

TÜRKİYE'DE CARİ AÇIĞIN SÜRDÜRÜLEBİLİRLİĞİ: PARÇALI EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

SUSTAINABILITY OF THE CURRENT DEFICIT IN TURKEY:
FRACTIONAL COINTEGRATION ANALYSIS

Burcu BERKE*

ÖZET

İç ve dış makroekonomik dengenin eşanlı sağlanması makroekonomik politikaların temel amacı olarak görülmektedir. İç denge, reel milli gelirin potansiyel seviyesine veya ona yakın olduğu bir duruma yaklaşması ve enflasyon oranının düşük ve istikrarlı olması şeklinde tanımlanırken, dış denge ise genellikle cari dengenin sürdürülebilirliği ile ifade edilmektedir. Bu çalışmada ise cari dengenin sürdürülebilirliğine dayanan dış makroekonomik denge üzerinde durulmaktadır. Çalışmanın temel amacı, Türkiye için 1989:Q1-2006:Q2 döneminde cari işlemler açığının sürdürülebilir olup olmadığının geleneksel ve parçalı eşbütünlüşme yöntemleriyle analiz edilmesidir. Çalışmanın katkısı, cari açıkların sürdürülebilirliğinin belirlenmesinde parçalı eşbütünlüşme yöntemlerinin kullanılması olup temel sonucu Türkiye'de cari açıkların sürdürülebilir olduğu yönündedir.

Anahtar Kelimeler: *Cari Açık, Sürdürülebilirlik, Geleneksel ve Parçalı Eşbütünlüşme Yöntemleri, Uzun Hafıza*

ABSTRACT

Simultaneous achievement of domestic and external macroeconomic equilibrium is referred as the main goal of macroeconomic policies. While domestic balance is defined as a situation where the real national income is in its potential level or close to them, and inflation rate is low and stabilization, external balance is often referred as sustainability of the current equilibrium. This paper is focused on external macroeconomic balance which is based on sustainability of the current balance. The main aim of the paper is to analyze whether the current account deficits are sustainable by using the conventional and fractional cointegration methods for Turkey in 1989:Q1-2006:Q2 period. The main contribution of the study is the usage of fractional cointegration methods on determining sustainability of current deficits. The main result of the paper is that the current deficits are sustainable in Turkey.

Key Words: *Current Account Deficit, Sustainability, Conventional and Fractional Cointegration Methods, Long Memory*

* Akdeniz Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü Araştırma Görevlisi

GİRİŞ

İç ve dış makroekonomik dengenin eşanlı sağlanması makroekonomik politikaların temel amacı olarak görülmektedir. İç denge, reel çıktının potansiyel sınırlarında veya ona yakın ve enflasyonun düşük olduğu bir durum şeklinde tanımlanırken dış denge ise genellikle sürdürülebilir bir cari hesap dengesi ile ifade edilmektedir. Bir ülkede iç ve dış dengenin eşanlı sağlanması reel yurtiçi talep seviyesi ile reel döviz kuru olmak üzere iki temel değişkene bağlıdır. Bu iki değişken ülkenin makroekonomik koşulları ile politikalarını yansıtmaktadır. Cari denge, bir ülkenin iktisadi performansının önemli bir göstergesi olup hem politika yapıcılar hem de yatırımcılar açısından oldukça önem taşımaktadır. Cari açık ise reel döviz kurunun aşırı tahmin edildiği ve/veya aşırı reel yurtiçi talep mevcut iken ortaya çıkmaktadır. Tasarruf-yatırım oranını yansıtan cari hesap dengesi (açığı/fazlası) mali dengenin vaziyeti ve özel kesimin tasarrufları ile yakından ilgilidir. Literatürde *geçici* cari açıklar, sermaye faktörünün en yüksek getiriye alma eğiliminde olduğu bir ülkeye dağılmasının sonucu olarak kabul edilirken, büyük ve *kalıcı* cari açıklar ise ülkeler için nispeten ciddi bir sorun olarak görülmekte ve bir politika tepkisini gerektirmektedir. Dolayısıyla, cari açık döviz kuru ve iktisadi rekabetin durumunu yansıtmaktadır (Baharumshah, Lau ve Fountas, 2003:466).

Cari açığın (veya fazlasının) ekonominin dış yükümlülük stokunda pozitif (negatif) bir artış yaratması nedeniyle dış dengesizlikleriyle ilgili olarak genellikle üç soru bulunmaktadır: i) Borçlu bir ülke, borçlarını geri ödeme gücüne sahip midir? ii) Cari açıklar sürdürülebilir midir? iii) Cari açıklar “aşırı” mıdır? (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:3). Bu çalışmada, bu sorulardan ikincisine karşılık gelen *cari açıkların sürdürülebilirliği* üzerinde durulmaktadır.

Çalışmanın temel amacı, Husted (1992)’ın geliştirmiş olduğu zamanlararası (dinamik) bütçe kısıtı çerçevesinde Türkiye’de 1989:Q1-2006:Q2 döneminde cari açıkların sürdürülebilirliğinin geleneksel ve parçalı eşbütünleşme yöntemleriyle analiz edilmesidir. Türkiye ile ilgili yapılan çalışmalara bakıldığında genellikle geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinin kullanıldığı görülmektedir. Bu anlamda, çalışmanın mevcut literatüre temel katkısı cari açıkların sürdürülebilir olup olmadığını geleneksel eşbütünleşme yöntemlerinin yanı sıra parçalı eşbütünleşme yöntemleriyle analiz etmesidir. Çalışmanın ilk bölümünde, cari açığın sürdürülebilirliği ile ilgili geliştirilen çeşitli kriterler üzerinde durulmaktadır. İkinci bölümünde, cari açığın sürdürülebilirliğine ilişkin hem ulusal hem de uluslararası boyutta yapılan ampirik çalışmalar tanıtılmaktadır. Üçüncü bölümünde, ekonometrik analizlerin yapılacağı teorik çerçeve ayrıntılarıyla açıklanmaktadır. Dördüncü bölümünde ise Türkiye’de cari açığın sürdürülebilir olup olmadığını belirlemek için geleneksel ve parçalı eşbütünleşme yöntemleriyle ampirik bir

analiz yapılmakta ve son olarak çalışmada ulaşılan sonuçlara yer verilmektedir.

CARİ AÇIĞIN KAYNAKLARI ve SÜRDÜRÜLEBİLİRLİK KRİTERLERİ

Cari açığın kaynağının reel kesim olması yönünden bakıldığında cari denge, ulusal tasarruflar ile ulusal yatırımlar arasındaki farka eşit olduğu için cari işlemler açığı ya tasarrufların azalması ya da yatırımların artmasından kaynaklanabilmektedir. Bu kaynaklar -yatırım artışı veya tasarruf düşmesi ve tasarruflar ile yatırımlardaki değişimin ilave özellikleri- veri bir cari açığın sürdürülebilirliğini etkilemektedir (Obstfeld ve Rogoff, 1996:16). Cari açığın tüm ekonominin tasarrufları ve yatırımları arasındaki farkla belirlenmesi veri iken bu fark belli derecede gelişmekte olan bir ülkenin dış rekabet gücünü yansıtmakta ve ölçmektedir. Oysa, bu iki değişken arasındaki *negatif* bir fark sürdürülebilir olmamakta ve bu ise dış ekonomiyi olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Bunun temel nedenleri arasında dış borçların sürdürülememesi (insolvency) gelmektedir.

Sürdürülebilirlik kavramı açısından bakıldığında cari açığın sürdürülebilirliğinin sadece mevcut dış ticaret açığının sürdürülebilirliğine işaret etmediği ve karmaşık bir kavram olduğu görülmektedir. Cari açığın sürdürülebilirliği, ithalatın reel GSYİH artışıyla karşılaştırılabilir bir düzeyde artması, uluslararası ödeme akımlarının ve brüt içsel rezervlerin azalmaması şeklindeki koşullara karşılık gelmekte ve bu ise cari açığın finansman kaynaklarının sürdürülebilirliğini göstermektedir. Cari açığın sürdürülebilirliği karmaşık bir kavram olmakla birlikte literatürde buna ilişkin çeşitli kriterler geliştirilmiştir. Teorik olarak, cari açığın sürdürülebilirliğinin temel bir göstergesi olarak ekonominin dış finansal yükümlülüklerini ödeyebilirliği (solvency) gösterilmektedir. Milesi-Ferretti ve Razin (1996b:2), bir ülkenin gelecekteki dış ticaret fazlalarının bugüne indirgenmiş değeri, cari borç stokuna eşit iken borçlarını ödeyebileceğini belirtmektedir. Bununla bağlantılı bir diğer kriter ise reel faiz oranının iktisadi büyüme oranından daha yüksek olmasıdır. Milesi-Ferretti ve Razin (1996a,b) sürdürülebilirlikle ilgili olarak üç temel mesele öngörmüştür: diğer şeyler sabit iken i) cari açık GSYİH'ye göre büyük ise ii) ulusal yatırım oranının artmasından ziyade ulusal *tasarruf* oranının *azalmasından* kaynaklanıyor ise iii) ulusal tasarruf oranları düşük ise bu açığın sürdürülebilirliği *düşük* kalmaktadır.

