

TÜRKİYE'DE DIŞ AÇIKLARIN BELİRLEYİCİLERİ: EKONOMETRİK BİR İNCELEME

Utku UTKULU^(*)

ÖZET

Bu çalışmanın temel amacı uzun-dönemde Türkiye'nin dış açıklarını belirleyen faktörleri ampirik olarak araştırmaktır. Bu açıdan makale özellikle Türkiye'de maliye, para ve döviz kuru araçlarının dış açıklar üzerindeki uzun-dönemli etkilerini belirlemeye yöneliktir. Araştırmanın uzun-dönem yaklaşımına uygun olarak ekonometrik uygulamada koentegrasyon analizi kullanılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Dış Açıklar, Maliye Politikası, Para Politikası, Döviz Kuru Politikası, Uzun-dönem, Koentegrasyon Analizi.

1. Giriş

Türkiye'nin kaygı verici dış ödemeler dengesi açıkları, uzun bir süredir gerek kamuoyunun gerekse konu ile ilgili akademisyenlerin, politikacıların / bürokratların ilgisini çekmektedir. Doğal olarak, dış açıkların belirleyicilerinin hangi faktörler olduğu ve açıkların uzun-dönemde sürdürülebilir olup olmadıkları önemli sorular olarak araştırmacıların gündeminde dir.

Dış ödemelerde dengeyi sağlayıcı teorik etkileşimlerin varlığı iyi bilinmektedir. Farklı iktisat okullarına ait birbirinden farklı teorik etkileşim zinciri ve sonuçta farklı iktisat politikası araç önerileri (para politikası, maliye politikası, döviz kuru politikası gibi), dış açıkların giderilmesi ve dış dengenin sağlanması konusunu tartışmalı bir alan durumuna getirmiştir. Bu çalışmanın temel amacı, söz konusu teorik tartışmaya bir ışık tutabilmek ve farklı iktisat okullarının iktisat politikası araç önerilerinden hangilerinin Türkiye'de dış açıkların giderilmesinde uzun-dönemde temel politika aracı olduğunu belirlemektir.

Çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem, doksanlı yıllarda geliştirilen "Koentegrasyon" ve "Granger Nedensellik" analizlerine dayanmaktadır. Granger nedensellik testi Granger'in 1969 yılındaki makalesine dek uzansa da, koentegrasyon ve hata üzeltme yöntemlerinin nedensellik testlerine girişi ve standart yöntemleri önemli ölçüde değiştirmesi literatürde oldukça yenidir.

İzleyen ikinci bölümde farklı iktisat okullarının dış açıkların giderilmesine ilişkin teorik yaklaşımları sistematik olarak sunulmaktadır. Üçüncü bölümde Türkiye'de dış açıkların gelişimi ve dış açık sorunu ortaya konmaktadır. Dördüncü bölümde ise ilgili ampirik literatür ele alınmaktadır.

^(*)Doç.Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü.

İzleyen bölümde de çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem tanıtılmaktadır. Ampirik çalışmanın veri seti ve bulguları altıncı bölümde incelenmekte ve ekonometrik bulguların iktisat politikası önerileri ortaya konulmaktadır. Çalışma, sonuç ve genel değerlendirmeye ayrılan yedinci bölüm ile sona ermektedir.

2. Temel Teorik Tartışma

Literatürde dış açık ya da dış fazla biçiminde dış ödeme dengesizliklerine neden olabilecek ve/veya dış ödemeleri dengeye getirebilecek farklı teorik etkileşim kanalları vardır. Her ne kadar dış dengesizlik hem açık hem de fazla biçiminde ortaya çıkabilse de bu çalışmada kapsam ve amaç gereği sadece dış açık biçimindeki ödeme dengesizlikleri ile ilgilenilmektedir.

Bir ülkenin ödemeler bilançosuna en azından üç temel teorik yaklaşım olduğunu görmek olasıdır. Farklı iktisat okullarının teorik yaklaşımlarındaki bu farklılık, şüphesiz onların “bir ülkenin dış ödemeler dengesi üzerinde etkili olabilecek temel makro ekonomi 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 makro ekonomi politikası aracı olarak önermektedir. İkincisi Keynezyen yaklaşımıdır. Bu yaklaşım gelir ve harcamaların belirleyici etkisini vurgulamakta ve dış açıkları gidermede daraltıcı maliye politikasını temel makro ekonomi 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.

3. Türkiye’de Dış Açıklar ve Sürdürülebilirliği

Türkiye’nin kronikleşen ve artan dış açıkları, sadece konu ile ilgili akademisyenleri ve uzmanları değil, özellikle kamuoyunu kaygılandırıcı boyutlara ulaşmıştır. Seksenli yılların sonundan itibaren dış açıkların sürdürülebilirliğine yönelik soru işaretleri artmıştır. Türkiye, 1970’lerin sonundaki krizden gerek OECD ülkelerinin cömert (!) finansal desteği gerekse 1980 yılında uygulamaya koyduğu istikrar programı ile çıkmayı başardı. Seksenlerin ilk yarısında özellikle ihracata yönelik teşviklerin ve 1980’deki devalüasyonun da yardımıyla ihracat da önemli artışlar gözlemlendi.

1980-1988 dönemi boyunca döviz kuru politikası etkin olarak kullanıldı ve şüphesiz ihracattaki önemli reel artışların temel nedeniydi. Ancak ihracattaki

reel artışların kalıcı ve sürdürülebilir olmadığı seksenlerin ikinci yarısından itibaren dikkatleri çekti. 1987-1988 yıllarından itibaren tekrar ön plana çıkan siyasi çekişmeler ülkenin mali dengelerini ve fiyat istikrarını bozmaya başlayınca hükümet, döviz kuru politikasını, anti-enflasyonist bir iktisat politikası aracı olarak kullanmayı denedi. Türk Lirası reel olarak değer kazandı. Ancak, sonuç başarılı değildi. Uygulanan maliye politikası ile döviz kuru politikası uyumsuzluğu döneme damgasını vurmuştur. Aşıkoğlu ve Uçtum (1992) söz konusu bu politika uyumsuzluğunu gidermek için düzeltici çabanın öncelikle mali dengesizlikleri gidermekte olması gerektiğinin altını çizmiştir. Döviz kuru politikasının temel işlevi ise Türkiye'nin ihracata yönelik büyümesini destekleyici, inandırıcı ve sürdürülebilir işaretler vermesi şeklinde olmalıydı (Aşıkoğlu ve Uçtum, 1992).

