} \quad (10)$$

Eşitlik (9)'dan birinci fark alınarak :

$$\Delta D_t = \Delta E_t + (1+r) \Delta D_{t-1} - \Delta EX_t \quad (11)$$

elde edilir. Bu eşitlik ileriye doğru çözümlerse :

$$MM_t = EX_t + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{\Delta D_{t+i}}{(1+r)^i} + \sum_{j=t+1}^{\infty} \frac{\Delta EX_j - \Delta E_j}{(1+r)^{j-t}} \quad (12)$$

EX_t ve MM_t 'nin genel anlamda rassal yürüyüşe sahip olduğu, yani serilerin durağan olmayan ve bir birim köke sahip olduğu varsayılırsa, buradan elde edilebilecek test edilebilir bir eşitlik aşağıda verilmiştir.

$$\mathbf{EX}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b} \cdot \mathbf{MM}_t + \mathbf{u}_t \quad (13)$$

Eğer MM ve EX değişkenlerinde durağan olmayan süreçler bulunuyorsa, yokluk hipotezi "MM ve EX bütünleşik değillerdir" olarak belirlenip test edilecektir ve burada ($b = 1$) olacaktır. Hakkio ve Rush (1991), Rocha

and Bender (2000) sürdürülebilirlik koşullarının sağlanması için, her iki değişken bütünleştikleri zaman b'nin 1'e eşit olması gerektiği varsayımını ortaya koymuşlardır. Fakat Hakkio ve Rush (1991) dış borcun pozitif olması durumunda sürdürülebilirlik koşulunun sağlanması için bunların yeterli olmadığını, b'nin 1'den daha az olabileceğini ortaya koymaktadır. Bu nedenle, ülkenin borç ödeyebilir durumda olması için gerekli koşula ulaşmak için MM ve EX bütünleşmiş olmak zorundadır. İki değişkenli bir sistemde her bir değişkenin ayrı ayrı durağan olmadığı bulunursa, onların doğrusal bir kombinasyonunun durağan olduğu varsayımıyla, iki değişken değerlerinin I(1) süreciyle bütünleşmiş olduğu söylenebilir. b herhangi bir sayı olmak üzere,

$$EX_t - a - b \cdot MM_t = u_t \quad (14)$$

özdeşliği ele alınırsa eşbütünleşme durumunda u_t durağan olacaktır. EX_t ve MM_t her birinin birim köke sahip olup olmadığı kontrol edildikten sonra, eşbütünleşme regresyonunu tahmin etmek için Johansen test süreci çalıştırılacaktır.

3. YÖNTEM VE UYGULAMA SONUÇLARI

Dış ticaret değişkenleriyle (X, M) birlikte borçlanma arasındaki nedensellik ilişkileri incelendiğinde, yukarıdaki 8 ve 14 no'lu denklemlerden yola çıkarak 3 ayrı model oluşturulmuştur. Birinci model esas olarak borçlanmanın ortaya çıkmasında yeterli nedenlerin oluşup oluşmadığını ve sürdürülebilirliğin varlığını ölçmektedir. Bu modele göre dış ticaret değişkenleri olan ihracat ile ithalat arasında eşbütünleşme olup olmadığı incelenecek, eşbütünleşme varsa bu iki değişken arasındaki uzun dönem farkının açılmadığı ve borçlanma gereksiniminin artarak sürdürülebilirliğin bundan olumsuz etkilemeyeceği söylenebilecektir. İkinci ve üçüncü model olarak 8a ve 8b denklemlerinden hareketle dış ticaret dengesizliğinin (açıklarının), iç ve dış borç stokları ile eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Bu şekilde dış ticaret açıklarının, dış borç stokları ile arasındaki uyumun uzun süreli devam edip etmediği (2) no'lu model araştırılmaktadır. Aynı modele benzer şekilde (3) no'lu model oluşturulmuş ve iç borçlanma ile dış ticaret dengesi arasında eşbütünleşme eşitliği kurulmak istenmiştir. (2) ve (3) no'lu modeller ile dış ticaret açıklarının dış borçlanma üzerinde mi yoksa iç borçlanma üzerinde mi etkili olduğunu analiz etmek üzere eşbütünleşme denklemleri oluşturulmuştur.

Bu durumda :

$$X_t - a - b \cdot M_t = u_t \quad (\text{Model 1})$$

$$DB_t - a - b \cdot DT_t = u_t \quad (\text{Model 2})$$

$$IB_t - a - b \cdot DT_t = u_t \quad (\text{Model 3})$$

Bu modellerde, dış borç (DB), iç borç (IB), dış ticaret fazlaları (açıklar) (DT), ithalat (M) ve ihracat (X) olarak ifade edilmiştir. Analizlerde kullanılan değişkenlere ait sayısal veriler ise, TC. Merkez Bankası ve Hazine Müsteşarlığı veri kaynaklarına internet ortamından ulaşılarak elde edilmiştir. Veriler 1990 ile 2004 yılları arasında üçer aylık ve dolar cinsinden toplanmıştır. İç borç verisi ise TL cinsinden olduğu için dolar kuruna bölünerek dolar cinsinden iç borç stok rakamları elde edilmiştir.