Literatürde cari açığın sürdürülebilirliği için çeşitli kriterler geliştirilmiştir. Bunlar:

i- *Yatırım/Tasarruf Oranı*: Cari hesap dengesi, belirtildiği gibi ulusal tasarruflar ile ulusal yatırımlar arasındaki farkla belirlenmektedir. Cari işlemler dengesi veri iken tasarruf ve yatırımların seviyeleri, veri bir cari hesap dengesizliği için dış dengenin sürdürülebilirliğini etkilemektedir. Diğer

şeyler sabit iken, yatırım seviyesinin yüksek olması daha yüksek verimlilik kapasitesi üzerinden gelecekte daha yüksek bir büyüme yarattığından borçların ve dolayısıyla cari açığın zamanlararası ödenebilirliğini artırmaktadır

1 (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:10; Roubini ve Watchel, 1998:6). Oysa, tasarruf oranlarının düşmesiyle oluşan bir cari açık, yatırım artışıyla oluşan bir açıktan daha tehlikeli olabilmektedir. Üstelik, belli yatırım türlerinin (özellikle verimli sermayeye yapılan yatırımlar) diğerlerine göre sürdürülebilir cari açıkları beraberinde getirmesi daha olasıdır².

ii- *Dış Borç/GSYİH Oranı*: Bu oranın artmaması halinde cari açığın sürdürülebilir olduğu belirtilmektedir (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:10).

iii- *Reel Döviz Kurunun Değerlenmesi*: Büyük sermaye girişleri veya başka nedenlerden oluşan reel döviz kuru değerlenmesi dış rekabet kaybına yol açabilmekte ve cari işlemler açığını daha az sürdürebilir kılan dış ticaret dengesinin kötüleşmesine neden olabilmektedir. Spesifik olarak, reel değerlenme tüketimin (ithal edilen malların) artmasına ve cari hesabın kötüleşmesiyle sonuçlanan yatırım amaçlı sermaye malları ithalatının artmasına neden olabilmektedir (Roubini ve Watchel, 1998:8-9).

iv- *Cari Açık/GSYİH Oranı*: Bu oranın %5’den büyük olmaması cari açığın sürdürülebilirliğinin temel kriterleri arasında yer almaktadır (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:1). Yüksek cari açık/GSYİH oranı mevcut iken cari açığın kaynağı önem kazanmakta ve bu açık, tasarrufların azalmasının bir sonucu olmaktan ziyade ulusal yatırım artışının bir sonucu iken cari açığın sürdürülebilirliğinin nispeten *yüksek* olduğu belirtilmektedir³ (Mançellari ve

¹ Kısaca, bunlar dış borcun azalma ve finanse edilme gücünü arttırdığı için yüksek tasarruf ve yatırım oranları uluslararası yatırımcılara kredi değerliliğin (creditworthiness) bir sinyali olarak da rol oynamaktadır. Bununla birlikte, tasarruf fonları, yatırımın merkezi olarak dağıldığı ve sermaye piyasalarının parçalı (segmented) olduğu ülkelerdeki yatırım projeleri arasında zayıf biçimde dağılabildiği için yatırım-çıkı oranı, sürdürülebilir cari işlemler açığının zayıf bir göstergesi olabilmektedir (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:10).

² Özel kesimin verimli sermayeye yaptığı yatırımlar –özellikle ticareti yapılan mal endüstrilerinde örneğin, gayrimenkul yatırımları yapmak için yurtdışından borçlanmaya göre cari açıkları daha fazla sürdürülebilir kılmaktadır (Roubini ve Watchel, 1998:6).

³ Yatırım oranının yüksek olması cari açığa neden olabilmesine karşın, bunlar üretim kapasitesinin ve ihracattan sağlanan gelirlerin artmasına neden olacağından dış borçların karşılanmasını mümkün kılmaktadır. Yatırım artışı, yüksek iktisadi büyümeyi beraberinde getirdiği için bu koşullarda yüksek cari açıkların sürdürülebilir olduğu söylenebilmektedir (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:10). Oysa, tasarrufların azalması yönünden bakıldığında bütçe açığının artması nedeniyle kamu tasarruflarının azalması yapısal bir sorun olarak görüldüğü için genellikle özel

Xhepa, 2003:5). Ancak, Edwards (2000:20) bu “sürdürülebilir” cari açık göstergesinin ülkelerin iktisadi ve politika koşullarına göre farklılaşabileceğini ve bu eşik değer için geçerli olmayabileceğini vurgulamıştır.

v- *İhracat/GSYİH Oranı*: Bir ülkenin gelecekteki dış borçlarını ödeme gücü yabancı para cinsinden gelir yaratma gücüne bağlı olduğu için bu oran ülkenin dışa açıklık derecesini göstermekte ve cari açığın sürdürülebilirliğinin başka önemli bir göstergesi olarak karşımıza çıkmaktadır (Roubini ve Watchel, 1998:7). Bu oranın düşük olması cari açığın sürdürülebilirliği açısından sorun yaratabilirken bir ülkenin dış borcunu azaltması ve finanse edebilmesi için döviz kaynağı olarak ticareti yapılan malların üretimine dayanması gerektiğini göstermektedir. Borç finansmanı, toplam ihracat gelirlerinin nispeten küçük bir kısmını karşılayacağı için yüksek ihracat sektörü ülkelerin dış borçlarını daha kolay finanse edebildikleri söylenebilmektedir. Ayrıca, dışa açık bir ekonomide, borçların geri ödenmemesinin (default) beraberinde getirdiği dış ticaret sapmaları oldukça maliyetli olabileceği için bu yönde bir güdü daha düşük olmaktadır. Sonuç olarak, diğer şeyler sabit iken yabancı yatırımcılar bu ülkeyi düşük riskli algılayacakları için sermaye girişlerinin aniden tersine dönme olasılığı da düşecektir. Dış ticaretin mal bileşimi, kırılganlığın önemli bir göstergesi olup mal fiyatlarının dalgalanması dar ihracat tabanlı ülkeler için dış ticaret hadlerinde daha büyük bir etki yaratmaktadır. Dış ticaret hadlerinin dalgalanması ise ekonominin cari işlemler açığını sürdürebilme gücünü zayıflatabilmektedir (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:11).

vi- *Sermaye Girişlerinin Büyüklüğü ve Bileşimi*: Cari açığın finansmanı için gerekli olan sermaye girişlerinin bileşimi sürdürülebilirliğinin önemli bir belirleyicisidir. Cari açığın yabancı sermaye girişleriyle finanse edilmesi ise bu açığın sürdürülebilirliğinde önemli bir etki yaratmaktadır. Cari açığın sürdürülebilirliği ile ilgili olarak, kısa vadeli sermaye girişleri (portföy yatırımları veya “sıcak” para) ve kredilerin, uzun vadeli sermaye girişlerine (doğrudan yabancı yatırımlar) göre daha tehlikeli olduğu vurgulanmaktadır (Roubini ve Watchel, 1998:7). Yabancı sermaye girişlerinin miktarı, cari açığın sürdürülebilirliği için önemli olmakla birlikte, cari açığı aşan miktarlarda büyük ölçekli yabancı sermaye girişlerinin olması kısa dönemde bu açığa pozitif katkı sağlamasına karşın, zamanla ulusal paranın değerlenmesini teşvik ederek dış rekabet gücü açısından negatif sonuçlar yaratabilmektedir (Mançellari ve Xhepa, 2003:6). Dolayısıyla, kısa vadeli sermaye girişleri, kısa dönemde cari hesap dengesizliğini finanse ettikçe sürdürülebilirliği artırırken uzun dönemde ise iki nedenle cari açığın sürdürülememesine neden olmaktadır: i) Bu tür sermaye girişleri beraberinde

tasarrufların azlığına göre cari açığın sürdürülebilirliği açısından daha tehlikeli görülmektedir (Mançellari ve Xhepa, 2003:5)

tersine çevrilebilir portföy yatırımları (“sıcak para”) birikimini getirebilmektedir; ii) Cari açığı aşan miktarlarda sermaye girişleri ülkenin dış rekabetini ve böylece ihracat gelirlerinin cari açıktaki artışları finanse etme gücünü aşındıran bir nominal kur değerlenmesine neden olabilmektedir⁴ (Roubini ve Watchel, 1998:8).

vii- *Brüt İçsel Rezervler/Borç Stoku*: Brüt içsel rezervler de cari açığın sürdürülebilirliğini etkileyen bir başka değişken olup belirtilen oranının yüksek olmasının, cari açığın sürdürülebilirliğine önemli bir katkı sağladığı belirtilmektedir (Mançellari ve Xhepa, 2003:6).

viii- *İktisadi Büyüme*: Hızlı büyüyen ülkeler, dış borç/GSYİH oranlarında herhangi bir artış olmadan kalıcı cari işlemler açıklarını sürdürebilmektedir. Yatırım üzerinden fiziki sermaye birikimine ek olarak beşeri sermaye birikimi ve toplam faktör verimliliğinin artması gibi diğer faktörlerin güdülediği yüksek büyüme, dış dengesizliklerin sürdürülebilirliğinin belirlenmesinde önemli bir rol oynayabilmektedir.