Tam da ihracat da beklenen yüksek ivmeli artışların gerçekleştirilmeye başlandığı bir sırada, iç makroekonomik dengesizliklerin etkisini dış dengeler üzerinde olumsuz olarak göstermesi şüphesiz seksenlerin sonuna ve doksanlı yılların başına damgasını vurmuştur. Seksenli yıllar boyunca gerçekleştirilen yüksek ivmeli ihracat artışlarının arkasındaki temel faktör ihrac pazarlarındaki fiyat rekabetçiliği idi. Fiyat-dışı rekabet ve arz cephesi unsurlarının ihmal edilmesi, belki de ihracat artışlarının sürdürülebilir olmaması sonucunu hazırlamıştır.

Bu durum doksanlı yıllarda etkisini sürdürdü. 2000'li yıllara gelindiğinde, 1996'da başlayan Gümrük Birliği süreci ve Aralık 1999'da uygulamaya konulan istikrar önlemleri ve yaşanmakta olan ekonomik kriz Türkiye'de dış açıkların sürdürülebilirliğinin bir kez daha sorgulanmasına neden olmaktadır.

Türkiye'de dış açıkların sürdürülebilirliğini çalışma konusu yapan Utkulu (1998), ülkenin intertemporal (dinamik) bütçe kısıtından hareketle ve koentegrasyon yöntemini kullanarak, ihracat ve ithalatın uzun bir zaman periyodu (1950-1996) içerisinde birlikte hareket etmediklerini ve aralarındaki farkın sürekli olarak açıldığını ortaya koymuştur. Bunun anlamı şudur: dış ödemeler dengesine yönelik olarak kullanılan iktisat politikaları tekrar gözden geçirilmelidir. Eldeki makalenin katkısı tam burada başlamaktadır: Keynezyen "maliye politikası" mı? Parasalcı "para politikası" mı? Geleneksel Esneklikler yaklaşımının "döviz kuru politikası" mı? Yoksa tüm bunların bir sentezi mi? Özetle, bu çalışmanın amacı yukarıda sözü edilen tartışmaya elde edilecek ampirik bulgularla ışık tutarak katkıda bulunmaktır.

4. Ampirik Literatür

Araştırma konusu ile ilgili olarak literatürde farklı uygulamalı ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. Uluslararası literatür özellikle ABD dış açıkları konusunda odaklanmıştır: Magee (1973), Miles (1979), Krugman ve

Baldwin (1987), Rosensweig ve Koch (1988), Darrat (1988), Miller ve Russek (1989), Himarios (1989), Bahmani-Oskooee (1992, 1995), Kim (1995). Bu literatür genellikle dış açıklar ve bütçe açıkları ilişkisi (ikiz açıklar) üzerinde yoğunlaşmıştır. Bu konuda özellikle Miller ve Russek (1989)'in çalışması özellikle önemlidir. Krugman ve Baldwin (1987) Keynezyen ve Esneklikler yaklaşımlarını destekleyici bulgulara ulaşmıştır. Darrat (1988) ise Granger nedensellik analizini kullanarak bütçe açıklarının, para arzının ve döviz kurlarının hep birlikte ABD dış ticaret dengesini etkilediğini göstermektedir. Ancak Darrat'ın sonuçları, Granger nedensellik testinde trend içeren değişkenlerin kullanılması nedeniyle eleştiriye açıktır.

Tüm teorik önerileri dikkate alıp, koentegrasyon yöntemi ile ekonometrik analize tabi tutan ilk bütüncül yaklaşım Bahmani-Oskooee'nin 1995 yılındaki çalışmasıdır. Araştırmanın bulguları ABD bütçe açıkları ile dış açıkları arasındaki uzun-dönem ilişkisini doğrular niteliktedir. Aynı çalışma, para arzının dış denge üzerinde güçlü olmayan bir etkisi olduğunu saptamakta, ancak döviz kurları ile dış denge arasında koentegrasyon ilişkisi bulamamaktadır. Kim (1995) klasik koentegrasyon yaklaşımı yerine Johansen'in sistem yaklaşımını (Johansen, 1988; Johansen ve Juselius, 1990) kullanmış olup, bulguları özellikle Parasalcı yaklaşımın "para politikası" savını destekler niteliktedir. Kim'in bir diğer önerisi de ADF durağanlık testi yerine Kwiatkowski *vd.* (1992)'nin önerdiği durağanlık test prosedürünü kullanılmasıdır. Standart ADF koentegrasyon testinde değişkenler arasında teorinin öngördüğü uzun-dönem ilişkinin ampirik olarak doğrulanması H_0 hipotezinin red edilmesine bağlıdır. Ancak, doğası gereği, aksine oldukça güçlü bir kanıt olmadığı müddetçe H_0 hipotezinin red edilmesi mümkün olmamaktadır. Bu durum kendini özellikle gözlem sayısı yeterince büyük olmadığıda göstermektedir. Kwiatkowski *vd.* (1992) önerdikleri alternatif durağanlık testinde H_0 hipotezi ile alternatif hipotezin yerini değiştirmekte ve böylece koentegrasyonun varlığı H_0 hipotezinin reddine değil kabulüne bağlı olmaktadır. Kim (1995) buradan yola çıkarak Bahmani-Oskooee (1995)'deki sonuçları eleştirmekte ve uygun yöntemin kullanılması durumunda "para politikası" değişkeninin dış açıklar ile güçlü bir nedensellik bağı olduğunu ortaya koymakta ve Parasalcı yaklaşımın önerisini desteklemektedir.

