

TÜRKİYE'DE BÜTÇE AÇIKLARI VE DIŞ TİCARET AÇIKLARI GERÇEKTE İKİZ Mİ?

KOENTEGRASYON VE NEDENSELLİK BULGULARI

Utku Utkulu^(*)

Özet

Bu makale bütçe açıkları ile cari işlem açıkları arasındaki bağı araştırmaktadır. Çalışmanın amacı Keynezyen görüş ile Ricardo'nun denklik hipotezini ampirik olarak test etmektir. Kullanılan ekonometrik yöntem koenteegrasyon analizine dayanmakta olup, hata-düzeltilme modeli ve nedensellik bulguları ile desteklenmektedir. Uygulama sonuçları Keynezyen ikiz açık teorisini desteklemekle birlikte, uzun dönem nedensellik bağı iki yönlüdür.

Anahtar Kelimeler :Bütçe, Dış Ticaret Açığı, İkiz Açık, Koenteegrasyon, Nedensellik, Türkiye.

1. Giriş

Bütçe açıkları ile dış açıklar arasındaki bağ (ikiz açıklar) özellikle son yıllarda artan biçimde ampirik çalışmalara konu olmaktadır. Literatürdeki bulgular ise farklı sonuçlara işaret etmektedir. Miller ve Russek (1989, 1992), Enders ve Lee (1990) ve Kim (1995) bulguları bütçe açıklarının dış açıkları etkilemediğini ileri süren Ricardo denklik hipotezini desteklemektedir. Öte yandan, Darrat (1988), Abell (1990), Zietz ve Pemberton (1990), Bachman (1992), Rosensweig ve Tallman (1993), Bahmani-Oskooee (1992, 1995) ve Vamvoukas (1999) bulguları ise ikiz açıklar arasında güçlü bir bağ olduğu ve bütçe açıklarının dış açıklara yol açtığı savını ortaya koyan Keynezyen görüşe destek vermektedir. Yukarıdaki çalışmaların büyük kısmı ikiz açıklar hipotezini ABD ekonomisi için sınımlıdır. Bu durumda özellikle gelişmekte olan ekonomiler yönünden söz konusu bağı araştırılması daha da önem kazanmaktadır.

Literatürde ikiz açık hipotezini Türkiye için test eden sınırlı sayıda çalışma vardır. Zengin (2000) VAR nedensellik, etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri kullanarak ve 1987-1999 dönemine ait çeyrekli verilerle ikiz açık hipotezini doğrular bulgular elde etmiştir. Özkazanç ve Tunç (2001) Mundell-Fleming tipi bir model oluşturarak 1984-1999 dönemini çeyrekli

^(*)Doç. Dr. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fak., İktisat Bl. / İzmir.

verilerle ve Johansen VAR koentegrasyon yöntemi ile analiz etmiştir. Özkazanç ve Tunç'un bulguları Ricardo denklik hipotezine hiçbir şekilde destek vermemekte, Keynezyen ikiz açıklar hipotezini doğrulamaktadır. Ancak nedenselliğin yönü tek değil iki taraflıdır. Utkulu (2001) ise Türkiye'de dış açıkların belirleyicilerini araştıran çalışmasında maliye politikasının önemli bir belirleyici olduğu sonucuna varmıştır. Bu bulgu dolaylı da olsa ikiz açık hipotezi için bir destektir. Kuştepeli (2001) Johansen VAR tipi koentegrasyon ve nedensellik analizleri yaparak ve 1975-1995 dönemi için bütçe açıklarından cari işlemler açıklarına doğru bir nedensellik bağı bulamamıştır. Kutlar ve Şimşek (2002) ise yine Johansen VAR tipi koentegrasyon ve nedensellik analizi yaparak ve 1984-2000 dönemine ait çeyrekli veri seti kullanarak bütçe ve dış ticaret açıkları arasında nedensellik aramıştır. Kutlar ve Şimşek'in ampirik analiz sonuçları iki açık arasında güçlü bir nedenselliğe işaret etmekte olup, hata düzeltme bulguları kısa ve uzun dönemde Keynezyen ikiz açık hipotezini desteklemektedir.

İç ve dış açıkların birbiri ile yakından ilgili oldukları tartışması literatürde yeni değildir. Klasik, Keynezyen ve Monetarist iktisat okulları özellikle farklı iktisat politikası araçlarının dış açıkları etkileyen ve düzelten bir rolün varlığına ilişkin teoriler ortaya koymuşlardır. Farklı iktisat okullarının teorik yaklaşımlarındaki farklılık, şüphesiz onların "bir ülkenin dış ödemeler dengesi üzerinde etkili olabilecek temel makroekonomi politikası aracı ne olmalıdır?" sorusuna farklı yanıtlar vermelerine neden olmaktadır. Bunlardan birisi Esneklikler yaklaşımıdır. Bu yaklaşım döviz kurunu dış dengeyi belirleyen temel unsur olarak görmekte ve dış açıkları gidermede devalüasyonu (ya da genel anlamda döviz kurunun değer kazanmasını) temel makroekonomi politikası aracı olarak önermektedir. İkincisi Keynezyen yaklaşımıdır. Bu yaklaşım gelir ve harcamaların belirleyici etkisini vurgulamakta ve dış açıkları gidermede daraltıcı maliye politikasını temel makroekonomi politikası olarak önermektedir. Üçüncüsü Parasalcı (Monetarist) yaklaşımıdır. Bu yaklaşım bir ödemeler dengesi açığına temelde aşırı para arzının yol açtığını öne sürmektedir. Paranın temel belirleyici olarak kabul edilmesi, doğal olarak bu yaklaşımın bir dış ödemeler dengesizliği ile mücadelede para politikasının kullanımını önerdiği anlamına gelmektedir. (Utkulu, 2001).