3.1. Birim Kök Testleri

Granger nedensellik testinin yapılabilmesi için öncelikle modelde kullanılacak zaman serilerinin durağan olması gerekir. Stokastik bir sürecin ortalaması ve varyansı zaman dönemi boyunca bir değişme göstermiyorsa, seri durağan zaman serisi olarak adlandırılır. Durağan olmayan serilerle yapılacak regresyon analizleri yapay olarak yüksek test istatistiklerine ve sahte regresyon sonuçlarına yol açabilecektir (Aktan, Utkulu, Togay, 1998: 86). Ekonomik veriler artma eğiliminde olduğu için durağan değildir. Granger nedensellik testi yapılırken öncelikle veriler durağan hale getirilmelidir. Durağan olmayan seriler, logaritma alma, fark alma, filtreleme ve trend arındırma yöntemleriyle durağan hale getirilebilir. Ayrıca Box ve Jenkins, logaritma alma yanında genellikle birinci ve ikinci dereceden farkların alınması ile durağanlığın sağlanacağını belirtmektedir (Ulutürk, 1998:217). DB (Dış Borç) değişkeni için örnek verilirse fark alma işlemleri şöyle yapılmaktadır:

$$\text{Birinci derece fark alma:} \quad \Delta^1 DB_t = DB_t - DB_{t-1}$$

$$\text{İkinci derece fark alma :} \quad \Delta^2 DB_t = \Delta DB_t - \Delta DB_{t-2}$$

Çalışmada kullanılacak değişkenlere ait serilerin istatistiksel özelliklere uygun olup olmadıklarını test etmek için modelin çözümünden önce Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök (unit root) testi yapılarak serilerin durağan olup olmadıkları test edilmiştir. Genişletilmiş DF (ADF) testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmiştir. Kritik değerler çalışmada kullanılan Eviews 4.1 paket programı tarafından üretilmiş, McKinnon kritik değerlerine dayanmaktadır.

Tablo 1. Kullanılan Değişkenlerin (Düzye, 1. Fark ve 2. Fark) Birim Kök Testleri

Modeller ve Varsayımlar	Sabit Terim Var		Sabit Terim ve Trend Var	
	AIC	SIC	AIC	SIC
X	1.394 (8)	2.333 (4)	-0.157 (8)	1.491 (4)
M	0.649 (8)	1.214 (5)	-1.930 (8)	-1.930 (8)
IB	5.510 (6) **	5.510 (6) **	3.726 (6) *	0.400 (0)
DB	2.499 (2)	1.617 (0)	-1.254 (0)	-1.254 (0)
TD	-1.253 (8)	-1.605 (0)	-2.760 (8)	-2.574 (0)
X (1.Fark)	1.844 (7)	0.582 (3)	0.858 (7)	-0.674 (3)
M (“)	-0.806 (7)	-3.289(4)*	-1.252 (7)	-3.643 (4)*
DB (“)	-8.580 (0)**	-8.580(0)**	-7.322 (1)**	-9.110(0)**
TD (“)	-4.612 (4)**	-7.360(0)**	-4.625 (4)**	-7.338(0)**
X (2.Fark)	-3.547 (6)*	-8.178(2)**	-4.312 (6)**	-8.690(2)**
M (“)	-6.466 (6)**	-6.466(6)**	-6.541 (6)**	-6.541(6)**

McKinnon Kritik Değerleri :

Yalnız Sabit terimli model için : %1 : - 3,51 ; %5 : - 2,89 ; %10 : - 2,59

Sabit Terim ve Trendli model için : %1 : - 4,14 ; %5 : - 3,50 ; %10 : - 3,18

(*) : Serinin % 5 düzeyinde; (**) : % 1 düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

ADF test istatistiklerinin yanında parantez içinde verilen rakamlar, AIC ve SC kriterleriyle maksimum 10 gecikme üzerinden optimal olarak belirlenmiş ve modelde kullanılması gereken gecikme sayılarını vermektedir.

Değişkenlerin düzey değerlerine uygulanan ADF Test sonuçları değişkenlerin durağan olmadıklarını göstermektedir. Günümüz zaman serisi analizlerinde, bu tip birim köke sahip serilere rassal yürüyüş zaman serisi denilmektedir. Rassal yürüyüş zaman serileri durağan değildir. Durağanlığın sağlanabilmesi için birinci derece farklar elde edilmiş ve bunlara uygulanan ADF test sonuçları yine Tablo 1. içinde verilmiştir. Sonuçlara göre, DB ve TD değişkenlerinin durağan oldukları anlaşılmaktadır. Bu şekilde orijinal bir rassal yürüyüş serisinin birinci farkı durağan ise bu seriye orijinal seriye birinci dereceden entegre olmuş denir ve seri I(1) notasyonu ile gösterilir. Diğer taraftan X ve M serilerinin birinci farklarında durağan olmadıkları görülmektedir. Bu durumda seriyi durağan yapmak için iki defa fark almak gerektiği için seri I(2) olarak gösterilmektedir (Örnek, 2001: 44).

Birinci farklar alındıktan sonra X ve M değişkenlerinde durağanlık sağlanamadığı için, ikinci derece farklar alınarak değişkenler tekrar durağanlık testine tabi tutulmuştur. ADF sonuçlarının yer aldığı Tablo 1’de belirtilen değişkenlerin ikinci farkları durağanlığın sağlandığı görülmektedir.