Vamvoukas (1999), koentegrasyon, Granger nedensellik testi ve hata düzeltme mekanizmalarını kullanarak Yunanistan örneği için "ikiz açık" hipotezini test etmiştir. Çalışmanın ampirik bulguları hem kısa hem de uzun dönemde bütçe açığı değişkeninin, dış ticaret açığı değişkeni üzerinde pozitif yönlü bir nedensellik bağının olduğunu göstermektedir. Bu sonuç açıkça Keynezyen öneriye destek verir niteliktedir.¹

¹ Türkiye'de doğrudan "ikiz açık" hipotezinin testi için bkz. Zengin (2000).

Söz konusu araştırma alanında Türkiye ile ilgili katkı yapan az sayıda çalışma vardır. Cıvcir (1996), 1960-1988 arası döneme ait yıllık verilerle çalışarak, ödemeler dengesindeki değişikliklerin Keynezyen mi, yoksa Parasalcı bir yaklaşımla mı açıklanabileceğini araştırmıştır. Araştırmasının bulguları ilgili zaman periyodu içerisinde Türkiye'nin ödemeler dengesinin bir Keynezyen fenomen olduğu doğrultusundadır. Kısacası, ampirik sonuçlar Keynezyen yaklaşımı desteklemekte ancak, Parasalcı yaklaşıma ilişkin teyit edici bir uzun-dönem bulgusu ortaya koymamaktadır. Cıvcir'in Keynezyen modeli "maliye politikası" değişkeni olarak bütçe açıkları yerine kamu harcamalarını kullanmayı tercih etmektedir. Kutlar ve Şimşek (2001) Keynezyen görüş lehinde bulgulara ulaşmakta ve büyük ölçüde Cıvcir (1996)'in sonuçlarını desteklemektedir.

Eldeki bu araştırma, Türkiye'ye ilişkin olarak, varolan literatüre bir kaç yönde katkıda bulunmaktadır. Öncelikle, daha bütüncül bir yaklaşım ortaya konulmakta ve sadece Keynezyen ve Parasalcı iktisat politikası önerileri değil, aynı zamanda Esneklikler yaklaşımının önerisi de incelemeye dahil edilmektedir. Üstelik, koentegrasyon analizinin anlamlı olabilmesi, kapsanan zaman diliminin genişliğine de doğrudan bağlıdır. Bu açıdan geniş bir zaman diliminin incelenmesi eldeki çalışmanın sonuçlarının uzun-dönem açısından gücünü artırıcı bir faktör olmaktadır.

5. Ekonometrik Yöntem: Neden Koentegrasyon Analizi?

Önceki bölümde belirtilen farklı iktisat okullarının araştırma konumuzla ilgili görüşleri bu bölümde bir ekonometrik model çerçevesinde sınanacak ve ampirik bulguların ışığında iktisat politikası önerileri sunulacaktır.

Engle ve Granger'in 1987 yayınladıkları makaleden (bkz. Engle ve Granger, 1987) sonra ve özellikle doksanlı yıllarda zaman serisi literatüründe çok önemli gelişmeler görüldü. 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 enformasyonun 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

² Türkçe literatürde 'eşbütünleşme' tabirini tercih eden araştırmacılar olsa da biz bu çalışmada bir teknik tabir olarak 'koentegrasyon'u aynen kullanmayı tercih ettik.

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 *koentegredir* (*cointegrated*) denir. Koentegrasyon analizi ekonomik değişkenlerin regresyon ve modellemesinde 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 konseptinin literatüre kazandırdıkları ve kullanım alanları şu başlıklar altında özetlenebilir:

- a) Regresyon analizlerinde trendin neden olduğu “sahte regresyon” sonuçlarını gidermesi,
- b) Ekonometrik modellemede yeni bir yöntem olarak kullanılması,
- c) Ekonometrik tahminleme aşaması öncesinde bir ön-test olarak kabul görmesi,
- d) Uzun-dönem ekonomik ilişkilerin yani iktisat teorisinin testine olanak vermesi.

Koentegrasyon analiz yönteminin iktisatçılar için asıl önemi rakip iktisat teorilerinin test edilmesine olanak tanınmasıdır. Yöntem, bu çalışmada da kullanılmakta ve dış açıkları açıklamaya yönelik farklı iktisat teorileri Türkiye’nin dış açıkları için tek tek 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 doğrulandığıdır.

Bu çalışmada kullandığımız koentegrasyon yöntemi Engle ve Granger (1987)’de literatüre sunulan klasik yöntemdir.⁴ Buna göre, ilk aşamada aşağıdaki uzun-dönem denkleminin (*cointegrating regression*) en küçük kareler yöntemi (EKKY) ile regresyon tahmini gerçekleştirilir:

$$X_t = a_0 + a_1 Y_t + u_t$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u'_t$$

Burada X ve Y, aralarında uzun-dönem teorik nedensellik ilişkisi yani koentegrasyon ilişkisi aradığımız iki değişkeni; a_0 ve α_0 sabit terimleri; a_1 ve α_1

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

⁴ Engle ve Granger (1987)’nin literatüre sunduğu klasik yöntem ile diğer koentegrasyon yöntemlerinin karşılaştırması için bkz. Utkulu (1997).

ise regresyon tahmin katsayılarını; u_t ve u'_t ise regresyon hata terimlerini (residuals) göstermektedir.⁵

Eğer bir zaman serisi, örneğin X_t , d sefer farkı alındıktan sonra durağan⁶ hale geliyorsa X_t 'nin d düzeyinden entegre olduğu söylenir ve $X_t \sim I(d)$ şeklinde gösterilir. Ayrıca, X_t ve Y_t gibi iki zaman serisi, eğer

$$i) X_t \sim I(d) \text{ ve } Y_t \sim I(d) \text{ ise}$$

ve

ii) bunların doğrusal (linear) kombinasyonu yani $\beta_1.X_t + \beta_2.Y_t$ bu durumda $(d - b)$ 'ye entegre ise⁷

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

$$X_t, Y_t \sim CI(d, b)$$

şeklinde gösterilir. $[\beta_1, \beta_2]$ vektörüne ise “koentegrasyon vektörü” adı verilir.⁸

Önemle vurgulamak gerekir ki, iki değişken arasında koentegrasyonun varlığı ampirik bir sorundur. Ancak, kaynağını iktisat teorisinden almıyor ise “koentegrasyon analiz” yapmanın hiç bir anlamı ve haklı gerekçesi yoktur (Charemza ve Deadman, 1997, 157; Granger, 1986, 226-7).