Bu çalışmanın amacı yıllık veriler kullanarak Türkiye'de bütçe açıkları ile dış açıklar arasındaki nedensellik bağına araştırmaktır. Bu çerçevede koentegrasyon analizi ve hata düzeltme modeli (ECM) kullanılarak nedensellik analizi yapılmaktadır. Bu çerçevede Hakkio ve Rush (1991)'in tavsiyesine uyulmuş ve oldukça geniş bir zaman aralığını kapsayan (1950-2000) yıllık veri

seti kullanılarak uzun dönem koentegrasyon analizi gerçekleştirilmiştir. İzleyen bölümde ikiz açık hipotezine ilişkin temel teorik çerçeve kısaca sunulmaktadır. Üçüncü bölümde uygulamada izlenen ekonometrik yöntem verilmekte ve dördüncü bölümde ise eldeki veriler ve ampirik çalışma ile ulaşılan bulgular değerlendirilmektedir. Son bölümde ise sonuç ve önerilere yer verilmiştir.

2. Temel Teorik Çerçeve

Milli gelir özdeşliğinden hareket ederek bütçe açıkları ve cari işlemler açıkları arasındaki teorik etkileşim mekanizması belirlenebilir. Dışa açık bir ulusal ekonomide milli gelir özdeşliğinden hareket edilerek aşağıdaki eşitlik elde edilebilir:

$$CA = S_p - I - (G - T) \quad (1)$$

Bu denklemde CA cari işlemler hesabını, S_p özel kesim tasarruflarını, I yatırımları, G kamu harcamalarını ve T ise hükümetin hane halkı ve firmalardan aldığı doğrudan vergileri göstermektedir. Söz konusu eşitlik cari işlemler ile bütçe açıkları arasındaki bağı araştırmak için teorik bir çerçeve sağlamaktadır. Bu durumda bütçe açıklarındaki bir artış, cari işlemler açığını artıracaktır. Eğer $(S_p - I)$ nın ve cari vergilerin sabit (veya istikrarlı) olduğu varsayılır ise, kamu harcamalarındaki geçici bir artış bütçe açıklarını $(G - T)$ yükseltecek ve bu da toplam tasarrufları azaltarak ekonominin cari işlemlerini etkileyecektir. Böylece, artan kamu harcamalarından kaynaklanan bir bütçe açığı, ülkenin cari işlemler fazlalarını azaltır veya, aynı anlama gelmek üzere, ülkenin cari işlemler açıklarını yükseltir.

Ancak, bütçe açıklarının dış açıkları artırıcı bu etkisi ikiz açık hipotezinin sadece bir yönüdür. Bir diğer yönden bakıldığında, bütçe açıklarının faiz oranları üzerinde aynı yönlü (positif) bir etkisi de vardır. Yüksek faiz oranları ülke dışından yatırımı cazip kılarak ve ulusal paraya olan talebi artırarak ulusal paranın değerlenmesini sağlar. Ulusal paranın değerlenmesi bir yandan ithalatın ucuzlaması öte yandan ihraç ürünlerinin pahalanması demektir.

Her ne kadar Keynezyen görüş kamu harcamalarındaki artıştan kaynaklanan bütçe açığının cari işlemler dengesini etkilediğini kabul etse de, Ricardo denklik hipotezini savunanlar vergilerdeki azalmadan kaynaklanan bütçe açığının cari işlemler dengesini etkilemeyeceğini öne sürmektedirler. Bu görüşe göre, kamu harcamalarının sabit olduğu (değişmediği) ve borçlanmada herhangi bir kısıtın olmadığı varsayımları altında, şimdi uygulanan bir vergi kesintisi gelecekte bir vergi artışına dönüşeceğinden, cari vergilerdeki bir azalma planlanan (arzulanan) toplam tasarruf düzeyini etkilemeyecek ve

dolayısıyla bütçe açıklarının sonuç olarak ekonomi üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır. Sonuç olarak, Ricardo denklik hipotezi, kamu kesimi tasarruflarının cari işlemler denge düzeyini, faiz oranlarını, para talebini, özel tüketim harcamalarını, yatırım harcamalarını ve ulusal tasarrufları etkilemediğini vurgulamaktadır.¹

3. Ekonometrik Yöntem

Neden Koentegrasyon ?

Engle ve Granger'in (1987) yayınladıkları makaleden (bkz. Engle ve Granger, 1987) sonra ve özellikle doksanlı yıllarda zaman serisi literatüründe çok önemli gelişmeler görülmüştür. Buna göre, çoğu makroekonomik zaman serisi trend içermekte ve bu durum *sahte (spurious) regresyon* sonuçlarına (yapay olarak şişkin ve geçersiz test istatistikleri vb.) yol açabilmektedir (Charemza ve Deadman, 1997). Buna çözüm olarak bir çok yöntem önerilmiştir. Değişkenlerin farkının alınması (differencing) yöntemiyle stokastik trendin elemine edilmesi önerilmiş, ancak bu yöntemin uzun-döneme ait değerli enformasyon kaybına neden olduğu saptanmıştır. Çözüm Engle ve Granger'in literatüre sunduğu *koentegrasyon* (cointegration - 'eşbütünleşme')² analizi ile gelmiştir. Buna göre değişkenler trend içerse (*nonstationarity*) dahi uzun dönemdeki sapmaları ifade eden (uzun dönem regresyon) hata terimi, durağan (*stationary*) yani varyansı ve ortalaması zaman içinde değişmez, sabit ise değişkenler arasında gerçek iktisadi nedensellik ilişkisi vardır. Bu durumda regresyondaki değişkenler *eşbütünleşiktir (cointegrated)* denir. Koentegrasyon analizi ekonomik değişkenlerin regresyon ve modellenmesinde sahte regresyon/korelasyon sonuçlarını engelleyen ve iktisat teorisinin testinde kullanılan etkili bir yöntem haline gelmiştir.³