3.2. Granger Nedensellik Testleri

Değişkenlerin arasındaki sebep-sonuç ilişkileri, ekonometrik nedensellik testleri ile ortaya konulabilir. Nedensellik analiziyle, bir değişkende oluşan hareketin diğer değişken üzerinde etki yaparak onda bir değişmeye neden olup olmadığı araştırılmaktadır (Tarı, 1999, s.265). Burada dış borç stoku (DB) ile ticaret dengesi (TD) arasında, TD'nin mi DB'yi etkilediği, yoksa DB'nin mi TD'yi etkilediği nedensellik analizleri kapsamında incelenecektir. Aşağıdaki Granger denklemlerine bakılarak; nedensellik ilişkileri araştırılan DB ve TD gibi iki değişkenden, eğer DB'nin geçmiş değerleri, TD'nin öngörüsünü yapmak için bilgi içeriyorsa, o zaman Granger anlamında DB_t , TD_t 'ye neden oluyor demektir ($DB_t \rightarrow TD_t$). Yöntem değişkenlerin yerleri değiştirilerek tekrar uygulanırsa ters yöndeki ($TD_t \rightarrow DB_t$) hipotezi test edilebilir. Eğer her iki regresyon da nedensellik için olumlu sonuç veriyorsa bu durumda DB_t ile TD_t arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin bulunduğu söylenir ($DB_t \leftrightarrow TD_t$) (Akçoraoğlu, 1999). u_t ve v_t white-noise hata terimlerini göstermek üzere Granger denklemleri,

$$DB_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \cdot DB_{t-i} + \sum_{j=1}^m b_j \cdot TD_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$TD_t = b_0 + \sum_{j=1}^m b_j \cdot TD_{t-j} + \sum_{i=1}^m a_i \cdot DB_{t-i} + v_t \quad (2)$$

Verilen denklemlerden, (1) no'lu denklemde b_j 'nin katsayısı ve (2) no'lu denklemde a_i katsayılarının anlamlı olup olmadığı F-testleri ile sınımlanmaktadır. Denklem (1) için F-testi uygulandığında; F-kritik değerinin F-tablo değerlerinden büyük çıkması durumunda, F-testi için kurulan " H_0 : TD değişkeni, DB'nin Granger nedeni değildir" hipotezi reddedilir. Bu durumda, modeldeki b_j 'nin katsayısının anlamlı olduğu görülecek ve buna bağlı olarak TD değişkeninin DB değişkenini Granger nedenselliği içinde etkilediği söylenecektir. Aynı şekilde ikinci denklemde a_i bütün olarak anlamlı ise " H_0 : DB değişkeni, TD'nin Granger nedeni değildir" yokluk hipotezi red edilir. Dolayısıyla DB değişkeninin TD değişkenini Granger anlamında etkilediği belirtilebilir. Her iki model için F-testi sonuçları anlamlı ise, belirtilen katsayılar sıfırdan farklı değerlere sahip olup, iki değişken için iki yönlü nedensellik söz konusudur. Eğer tek bir denklemdeki katsayılar anlamlı ise tek yönlü nedensellik söz konusudur.

Düzye değerlerinde durağan olmayan iki değişkenin doğrudan fark alma işlemi uygulanarak bir regresyon modeli içinde kullanılması uygun

değildir. Örnek verilirse iç borç stok ve dış borç stok değişkenleri Dickey-Fuller testleri ile düzey değerlerinde durağan olmadıkları bulunmuştur. Buna göre bu değişkenlerin Granger modelleri içinde 1. farklarının alınarak kullanılması gerekmektedir. Fakat durağan olmayan bu değişkenlerin eşbütünleşmiş oldukları bulunursa, farklarının alınmaları uygun değildir. Çünkü bu değişkenler, birlikte hareket eden ortak bir trende sahiptir. Fark alma işlemi, bu değişkenler arasında ortak trendi ortadan kaldırmaktadır ve istatistiksel bilgi kaybına yol açmaktadır (Öztürk, Caravcı, 2003: 197-206). Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testine göre $X = a + bY + \mu$ denkleminde ifade edilen (μ_t) hata teriminin seviye düzeyinde durağan olup olmama durumunu t-istatistiği (ADF) ve McKinnon kritik değerleri çerçevesinde analiz edilmektedir. Eğer hata terimleri durağan ise, iki zaman serisinde eşbütünleşme var demektir (Yıldırım, 2001, 33)

Tablo 2 değerleri incelendiğinde, 3 ayrı modelden yola çıkarak test edilen X ve M arasındaki regresyon ilişkisi eşbütünleşik olarak bulunmuş, diğer (DB-TD ve IB-TD) ilişkilerinde eşbütünleşmeye rastlanmamıştır. Dolayısıyla X ve M değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tesbit edilmiştir. Dolayısıyla Granger nedensellik testi uygulanırken bu değişkenler durağan olmasalar bile fark alma işlemine gerek duyulmayacaktır. Eşbütünleşmenin olmadığı ilişkilerde, değişkenler model içinde kullanılırken durağanlık sağlanabilen dereceden fark alma işlemi uygulanmalıdır. Engle-Granger Teoremi’ne göre, eğer iki zaman serisi eşbütünleşik ise bir Hata Düzeltme Mekanizmasının da kurulması gerektiği belirtilmektedir (Yıldırım, 2001: 34).

Tablo 2. Regresyon Analizinde Birlikte Kullanılan Değişkenler için Tek Yönlü Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi (1 Gecikme)

Eşbütünleşik Regresyonlar	ADF Modeli	Hesaplanan ADF Artıkları		Kritik Değerler		
		t testi	Olasılık	% 1	% 5	% 10
X = f(c, M)	S	-2.9214 (0) **	0.0489	-3,54	-2,91	-2,59
	T ve S	-3.6353 (1) **	0.0354	-4,12	-3,49	-3,17
DB=f(c, TD)	S	-1.7759 (0) n	0.3887	-3,54	-2,91	-2,59
	T ve S	-2.6629 (0) n	0.2554	-4,12	-3,49	-3,17
IB = f(c, TD)	S	-1.4962 (0) n	0.5286	-3,54	-2,91	-2,59
	T ve S	-2.3385 (0) n	0.4071	-4,12	-3,49	-3,17

Not : 1. ADF modeli sütununda S-yalnız sabit kullanılarak, (T ve S) ise trend ve sabit kullanılarak oluşturulmuş ADF modellerini belirtmektedir. **2.** t-testi sütununda parantez içinde verilen kritik değerler, Schwarz Kriterinin en küçük olmasını sağlayan gecikme sayısını göstermektedir. **3.** Diğer işaretler ise; n-artıklarda durağanlığın sağlanmadığını, (***) - % 10, (**) - % 5 ve (*) - % 1 anlamlılık düzeyinde ADF testine göre durağanlığın sağlandığını göstermektedir.