Yöntemin statik yapısı, özellikle gözlem sayısının fazla büyük olmaması durumunda, uzun-dönem denkleminin regresyon tahmin sonuçlarının ihtiyatla değerlendirilmesini gerektirmektedir. Kural olarak, koentegrasyon denkleminin tahmin edilen R^2 istatistiği ne kadar büyük ise tahmin edilen katsayıların sapması o denli azdır. Buradaki analizde, Haug (1993)'ün

⁵ Gözlem sayısı büyük olmadığında koentegrasyon ilişkisinde 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.

⁶ 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”.

⁷ Bu durum koentegrasyon regresyon denkleminin hata teriminin durağan olması gerektiği anlamına gelir.

⁸ Koentegrasyon yöntemi ve ayrıntıları için bkz. Engle ve Ganger (1987); Charemza ve Deadman (1997, Bölüm 5 ve 6); Utkulu (1994).

önerilerini izleyerek, koentegrasyonun varlığını test etmek için “residual-based augmented Dickey-Fuller (ADF) testi” kullanılacaktır.

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 göreni Dickey ve Fuller’in literatüre sunduğu ve daha sonra geliştirilen Dickey-Fuller (DF) testidir (Dickey ve Fuller, 1979; Dickey ve Fuller, 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:

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

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 red edilmesi, sözkonusu zaman serisinin, y_t , durağan olduğu anlamına gelir, yani $y_t \sim I(0)$. Söz konusu y_t değişkeninin durağan olmayışı nedeniyle, bu denklem için H_0 hipotezinin testinde t ve F dağılımları uygun değildir. 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 red edilir.

ADF regresyon denkleminin sabit terim ve zaman trendi dahil edilerek mi, yoksa dahil edilmeden mi kullanılması gerektiği uygulamada tartışmalıdır. Bu konuda Charemza ve Deadman (1997) sabit terim dahil edilerek yapılan ADF uygulamalarının bazen yorumlanması güç sonuçlar verdiğini belirtmektedir. Bu çalışmada ise, sadece sabit terim içeren ADF denklem sonuçları sunulmaktadır. Ancak sonuçların dirençli olduğunu (robust) göstermek ve sonuçları desteklemek için ayrıca sabit terim dahil edilmeden de ADF denklemleri regresyona tabi tutulmuştur. Elde edilen sonuçlar birbirini desteklemektedir. Ayrıca, istatistiki olarak anlamlı olduğu sürece zaman trendi de ADF denklemine dahil edilmektedir.

ADF test prosedüründe optimal gecikme sayısının doğru olarak belirlenmesi testin sonucunu önemli ölçüde etkilemektedir. Bu nedenle, bu çalışmada temel belirleme yöntemi olarak ADF denklemindeki t istatistik değerlerinden faydalanmış olup, bu temel yöntem sonuçları Akaike Information, Schwarz Bayesian vb. alternatif yöntemlerle kontrol edilmiştir.

Eğer bir regresyonda açıklayıcı değişken sayısı tek ve açıklayıcı olabilecek diğer bazı değişkenler dışarıda bırakıldı (omitted variable) ise, istatistiki testlerin açıklayıcı gücü azalabilir. Özellikle gözlem sayısının yeterince büyük olmadığı durumlarda bu sorun daha da önemli olabilir. Öyleki, istatistiki anlamlılığı düşük olan bir değişkenin yanına gerçekten anlamlı ikinci bir açıklayıcı değişken eklendiğinde elde edilen çoklu regresyonun sözkonusu ilk değişkenin istatistiki açıklama gücünü / anlamlılığını artırabilmektedir. Tekli regresyon analizinin bu sakıncası elbette tekli koentegrasyon analizi için de geçerlidir. Buna ek olarak, koentegrasyonun ampirik olarak teyit edilebilmesi için H_0 hipotezinin reddi gerektiğinden, özellikle gözlem sayısı çok fazla olmadığında sınıra yakın bölgelerde H_0 'ın reddedilememesine neden olabilmektedir.

Yukarıda kısaca sözü edilen potansiyel sorunu ortadan kaldırmanın en etkili yolu, tekli koentegrasyon sonuçları alındıktan sonra eğer gerekiyor ise çoklu koentegrasyon analizine başvurmaktır. Esas olarak, kullanılan klasik Engle-Granger yaklaşımında önemli bir değişiklik olmayacaktır. Dikkat edilmesi gerekli nokta, koentegrasyon testi aşamasında, hata teriminin ADF test istatistiği ile buna uygun kritik değeri karşılaştırmaktır. Uzun-dönem koentegrasyon denklemindeki değişken sayısı arttıkça kritik değer de buna bağlı olarak değişmektedir.

Johansen (1988)'e göre eğer bir uzun-dönem regresyon denkleminde (n) adet değişken var ise, aralarında en fazla (n-1) adet "koentegrasyon vektörü" bulunabilir. Eğer birden fazla koentegrasyon ilişkisi var ise, bu genellikle bir hatalı belirlenme (misspecification) durumunu gösterir. Ancak, bazı durumlarda birden çok vektörü haklı gösterebilecek teorik altyapı da var olabilir. Eğer birden fazla vektör var ise ve biz bir koentegrasyon denklemi tahminliyorsak, elde ettiğimiz katsayı tahminleri aslında varolan iki vektörün bir lineer kombinasyonudur. Burada çözüm Johansen tarafından önerilmektedir. Johansen'in literatüre sunduğu test ile değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisi sayısı belirlenebilmektedir. Eğer sonuç tek (unique) vektör doğrultusunda ise bu durumda araştırmacı, modelleme sürecinde Johansen Sistem yaklaşımının karmaşık varyantlarına girmek zorunda kalmayacaktır. Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) literatüre alternatif bir koentegrasyon yöntemi sunmuşlardır. Bu yaklaşım, çoklu koentegrasyonda

sistem analizidir (system-based VAR approach). Yaklaşımın avantajları yanında bazı sakıncaları da bulunmaktadır (Utkulu, 1997).