ix- *Finansal Yapı*: Gelişmekte olan ülkelerde finansal araçlar genellikle bankalar olup banka mevduatları, özel tasarrufların önemli bir formudur ve banka kredileri ise firmalar için temel finansman kaynağıdır. Bu nedenle zayıf finansal yapı bankalar, bir ülkeyi dış şoklara ve ödemeler dengesi krizlerine karşı daha kırılgan yapabilmektedir (Milesi-Ferretti ve Razin, 1996b:11-12). Kısaca, yüksek bir cari açığın sürdürülebilirliği, yurtiçi finansal sistemin- özellikle bankacılık sisteminin durumu ve bununla bağlantılı olan politik istikrar ile iktisadi politikalar ve gelişmelerin tahmin edilebilirliğine de bağlıdır (Mançellari ve Xhepa, 2003:6).

x- *Döviz Rezervleri ve Borç Yükü*: Cari açık, sermaye girişi veya borç birikimiyle finanse edilmesi gereken cari gelir dışındaki ulusal tasarruflar ile ulusal yatırımlar arasındaki bir dengesizliktir. Ülkenin dış borç yükünün fazla olması cari hesap dengesizliğinin finanse edilmesini daha güç kılmaktadır. Üstelik, yüksek oranlı bir borç finansman yükü kolaylıkla ihracat gelirlerini tüketebilmekte ve büyüme için gerekli yatırım mallarının ithalatını engelleyebilmektedir. Bu tür bir durumda, borç yükü ülkenin büyüme

⁴ Merkez bankası bu tür bir değerlenmeden kaçınmaya çalışır ise döviz piyasasına müdahale edecek ve yabancı para alacaktır. Bu durumda, döviz rezervleri cari hesap dengesini daha fazla sürdürülebilir kılacak biçimde artar. Bununla birlikte, döviz rezervlerini artıran büyük sermaye girişleri sterilize edilmez ise daha yüksek enflasyona neden olan aşırı para artışına neden olur ve daha büyük reel değerlenme yaratır. Eğer onlar sterilize edilir ise yurtiçi faiz oranları yüksek kalır ve nominal döviz kuru değerlenmesinin orijinal kaynakları sermaye girişlerinin devam etmesi ve büyük ve artan cari hesap dengesizlikleri karşısında ülkeler dış rekabetini restore etmek için gerekli olabilen herhangi bir nominal değer kaybını engelleyebilecek biçimde elimine edilemez (Roubini ve Watchel, 1998:8).

politikalarını olumsuz yönde etkilemektedir. Benzer olarak, ülke döviz kurunu çıpaladığında ve döviz kurunu kredibil bir biçimde sabitlemek için döviz rezervlerine ihtiyaç duyduğunda büyük döviz rezervlerinin varlığı, cari açığın finansmanını kolaylaştırmaktadır. Yüksek döviz rezervleri ve düşük dış borç yükü cari açığın sürdürülemez riskini azaltarak ülkenin düşük maliyetle cari açığını finanse etmesini mümkün kılmaktadır. Ülkenin borcuna ödediği yabancı para cinsinden reel faiz oranı ise piyasanın ülkenin risk primini değerlendirmesinin veya cari açığın sürdürülebilirlik gücünün bir göstergesidir.

xi- *Politika İstikrarsızlığı ve İktisadi Çevreye İlişkin Belirsizlik*: Güçlü makroekonomik politikaları taahhüt etmeyen bir rejim veya rejimdeki bir değişme tehlikesi, uluslararası finansal kesimin cari açığın finansmanını sağlama arzusunu azaltabilmektedir. Böylece, politika ve finansal çevre ile iktisadi değişkenlere ilişkin beklentilerin kötüleşmesi ödemeler dengesi ve döviz kuru krizlerine uygun bir zemin yaratabilmektedir. Beklentilerin bu şekilde kayması hızlı bir biçimde gelişebilmekte ve politik istikrarsızlık nispeten büyük bütçe açıklarına neden olduğu için cari açıkları beraberinde getirebilmektedir (Roubini ve Watchel, 1998:9-10).

Çalışmanın ek kısmında Türkiye için bazı sürdürülebilirlik göstergeleri sunulmaktadır. Şekil 1'de *yatırım/tasarruf* oranının yıllar itibariyle gelişimi görülmekte ve Türkiye'de bu oran nispeten dalgalı bir seyir izleyerek özellikle 2001 krizi sonrasında oldukça büyük bir düşüş gösterirken 2004 sonrası dönemde ise bir artış trendine girerek cari açığın sürdürülebilirliğine olumlu katkı sağlayabileceği görülmektedir. Şekil 2'de *ihracat/GSYİH oranının* giderek azalan bir seyir izlediği ve bu oranın cari açığın sürdürülebilirliğini olumsuz yönde etkileyebileceği dikkat çekmektedir. Şekil 3'de *ihracat/ithalat* veya ihracatın ithalatı karşılama oranına bakıldığında Türkiye'de özellikle 1994 ve 2001 kriz yıllarında bu oran oldukça yüksek iken kriz sonrası dönemlerde zamanla azalan bir eğilim sergilediği göze çarpmakta ve bunun da cari açığın sürdürülebilirliğini olumsuz yönde etkileyebileceği görülmektedir. Şekil 4'de *dış borç/GSYİH* oranı yer almakta ve bu oran yıllar itibariyle dalgalı bir seyir izlediği dikkat çekmektedir. Bu oran 2001 kriz döneminde zirve yapmasına karşın kriz sonrası dönemde giderek azalma eğilimine girdiği ancak 2005 yılında sonra yine artış trendi gösterdiği ve düşük olduğu yıllarda cari açığın sürdürülebilirliğine olumlu katkı yapabilirken yüksek olduğu yıllarda ise olumsuz yönde etkileyebileceği görülmektedir. Son olarak, Şekil 5'de *cari denge/GSYİH* oranına bakıldığında 2001 krizi döneminde bu oran pozitif (cari fazla) olmasına karşın kriz öncesi ve sonrası yıllarda negatif (cari açık) bir seyir izlediği ve kriz sonrası dönemde cari açık/GSYİH oranının hızla artan bir trende girdiği ve 2003 yılından sonra ise belirtilen %5 eşik kriterini ihlal ettiği görülmektedir.

AMPİRİK LİTERATÜR

Çalışmanın bu bölümünde cari açığın sürdürülebilirliği ile ilgili ulusal ve uluslararası düzeyde yapılan ampirik çalışmalar tanıtılmaktadır.

Yazar(lar)	Ülke(ler) ve Dönem(ler)	Yöntem	Bulgular
Uluslararası Literatür			
Apergis, Katrakilidis ve Tabakis (2000)	Yunanistan [1960-1994]	Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Adedeji (2001)	Nijerya [1960-1997]	Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Wu, Chen ve Lee (2001)	G-7 ülkelerinde [ABD, İngiltere, Fransa, Almanya, İtalya, Kanada ve Japonya] [1973:02-1998:04]	Panel Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Arize (2002)	50 ülke [1973:02-1998:01]	Panel Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Baharumshah, Lau ve Fountas (2003)	Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland [1961-1999]	Eşbütünleşme	Malezya hariç diğer ülkelerde sürdürülemez
Hudson ve Stennett (2003)	Jamaika [1962-2002]	Eşbütünleşme	Sürdürülemez
Rayboudi, Sola ve Spagnola (2004)	Arjantin [1992:1-2001:3] Brezilya [1995:1-2002:2] Japonya, İngiltere ve ABD [1970:1-2002:4]	Markov Switching	Brezilya, Japonya ve İngiltere için sürdürülebilir; Arjantin ve ABD için sürdürülemez
Christopoulos ve León-Ledesma (2004)	ABD [1960-2004]	ESTAR	Sürdürülebilir
Naqvi ve Marimune (2005)	Pakistan [1972:01-2004:04]	Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Perera ve Varma (2008)	Sri Lanka [1950-2006]	Eşbütünleşme	Sürdürülemez
Ulusal Literatür			
Babaoğlu (2005)	Türkiye [1987-2004]	VAR	Sürdürülemez
Kalyoncu (2005)	Türkiye [1987:01-2002:04]	Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Yücel ve Yanar (2005)	Türkiye [1964-2003]	Eşbütünleşme	Sürdürülemez
Güneş (2006)	Türkiye [1987-2004]	Eşbütünleşme	Sürdürülebilir
Akgül, Koç ve Koç (2007)	Türkiye [1992:01-2006:12]	Markov Switching	Cari açık için en iyi model önerisi
Ağaslan ve Akçoraoğlu (2007)	Türkiye [1987:01-2006:04]	VAR	Sürdürülemez
Yamak ve Korkmaz (2007)	Türkiye [2001:04-2005:09]	Eşbütünleşme	Zayıf sürdürülebilir

TEORİK MODEL

Bu çalışmada, cari açıkların sürdürülebilirliğinin test edilmesi için Husted (1992)'ın teorik modeli kullanılmaktadır. Bu teorik çerçevede, ihracatlar ile ithalatlar arasındaki uzun dönemli ilişkiye cari hesabın zamanlararası modeli ile bakılmaktadır. Bu Keynesyen yapıli teorik modeli kullanarak cari açıkların sürdürülebilirliğini test eden çok sayıda çalışma bulunmaktadır [Milesi-Ferretti ve Razin, 1996a,b; Apergis, Katrakilidis ve Tabakis, 2000; Arize, 2002].