Modelde kullanılan değişkenler için kaçınıcı derece fark değerlerinin kullanılacağı önem taşımaktadır. Daha önce yapılan birim kök testlerinde IB değişkeni düzeyde, DB ve TD değişkenleri 1. derece ve X ve M değişkenleri 2. derece durağan oldukları için Granger modelinde o dereceden farkı alınarak kullanılmalıdırlar. Ancak X ve M değişkenleri ile DB ve TD değişkenlerinin eşbütünleşmiş oldukları bulunduğu için farklarını almaya gerek kalmadan düzey değerleri ile modele alınabilirken, IB ve TD değişkenleri arasında eşbütünleşme bulunamamış ve modele durağanlığı sağlayan dereceden farkları alınarak dahil edilmişlerdir.

Granger analizinde önce ticaret dengesinden dış borçlanmaya ve daha sonra ters yönde DB'den TD yönünde bir nedenselliği araştırarak denklemler ve hipotezler kurulmuştur. TD değişkeninden DB değişkeni yönünde bir nedenselliği araştırmak için oluşturulan Granger denklemlerinde (1 nolu denklemden) eğer belirtilen yönde bir nedensellik söz konusu değil ise denklemdenki b j katsayıları anlamsız olacak ve denklemden bağımlı değişken olan DB değişkeni TD'nin gecikmeli değerlerinden etkilenmeyecektir. Katsayıların anlamsızlığını ekonometrik olarak analiz yöntemi olarak Wald-F istatistiği, Eviews programı yardımıyla hesaplanarak kullanılacaktır. Hesaplanan F-istatistiği, F-kritik değeriyle karşılaştırıldığında daha küçük bulunursa H_0 hipotezi kabul edilecek ve katsayıların anlamsız olduğu ve buradan da ticaret dengesinin, dış borcun nedenseli olmadığı anlaşılacaktır.

Tablo 3'deki sonuçlar incelendiğinde, önce dış ticaret dengesinden dış borçlanma yönünde bir nedensellik araştırılmış, H_0 hipotezinin kabul edilme olasılığı 0'a yakın (% 1.31 ve % 0.90) olarak bulunmuştur. Dolayısıyla alternatif hipotez kabul edilerek, dış ticaret dengesinin katsayılarının 0'dan farklı olduğu ve TD'nin dış borçlanma değişkeni yönünde bir nedenselliğin olduğu anlaşılmaktadır. DB'den TD yönünde bir nedensellik araştırılırken oluşturulan Tablo 3'deki 2. grup denklemden DB değişken katsayılarının anlamlı olup olmadığı Wald testiyle incelendiğinde, % 0.18 ve % 0.09 olasılıkları ile H_0 hipotezinin kabul edilme ihtimali oldukça düşüktür. Sonuç olarak TD ve DB değişkenlerinde, Granger yokluk hipotezlerinin ikisi de red edilmiş ve her iki yönde bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Dolayısıyla dış borçlanma ile dış ticaret dengesi arasında çift yönlü bir nedensellik olduğu görülmektedir.

Tablo 3. TD ve DB Arasındaki Nedensellik (Wald Testi)

İlişki ve Yokluk (H_0) Hipotezi	İstatistik	Değer	S.D.	Olasılık
D(TD,1) [2] → D(DB,1) [1] TD, DB'nin Granger nedenseli değildir	F-istatistiği	4.7108	(2, 53)	0.0131
	Ki-kare	9.4217	2	0.0090
D(DB,1) [1] → D(TD,1) [5] DB, TD'nin Granger nedenseli değildir	F-istatistiği	10.9596	(1, 47)	0.0018
	Ki-kare	10.9596	1	0.0009

Not: Köşeli parantez içindeki değerler Granger modelinde kullanılan değişkenin, Akaike kriterine göre belirlenmiş otokorelasyonu en aza indiren, en uygun gecikme sayısını vermektedir.

Tablo 4’de ise iç borçlanma ile ticaret dengesi arasında bir nedensellik ilişkisi araştırılmak üzere hipotezler ve test sonuçları verilmiştir. Birinci grup denklemde yokluk hipotezi, TD’nin IB’yi etkileyip etkilemediğini test etmek üzere kurulmuştur. F ve Ki-kare test sonuçlarına göre H_0 hipotezinin kabul edilme olasılığı (% 42.29 ve % 41.85) bulunmuş ve TD’nin IB’yi etkilemediği sonucu elde edilmiştir. Diğer yönde bir ilişkide aynı şekilde yokluk hipotezinin reddedilme olasılığı % 10’dan yüksek (yaklaşık % 20) olarak bulunmuş ve IB değişkeninin TD’yi etkilemediği sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak IB ve TD arasında her iki yönlü Granger anlamda bir nedensellik ilişkisine ulaşılamamıştır.