Eldeki çalışmada klasik Engle-Granger yöntemine bağlı kalınmakta, ancak bu yöntem, “koentegrasyon vektör” sayısını bulmak amacıyla Johansen yöntemiyle desteklenmektedir (İstendiğinde bulgular temin edilebilir). Eğer tek vektör olduğu doğrulanırsa, klasik Engle-Granger koentegrasyon regresyon denklemi ile devam edilmektedir. Ayrıca, çoklu koentegrasyon denkleminde, açıklayıcı değişkenlerin dışsal oldukları varsayımı yapılmaktadır. Bir içsel açıklayıcı değişkenin varlığı durumunda katsayı tahminlerinin sapmalı çıkması doğaldır. Sonuç olarak, çoklu koentegrasyon analizini kullanmamızın nedeni, tekli koentegrasyon analizi ile elde edilen bulguların daha da açıklayıcı olmasını sağlamaktan ibarettir.

6. Uygulama ve Bulgular

Çalışmamızda yıllık veriler kullanılmakta ve zaman aralığı veriler elverdiği ölçüde geniş tutulmaktadır (1950-1998). Koentegrasyon analizi esas olarak bir uzun-dönem konsepti olup, uzun bir döneme / 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 1950-1998 dönemini kapsayan yıllık zaman serileri kullanılmıştır. 1980 sonrasına ait (1982-1998) çeyrekli veriler ile çalışmak da mümkündür. Ancak, bir uzun-dönem ekonometrik analizde 49 yılı kapsayan yıllık verileri kullanmak, 17 yıla ait 68 çeyrekli veri ile çalışmaktan daha anlamlıdır.

Bu çalışmada kullanılan değişkenler ve bunlar için kullanılan kısaltmalar şunlardır:⁹ dış ticaret açığı (RDTATL) ve cari işlemler açığı (RCİATL), bütçe açığı (RBUTA), dar ve geniş para arzları (RM1 ve RM2), dış ticaret haddi (TOT), reel efektif döviz kuru (RER), nominal efektif döviz kuru (NER), Gayrisafi Milli Hasıla (RGSMH), mevduat faiz oranı (FAİZ) ve TCMB reeskont oranları (REES). Bu değişkenler TL cinsinden ve reel olarak tanımlanmıştır (bkz. Ek1).

Değişkenlerin durağanlığı ADF testi ile yapılmaktadır. Elde edilen ADF test sonuçları, tüm değişkenlerin birinci farklarının durağan olduğu sonucunu vermektedir (bkz. Tablo 1). Tablo 1'in sunduğu bulgular cari işlemler açığı değişkeni (RCİATL) ve nominal efektif döviz kuru değişkeni (NER) dışındaki tüm diğer değişkenlerin birinci farklarının durağan olduğunu göstermektedir. RCİATL değişkeninin kendisi durağan iken, NER değişkeninin ancak üçüncü farkı durağan olmaktadır. Bu durumda, cari işlemler açıkları

⁹ Veri kaynakları ve veri tanımları için bkz. EK 1.

değişkenini (RCİATL) ve nominal efektif döviz kuru değişkenini (NER) koentegrasyon analizinde kullanmamız mümkün değildir.

Tablo 1: ADF Durağanlık Testi

DEĞİŞKEN	T E S T <u>kendisi</u>	İSTATİSTİĞİ <u>1. farkı</u>	KRİTİK DEĞER % 95 güvenirlilik
RDTATL	0.60(3)	-7.63(1)	-3.5
RCİATL	-4.31(1)	-----	-2.9
RBUTA	2.42(2)	-9.02(1)	-3.5
RM1	-1.88(0)	-6.61(0)	-2.9
RM2	-1.31(0)	-3.29(1)	-3.5 ve -2.9
RER	-2.80(0)	-3.95(3)	-3.5 ve -2.9
NER	11.14(1)	0.61(2)	-2.9
TOT	-2.20(2)	-4.78(0)	-2.9
RGSMH	-0.88(1)	-3.67(2)	-3.5
FAİZ	-2.84(2)	-6.14(1)	-3.5 ve -2.9
REES	-2.44(0)	-5.56(0)	-3.5 ve -2.9

Not: Tabloda verilen kritik değerler MacKinnon (1991)'dan alınmıştır. ADF denkleminde sabit terim dahil edilmiştir. ADF denkleminde zaman trendine ise ancak istatistiki olarak anlamlı olduğunda yer verilmiştir. Zaman trendi dahil olduğunda eldeki gözlem sayısına karşılık gelen kritik değer -3.5 iken, zaman trendi bulunmadığında eldeki gözlem sayısına karşılık gelen kritik değer -2.9'dur. Bir değişken için iki kritik değer verildiği durumlarda birinci olarak verilen kritik değer değişkenin kendisine, ikinci olarak verilen değer ise değişkenin birinci farkına aittir. Parantez içindeki numaralar ADF denkleminin hata terimindeki otokorelasyonu gidermek için yeterli olan uyarılama (augmentation) sayısını göstermektedir.

Burada bir önemli nokta da, 1980 ve/veya 1994 yıllarında yaşanan yapısal değişim veya kırılmanın elimizdeki değişkenlerin zaman serisi özelliklerini değiştirip değiştirmediğidir. Bu konuda Perron tarafından geliştirilen durağanlık testi (Perron, 1990; Perron, 1994; Perron ve Vogelsang, 1992), yapısal değişimin etkilerini de dikkate alarak serinin kaçınıcı farktan durağan olduğunu test etmektedir.¹⁰ Eldeki test sonuçları ADF durağanlık testi sonuçlarını doğrulamaktadır. Bu ise anımsanacağı üzere iki değişkenin koentegrasyonu için birinci gerek koşuldur. Şimdi Engle ve Granger'in klasik koentegrasyon yönteminde ikinci aşamaya geçip, ikinci ve son koşulun da sağlanıp sağlanmadığını "residual-based ADF koentegrasyon testi" ile analiz edelim.

¹⁰ 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.