İlk defa 1980'li yılların başında literatüre sunulan "koentegrasyon analizi" sayesinde zaman serisi ekonometrisi ve ekonomi teorisinin testi alanlarında önemli gelişmeler olmuştur. Koentegrasyon kavramının literatüre kazandırdıkları ve kullanım alanları şu başlıklar altında incelenebilir:

¹ Ricardo denklik hipotezi ve Keynezyen görüş için özellikle bkz. Seater (1993). Ayrıca bkz. Vamvoukas (1999).

² Türkçe literatürde "eşbütünleşme" karşılığını tercih eden araştırmacılar olsa da bu çalışmada bir teknik tabir olarak "koentegrasyon" aynen kullanılmıştır.

³ Koentegrasyon ve durağanlık literatürü ile ilgili bilgileri Charemza ve Deadman (1997) ve Utkulu (1994)'den edinilebilir.

İkiz Açıklar - Türkiye

a) Regresyon analizlerinde trendin neden olduğu “sahte regresyon” sonuçlarını gidermesi,⁴

b) Ekonomik değişkenler arasında uzun ve kısa dönemin birlikte testine ve ekonometrik tahminlemesine olanak veren yeni ve etkin bir modelleme yöntemi olarak kullanılması ve hata düzeltme modeli (ECM),

c) Ekonometrik tahminleme aşaması öncesinde bir ön-test olarak kabul görmesi,

d) Uzun-dönem ekonomik ilişkilerin yani ekonomi teorisinin testine olanak vermesi.

Koentegrasyon analiz yönteminin iktisatçılar için asıl önemi rakip iktisat teorilerinin test edilmesine olanak tanınmasıdır. Yöntem, bu çalışmada da kullanılmakta ve ikiz açıklar bağlamında Keynezyen görüş ile Ricardo denklik hipotezinin geçerliliği ampirik olarak test edilmektedir. Test sonucunda koentegrasyon ilişkisinin varlığı bulunursa (yani değişkenler arasında uzun-dönem teorik ilişkinin varlığı) bunun anlamı, söz konusu iki ekonomik değişken arasında iktisat teorisinin öngördüğü neden-sonuç ilişkisinin Türkiye için doğrulanmasıdır. Sonraki aşama ise hata düzeltme modelinden yola çıkarak nedenselliğin yönünün belirlenmesidir.

*Koentegrasyon ve Nedensellik*⁵

Bu çalışmada kullandığımız koentegrasyon yöntemi Engle ve Granger (1987)’de literatüre sunulan klasik yöntemdir.⁶ Buna göre, *ilk aşamada* aşağıdaki uzun-dönem denkleminin (cointegrating regression) en küçük kareler yöntemi (EKKY) ile regresyon tahmini gerçekleştirilir:

$$D_t = a_0 + a_1 B_t + u_t \quad (2a)$$

$$B_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + u'_t \quad (2b)$$

⁴ Değişkenler arasında koentegre ilişkinin varlığı aynı zamanda “nedensellik” bağının varlığını da garanti eder (Engle ve Granger, 1987). Yapılan araştırmalar, makroekonomik zaman serilerinin büyük kısmının trend içerdiğini göstermektedir (bkz. Nelson ve Plosser, 1982). Bu nedenle, uygulamalı araştırma yapan iktisatçıların bu durumu dikkate almaları gerekmektedir.

⁵ Tekli koentegrasyon iki zaman serisi arasında uzun-dönem teori ilişkisini test eder.

⁶ Engle ve Granger (1987)’nin literatüre sunduğu klasik yöntem ile diğer koentegrasyon yöntemlerinin karşılaştırması için bkz. Utkulu (1997).

Burada D_t ve B_t sırasıyla, aralarında koentegrasyon bağı ve dolayısıyla uzun-dönem nedensellik bağı aradığımız, dış ticaret açıkları (D) değişkenini ve bütçe açıkları (B) değişkenini gösterebilir. Ayrıca, a_0 ve α_0 sabit terimleri; a_1 ve α_1 ise regresyon tahmin katsayılarını; u_t ve u'_t ise regresyon hata terimlerini (residuals) göstermektedir.⁷

Eğer D_t , d kez farkı alındıktan sonra durağan⁸ hale geliyorsa D_t 'nin d düzeyinden entegre olduğu söylenir ve $D_t \sim I(d)$ şeklinde gösterilir. Ayrıca, D_t ve B_t gibi iki zaman serisi, eğer

i) $D_t \sim I(d)$ ve $B_t \sim I(d)$ ise ve

ii) bunların doğrusal (lineer) kombinasyonu yani $\beta_1.D_t + \beta_2.B_t$ bu durumda $(d-b)$ 'ye entegre ise⁹

D_t ve B_t , buna göre d, b düzeyinden koentegre (yani eşbütünleşik) denir ($d \geq b \geq 0$).