Tablo 3 ve 4 birlikte değerlendirilirse; TD’nin hangi borç stoku üzerinde daha etkili olduğu sorusu cevaplanabilecektir. Ampirik analizlere göre dış ticaret dengesinin dış borç stoklarını etkilediği bulunmuş fakat iç borç stokları ile böyle bir nedensellik ilişkisine ulaşılamamıştır.

Tablo 4. TD ve IB Arasındaki Nedensellik (Wald Testi)

İlişki ve Yokluk (H_0) Hipotezi	İstatistik	Değer	S.D.	Olasılık
D(TD,2) [5] → IB [7] TD, IB'nin Granger nedenseli değildir	F-istatistiği	0.6545	(1, 44)	0.4229
	Ki-kare	0.6545	1	0.4185
IB [7] → D(TD,2) [5] DB, TD'nin Granger nedenseli değildir	F-istatistiği	1.6363	(1, 47)	0.2071
	Ki-kare	1.6363	1	0.2008

Not: Köşeli parantez içindeki değerler Granger modelinde kullanılan değişkenin, Akaike kriterine göre belirlenmiş otokorelasyonu en aza indiren, en uygun gecikme sayısını vermektedir.

3.3. Eşbütünleşme Analizi

Durağan olmayan bir süreç ile ilgili tahminlerin yapılmasının güçlüğü nedeniyle, değişkenlerde durağan olmayan süreçler durağan hale getiril-

melidir. X_1 ve X_2 gibi durağan olmayan iki değişkenin de birlikte kullanılacağı bir model tahmini yapmak sağlıklı sonuçlara yol açabilecektir. Diğer yandan bir modelde kullanılan değişkenlerin eş zamanlı hareket edip etmedikleri ve aralarındaki uzun dönem ilişkilerinin durağan olup olmadığını test etmek amacıyla eşbütünleşmeden yararlanılmaktadır (Dülger ve Cin, 2004). Bunun nedeni düzeylerinde durağan olmayan, fakat ilk farkları alındığında durağanlık sağlanabilecek serilerde, sorundan kurtulmak amacıyla ilk farklarını alarak regresyona tabi tutmak sorun oluşturmaktadır. Çünkü değişkenlerin ilk farklarını alırken, özgün düzeylerince belirlenen uzun dönem ilişkileri kaybedilebilmektedir (Gujarati, 1999: 726).

Bu durumun ortaya çıkıp çıkmayacağını incelemek için, değişkenlerin düzey değerlerinin birlikte ilişkili olup olmadığına bakılır. İki değişken arasındaki farkın istikrarlı olarak devam etmesi, değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığını gösterdiği belirtilebilir. Aralarındaki fark herhangi bir yöne çok fazla sapmadan belirli bir sabit değer etrafında dalgalanıyorsa, bu iki X değişkeni arasında eşbütünleşme olduğu varsayılır (Çıtak, 2003: 132). Modele dahil edilen değişkenler her ne kadar tek başlarına durağan değil iseler de birlikte kullanıldıklarında ortak bir eğilime sahip olabilirler (Zengin, 2001). Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda kullanılacak en uygun yöntem koentegrasyon (eşbütünleşme) ve “hata düzeltme modeli” (ECM)’dir (Günaydın, 2000: 77-78). Eşbütünleşme analizi, (en az ikisi) durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal bileşiminin durağan olabileceğini ortaya koyması açısından son yıllarda kullanılan bir tekniktir. Modelde kullanılan değişkenlerin bütünleşik olup olmadığı, uzun dönem ilişki(leri)nin durağan olup olmadığı ile test edilebilmektedir (Dülger ve Cin, 2004). Bu değişkenlerin doğrusal kombinasyonundan elde edilen hata terimi durağan ise değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğu söylenir. Eşbütünleşmenin olmaması durumunda değişkenler arasında uzun dönem dengesi olmayacaktır (Halaç, Kuştepelı).

Eşbütünleşme analizi günümüzde farklı şekillerde uygulanabilmektedir. Bunlardan Engle-Granger (1987) eşbütünleşme yöntemi, gelecekte En Küçük Kareler (EKK) yönteminin iki aşamalı olarak kullanıldığı kalıntılara dayanan eşbütünleşme analizidir. Bu yönteme göre birinci aşamada, düzeyde durağan olmayan fakat birinci sıra bütünleşmiş iki seriden birisi diğeri üzerine klasik EKK yöntemi ile regresyona tabi tutulur ve ikinci aşamada regresyon artıklarının durağan olup olmadığı araştırılır. Eğer iki seri bütünleşmiş ise, regresyon artıklarının durağan olması gerekir. Artıkların durağan olup olmadıkları yukarıda belirtilen birim kök testleri ile araştırılabilir (Akçoraoğlu, 1999). Bir grup durağan olmayan değişken arasında eşbütünleşme olup olmadığı yaygın olarak “Johansen Eşbütünleşme Testi” ile de araştırılmaktadır. Ancak bu testin uygulanabilmesi için, modelde kullanılan ve gelecek değerleri tahmin edilmek istenen n sayıda

değişkenin hepsinin aynı dereceden bütünleşmeye sahip olması, yani, durağan olmayan zaman serilerinin hepsinin de aynı sayıda birim köke sahip olması gerekmektedir (Çıtak, 2003: 133).