Yaptığımız analiz, ADF test sonucunun uyarılma sayısı ile (yani otokorelasyonu gidermek için kaç gecikme gerektiği) sıkı sıkıya bağlantılı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle test sonuçları arasında kararsız kaldığımız durumlarda serbestlik derecesini bir gözlem sayısı azaltmak pahasına da olsa tahminlemeler bir fazla gecikmeyle yapılmıştır.

Tablo 2: ADF Koentegrasyon Testi (The Residual-based ADF Test): Tekli Koentegrasyon Bulguları

Koentegrasyon Denklemleri	Sabit Terim	Katsayı Tahmini (Slope)	CRDW	R ²	ADF	ADF'
RDTATL = f(RBUTA)	-43.3 (-4.38)	909.5 (14.4)	2.15	0.81	-3.61[1]	-3.53[1]
RDTATL = f(RM1)	17.4 (0.39)	-496.9 (-3.28)	0.41	0.19	1.40[1]	-1.46[1]
RDTATL = f(RM2)	53.7 (2.91)	-348.3 (-11.2)	1.47	0.73	-1.90[1]	-2.23[1]
RDTATL = f(RER)	79.6 (2.67)	-1.35 (-6.40)	1.19	0.48	-1.94[1]	-2.51[2]
DTA = f(TOT)	-527.1 (-4.98)	299.9 (3.25)	0.78	0.28	-0.38[1]	-1.92[2]
RDTATL = f(RGSMH)	55.9 (3.47)	-73.8 (-13.1)	1.45	0.78	-1.50[1]	-1.90[1]
RDTATL = f(FAİZ)	-46.4 (-1.53)	-3.07 (-5.73)	1.45	0.55	-0.95[2]	-1.73[1]
RDTATL = f(REES)	-36.5 (-1.10)	-4.12 (-5.47)	1.11	0.53	-1.09[1]	-1.33[1]

Not: Parantez içindeki rakamlar ilgili t istatistik değerleridir. Köşeli parantez içindeki rakamlar ise ADF denklemindeki gecikme sayısını göstermektedir. ADF test istatistiklerini karşılaştırmak için kullanılacak eldeki gözlem sayısına uygun kritik değer %5 anlamlılık düzeyinde (yani %95 güvenirlilik 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 olasılıkla "sahte" olduğunun göstergesidir (bkz.

Charemza ve Deadman, 1997). Sahte regresyon ilişkisinde yüksek 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).

Bir koentegrasyon denkleminin R^2 değeri katsayı tahminlemedeki sapmanın derecesini göstermesi yönünden önemlidir. R^2 bire ne kadar yakın ise sapma o denli azdır. R^2 'nin yüksekliği ile koentegrasyonun ilişkisinin varlığı arasında 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.

Tablo 2'de parantez içindeki değerler t istatistik değerleridir. Serilerin durağan olmayan yapıda olmaları nedeniyle, buradaki t istatistik değerlerine dayanarak değişkenlerin istatistiki anlamlılıkları test edilemez. Yani t istatistik değerleri trend nedeniyle suni olarak abartılıdır. Gerekli düzeltmeleri¹¹ yapmadan bu t değerlerini yorumlamamak gerekir. Bu değerler ile standart tablolardaki kritik değerleri karşılaştırmak anlamsızdır. Bu nedenle buradaki t değerleri yalnızca genel eğilimi göstermeleri yönünden değer taşır.

Tablo 2'de sunulan regresyon tahmin katsayılarının tümünün işareti yukarıdaki tanımlarımıza ve teoriye uygundur. Bu durum tahmin sonuçlarının sağlıklı oluşu ile ilgili pozitif bir bulgudur. Tüm değişkenler TL cinsinden veya TL bazlı ve reel olarak ifade edilmiştir. Bunun tek istisnası dış ticaret değişkeni TOT'dir. TOT, dolar bazlı hesaplanmış olduğundan, dış ticaret açığı değişkeni de TL cinsinden değil dolar cinsinden regresyona girmiştir. Tablodaki DTA dolar cinsinden dış ticaret açığını göstermekte olup birinci farkı durağandır.

Bulgulara göz atıldığında, dış ticaret açığı ile %5 istatistik anlamlılık düzeyinde uzun-dönem (koentegrasyon) ilişkisine sahip tek değişken bütçe açığı değişkenidir.¹² Katsayının işareti beklendiği gibi pozitiftir. Yani bütçe açıkları arttıkça dış açıklar da artmaktadır. Böylece bu bulgu literatürdeki ikiz-açık hipotezini de Türkiye örneği için doğrulamaktadır. Keynezyen görüşe destekleyen bu bulgunun iktisat politikası önerisi şudur: Bütçe açığı değişkeni

¹¹ Bu düzeltme yöntemi için bkz. Engle ve Yoo (1991); Utkulu (1997).

¹² 1980 ve 1994 yıllarındaki olası yapısal değişimlerin uzun-dönem regresyonlar üzerindeki etkilerini kontrol etmek için koentegrasyon denklemlerine bu yıllara ilişkin kukla değişken ilave edilmiş ve hesaplama sonuçlarına göre sapmanın önemli olmadığı gözlenmiştir (yani parametre tahminleri dirençlidir - robust results).

tarafından temsil edilen maliye politikasının, Türkiye'nin dış açık sorunlarını gidermede anlamlı ve etkili bir iktisat politikası aracıdır. Elde edilen bu bulgu Monetarist yaklaşımın, maliye politikasının dış açıkları hiç bir şekilde etkilemeyeceği yönündeki görüşüne destek vermemektedir. Buna göre Türkiye'de daraltıcı maliye politikası önlemlerinin dış denge üzerinde pozitif bir etkiye neden olması beklenmelidir.