Bu teorik modele, uluslararası piyasada serbestçe ödünç alıp verebilen bir bireyin bütçe kısıtıyla başlanmaktadır. Temsili bireyin, veri bir faiz oranıyla karşı karşıya olduğu ve aşağıdaki bütçe kısıtı altında yaşam boyu faydasını maksimize ettiği varsayılmaktadır. Modelde, hükümetin olmadığı varsayılır. Bu temsili bireyin cari dönem bütçe kısıtı aşağıdaki gibidir:

$$C_0 = Y_0 + B_0 - I_0 - (1 + i_0)B_{t-1}$$

Burada, C_0 , cari tüketimi, Y_0 üretimi, I_0 yatırımı, i_0 dünya faiz oranını, B_0 pozitif veya negatif olabilen dış borçlanmayı ve $(1+i_0) B_{t-1}$ ise ülkenin dış borcuna karşılık gelen temsili hanehalkının başlangıç borcunu göstermektedir. (1) no.lu denklemin her zaman döneminde geçerli olması gerektiği için her dönemdeki bütçe kısıtları, ekonominin zamanlararası bütçe kısıtı formuna ulaşılan kadar toplanmaktadır:

$$B_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t TB_t + \lim_{n \rightarrow \infty} \delta^n B_n \quad (2)$$

Burada $TB_t = EX_t - MM_t = Y_t - C_t - I_t$ t dönemindeki dış ticaret dengesini veya diğer bir ifadeyle ekonominin gelirleri ile tüketimleri arasındaki farkını göstermektedir. Ayrıca, burada EX_t mal ve hizmetlerin ihracatlarını, MM_t mal ve hizmetlerin ithalatlarını, $\delta = \prod_{s=1}^t \beta_s$ ve $\beta_s = 1/(1+i_s)$ ve δ iskonto faktörünü simgelemektedir. (2) no.lu denklemden kritik terim, limit terimidir. Bu limit terimi sıfırdan farklı iken ve B_0 pozitif ise ülkenin dış borçlanması yüksek demektir ve B_0 negatif ise ülke Pareto içsel kararlar almaktadır. Dünya faiz oranının durağan olduğu varsayılır ise (1) no.lu denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$Z_t + (1 + i)B_{t-1} = EX_t + B_t \quad (3)$$

(3) no.lu denklem ileriye doğru iterasyon yapılarak çözülür ise aşağıdaki ilişkiye ulaşılmaktadır:

$$MM_t + i_t B_{t-1} = EX_t + \sum_{j=0}^{\infty} \Phi^{j-1} [\Delta EX_{t+j} - \Delta Z_{t+j}] + \lim_{j \rightarrow \infty} \Phi^{t+j} \beta_{t+j} \quad (4)$$

Burada $\Phi = 1/(1+i)$ ve Δ birinci fark operatörünü göstermektedir. (4) no.lu denklemin sol tarafı, net dış borçların (varlıkların) faiz ödemeleri kadar ithalat harcamalarını göstermektedir (Husted, 1992:160; Baharumshah, Lau ve Fountas, 2003:472). Bu denklemin her iki tarafından EX_t çıkarılıp (-1) ile çarpılır ise sol taraf, bir ekonominin cari hesabını vermektedir. Ayrıca, bu denklemden limit teriminin sifıra eşit olduğu varsayılabildiği hata terimi de (ϵ) eklenir ise aşağıdaki ampirik modele ulaşılmaktadır:

$$EX_t = \alpha + \beta MM_t^* + \epsilon \quad (5)$$

Burada $MM_t^* = MM_t + i_t B_{t-1}$, mal ve hizmetlerin ithalatı, net faiz ödemeleri ve net transferlerin toplamına karşılık gelen “birleşik” ithalat değişkenidir. Ekonomi için zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasının gerekli koşulu (zayıf sürdürülebilirlik) durağan bir hata teriminin (ϵ) varlığı veya (5) no.lu denklemden bu terimin $I(0)$ süreci izlemesidir. Diğer yandan, ihracatlar (sermaye girişleri) ile ithalatların (sermaye çıkışları) birlikte hareket etmemesi, ekonominin zamanlararası bütçe kısıtını sağlayamadığını gösterir ve böylece, bu ekonominin borcunu geri ödememesi (insolvency) beklendiği için cari açıklarının da sürdürülemediği sonucuna ulaşılır (Husted, 1992:161; Baharumshah, Lau ve Fountas, 2003:473).

Bu teorik yapıda, cari açıkların sürdürülebilirliğinin ölçülmesinde zamanlararası bütçe kısıtının sağlanması kriteri kullanılmaktadır. Zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasının gerekli koşulu (zayıf sürdürülebilirlik) hata teriminin durağan bir süreç izlemesi $I(0)$ iken yeterli koşulu (güçlü sürdürülebilirlik) ise $(\alpha, \beta) \leq (0,1)$ şeklinde bir eşbütünleşme vektörünün (α, β) varlığıdır. Başka bir deyişle, ihracat ve ithalatlar, $b = (1, -1)$ eşbütünleşme vektörüyle eşbütünleşik iken ekonomi uzun dönemde zamanlararası bütçe kısıtının güçlü sürdürülebilirlik formunu sağlamaktadır. Bu nedenle (5) no.lu denklem, cari açıkların (veya fazlaların) sürdürülebilirliğinin test edilmesinde kullanışlı bir çerçevedir (Baharumshah, Lau ve Fountas, 2003:473).

Cari dengenin durağan olması, iki nedenle önemlidir: ilki, durağan bir cari dengenin ülkenin uluslararası borçlarını geri ödeme eğiliminin olmadığını gösteren dış borcun sürdürülebilirliği ile tutarlı olması iken ikincisi ise bu tür bir cari hesabın, zamanlararası bütçe kısıtının etkileriyle uyuşması ve dolayısıyla bu modelin geçerliliğini desteklemesidir. Cari dengenin durağanlığını inceleyen bu zamanlararası bütçe kısıtı yaklaşımında ihracatlar ile ithalatlar arasında eşbütünleşme olup olmadığı test edilmektedir. Bu yaklaşımda ihracatlar ile ithalatlar arasındaki uzun vadeli

ilişkiye odaklanılıp bu iki değişken eşbütünleşik iken (zamanlararası bütçe kısıtı sağlanırken) cari hesabın *sürdürülebilir* olduğu belirtilmektedir (Wu, Chen ve Lee, 2001:220-222).

AMPİRİK METODOLOJİ: BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Birçok makroekonomik zaman serisi birim kök içermektedir. Birim kökler veya $I(1)$ süreci zaman serilerinin durağan olmamasını açıklamaktadır. Tüm birim kök testleri otoregresif bir süreç izlemektedir. Bu çalışmada otoregresif modellere dayanan yöntemlerin yanı sıra parçalı bütünleşme derecesine izin veren yöntemler de kullanılmaktadır. Çalışmanın bu kısmında geleneksel ve parçalı birim kök testleri ile geleneksel ve parçalı eşbütünleşme yöntemleri tanıtılmaktadır.

Parçalı Birim Kök Testleri

Granger-Joyeux (1980) ve Hosking (1981) zaman serilerinin bütünleşme derecelerinin geleneksel birim kök testlerinin aksine her zaman sıfır ve bir gibi tam sayı (integer) olmayabileceğini ve ondalık sayı da (non-integer) olabileceğini belirtmişlerdir. Parçalı birim kök analizi, zaman serilerinin uzun hafıza (long memory) özelliği taşıyıp taşımadıklarının tespitinde önemli olup bu özelliklerinin politika analizlerinde dikkate alınması gerekmektedir. Geleneksel durağanlık testlerinde kısa hafıza (short memory) özelliğine sahip ARIMA süreci mevcut iken, parçalı durağanlık testlerinde ise uzun hafıza özelliğine sahip ARFIMA süreci bulunmaktadır⁵. Kısa hafıza, kovaryans durağan bir serinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin üssel biçimde hızla küçüldüğünü; uzun hafıza ise kovaryans durağan bir serinin otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin hiperbolik olarak daha yavaş biçimde bozulduğunu ifade etmektedir (Turgutlu, 2004:57). ARFIMA süreci ile ARIMA süreci arasındaki bir diğer fark ise ARFIMA sürecinde serilerin bütünleşme derecelerinin tam sayı olma kısıtının olmamasıdır.