A. X ve M değişkenli (1.) Model için Eşbütünleşme Eşitliği

X ve M arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu daha önce belirlenmişti. Bu aşamada X ihracat değişkeninin bağımlı, M ithalat değişkeninin bağımsız değişken olduğu bir model oluşturulmuş ve bir eşbütünleşme regresyonu tahmin edilmiştir. Elde edilen regresyon sonuçları incelendiğinde ithalattaki 1 br.lik bir artış ihracatta 0.50 br.lik bir artışa neden olmaktadır. Yani burada dikkat edilecek katsayı ihracat değişkeni regresyon katsayısıdır. Bu katsayı 1 değerinin altında olduğu için, M değişkeninin her bir artışında X değişkeni bu miktardan daha az yani yarısı kadar artmaktadır. Bu durumda ithalat ile ihracat arasındaki fark giderek açılacak ve dış ticaret açıkları artacaktır. Bu durum da borçlanma gereksiniminin artışında önemli bir neden oluşturacaktır.

$$X(-1) - 0.5022328291 * M(-1) - 1301.742734 = u_t = ECM$$

$$X(-1) = + 1301.742734 + 0.5022328291 * M(-1)$$

$$[-12.6940]$$

Elde edilen eşbütünleşme eşitliğinden hareketle hata düzeltme modeli oluşturulmuş ve sonuçlar aşağıdaki Tablo 5’e aktarılmıştır. Burada ECM teriminin katsayısının 0.40 olması hataların arttığını göstermesine rağmen bu artış tehlikeli boyutlarda değildir. çünkü her bir hata terimi öncekinin %40’ı kadar bir büyüklükte artmaktadır. Dolayısıyla X ve M arasında oluşturulan modele göre, hata terimleri giderek artmakta ve dış ticaret açıklarının artmasına yol açacak şekilde bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Bu durumda borçlanma gereksiniminde artış beklenecektir.

Tablo 5. Hata Düzeltme Modeli (57 Gözlem ve 2 Gecikmeli)

D(X)	ECM	Sabit	D(X(-1))	D(X(-2))	D(M(-1))	D(M(-2))
Katsayı	0.40127	414.74362	-0.59739	-0.66013	0.09539	0.29364
t-ist.	4.06652	4.26848	-3.30538	-3.17829	1.24690	3.72720

$$R^2 = 0.332411 ; F \text{ istatistiği} : 5.078852$$

B. DB veya IB Değişkenleri İle DT Arasında Oluşturulan (2. ve 3.) Model İçin Eşbütünleşme Eşitliği

Diğer modeller gibi aşağıdaki modelde TD değişkeni (M-X) biçiminde hesaplanmış ve negatif dış ticaret dengesini göstermektedir. Yukarıda

verilmiş olan 2 ve 3 nolu özdeşliklere dayanılarak oluşturulmuş bu modele göre uzun dönemde, dış borçlanma ve iç borçlanma arasında hangisinin ticaret dengesi ile eşbütünleşme ilişkisinin anlamlı olduğuna bakılacaktır. Tablo 6 incelenirse ticaret dengesindeki hareketler dış borç ve iç borç değişkenlerini pozitif yönde etkilemektedir. Bu etki dış borçlanma değişkeninde daha küçük miktarda ortaya çıkmaktadır. Granger nedensellik testlerine de dayanarak, iktisadi beklentiler göz önüne alındığında ticaret dengesizliğinin ortaya çıkması borçlanma gereksinimini artıracak ve her iki borçlanmayı da pozitif yönde etkileyecektir. Burada iktisat teorileriyle örtüşen sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 6. : Eşbütünleşme Eşitliği (57 Gözlem ve 2 Gecikmeli):

DB ve TD Eşbütünleşme Denklemi	$DB(-1) - 14.8834877*TD(-1) - 28922.41343 = u_t$ $DB(-1) = + 28922.41343 + 14.8834877*TD(-1)$ $[-4.07005]$
IB VE TD Eşbütünleşme Denklemi	$IB(-1) - 17.7821481*TD(-1) + 22298.48413 = u_t$ $IB(-1) = - 22298.48413 + 17.7821481*TD(-1)$ $[-3.53112]$

3.4. Hata Düzeltme Modelleri

Yukarıdaki regresyondan elde edilen hata terimleri ile dış borçlanmanın gecikmeli değerlerinin bir model içinde regresyona tabi tutulmasıyla (ECM: Hata Düzeltme Mekanizması) hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Parantez içindeki değerler t değerlerini vermektedir. ECM modeli olarak önce dış borçlanma ile ticaret dengesi değişkeni ve daha sonra iç borçlanma ile ticaret dengesi değişkenleri modele alınmıştır.

Tablo 7. DB - TD Hata Düzeltme Modeli (57 Gözlem, 2 Gecikmeli)

D(DB)	ECM	Sabit	D(DB(-1))	D(DB(- 2))	D(TD(-1))	D(TD(-2))
Katsayı	0.03131	3334.6632	-0.482337	-0.363088	1.018688	1.392666
t-ist.	1.80064	5.77143	-3.35385	-2.34785	2.38890	3.12555

$R^2 = 0.281796$; F istatistiği : 4.002102

Tablo 8'deki hata düzeltme modeli sonuçlarına bakıldığı zaman DB değişkeni ile dış ticaret değişkeni kullanılarak oluşturulan regresyon üzerinden uzun döneme ait bir öngörü yapılmak istenirse; ECM katsayısı olan

0.03131 değeri, her bir dönemde DB değişkeni regresyon doğrusundan % 3 kadar uzaklaşmaktadır. Sıfıra oldukça yakın bir rakam olduğu için ticaret dengesi ve dış borç stoklarının geçmiş değerlerinin dış borçlanma üzerinde önemli ölçüde bir tetikleme yapmadığı söylenebilir.