Diğer sonuçlar arasında, uzun-dönem ilişkisi bulamadığımız sadece iki regresyon denklemi vardır:

$$RDTATL = f(TOT)$$

$$RDTATL = f(RM1).$$

Ayrıca, dış ticaret açığı değişkeni ile M2 para arzı değişkeni arasında Parasalcı (Monetarist) yaklaşıma destek olarak nitelendirilebilecek bulgulara ulaşılmıştır. Elde edilen ADF değeri -1.90 olup, %10 istatistiki anlamlılık düzeyinin biraz altındadır. CRDW değerinin 1.47 gibi tekli koentegrasyonda oldukça yüksek olması, geniş para arzı tanımı ile dış açıklar arasında Parasalcı yaklaşımın öngördüğü gibi bir uzun-dönem nedensellik bağının büyük ihtimalle bulunduğunu göstermektedir.¹³ Buna karar verebilmek için, para arzı değişkenini çoklu koentegrasyon içerisindeki sonuçları ile değerlendirmek daha sağlıklı olacaktır. Tablo 3'de ortaya konulan yeni çoklu koentegrasyon bulguları (yani $RDTATL=f(RBUTA, RM2)$) bu hipotezimizi doğrular niteliktedir. Ampirik sonuçlar, maliye politikası ve para politikasının beraberce dış açıkların azaltılması yönünde kullanımına güçlü bir destek vermektedir. Ayrıca, belirtmek gerekir ki, çoklu koentegrasyon, değişkenlerin beklenen katsayı işaretlerini de değiştirmemiştir. Yani RBUTA için tahminlenen katsayı beklendiği gibi pozitif işarete sahipken, RM2'nin katsayısı ise yine beklendiği gibi negatiftir. Öngörüldüğü gibi bütçe açıklarının artışı dış açıkları genişletmekte ve yine öngörüldüğü gibi para arzı değişkeni RM2'deki bir azalma dış denge üzerinde olumlu etki yapmaktadır yani dış açık değişkenini artırmaktadır.

¹³ Para arzı değişkeni olarak M1'in değil M2'nin anlamlı sonuçlar vermesi, Bahmani-Oskooee (1992) ve Miller (1991)'in bulguları ile aynı paraleldedir. Ancak, bu bulgular Türkiye'nin dış açıkları sorununun sadece bir Keynezyen fenomen olduğu sonucuna varan Cıvırcı (1996)'in sonuçları ile uyuşmamaktadır.

Tablo 3: ADF Koentegrasyon Testi (The Residual-Based ADF Test): Çoklu Koentegrasyon Bulguları

Çoklu Koentegrasyon Denklemi	Sabit Terim	Katsayı Tahmini (RBUTA)	Katsayı Tahmini (RM2)	CRDW	R ²	ADF
RDTATL = f(RBUTA, RM2)	4.77 (0.31)	618.4 (6.52)	-145.8 (-3.79)	2.58	0.86	-4.20[1]
RDTATL = f(RBUTA, RER)	-2.75 (-0.11)	919.0 (6.86)	-0.32 (-1.54)	1.67	0.75	-5.48[0]

Not: Parantez içindeki rakamlar ilgili t istatistik değerleridir. Köşeli parantez içindeki rakamlar ise ADF denklemindeki gecikme sayısını göstermektedir. ADF test istatistiklerini karşılaştırmak için kullanılacak eldeki gözlem sayısına uygun kritik değer %5 anlamlılık düzeyinde (yani %95 güvenirlilik düzeyinde) (-3.93)'dür (bkz. MacKinnon, 1991).

7. Sonuç

Bu araştırmanın bulguları (bkz. Tablo 2) nominal efektif döviz kurunun ve dış ticaret hadlerinin dış ticaret açıkları ile uzun-dönem ilişkisine sahip olmadıklarını göstermektedir. Burada uzun-dönem ilişkisi doğrultusunda ümit verici tek değişken reel efektif döviz kurudur. Tablo 2'deki bulgular başlangıç olarak RM2 değişkeni için söylediklerimizi RER için de tekrarlamamızı sağlayabilir. CRDW istatistik değeri 1.19 sahte bir regresyon ilişkisini göstermeyecek kadar yüksek bir değerdir. ADF test istatistik değeri ise -1.94 gibi bir bıçaksırtı değerdir. Çoklu koentegrasyon analizi içerisindeki RER sonuçları ise kanımızca tartışmalı olup, net politika önerilerine izin verecek durumda değildir. RDTATL=f(RBUTA,RER) çoklu uzun-dönem regresyon sonuçları (bkz. Tablo 3) içerisinde olumsuz tek faktör RER'e ait düşük t istatistiğidir. Söz konusu değişkenler uzun-dönemde birlikte hareket etmektedirler. Ancak, RER'e ait düşük t değeri döviz kuru politikası değişkeninin dış açıklar üzerindeki istatistiki etkisinin çok anlamlı olmadığını ortaya koymaktadır. Özetle, görelî fiyatların ve nominal kurun dış açıklar üzerinde bir uzun-dönemli etkisi yoktur. Reel kurlar ile dış açıklar arasında ise uzun-dönemde, zayıf bir nedensellik etkileşimi vardır. Bu sonuçlar, döviz kuru politikasının dış açıkları uzun-dönemde yönlendirecek temel iktisat politikası olmadığını ancak bir ek politika aracı olarak ihtiyatla kullanılması gerektiğini ortaya koymaktadır.

Ekonometrik uygulama bulguları, Türkiye’de dış açıkların giderilmesinde maliye politikası kullanımına güçlü bir destek vermektedir. Çoklu koentegrasyon analizi ile elde edilen bulgular, dış açıkların elemine edilmesinde para politikası kullanımından (özellikle M2 üzerinde odaklanarak) da olumlu sonuç elde edilebileceğini göstermektedir. Analiz sonuçları, döviz kuru politikası araçlarının dış açıkları gidermedeki rolünün sınırlı olduğuna işaret etmektedir. Bu durumda döviz kuru politikası araçları uzun-dönemde maliye ve para politikasına, göndereceği doğru işaretlerle destek olabilir. Bu sonuç Türkiye için sadece fiyatta rekabet unsurunu kullanarak ve fiyat dışı rekabet alanını ihmal ederek dış dengenin uzun-dönemde sürdürülebilir kılınmasının mümkün olamayacağını göstermesi açısından önemlidir.

EK 1: Veri kaynakları ve veri tanımları.