Geleneksel birim kök testleri, otoregresif bütünleşik bir hareketli ortalama (ARIMA(p,d,q)) modeline dayanmaktadır. Bu modellerde bütünleşme parametresinin (d) sıfır veya bir gibi tam sayı olması koşulu bulunmakta olup kovaryans durağan bir serinin otokorelasyon fonksiyonu

⁵ Uzun hafıza (long memory) veya uzun dönemli bağımlılık, serilerin daha yüksek dereceden korelasyon yapısı sergilemesidir. Kısa hafıza (short memory) veya kısa dönemli bağımlılık ise serilerin düşük dereceden korelasyonlar göstermesidir. Kısa hafızalı serilerde uzak gözlemler arasındaki korelasyonlar önemsiz olmaya başlarken uzun hafızalı serilerde ise uzak gözlemler arasında bile kalıcı bağımlılık bulunmaktadır. Standart otoregresif hareketli ortalama süreçleri zaman serilerinin sadece kısa dönemli (yüksek frekanslı) davranışını açıklayabildikçe uzun dönemli (düşük frekanslı) bağımlılık sergilememektedir (Barkoulas ve Baum, 1997:3).

üssel (exponential) biçimde hızla bozulmaktadır. Oysa, literatürde d ’nin ondalık değerler almasına izin veren ARIMA’nın daha genel bir modellenmesi önerilmiş ve bu model otoregresif parçalı biçimde (fractionally) bütünleşik hareketli ortalama (ARFIMA(p,d,q)) süreci olarak adlandırılmıştır. Geleneksel ARIMA sürecinden farklı olarak ARFIMA sürecinde seriler uzun dönemde ortalamalarına geri dönebilmekte (mean reverting) ve uzun hafıza özelliği gösterebilmektedir. Parçalı bütünleşme (fractional integration) modeli (ARFIMA(p,d,q)) aşağıda verilmektedir⁶:

$$(1 - L)^d \phi(L)x_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

Burada d parçalı fark alma parametresi ve ϕ ve θ ise p ve q . dereceden otoregresif ve hareketli ortalama polinomlarını göstermektedir. $\phi(L)$ ve $\theta(L)$ ’nin tüm kökleri birim dairenin dışında kalmakta ve ε_t sıfır ortalama ve sabit varyanslı (σ_ε^2) bir beyaz gürültü (white noise) süreci izlemektedir. Burada ε_t ’nin durağanlık ve tersine çevrilebilirlik (invertible) koşullarını sağladığı varsayılır. Stokastik süreç x_t , $\phi(L)$ ve $\theta(L)$ birim dairenin dışında kalır ve $|d| < 0.5$ olur ise hem durağan hem de tersine çevrilebilirdir. Süreç sonsuz varyansa sahip oldukça $d \geq 0.5$ iken durağan değildir (Barkoulas ve Baum, 1997:5).

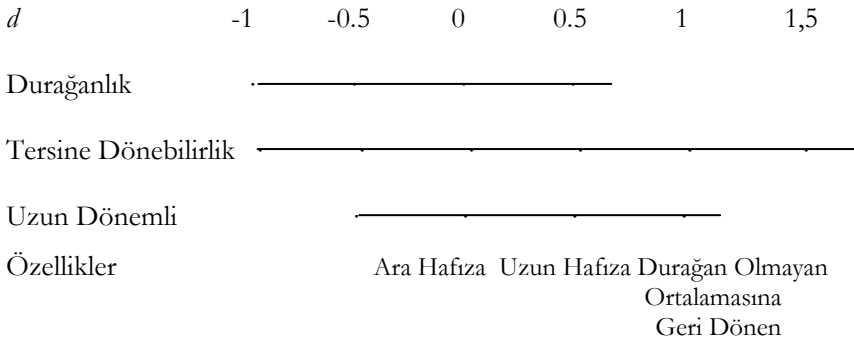
ARFIMA sürecinde parçalı fark alma parametresinin (d) değeri herhangi bir reel sayı olabilmektedir. Bu süreç $d=0$ iken kısa hafıza sergiler. Bu değer $-0.5 < d < 0.5$ iken süreç kovaryans durağan ve ortalamasına geri dönen (mean reverting) olup uzun aralıklı negatif bağımlılık sergilerken $-0.5 < d < 0$ ise otokorelasyonların tamamı negatif olup sıfıra doğru gitme eğiliminde olduğundan süreç kalıcı olmayıp “ara hafızalı” (intermediate memory) olarak adlandırılmaktadır. Bu değer $0 < d < 0.5$ iken otokorelasyonların tamamı pozitifdir ve hiperbolik olarak azaldığı için süreç hem uzun aralıklı pozitif bağımlılık sergilemekte hem de kalıcı (persistent) olup “uzun hafıza” özelliği taşımaktadır (Barkoulas ve Baum, 1997:6). ARFIMA sürecinde otokorelasyon fonksiyonunun değerleri hiperbolik olarak azaldığından üssel olarak azalan ARMA sürecindeki değerlere göre

⁶ Parçalı bütünleşme kavramı, Box ve Jenkins metodolojisinden kaynaklanan otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARMA) süreçleri sınıfının bir genişletmesidir. Parametre değerlerine göre bu süreçler uzun vadeli bağımlılık veya uzun hafıza sergilemektedir. Burada x_t $t=1, 2, \dots, n$ bir zaman serisi ve $\rho(k)$ onun otokorelasyon fonksiyonu olsun: $\rho(k) = E[x_t x_{t-k}]$. Durağanlık özelliği

$\sum_{k=0}^{\infty} |\rho(k)|^2 < \infty$ ile doğrulanabilir. Bu durumda x_t serisi $\sum_{k=0}^{\infty} |\rho(k)| < \infty$ iken uzun hafıza özelliği taşımaktadır (Diebolt ve Guiraud, 2005:827).

daha yavaş düşmektedir. Bu değer $0.5 < d < 1$ iken ise süreç kovaryans durağan olmamasına karşın şoklar herhangi bir kalıcı etkiye sahip olmadığı için “durağan olmayan ancak ortalamasına geri dönen” bir özellik sergilemektedir. Bu ise bir şokun etkisinin sonsuza kadar kalıcı olduğu $I(1)$ sürecine tamamen zıt olup tesadüfi şokların etkileri birim kök durumundan farklı olarak zamanla azalma eğilimine girmektedir. Oysa, $d \geq 1$ ise bir şokun etkisi sonsuza kadar kalıcı olup hem kovaryans durağan olmayan hem de ortalamasına geri dönmeyen (non-mean reverting) bir $I(1)$ süreci göstermektedir (Cheung ve Lai, 1993:104-105).

Şekil 1’de bütünleşme parametresinin (d) alabileceği farklı değerler gösterilmektedir. Bu değer $0.5 < d < 1$ iken geleneksel birim kök testleri sadece $d = \{0, 1\}$ gibi iki durumu dikkate aldığı için $d = 1$ hipotezinin (birim kök) lehinde bir yanlılık bulunmaktadır. Oysa, parçalı yapı, daha geniş bir uzun dönemli değerlere izin vermekte ve $d \in [-1, 1, 5]$ arasında değerler alabilmektedir. Bu süreçler uzun vadeli hareketler sergilediği bilinen iktisadi zaman serilerinin çalışılmasında oldukça kullanışlıdır (Diebolt ve Guiraud, 2005:828).



Kaynak: Diebolt ve Guiraud, 2005:829

Şekil 1: Parçalı Bütünleşik Sürecin Temel Özellikleri

ARIMA sürecinde d 'nin değeri 0 veya 1 ile kısıtlı iken ARFIMA sürecinde ise parçalı fark alma parametresi (d) 1’den daha küçük herhangi bir değer alabilmektedir. Bu ise serilerde uzun hafızanın varlığına işaret etmektedir. Geleneksel birim kök testleri d 'nin değerine ilişkin bazı kısıtlayıcı varsayımlara sahip olduğu için parçalı biçimde bütünleşik süreç durumunda iyi bir performans sergilemezler. Denge hataları parçalı biçimde bütünleşik ve ortalamasına geri dönen iken seriler parçalı biçimde bütünleşiktir. Seriler parçalı biçimde bütünleşik iken ise geleneksel birim kök testleri düşük güç sergileme eğilimindedir (Belkacem, Meddeb ve Boubaker, 2005:286-287).

Geweke ve Porter-Hudak (1983) parçalı fark alma parametresinin (d) tahmini ve parçalı bütünleşmenin testi için yarı parametrik bir tahmin prosedürü geliştirmiştir. Geweke ve Porter-Hudak (GPH) yöntemi, spektral

bir yarı parametrik regresyon denkleminin en küçük kareler yöntemi ile tahmini üzerine kurulmuştur:

$$\ln[I(w_j)] = c - d \ln \left[4 \sin^2 \left(\frac{w_j}{2} \right) \right] + \eta_j \quad \forall_j = 1, \dots, n \quad (7)$$

Burada $w_j = 2\pi j / T$ ($j = 1, \dots, T - 1$) harmonik ordinatları (ordinates) göstermektedir.

$$I(w_j) = \frac{1}{2\pi^T} \left| \sum_{t=1}^T e^{i+tw} (y_t - \bar{y}) \right|^2$$

Bu ordinatta y_t 'nin periodogramıdır. Gözlem sayısı (regresyonun tahmininde kullanılan ordinat sayısı) $n = g(T)$ 'dir. Burada $g(T)$ şu koşulları sağlamalıdır:

$\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$ ve $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$. $g(T) = T^\lambda$ $0 < \lambda < 1$ altında her iki koşulu sağlar ve d 'nin tahmini tutarlıdır. Parametre için hipotez testleri \hat{d} 'nin Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından türetilen asimptotik dağılımına dayanarak yapılabilir:

$$\hat{d} \rightarrow N(d, \pi^2 / 6 / \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2) \quad (8)$$

Burada y_i regresördür $\ln[4 \sin^2(w_j/2)]$. Bu, $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$ ve $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T)/T = 0$ iken $p \lim s^2 = \pi^2 / 6$ olduğu için çıkmaktadır.