$D_t, B_t \sim CI(d, b)$

şeklinde gösterilir. $[\beta_1, \beta_2]$ vektörüne ise "koentegrasyon vektörü" adı verilir.¹⁰

Önemle vurgulamak gerekir ki, iki değişken arasında koentegrasyonun varlığı ampirik bir sorundur. Ancak, kaynağını iktisat teorisinden almıyor ise

⁷ Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin hangisi olduğu testin sonucunu etkileyebileceğinden, aralarında koentegrasyon ilişkisi aranan her iki değişkenin hem bağımlı hem de bağımsız olduğu durum dikkate alınmış ve bunun sonucunda u_t ve u'_t gibi iki hata terimi ortaya çıkmıştır. Yani iki değişkenin koentegrasyon testinde her iki hata terimi de teste tabi tutulmaktadır.

⁸ Bir zaman serisinin durağan olması, ortalamasının ve varyansının zaman içinde değişmemesi, sabit kalması demektir. Tüm standart istatistik testler durağanlık var ise geçerlidir. Aksi durumda, standart kritik değer tabloları kullanılamaz. Bu seriler kullanılarak elde edilen ekonometrik tahmin sonuçlarının gerçek ilişkiyi değil sahte ilişkiyi yansıtmaya riski önemli olup, dikkate alınmalıdır. Bu durumda kullanılacak etkili yöntem "koentegrasyon analizidir".

⁹ Bu ise koentegrasyon regresyon denkleminin hata teriminin durağan olması gerektiği anlamına gelir.

¹⁰ Koentegrasyon yöntemi ve ayrıntıları için bkz. Engle ve Ganger (1987); Charemza ve Deadman (1997, Bölüm 5 ve 6); Utkulu (1994).

“koentegrasyon analizi” yapmanın hiç bir anlamı ve haklı gerekçesi yoktur (Charemza ve Deadman, 1997, 157; Granger, 1986, 226-7).

Uzun dönemi yansıtan birinci aşama sonucunda değişkenler koentegre bulundular ise kısa dönemi modelleyen ikinci aşamaya geçilebilir. İkinci aşamadaki model bir fark modelidir. Engle ve Granger’a göre statik birinci regresyonun tahminlenen hata terimlerinin bir gecikmelisi, ikinci aşamada hata düzeltme terimi olarak regresyona dahil edilip, EKKY ile tahmin edilir. Yukarıdaki tanıma göre, iki ekonomik değişken arasında teorinin işaret ettiği gibi bir uzun-dönem ilişkinin (nedensellik) olabilmesi için değişkenlerin birinci düzeyden entegre olmaları gerekir ki, tahminlenen hata terimi durağan olabilsin. Yani değişkenler durağan olmasa dahi, ikisi arasındaki fark zaman içinde durağan olabilir. Dolayısıyla, zaman içerisinde iki değişken arasındaki farkın açılmasını engelleyen bir mekanizma vardır (hata düzeltme mekanizması) ve bu değişkenler zaman içinde birlikte hareket ederler. Dengeden sapmalar, hata düzeltme mekanizması sayesinde düzeltilir. Engle ve Granger (1987) buna Granger Representation Theorem (Granger Temsil Teorisi) adını vermektedir: Koentegrasyon var ise değişkenler arasında hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Hata düzeltme mekanizması çalışıyor ise, değişkenler koentegredir. Buna göre, değişkenler koentegre ise aralarında en az bir yönde işleyen bir nedensellik de vardır. Söz konusu nedensellik uzun-döneme ait bir nedensellik olup, bu çalışmada altı çizilen nedensellik bağı budur. Granger Temsil Teorisine göre, negatif işarete sahip ve istatistiki olarak anlamlı b_1 ve q_1 katsayıları değişkenler arasında teorinin işaret ettiği gerçek uzun-dönem (koentegre) ilişki için gerek koşuldur. Bu durumda, değişkenler arasında koentegre ilişkinin varlığı aynı zamanda en az bir yönde olmak üzere “nedensellik” bağının varlığını da garanti eder.

Kısaca, ikinci aşamada, nedensellik bağı test edilir. Aşağıdaki kısa dönem denkleme hata düzeltme terimi dahil edilerek hata düzeltme mekanizmasının işleyip işlemediği ve aynı zamanda olası uzun dönem nedenselliğin yönü belirlenebilir:

$$\Delta D_t = b_0 - b_1 u_{t-1} + b_1 \Delta B_t + e_t \quad (3a)$$

$$\Delta B_t = q_0 - q_1 u'_{t-1} + q_2 \Delta D_t + e'_t \quad (3b)$$

Burada u_{t-1} ve u'_{t-1} uzun dönem denkleminde (sırasıyla 2a ve 2b) elde edilen hata terimlerinin (residuals) gecikmeli değerleri olup, hata düzeltme

terimleri olarak ifade edilirler. Δ fark alma operatörüdür. Hata düzeltme terimleri istatistiki anlamlılığa sahipse, bu, uzun döneme ait bir nedensel etkinin varlığını göstermektedir. Hata düzeltme mekanizmanın belli bir yönde işleyebilmesi için b_1 ve q_1 katsayıları negatif işarete sahip olmalı ve explosive (patlayan) bir süreç oluşturmaması için de 0 ile -1 arasında bir değer almalıdır. Eğer b_1 ve q_1 tahmin katsayılarının her ikisi de istatistiki olarak anlamlı ve 0 ile -1 arasında işarete sahip iseler, bu durum iki yönlü uzun dönem nedenselliğe işaret eder. Granger Temsil Teorisi koentegrasyonun varlığı durumunda en az bir yönde nedenselliğe işaret eder. Bu durumda, hata düzeltme terimlerinden en az birisi mekanizmayı işletiyor olmalı ve yine, b_1 ve q_1 tahmin katsayılarından en az birisi istatistiki anlamlılığa sahip ve 0 ile -1 arasında bulunmalıdır. Söz konusu şartları sadece b_1 katsayısı sağlıyor q_1 sağlamıyor ise, uzun dönemde B değişkenindeki artışlar D değişkeninin nedenidir.