Veri Kaynakları

Çalışmada kullanılan yıllık zaman serilerinden dış ticaret açığı (RDTATL), cari işlemler açığı (RCİATL), bütçe açığı (RBUTA), M1 ve M2 para arzları (RM1 ve RM2), gayri safi milli hasıla (RGSMH) serileri 1950-1998 dönemini kapsamaktadır. Nominal efektif döviz kuru (NER) ve reel efektif döviz kuru (RER) değişkenleri 1950-1995 dönemini; dış ticaret haddi (TOT), mevduat faiz oranları (FAİZ) ve TCMB reeskont oranları (REES) değişkenleri ise 1970-1998 dönemine aittir. Söz konusu serilere Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE), Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) ve Merkez Bankası (TCMB) kaynaklarından ulaşılmıştır.

Veri Tanımları

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

RCİATL = reel cari işlemler açığı. TL cinsinden nominal cari işlemler açığı (mal ve hizmet ihracatından mal ve hizmet ithalatı çıkartılır) GSMH deflatörü (1968=100) ile deflate edilmektedir.

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

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

RM1: reel M1 dar anlamda para arzı. TL cinsinden nominal M1 para arzı (dolaşımdaki para ile vadesiz ticari ve tasarruf mevduatı toplamıdır) GSMH deflatörü (1968=100) ile deflate edilmektedir.

RM2: reel M2 geniş anlamda para arzı. TL cinsinden nominal M2 para arzı (dar tanıma ek olarak vadeli tasarruf ve ticari mevduat ile mevduat sertifikalarını kapsar) GSMH deflatörü (1968=100) ile deflate edilmektedir.

RER: reel efektif döviz kuru endeksi. 1968=100

NER: nominal efektif döviz kuru endeksi. 1968=100

Efektif kurların tartılandırılmasında Türkiye'nin ticaret yaptığı ülkelerin toplam ticareti içerisindeki payları dikkate alınmıştır. Tanımdaki ayrıntılar için bkz. DİE (1996), *İstatistik Göstergeler, 1923-1995*, s.373 ve s.383.

Reel Efektif Döviz Kuru = $\sum_i (RDK_{\text{endeks}})_i (w_i)$

Nominal Efektif Döviz Kuru = $\sum_i (DK_{\text{endeks}})_i (w_i)$

DK : Nominal Döviz Kuru

RDK : Reel Döviz Kuru

w_i : belli bir (i) ülkesine olan ihracat ve ithalat toplamının, Türkiye'nin toplam ithalat ve ihracatına oranı.

\sum_i : tüm (i) ülkelerinin ağırlıklı toplamının toplamı.

TOT = dış ticaret hadleri. TOT=PX/PM olarak tanımlanır. PX, ABD doları bazlı birim ihrac fiyatlarını; PM, ABD doları bazlı birim ithal fiyatlarını gösterir.

RGSMH = reel gayri safi milli hasıla. TL cinsinden nominal gayri safi milli hasıla, GSMH deflatörü ile deflate edilmektedir.

FAİZ = tasarruf mevduatı faiz oranı.

REES = TCMB reeskont faiz oranı.

ABSTRACT

The primary purpose of this paper is to investigate the long-run determinants of the Turkish external deficits empirically. Following the recent work in the field, the paper focuses on the main economic policy tools, i.e. fiscal, monetary, and exchange rate policies. In the empirical side, the cointegration analysis is employed to test the long-run relationships according to the theory.

KAYNAKÇA

ALEXANDER, S. (1952) "Effects of devaluation on a trade balance", *IMF Staff Papers*, 2, 263-78.

- AŞIKOĞLU, Y. ve M. UÇTUM (1992), "A critical evaluation of exchange rate policy in Turkey", *World Development*, 20(10), 1501-14.
- 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 Yayınevi, İngiltere.
- CİVCİR, İ. (1996) *An Econometric approach to the analysis of the monetary sector and balance of payments problems in Turkey*, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No: 38, Ankara.
- 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.
- 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 Yayınevi, New York.
- FULLER, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, J. Wiley & Sons Yayınevi, 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.

- HAUG, A.A. (1993), "Residual-based Tests for Cointegration: A Monte Carlo Study of Size Distortions", *Economics Letters*, 41, 345-51.
- HIMARIOS, D. (1989) "Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited", *Economic Inquiry*, 27, 143-68.
- JOHANSEN, S. (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-4.
- JOHANSEN, S. ve K. JUSELIUS (1990) "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- KARLUK, R. (1998) *Uluslararası Ekonomi*, 5. Baskı, Beta Yayınevi, İstanbul.
- KIM, K.H. (1995) "On the long-run determinants of the US trade balance: a comment", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17, 447-55.
- KRUGMAN, P.R. ve R.E. BALDWIN (1987) "The persistence of the US trade deficit", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1987(1), 1-55.
- KUTLAR, A. ve M. ŞİMŞEK (2001) "Türkiye'deki Bütçe Açıklarının Dış Ticaret Açıklarına Etkileri, Ekonometrik Bir Yaklaşım: 1984(4)-2000(2)", *DEÜİİBF Dergisi*, Cilt:16, Sa:1.
- KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT ve Y. SHIN (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.
- 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 Yayınevi, Oxford.
- MAGEE, S.P. (1973) "Currency contracts, pass through and devaluation", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1973(1), 303-25.
- MILES, M.A. (1979) "The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results", *Journal of Political Economy*, 87, 600-20.
- MILLER, S.M. ve F.S. RUSSEK (1989) "Are the twin deficits really related?", *Contemporary Policy Issues*, 7, 91-115.
- MILLER, S.M. (1991) "Monetary dynamics: an application of cointegration and error-correction modeling", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 139-54.
- MUNDELL, R.A. (1968) *International Economics*, Macmillan, New York.

- 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.
- ROSENSWEIG, J.A. ve P.D. KOCH (1988) "The US dollar and the delayed J-curve", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, 2-15.
- SAWADA, Y. (1994) "Are the heavily indebted countries solvent?: tests of intertemporal borrowing constraints", *Journal of Development Economics*, 45, 325-37.
- SEYİDOĞLU, H. (1999) *Uluslararası İktisat*, 13. Baskı, Kurtiş Matbaası, İstanbul.
- SÖDERSTEN, B. ve G. Reed (1994) *International Economics*, 3. Baskı, Macmillan Yayınevi, İngiltere.
- 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", *DEÜİİBF Dergisi*, 12(2), 39-48.
- 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.