Ticaret dengesinin iç borçlanma üzerinde uzun dönemde yaptığı etkiler incelendiğinde ise, ECM değeri olan 0.02570 rakamına göre iç borç stok ve ticaret dengesi rakamlarının geçmiş değerleri, iç borç stok rakamları üzerinde her bir dönemde % 2.57 kadarlık bir artırıcı etkide bulunmaktadır. İç borç üzerinde artış yapan bu değer de ticaret dengesinin iç borçlanma üzerinde önemli seviyede tetikleyici bir etki yapmadığını göstermektedir.

Tablo 8. IB - TD Hata Düzeltme Modeli (57 Gözlem, 2 Gecikmeli)

D(IB)	ECM	Sabit	D(IB(-1))	D(IB(-2))	D(TD(-1))	D(TD(-2))
Katsayı	0.02570	1861.469	0.148027	0.048379	0.056594	0.757782
t-ist	1.06704	2.33310	1.00049	0.32595	0.09145	1.24940

$R^2 = 0.094568$; F istatistiği : 1.065347

Tablo 7 ve 8’de dikkate alınması gereken önemli bir sonuç, dış borçlanmayı açıklamak üzere modelde kullanılan DB ve TD değişkeninin 2’ye kadar olan gecikmelerinin t-istatistikleri anlamlı, F değeri (4.002) modelin bütünüyle anlamlı olduğunu gösterecek büyüklükte ve R^2 değeri % 28 çıkarken, Tablo 8’deki modelde kullanılan IB ve TD değişkeninin gecikmeli değerlerine ait t-istatistikleri % 5 güven düzeyine göre anlamsızlık sınırları içindedir. Ayrıca açıklama düzeyi % 9.4 kadar ve F-istatistiği modelin anlamsızlığını gösterecek şekilde düşük (1.065347) çıkmıştır. Bu sonuca bakıldığında dış borçlanma ve ticaret dengesinin geçmiş değerlerinin dış borçlanma üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu söylenebilecektir. İç borçlanmada ise böyle bir etkiye kanıt gösterilememiştir.

4. SONUÇ

Türkiye, diğer gelişmekte olan ülkeler gibi büyümesini borçlanma ile sürdüren ülkeler arasında olmuştur. Bu değerlendirme, büyümenin sürekliliğinin sağlanmasıyla birlikte borç stoklarının da büyümesine dayanılarak yapılabilir. Borçlanmanın artışıyla oluşan büyüme beraberinde dış ticaret hacminin de gelişmesine neden olmaktadır. Borçlanma artışıyla, milli gelirden bağımsız olarak görülen ihracat üzerinde artış sağlasa da, asıl artış milli gelirin bir fonksiyonu olarak ifade edilebilen ithalat rakamları üzerinde daha önemli etkilerde bulunmaktadır. Bu gelişmeye bağlı olarak ithalat rakam-

larının ihracata göre daha hızlı büyümesi, dış ticaret açıkları olarak ifade edilen, ihracat ve ithalat arasındaki farkı artırmaktadır.

İhracatın ithalatı tam olarak karşılayamaması nedeniyle oluşan dış ticaret açıklarının finansmanı gelişmekte olan ülkelerde borçlanma ile sağlandığı için iç ve dış borç stoklarının da artışıyla karşılaşılmaktadır. Diğer taraftan bütçe gelirlerinin, bütçe giderlerini karşılamakta yetersiz oluşu nedeniyle yine borçlanma olgusuyla karşılaşılmaktadır. Bahsedilen her iki türlü açıkları ifade eden ikiz açıklar olgusunun borçlanmaya neden oluşu beraberinde “Hangi tür açık, kaynaklarına göre değerlendirildiğinde hangi tür borçlanmaya neden olur?” sorusunu beraberinde getirmiştir. Bu araştırmada bu soruya cevap bulunmaya çalışılmıştır. Literatürde, bütçe açıklarının daha çok iç borçlanma ile finanse edildiği ve dış ticaret açıklarının dış borçlanma ile finanse edildiği gibi bir yaklaşım vardır. Bunun nedeni, dış borçlanmanın yabancı para cinsinden yapıldığı için elde edilen gelirlerin ithalat giderlerinde kullanıldığı veya tersi yönde ele alınırsa, ithalat giderlerinin dış borçlanma gelirleriyle karşılandığı anlayışına dayanmaktadır.

Yukarıda yapılan ampirik çalışmalarla önce X ve M değişkenleri tek bir model içinde ele alınmış ve eşbütünleşme testi ile sürdürülebilirliğin sağlanmadığını göstermeyecek şekilde X ve M değişkenleri eşbütünleşik bulunmuştur. Fakat oluşturulan eşbütünleşme regresyon denkliğine bakıldığında, ihracat rakamlarında büyüme ithalat rakamlarındaki büyümenin yarısı kadar olmaktadır. Bu da ticaret dengesindeki açıkları artırıcı bir gelişmedir. Buna dayanılarak Türkiye’deki borç oluşum sürecinin ve borçlanmanın devam edeceği sonucu ortaya çıkmaktadır. Dış ticaret açıklarının borçlanma türünden hangisi üzerinde daha etkili olduğunu görmek amacıyla Granger nedensellik testi yapılmış ve dış borçlanma üzerinde etkili olduğu fakat iç borçlanma üzerinde bir etkinin söz konusu olmadığı görülmüştür. Buna dayanarak belirlenen dönemde dış ticaret açıklarının daha çok dış borçlanmaya neden olduğu söylenebilir.