O halde uzun-dönem koentegrasyon ilişkisinin varlığı için birinci koşul her iki değişkenin birinci farklarının durağan olmasıdır. İkinci koşul ise, bu değişkenler kullanılarak yapılan regresyon sonucunda tahminlenen hata teriminin kendisinin durağan olmasıdır. Her iki koşulun da yerine gelip gelmediğini anlamak için kullanılan alternatif istatistik testler içerisinde en çok kabul gören ve kullanılan Dickey ve Fuller'in literatüre sunduğu ve daha sonra geliştirilen Dickey-Fuller (DF) testidir (Dickey ve Fuller, 1979, 1981; Fuller, 1976). Otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için denklem uyarlanabilmekte ve Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi adını almaktadır. Şimdi ADF durağanlık test prosedürünü açıklayalım:

Uygulamada, aşağıdaki modelin EKKY ile regresyon tahminlemesi yapılır:

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4)$$

Yukarıdaki denklemde Δ , β ve e_t , sırasıyla, birinci-fark işlemcisini, sabit terimi ve klasik doğrusal regresyon denklemi varsayımlarına uyan durağan hata terimini göstermektedir. ADF testi, yukarıdaki ADF denkleminde δ 'in negatifliğini test etmektedir. H_0 hipotezinin ($\delta=0$), alternatif hipotez ($\delta<0$) lehine ret edilmesi, sözkonusu zaman serisinin, y_t , durağan olduğu anlamına gelir, yani, $y_t \sim I(0)$. Söz konusu y_t değişkeninin durağan olmayışı, bu denklem için H_0 hipotezinin testinde t ve F dağılımlarının uygun olmadığını ortaya koymaktadır. ADF denklemine δ 'in t istatistik değerine karşılık gelen düzeltilmiş kritik değerler Fuller (1976), MacKinnon (1991) ve Charemza ve

Deadman (1997) tarafından sunulmaktadır. ADF durağanlık testinde, H_0 hipotezi, eğer t istatistiği, buna karşılık gelen kritik değerden daha büyük bir negatif değer aldı ise ret edilir.

4. Veri Seti, Uygulama Ve Bulgular

Veri Seti

Çalışmamızda yıllık veriler kullanılmakta ve zaman aralığı veriler elverdiği ölçüde geniş tutulmaktadır (1950-2000). Koentegrasyon analizi esas olarak bir uzun-dönem konsepti olup, uzun bir zaman aralığına ait verilere gereksinim vardır. Bunu yapmak yerine daha dar bir zaman aralığını alıp, çeyrekli veya aylık verilerle gözlem sayısını artırmaya çalışmak doğru bir yöntem değildir (Hakkio ve Rush, 1991; Sawada, 1994). Bu nedenle, çalışmada 1950-2000 dönemini kapsayan yıllık zaman serileri kullanılmıştır.

Bu çalışmada kullanılan değişkenler ve bunlar için kullanılan kısaltmalar şunlardır: dış ticaret açığı (DTA), bütçe açığı (BA). Bu değişkenler TL cinsinden ve reel olarak tanımlanmıştır.¹¹

ADF Durağanlık Testi

Değişkenlerin durağan olup olmadıklarını test etmek için ADF Durağanlık testini değişkenlere uygulamak gerekir. Elde edilen ADF test sonuçları, bütçe açığı (B) ve dış ticaret açığı (D) değişkenlerinin kendilerinin değil birinci farklarının durağan olduğu sonucunu vermektedir (bkz. Tablo 1).

Tablo 1: ADF Testi

DEĞİŞKEN	T E S T İSTATİSTİĞİ		KRİTİK DEĞER % 95 güvenirlilik
	<u>kendisi</u>	<u>1. farkı</u>	
D	1.75(2)	-8.88(1)	-2.9
B	0.06(0)	-9.90(0)	-2.9

Not: Tabloda verilen kritik değerler MacKinnon (1991)'dan alınmıştır. ADF denkleminde sabit terim dahil edilmiştir. Parantez içindeki sayılar ADF denkleminin hata terimindeki otokorelasyonu gidermek için AIC ve SBC yöntemleri ile bulunan optimum uyarlamayı vermektedir.

Burada önemli bir husus da, 1980 ve/veya 1994 yıllarında yaşanan yapısal değişim veya kırılmanın elimizdeki değişkenlerin zaman serisi özelliklerini değiştirip değiştirmediğidir. Bu konuda Perron tarafından

¹¹ Veri kaynakları ve veri tanımları için bkz. EK.

geliştirilen durağanlık testi (Perron, 1990; Perron, 1994; Perron ve Vogelsang, 1992), yapısal değişimin etkilerini de dikkate alarak serinin kaçınıcı farktan durağan olduğunu test etmektedir.¹² Elimizdeki test sonuçları yukarıda sunulan standart ADF durağanlık testi sonuçlarını doğrulamaktadır.