Burada, $s^2(7)$ no.lu regresyon denkleminde çıkan hataların örneklem varyansdır. Güç parametresinin (λ) değeri, η 'nin temel belirleyicisidir. Geweke ve Porter-Hudak (GPH, 1983) bu parametrenin değerinin 0.50 olmasının optimal olduğunu belirtir ve $d < 0$ iken \hat{d} EKK eğim tahmincisinin tutarlı ve asimptotik olarak normal olduğunu göstermektedir. Standart normal dağılım d 'nin bire eşit veya birden küçük olduğunu test etmek için kullanılabilir. GPH prosedürü tahmin etkinliğini arttırmak için regresyondan elde edilen s^2 yerine $\pi^2 / 6$ spektral regresyon hatasının varyansının kullanılmasını öngörür.

GPH testinden elde edilen bütünlüşme derecesi $d > 1$ alternatiflerine karşı tutarsız olduğu için Phillips (1999a ve 1999b) Modife edilmiş Log Periodogram (MGPH) yöntemi geliştirmiştir. Phillips, GPH testinin $d < 0$ iken tutarlı ancak $d > 1$ iken tutarsız olduğunu göstermiş ve fark alma parametresi (d) için birim kök durumunda tutarlı sonuçlar veren ve boş hipotezinin $d = 1$ olduğu Modife edilmiş Log Periodogram yöntemi

geliştirmiştir. Phillips (1999b) \hat{d} 'nin dağılımının $N(0, \pi^2 / 24)$ şeklinde olduğunu belirtmiştir.

Parçalı Eşbütünleşme

Eşbütünleşme analizi, iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin test edilmesine izin vermektedir. Geleneksel eşbütünleşme testleri, modelden çıkan hata teriminin bütünleşme derecesini tam sayı olarak alan birim kök testleri ile yapılırken hata terimi parçalı bütünleşik bir yapıda iken parçalı eşbütünleşme testlerinin yapılması gerekmektedir. Parçalı eşbütünleşik hata terimi ise ortalamaya geri dönme (mean reversion) eğilimi göstermektedir. Parçalı eşbütünleşme analizi $I(1)$ ve $I(0)$ gibi kesin sınırlamalar içermediği için geleneksel eşbütünleşme testlerine göre daha fazla esneklik sağlamaktadır.

Geleneksel eşbütünleşme testleri, düzeyde durağan olmayan $I(1)$ iki serinin doğrusal bileşiminden elde edilen denge hatalarının ortalamasına geri dönen (mean reverting) olmasını gerektirmektedir. Eşbütünleşme kavramı, durağan olmayan değişkenler arasında tanımlanabilen uzun dönemli bir ilişki olarak görülmektedir⁷. Geleneksel eşbütünleşme testlerinde genellikle değişkenlerin seviyelerinde durağan olmadığı $I(1)$ belirtilir ve eşbütünleşik olan doğrusal bileşim $I(0)$ 'dır. Ancak, $I(1)$ ve $I(0)$ ayrımı ihtiyaridir. Çünkü, eşbütünleşme koşulları sadece denge hatasının (ε_t)durağan olmasını gerektirmektedir.

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testinde iki aşama bulunmaktadır: i) Modelin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi ve elde edilen denge hata serisine birim kök testi uygulanmasıdır. ii) Eşbütünleşme çıkar ise hata düzeltme (error correction) testinin yapılmasıdır. Hata terimi düzeyde durağan $I(0)$ çıkar ise iki seri arasında eşbütünleşme var iken fark durağan çıkar ise $I(1)$ eşbütünleşmenin olmadığı sonucu çıkmaktadır. Bu prosedür hata teriminin sadece $I(0)$ ve $I(1)$ durumlarını dikkate aldığından oldukça kısıtlayıcıdır. Oysa, denge hata serisi $I(0)$ olmamasına karşın ortalamasına geri dönen olabilmekte ve denge hata teriminin ortalamasına geri dönen olması için $I(0)$ olması gerekli

⁷ Bir X_t vektörünün bileşenlerinin d ve b dereceden eşbütünleşik olduğu söylenir; $X_t \sim (I(d, b))$ şeklinde gösterilir. Eğer i) her X_t serisi d . dereceden bütünleşik ise $X_{jt} \approx I(d)$ ve ii) $d_z = d - b$ ve $d_z < d$ ile birlikte $z_t = \sum_j \beta_j x_{jt} \sim I(d_z)$ gibi

β_j sabitler seti var ise geçerlidir. Burada β , $r \times 1$ boyutlu eşbütünleşme vektörü olarak adlandırılır. Böylece, eşbütünleşme fikri, z_t doğrusal kombinasyonunun bileşenlerine göre daha düşük bir eşbütünleşme derecesine sahip olmasıdır (Belkacem, Meddeb ve Boubaker, 2005:286).

olmamaktadır. Parçalı eşbütünleşik süreçler ortalamasına geri dönen bir özellik sergileyebilmektedir (Cheung ve Lai, 1993:105).

Geleneksel eşbütünleşme testlerinde değişkenler düzeyde durağan değil $I(1)$ iken bu iki değişkenin eşbütünleşik olan doğrusal bileşiminin düzeyde durağan $I(0)$ olması gerekmektedir. Ancak, $I(1)$ ve $I(0)$ arasındaki bu ayrım ihtiyaridir. Çünkü, eşbütünleşme koşulları sadece denge hatasının durağan olmasını $I(0)$ gerektirmektedir. Aslında seriler parçalı bütünleşme parametresi d ile birlikte $I(d)$ iken de eşbütünleşik olabilmektedir (Belkacem, Meddeb ve Boubaker, 2005:286). Fark alma parametresinin (d) değeri 1’den küçük olduğu sürece bir şokun etkisi sonsuza kadar kalıcı olmayıp yavaşça yok olmakta ve nihai olarak denge ortalamasına geri dönmektedir. İşte bu olasılık “parçalı eşbütünleşme” (fractional cointegration) kavramını ortaya çıkarmıştır.

Parçalı eşbütünleşme ilk olarak Granger (1986) tarafından geliştirilmiş ve denge hatalarının ortalamasına geri dönen (mean reverting) olduğu durumlar ile ortalamasına geri dönmeyen (non-mean reverting) olduğu; ancak kısa dönemde anlamlı kalıcılık sergilediği durumlar arasında ayrım yapılmasını mümkün kılmıştır. Denge hatası zorunlu olarak düzeyde durağan $I(0)$ olmamasına karşın $b>0$ ile birlikte $I(d-b)$ çıkar ise iki seri parçalı eşbütünleşik demektir ve sisteme olan bir şokun etkisi nihai olarak bu iki değişken arasındaki denge ilişkisi uzun dönemde geçerli olabilecek biçimde yok olmaktadır (Cheung ve Lai, 1993:104-105).

AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada, Türkiye’de cari açıkların sürdürülebilirliğini test etmek için üç aylık zaman serileri kullanılmakta ve örneklem dönemi veri kısıtı nedeniyle 1989:Q1-2006:Q2 dönemini kapsamaktadır. Tüm veriler, IMF tarafından yayınlanan *International Financial Statistics (IFS)*’den alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlere bakıldığında mal ve hizmetlerin ihracatı, ihracat indeksine bölünerek reel ihracat (EX); mal ve hizmetlerin ithalatı, net transfer ödemeleri ve net faiz ödemeleri toplanıp daha sonra ithalat indeksine bölünerek reel “birleşik” ithalat (MM^*) serileri elde edilmiştir. Tüm değişkenler nominal döviz kuru kullanılarak ulusal paraya çevrilmiş ve takiben doğal logaritmaları alınmıştır. Üç aylık veri setinde çalışıldığı ve serilerde mevsimsel etkiler bulunduğu için hareketli ortalamalar (moving average) yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır⁸.