Diğer taraftan dış borçlanma ile dış ticaret açıklarında borç sürdürülebilirliğini olumlu yönden destekler yönde eşbütünleşme bulunmuştur. Buna dayanarak iki ayrı eşbütünleşme denkliği elde edilmiş, önce dış borç stokları ile dış ticaret dengesi ve daha sonra iç borç stokları ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkileri oluşturulmuştur. Elde edilen ilişkilerin birincisine göre, dış ticaret açıklarını ifade eden TD değişkenindeki 1 birimlik büyüme dış borçlanma üzerinde 14.883 birimlik büyümeye neden olurken, TD değişkenindeki 1 birimlik büyüme iç borçlanma üzerinde 17.782 birimlik büyümeye neden olmaktadır. Borçlanmaya neden olarak gösterilebilen ticaret dengesi açıklarındaki artışa dayanarak iç borçlanma rakamlarının daha fazla büyüdüğü görülmektedir.

Daha sonra oluşturulan hata düzeltme modellerinde ise dış borç stoklarının her bir dönemde % 3.1 kadar trend doğrusundan uzaklaşarak büyüme eğilimi gösterdiği, iç borç stok rakamlarının ise % 2.5 kadar her bir dönemde büyüme eğilimi içinde olduğu sonucu bulunmuştur. Fakat bu modellerin katsayılarının yorumunda iç borçlanmayı açıklayan IB ve TD değişkenleri anlamlı olarak bulunmadığı için, ticaret dengesi değişkeninin IB değişkenini etkilediği hipotezi anlamlı olarak bulunmasa da, DB değişkenini etkilediği hipotezine ait ampirik bulgular elde edilmiştir.

KAYNAKÇA

- Afonso, Antonio (2000), “Fiscal Policy Sustainability: Some Unpleasant European Evidence”, *Department of Economics, Instituto Superior de Economia e Gestao, Universidade Tecnica de Lisboa, Portugal*, <http://pascal.iseg.utl.pt/~depteco/wp/wp122000.pdf> (15.03.2004).
- Akçoraoğlu, Alparslan (1999), “Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Keynesçi Politikalar: Bir Nedensellik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Yayınlanmış Ciltler, Cilt:1, Sayı: 2, <http://dergi.iibf.gazi.edu.tr/cilt.asp?c=1&s=2>
- Aktan, Coşkun Can – Utkulu, Utku ve Selahattin Togay (1998), *Nasıl Bir Para Sistemi*, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Yayını, İstanbul.
- Çıtak, Levent (2003), “Para Ve Maliye Politikalarının İMKB Endeksi Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi: İMKB, Makroekonomik Politikalar Açısından Bilgi Etkin Midir?”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 9.
- Dülger, Fikret, Cin, Mehmet Fatih (2004), *Paranın (M2) Gelir Dolanım Hızı: 1986-2000 Türkiye Deneyimi*, <http://idari.cu.edu.tr/mfatih/imkb1.pdf> (12.05.2004)
- Gujarati, N. Damodar (1999), Çev: Ümit ŞENESEN-Gülay Günlük ŞENESEN, *Temel Ekonometri*, Litaratür Yayınları.
- Günaydın, İhsan (2000), “Türkiye için Wagner ve Keynes Hipotezlerinin Testi”, *İktisat-İşletme ve Finans Dergisi*, Yıl 15, Sayı 175.
- Halaç, Umut, Kuştepe, Yeşim (2003), “Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, v5(1), s. 85-102, www.econturk.org/Turkiyeekonomisi/velocity.doc (12.12.2003)
- Jayme, Frederico Gonzaga (2001), “External Debt Sustainability: Empirical Evidence In Brazil”, *UFMG, FACE, CEDEPLAR*, Jel: F300, F340, <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20154.pdf>
- Milesi-Ferretti, Gian Maria ve Assaf Razin (1996), “Current-Account Sustainability”, *Princeton Studies in International Finance*, No. 81.
- Miyao, Ryuzo (2002), “Another Look at Origins of the Asian Crisis: Tests of External Borrowing Constraints”, *ESRI Discussion Paper Series*, No.11,

Research Institute for Economics and Business Administration Kobe University, Tokyo, Japan, www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis020/e_dis011a.pdf

- Örnek, İbrahim (2001), “Ödemeler Bilançosuna Parasal Yaklaşım Teorisinin Türkiye’ye Yönelik Uygulanması”, *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt 4, No.2.
- Öztürk, İlhan, Caravcı, Ali (2002), “Döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye ihracatı üzerine etkisi: Ampirik bir çalışma”, *Review of Social, Economic and Business Studies*, Vol. 2.
- Suranovic, Steven (1999), A Multi-Country of Trade Imbalances, <http://internationalecon.com/tradeimbalance/introduction.html>.
- Tarı, Recep (1999), *Ekonometri*, Alfa Basım Yayın Dağıtım, İstanbul.
- Ulutürk, Süleyman (1998), *Türkiye’de Planlı Dönemde Kamu Harcamalarının Gelişimi ve Devletin Rolü*, Akçağ Basım Yayım, Ankara.
- Utkulu, Utku (1999), “Is the Turkish External Debt Sustainable? Evidence from Unit Root Testing”, *Yapı Kredi Economic Review*, Vol. : 10; No : 2; İstanbul.
- Yıldırım, Metin (2001), “Para Kurulu ve Türkiye Kasım 2000 Krizi”, *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt 4, No.2.
- Zengin, Ahmet (2001), “Reel Döviz Kuru Hareketleri Ve Sektörel Dış Ticaret Fiyatları: Yansıma Üzerine Var Analizi”, *Hazine ve Dış Ticaret Müsteşarlığı Dergisi*, <http://www.dtm.gov.tr/ead/dtdergi/nisan2001/reel.htm> (20.06.2004)