Uzun-Dönem Koentegrasyon Denklemi Regresyon Bulguları

Çalışma bütçe açıkları ile dış açıklar arasındaki bağı koentegrasyon ve nedensellik analizi ile test etmektedir. Yöntem kısmında ilk aşamada söz konusu değişkenlere koentegrasyon analizi uygulayarak aralarındaki bağı teoriyi yansıtan gerçek bir bağı olup olmadığını araştırılacağı belirtilmişti. Yukarıda her iki değişkenin de durağan olmadıkları ancak birinci farklarının durağan olduğu sonucuna varılmıştı. Bu durumda şimdi tahminleyeceğimiz (2a) ve (2b) statik uzun-dönem regresyon denklemlerinin hata terimlerinin durağanlığını ADF yöntemi ile test etmemiz gerekir. Eğer tahminlenen uzun-dönem regresyon denklemi hata terimleri durağan ise, bu durum, iki değişkenin zaman içinde teorinin öngördüğü şekilde beraberce hareket ettiklerini ve aralarındaki farkın zaman içinde açılmasını engelleyici bir “hata düzeltme mekanizmasının (error correction mechanism)” varlığını göstermektedir.

Tablo 2: ADF Koentegrasyon Testi ve Tekli Koentegrasyon Bulguları

Koentegrasyon Denklemi	Sabit Terim	Katsayı Tahmini (Slope)	CRDW	R ²	ADF
D = f(B)	-49.0	805.9	2.22	0.79	-3.80[1]
B = f(D)	0.03	0.97	2.04	0.79	-6.81[0]

Not: Köşeli parantez içindeki rakamlar ADF denklemindeki gecikme sayısını göstermektedir. ADF test istatistiklerini karşılaştırmak için kullanılacak eldeki gözlem sayısına uygun kritik değer %5 anlamlılık düzeyinde (yani %95 güvenilirlik düzeyinde) (-3.47)'dir (bkz. MacKinnon, 1991).

Tablo 2'deki CRDW, koentegrasyon regresyon denkleminin DW test istatistiğidir. CRDW, regresyon ilişkinin gerçek mi yoksa sahte mi olduğuna dair önemli ipuçları verebilir. CRDW test istatistiğinin 0.5'in altında kalması söz konusu ilişkinin büyük ihtimalle “sahte” olduğunun göstergesidir (bkz. Charemza ve Deadman, 1997). Sahte regresyon ilişkisinde aradaki yüksek

¹² Perron Durağanlık testi ile test edilen, yapısal değişimin gerçek olup olmadığı değildir. Burada test edilen, gerçekleştiği varsayılan yapısal kırılmanın değişkenin zaman serisi özelliğini değiştirip değiştirmediğidir.

korelasyon bir neden-sonuç bağından kaynaklanmamaktadır. CRDW istatistiğinin tekli koentegrasyon analizinde (± 1) 'in üstünde olması koentegrasyon olasılığının güçlü olduğunu gösterir. Bu değer (± 2) 'ye ne denli yaklaşırsa bu, koentegrasyon ilişkisi olasılığını daha da güçlendirir. Ayrıca, eğer $CRDW > R^2$ ise bu da koentegrasyonun varlığına ilişkin önemli bir ön saptamadır (Engle ve Yoo, 1987; Charemza ve Deadman, 1997; Utkulu, 1994).

Tekli koentegrasyon denkleminde R^2 değerinin yüksekliği katsayı tahminindeki sapmanın derecesini gösterir. R^2 1'e ne kadar yakın ise sapma o denli azdır. R^2 'nin yüksekliği ile koentegrasyonun ilişkisinin varlığı arasında zorunlu bir korelasyon yoktur. Örneğin, $R^2=0.99$ dahi olsa eğer CRDW 0.5'in altında ise, bu durum tipik bir sahte regresyon ilişkisini gösterir ve bu durumda koentegrasyon yoktur.

Serilerin durağan olmayan yapıda olmaları nedeniyle, buradaki t istatistik değerlerine dayanarak değişkenlerin istatistiki anlamlılıklarını test edilemez. Yani t istatistik değerleri trend nedeniyle suni olarak şişmiştir. Gerekli düzeltmeleri¹³ yapmadan bu t değerlerini yorumlamamak gerekir. Bu değerler ile standart tablolardaki kritik değerleri karşılaştırmak anlamsızdır. Bu nedenle Tablo 2'de t-istatistik değerleri verilmemiştir.

Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Bulguları

3a ve 3b denklemlerinin tahmin ve test edilmesi ile uygulanan kısa dönem hata düzeltme modeli bulguları Tablo 3'de sunulmaktadır. Birinci aşamada koentegrasyon bağının varlığı tespit edildiğinden dolayı hata-düzeltilme terimi (u_{t-1} ve u'_{t-1}) modele dahil edilmiştir. Hata düzeltme mekanizması yolu ile uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi mümkün olabilmektedir.

Odak noktası, hata düzeltme tahmin katsayıları olduğundan diğer istatistikler özet olarak verilmiştir. Tablo 3 iki denklemin de hata düzeltme mekanizmalarının işlediğini açıkça göstermektedir. Bu durum çift taraflı uzun dönem nedenselliğe işaret etmektedir. Bu bulgu literatürdeki ikiz-açık hipotezini Türkiye için doğrulamakta olup, ikiz açıklar arasında güçlü bir bağ olduğu ve bütçe açıklarının dış açıklara yol açtığı savını ortaya koyan Keynezyen görüşe destek vermektedir. Ancak, bulgular sadece bütçe açıklarından dış ticaret açıklarına değil, aynı zamanda dış ticaret açıklarından bütçe açıklarına doğru iki yönlü uzun dönem nedenselliği ampirik olarak doğrulamaktadır.