Analizde kullanılan serilerin durağan olup olmadıklarını belirlemek için genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, 1981), Phillips-Perron (PP, 1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, ve Shin (KPSS, 1992) gibi geleneksel birim kök testlerinin yanısıra yapısal kırılmalı Zivot-Andrews (1992) birim kök

⁸ Çalışmada analizler Stata 10.0 ekonometrik programda yapılmıştır.

testi⁹ ile serilerin parçalı durağanlığının test edilmesi için Geweke ve Porter-Hudak (GPH, 1983) ve Phillips tarafından geliştirilen Modife edilmiş (MGPH) parçalı birim kök testleri yapılmaktadır¹⁰. Sonuçlar, ekte sunulmaktadır. Çalışmada ilk başta seriler sadece tam (integer) bütünleşme derecelerine izin veren ancak boş hipotezleri yönünden farklılık sergileyen geleneksel birim kök testlerine tabi tutulmakta ve takiben her bir serinin parçalı fark alma parametresi (d) belirtilen testlerle tahmin edilmektedir. Çalışmada, ADF, PP ve KPSS geleneksel birim kök testleri yapılmış ve sonuçları ekteki Tablo 1, 2 ve 3'de sunulmuştur. ADF ve PP birim kök test sonuçları logaritmik reel ihracat ile logaritmik reel birleşik ithalat değişkenlerinin düzeyde durağan olmadıklarını ve birinci farklarında durağan olduklarını $I(1)$ gösterirken KPSS testi ise her iki değişkenin ikinci farklarında durağan olduklarına $I(2)$ işaret etmektedir¹¹. Geleneksel birim

⁹ Zivot ve Andrews (1992:254) yapısal kırılmaları içsel olarak belirleyen üç farklı birim kök testi geliştirmiştir.

$$\text{Model A: } y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\lambda) + \hat{\beta}_t^A + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Model B: } y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}_t^B + \hat{\gamma}^B DT_t^A(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

$$\text{Model C: } y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}_t^C + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

Burada $T\lambda$ kırılma yılı olup $T\lambda > t$ ise $DU_t(\lambda) = 1$ diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır. $t > T\lambda$ ise $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$, diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır. Model A, sabitteki kırılmayı, Model B trenddeki kırılmayı ve Model C ise sabit ve trenddeki kırılmayı incelemektedir. Testin uygulanmasında gözlem dönemindeki her bir yıl olası kırılma yılı olarak alınarak kukla değişkenler oluşturulmakta ve α 'nın t istatistikleri elde edilmektedir. Bu süreç gözlem döneminin tümü için uygulandıktan sonra α 'nın t istatistiğinin minimum elde edildiği yıl olası kırılma yılı olarak belirlenmektedir. Elde edilen t istatistiği Zivot ve Andrews tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmakta ve serinin yapısal kırılmayla birlikte durağan olup olmadığı belirlenmektedir.

¹⁰ ADF ve PP birim kök testlerinde H_0 : Birim kök var (durağan değil) ve H_1 : Birim kök yok (durağan); KPSS birim kök testinde ise tam tersi H_0 : Birim kök yok (durağan) ve H_1 : Birim kök var (durağan değil); yapısal kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testinde ise H_0 : Yapısal kırılmalı birim kök var ve H_1 : Yapısal kırılmalı birim kök yok şeklinde iken GPH ve MGPH parçalı birim kök testlerinde ise H_0 : $d=1$ (parçalı birim kök var) ve H_1 : $d < 1$ (parçalı durağan) şeklinde hipotezler kurulmaktadır.

kök testlerinin yanı sıra serilerdeki yapısal kırılma yıllarını içsel olarak belirleyen yapısal kırılmalı Zivot-Andrews birim kök test sonuçları Tablo 4’de sunulmuş ve bu test her iki değişkenin birinci farklarında yapısal kırılmalı durağan olduklarını $I(1)$ göstermiştir.

Çalışmada ADF ve PP testleri serilerin $I(1)$ olduğunu gösterirken KPSS testinin $I(2)$ olduğuna işaret ederek çelişkili sonuçlar vermesi serilerde parçalı birim kök olup olmadığının test edilmesini gerektirmektedir. Serilerde parçalı birim kök olup olmadığının test edilmesi için yarı parametrik Geweke ve Porter-Hudak (GPH) ve Modife edilmiş GPH testleri yapılmış ve sonuçları Tablo 5 ve 6’da sunulmuştur. Bu testlerde parçalı birim kök var şeklindeki boş hipotezi $[H_0:d=1]$ tüm frekanslarda ve %5 anlamlılık düzeyinde her iki seri için de reddedilememiştir. Parçalı birim kök hipotezinin reddedilememesi serilerin düzeyde durağan olmadığını ve parçalı birim kök içerdiklerini göstermektedir. Serilerin aynı dereceden bütünleşmesi koşulunun sağlanmasıyla birlikte Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme yöntemine geçilmiştir. Zivot-Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi ile serilerdeki yapısal kırılma yılları bulunduğu uzun dönem eşbütünleşme denkleminin tahmininde ilk olarak bu kırılma yıllarının tamamı için kukla değişkenler kullanılarak modelleme yapılmıştır.

Model 1’de¹² kukla değişkenlerin olasılık değerlerine bakılmış ve modeli açıklamayan kukla değişkenler modelden çıkarılarak anlamlı kukla değişkenler içeren Model 2¹³ oluşturulmuştur. Model 2’de yapısal kırılmaların anlamlı olduğu (modeli açıkladığı) kriz dönemlerine kukla değişkenler verilerek uzun dönemli eşbütünleşme denklemi yeniden tahmin edilmiş ve denge hata serisi elde edilmiştir. Model 2’den elde edilen denge hata serisine ADF ve PP birim kök testleri yapılmış ve Tablo 9’da görüldüğü gibi denge hata serisinin fark durağan $I(1)$ olduğu tespit edilmiştir. Burada denge hata serisi düzeyde durağan $I(0)$ çıkmadığı için Engle-Granger

¹¹ KPSS testi, ADF ve PP testlerini tamamlamaktadır. Bu testlerin birlikte kullanımı çeşitli seçenekler yaratmaktadır: i) ADF ve PP testleri reddedilirken KPSS testinin reddedilememesi durağanlığın lehinde kanıt sağlamaktadır $I(0)$. ii) ADF ve PP testleri reddedilemezken KPSS testinin reddedilmesi serilerin birinci dereceden bütünleşik olmasını destekler ve seriler $I(1)$ ’dir. iii) Hem ADF ve PP hem de KPSS testlerinin reddedilememesi serilerin düşük frekanslı özelliklerine göre yeterince bilgi verici olmadığını gösterir. iv) Hem ADF ve PP hem de KPSS testlerinin reddedilmesi serilerin ya $I(1)$ ya da $I(0)$ olarak ifade edilemeyeceğini ve alternatif yöntemlerin dikkate alınması gerektiğini gösterir (Barkoulas ve Baum, 1997:8).

¹² Model 1’de d1(1994Q2), d2 (2001Q2 ve Q3), d3 (1992Q3), d4 (1999Q2), d5 (1995Q4), d6 (1998Q1), d7 (2002Q4), d8 (2000Q1) ve d9 (1993Q3) yılları için kukla değişkenler kullanılmıştır.

¹³ Model 2’de ise d1(1994Q2), d2(2001Q2 ve Q3) ve d9 (1993Q3) yılları için kukla değişkenler kullanılmıştır.

eşbütünlüşme testine göre iki seri arasında eşbütünlüşme olmayıp Türkiye’de cari açığın *sürdürülemediği* ve dolayısıyla zamanlararası bütçe kısıtının ihlal edildiği sonucuna varılmıştır. Ancak, bu yöntemde iki seri arasında eşbütünlüşme bulunamaması serilerin uzun hafızalı ve parçalı eşbütünlüşik olabileceğine işaret etmektedir. Bu nedenle, fark durağan hata terimine GPH ve MGPH testleri uygulanarak parçalı eşbütünlüşme olup olmadığı test edilmiştir.

Parçalı eşbütünlüşme analizi iki aşamaya sahiptir. İlki, modelin en küçük kareler yöntemiyle (EKK) tahmin edilmesi ve spektral regresyon yöntemi kullanılarak fark alma parametresinin (d) tahmini için hata terimi serisinin kullanılmasıdır. Takiben hata serisi için bulunan parçalı fark alma parametresinin (d) birden küçük olup olmadığına GPH testi için Shepton (2002)’nin kritik değerleri ve MGPH testi için ise z değerleri kullanılarak test edilmesidir.

Bu testlerde parçalı eşbütünlüşmenin olmaması şeklindeki boş hipotezi [$H_0:d=1$] karşısında parçalı eşbütünlüşme olması şeklindeki alternatif hipotez [$H_A:d<1$] test edilmiş ve parçalı fark alma parametresi olan d ’nin değeri her iki testte birden küçük çıktığı için reel ihracatlar ile reel “birleşik” ithalat serisi arasında parçalı eşbütünlüşme olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla modelde $d<1$ çıktığı için cari açıkların ortalamasına geri dönen bir süreç izlediği görülmektedir. Modelde güç parametresi (λ) 0.40 ile 0.60 arasında değişen değerlere sahiptir. Tablo 10 ve 11’de gösterildiği gibi hem GPH hem de MGPH testlerinde güç parametresinin (λ) değeri 0.40 ve 0.45 iken d ’nin değerinin $0.5<d<1$ çıkması uzun dönemde durağan olmayan ancak ortalamasına geri dönen (mean reverting) bir süreçle karşılaştığını; güç parametresinin (λ) değeri 0.50, 0.55 ve 0.60 iken ise d ’nin değerinin $0<d<0.5$ çıkması iki serinin parçalı eşbütünlüşik olduğunu göstermekte ve reel ihracat ile reel birleşik ithalat serileri arasında uzun dönemde birbirini tamamlayıcı ve sürdürülebilir bir ilişki olduğunu kanıtlamaktadır. Kısaca her iki test sonucuna göre uzun dönem eşbütünlüşme regresyonundan çıkan hatalar durağan veya ortalamasına geri dönen bir özellik göstermektedir. Hataların ortalamasına geri dönme süreci ise iki değişken arasındaki uzun vadeli denge ilişkisini (zamanlararası bütçe kısıtının sağlanmasını) desteklemektedir.