¹³ Bu düzeltme yöntemi için bkz. Engle ve Yoo (1991); Utkulu (1997).

Tablo 3: Hata Düzeltme Modeli

$\underline{\Delta D_t = b_0 - b_1 u_{t-1} + b_2 \Delta B_t + e_t}$	(3a)
$\Delta D_t = -6.4 - 0.94 u_{t-1} + 361.9 \Delta B_t + e_t$	
$(-5.97)^* \quad (-2.17)^{**}$	
$R^2 = 0.44 \quad DW = 2.01$	
$\underline{\Delta B_t = q_0 - q_1 u'_{t-1} + q_2 \Delta D_t + e'_t}$	(3b)
$\Delta B_t = -0.01 - 0.48 u'_{t-1} + 0.20 \Delta D_t + e'_t$	
$(-3.48)^* \quad (1.62)$	
$R^2 = 0.21 \quad DW = 2.16$	

Not: Tabloda parantez içindeki değerler t-istatistikleridir. Tek yıldız %1, iki yıldız ise %5 düzeyinde istatistiki anlamlılığı ifade eder.

5. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada ikiz açık hipotezinin Türkiye için geçerliliği ekonometrik zaman serisi yöntemleri ile test edilmiştir. Söz konusu ekonometrik yöntem özellikle koentegrasyon, hata düzeltme modeli ve nedensellik analizlerine dayanmaktadır. Uygulama bulguları Keynezyen ikiz açık hipotezini destekler yöndedir. Koentegrasyon analizi bulguları bütçe açıkları ve dış ticaret açıkları değişkenlerinin uzun dönemde zaman içerisinde beraberce hareket ettiklerini göstermekte olup, aralarındaki teorik bağın varlığını ampirik olarak da doğrulamaktadır. Hata düzeltme modeli ve nedensellik bulguları iki değişken arasındaki uzun dönem nedenselliğin iki yönlü olduğuna işaret etmektedir. Yani, bütçe açıklarındaki artış, dış ticaret açıklarındaki artışın nedeni olup, bunun tersi de geçerlidir.

İkiz Açıklar - Türkiye

Keynezyen görüşü destekleyen bu bulgunun iktisat politikası önerisi şudur: Bütçe açığı tarafından temsil edilen maliye politikası, Türkiye'nin dış açık sorunlarını gidermede anlamlı bir iktisat politikası aracıdır. Elde edilen ampirik bulgular ne Ricardo denklik hipotezini doğrulamakta ne de Monetarist yaklaşımın, maliye politikasının dış açıkları hiç bir şekilde etkilemeyeceği yönündeki görüşüne destek vermemektedir. Buna göre Türkiye'de maliye politikası önlemlerinin dış denge üzerinde bir etkiye neden olması beklenmelidir. Eldeki uygulama sonuçları gelir ve harcamaların belirleyici etkisini vurgulamakta ve dış açıkları gidermede maliye politikasının etkili olabileceğini göstermektedir.

Nedensellik iki yönlü görüldüğünden dış açıkları düzeltmek üzere uygulanacak döviz kuru politikası ve diğer dış ticaret politikası araçlarının bütçe açıkları üzerinde etkili olabileceği de beklenmeli ve bütçe açıklarını giderici ve dış açıkları önleyici iktisat politikalarının birbirleri ile uyumu özenle dikkate alınmalıdır. Dış ticaret açıklarının giderilmesinde maliye politikası araçlarını (daraltıcı) kullanırken döviz kuru politikasından gelen sinyaller mutlaka hesaba katılmalıdır.

Ek: Veri Seti: Kaynaklar ve Tanımlar

Veri Kaynakları

Çalışmada kullanılan yıllık dış ticaret açığı ve bütçe açığı verilerine Söz konusu serilere Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE) ve Merkez Bankası (TCMB) kaynaklarından ulaşılmıştır.

Veri Tanımları

Tüm veriler reel olarak ve TL cinsinden ifade edilmekte olup, reel rakamlara ulaşmak için GSMH deflatörü kullanılmıştır.

D : reel dış ticaret açığı. TL cinsinden nominal dış ticaret açığı (ihracattan ithalat çıkartılır) GSMH deflatörü (1968=100) ile deflate edilmiştir.

B : reel bütçe açığı. TL cinsinden nominal bütçe açığı (bütçe gelirlerinden bütçe giderleri çıkartılır) GSMH deflatörü (1968=100) ile deflate edilmiştir.

ABSTRACT

ARE FISCAL DEFICITS AND TRADE DEFICITS IN TURKEY REALLY TWINS?

COINTEGRATION AND CAUSALITY EVIDENCE

The primary purpose of this paper is to investigate the long-run causal relationship between budget and trade deficits empirically to see if they are really twins. The Ricardian equivalence hypothesis states that in theory there exists no causal relationship between the two. According to Keynesian view however there is a causal channel from budget deficits to trade deficits. In the empirical literature, the evidence is mixed. This work employs the cointegration analysis with error correction modeling to test both the existence of long-run relationship and causality issues. The evidence presented in this paper is mainly in favor of the Keynesian twin deficit hypothesis. It also suggests two way causality, not only running from budget deficits to trade deficits but also the other way round.

Key Words : Fiscal Deficit, Foreign Trade Deficit, Twin deficit, cointegration, causality, Turkey.

KAYNAKÇA

- ABELL, J.D. (1990) "Twin deficits during the 1980s: an empirical investigation", *Journal of Macroeconomics*, 12, 81-96.
- BACHMAN, D.D. (1992) "Why is the US current account deficit so large? Evidence from vector autoregressions", *Southern Economic Journal*, 59, 232-40.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1992) "What are the long-run determinants of the US trade balance?", *Journal of Post Keynesian Economics*, 14, 85-97.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. (1995) "The long-run determinants of the US trade balance revisited", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17, 457-65.
- CHAREMZA, W.W. ve D. DEADMAN (1997) *New Directions in Econometric Practice*, 2. Baskı, Edward Elgar Yayinevi, İngiltere.
- DARRAT, A.F. (1988) "Have large budget deficits caused rising trade deficits", *Southern Economic Journal*, 54, 879-87.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1979) "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-31.

- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1981) "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49(4), 1057-73.
- ENDERS, W. ve B.S. LEE (1990) "Current Account and Budget Deficits: twins or distant cousins?", *The Review of Economic and Statistics*, 72, 373-81.
- ENGLE, R.F. ve C.W.J. GRANGER (1987) "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- ENGLE, R.F. ve B.S. YOO (1987) "Forecasting and testing in cointegrated systems", *Journal of Econometrics*, 35, 143-59.
- ENGLE, R.F. ve B.S. YOO (1991) "Cointegrated economic time series: an overview with new results" R.F. ENGLE and C.W.J. GRANGER (ed.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* içerisinde, Oxford Üniversitesi Yayinevi, New York.
- FULLER, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, J. Wiley & Sons Yayinevi, New York.
- GRANGER, C.W.J (1986) "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213-28.
- HAKKIO, C.S. ve M. RUSH (1991), "Cointegration: how short is the long-run?", *Journal of International Money and Finance*, 10, 571-81.
- KIM, K.H. (1995) "On the long-run determinants of the US trade balance: a comment", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17, 447-55.
- KUŞTEPELİ, Y.R. (2001) "An empirical investigation of the Feldstein chain for Turkey", *DEÜ İşletme Fakültesi Dergisi*, 2(1), 99-108.
- KUTLAR, A. ve M. ŞİMŞEK (2002) "Türkiye'deki bütçe açıklarının dış ticaret açıklarına etkileri: ekonometrik bir yaklaşım: 1984(4)-2000(2)", *DEÜ İİBF Dergisi*, 16(1), 1-13.
- MACKINNON, J.G. (1991) "Critical values for cointegration tests", ENGLE, R.F. ve C.W.J. GRANGER (ed.), *Long-run Economic Relationships* içerisinde, Oxford Üniversitesi Yayinevi, Oxford.

Utku Utkulu

- MILLER, S.M. ve F.S. RUSSEK (1989) "Are the twin deficits really related?", *Contemporary Policy Issues*, 7, 91-115.
- MILLER, S.M. ve F.S. RUSSEK (1992) "Are the twin deficits really related? Further Comments", *Contemporary Policy Issues*, 10, 112-3.
- NELSON, C.R. ve C.I. PLOSSER (1982) "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-62.
- ÖZKAZANÇ, E. ve G.İ. TUNÇ (2001) "Twin deficit hypothesis: the Turkish case", *Mimeo*, ODTÜ, İktisat Bölümü.
- PERRON, P. (1990) "Testing for a unit root in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-62.
- PERRON, P. (1994) "Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series, *Cointegration for the Applied Economist* içerisinde, B.B. Rao (ed.), Macmillan Yayınevi, İngiltere, 113-46.
- PERRON, P. ve T.J. VOGELSANG (1992) "Testing for a unit root with a changing mean: corrections and extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-70.
- ROSENWEIG, J.A. ve E.W. TALLMAN (1993) "Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins?", *Economic Inquiry*, 31, 580-94.
- SAWADA, Y. (1994) "Are the heavily indebted countries solvent?: tests of intertemporal borrowing constraints", *Journal of Development Economics*, 45, 325-37.
- SEATER, J.J. (1993) "Ricardian Equivalence", *Journal of Economic Literature*, 31, 142-90.
- UTKULU, U. (1994) "Cointegration analysis: introductory survey with applications to Turkey", M. GÜNEŞ, Ş. ÜÇDOĞRUK ve M.V. PAZARLIOĞLU (ed.), *I. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri* içerisinde, (11-12 Kasım 1993), 303-24, İzmir.
- UTKULU, U. (1997) "How to estimate long-run relationships in economics: an overview of recent approaches", *DEÜ İİBF Dergisi*, 12(2), 39-48.

İkiz Açıklar - Türkiye

- UTKULU, U. (2001) "Türkiye'de dış açıkların belirleyicileri: ekonometrik bir inceleme", *DEÜ İİBF Dergisi*, 16(2), 113-32.
- VAMVOUKAS, G.A (1999) "The twin deficit phenomenon: evidence from Greece", *Applied Economics*, 31, 1093-100.
- ZENGİN, A. (2000) "İkiz açıklar hipotezi: Türkiye uygulaması", *Ekonomik Yaklaşım*, 39, 37-67.
- ZIETZ, J. ve D.K. PEMBERTON (1990) "The US budget and trade deficits: a simultaneous equation model", *Southern Economic Journal*, 57, 23-34.