Çalışmada Engle-Granger eşbütünlüşme yöntemi Türkiye’de cari açıkların *sürdürülemediğini* göstermesine karşın GPH ve MGPH parçalı eşbütünlüşme yöntemleri ise modelin uzun hafıza özelliği taşıdığını ve dış ekonomiye herhangi bir şok geldiğinde bu şokun etkisinin sonsuza kadar sürmeyip zaman içinde kaybolacağını ve serilerin ortalamalarına geri döneceklerini göstermektedir. Dolayısıyla, geleneksel eşbütünlüşme testinin sonucuna zıt olarak parçalı eşbütünlüşme yöntemine göre Türkiye’de cari açıkların *sürdürülebilir* olduğu sonucuna varılmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada, Husted (1992)’ın teorik çerçevesi altında Türkiye’de 1989:Q1-2006:Q2 döneminde cari açığın sürdürülebilirliği geleneksel ve parçalı eşbütünleşme yöntemiyle analiz edilmiştir. Yapılan ampirik çalışmada reel ihracat ve reel “birleşik” ithalat serileri arasında uzun dönemli parçalı eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ve dolayısıyla cari hesaptaki dengesizliklerin kısa dönemli ve geçici olduğunu destekleyen bir sonuca ulaşılmıştır. Bu analiz, Türkiye’de cari açığın uzun dönemde sürdürülebilir olduğunu ve zamanlararası bütçe kısıtının sağlandığını kanıtlamaktadır.

Türkiye’de cari açığın en önemli nedenleri arasında yüksek faiz oranları ve bunun yabancı paranın değerini düşürmesi ve dolayısıyla ulusal paranın değerini yükselterek ithalatı artırırken ihracatı azaltarak cari açığı arttırması gelmektedir. Merkez Bankasının fiyat istikrarını sağlamak için döviz kurunu sabit tutma çabasıyla faiz oranlarını yükseltmesi cari açığın en önemli belirleyicileri arasında görülmektedir. Oysa faiz oranlarının düşük tutulması yabancı parayı değerlendirmekte ve dolayısıyla ithal malların fiyatını arttırıp tüketimini düşürürken ihracatı ise arttırabilmektedir. Kısaca, Türkiye’de cari açığın temel nedenleri arasında yüksek faiz-düşük kur politikası altında “örtülü kur çapısı” izlenmesi ve yüksek faiz oranları nedeniyle yabancı paranın değerinin ucuzlamasının ithalatı artırarak döviz giderlerinin döviz gelirlerini aşmasına (cari açığa) neden olması gelmektedir. Oysa, faiz oranlarının düşürülmesi ulusal paranın değerinin düşmesine ve yabancı paranın değerinin artmasına neden olarak ithalatın kısılmasını ve ihracatın rekabet gücünün artmasını sağlayacak ve cari açıda bir düşüş yaşanabilecektir. Bu anlamda, döviz açığını kapatıp cari açığı sürdürülebilir kılacak yapısal önlemlerin alınması gerekmektedir. Türkiye’de yüksek faiz oranları cari açığı arttırdığı için Merkez Bankası’nın fiyat istikrarını bozması pahasına faiz indirimine gidebilmesi; bunun sonucu olarak ithalatın pahalı hale gelmesi, ihracatta rekabet gücünün artırılması ve kur artışına zemin hazırlanması gerekmektedir. Ayrıca iktisadi politikalar bağlamında sıkı maliye politikasına karşılık gevşek para politikası uygulanarak (enflasyonla mücadele sadece para politikasına bırakılmayarak) ulusal paranın değerinin düşürülmesi ve böylece, cari açığın sürdürülebilirliğine olumlu katkı sağlanması da bir başka politika önerisi olarak çıkmaktadır.

KAYNAKLAR

- ADEDEJI, O.S. (2001) "The Size and Sustainability of Nigerian Current Account Deficits", IMF Working Paper, 01/87, pp. 1-32.
- AĞASLAN, E. ve A. AKÇORAOĞLU (2007) "Türkiye'de Cari İşlem Hesabının Boyutu ve Sürdürülebilirliği" <http://eisemp8.inonu.edu.tr/bildiri-pdf/agaslan-akcoraoglu.pdf> Erişim Tarihi: 20/08/08.
- AKGÜL, I.; KOÇ, S. ve KOÇ, S.Ö. (2007) "Cari İşlemler Dengesi Rejim Değişim Modelleri ile Modellenebilir mi?" 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, 24-25 Mayıs, Malatya.
- APERGIS, N., KATRAKILIDIS, K.P. ve TABAKIS, N.M. (2000) "Current Account Deficit Sustainability: The Case of Greece", Applied Economics Letters, vol:7, pp.599-603.
- ARIZE, A.C. (2002) "Imports and Exports in 50 Countries: Tests of Cointegration and Structural Breaks", International Review of Economics and Finance, vol:11, pp.101-115.
- BABAOĞLU, B. (2005) "Türkiye'de Cari İşlemler Dengesi Sürdürülebilirliği", TCMB Uzmanlık Tezi, Ankara.
- BAHARUMSHAH, A. Z., LAU, E. ve S. FOUNTAS (2003) "On Sustainability of Current Account Deficits: Evidence from Four ASEAN Countries", Journal of Asian Economics, pp.465-487.
- BARKOULAS, J. T. ve C. F. BAUM (1997) "Long Memory and Forecasting In Euroyen Deposit Rates", <http://fmwww.bc.edu/ec-p/WP361.pdf> Erişim Tarihi: 13/07/08.
- BAUM, C. F. ve WIGGINS, V. (2000) "MODLPR: Stata Module to Estimate Long Memory In A Time Series", <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s411002.htm> Erişim Tarihi: 10/06/08.
- BAUM, F.C. (2004) "ZANDREWS:Stata Module to Calculate Zivot Andrews Unit Root Test in Presence of Structural Break" <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s437301.html> Erişim Tarihi:15/06/08.
- BAUM, C. F. ve WIGGINS, V. (1999) "GPHUDAK: Stata Module to Estimate Long Memory in A Time Series", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s388101.html#download> Erişim Tarihi: 04/06/08.

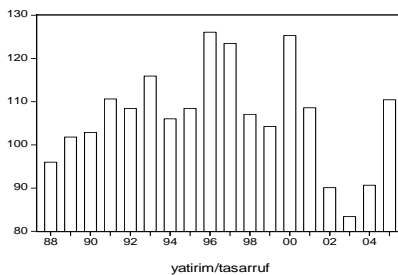
- BELKACEM, L., MEDDEB, Z. ve E. BOUBAKER (2005) “Foreign Exchange Market Efficiency: Fractional Cointegration Approach”, *International Journal of Business*.
- CHEUNG, Y.W. ve K.S. LAI (1993) “A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol:11(1), pp.103-112.
- CHRISTOPOULOS, D. K. ve M. A. LEON-LEDESMA (2004) “Current Account Sustainability in the US: What do We Really Know About it? http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=596862, Erişim Tarihi: 22/06/08.
- DICKEY, D.A. ve W.A. FULLER (1981) ”Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- DIEBOLT, C. ve GUIRAUD, V. (2005) “A Note On Long Memory Time Series”, *Quality&Quantity*, 39, pp.827-836.
- EDWARDS, S. (2000) “Does the Current Account Matter?”, <http://www.anderson.ucla.edu/faculty/sebastian.edwards/currentaccounnts.pdf> Erişim Tarihi: 22/06/08.
- ENDERS, W. (2004), “Applied Econometric Time Series”, Second Edition, John Wiley and Sons.
- ENGLE, R.F. ve C.W.J. GRANGER (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55 (2), pp.225-253.
- GEWEKE, J. ve S. PORTER-HUDAK (1983) “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models”, *Journal of Time Series Analysis*, Vol:4(4), pp.221-238.
- GRANGER, C.W.J. ve R. JOYEUX (1980) “An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, Vol:1(1), pp.15-29.
- GRANGER, C.W.J. (1986) “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), pp.213-28.
- GÜNEŞ, Ş. (2006) “Türk Dış Ticaretinin Uzun Dönem Dengesi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz”, *İktisat, İşletme ve Finans*, 21(245), ss.93-102.
- HOSKING, J. (1981) “Fractional Differencing”, *Biometrika*, 68, Vol:68(1), pp.165-176.

- HUDSON, S. ve R. STENNETT (2003) "Current Account Sustainability in Jamaica", Bank of Jamaica, Working Paper, 02/11, pp. 1-43.
- HUSTED, S. (1992) "The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol:74(1), pp.159-166.
- KALYONCU, H. (2005) "Sustainability of Current Account for Turkey: Intertemporal Solvency Approach", [http://mpra-ub-uni-melenchen.de/1220/1/MPRA_paper_1220.pdf](http://mpra-ub.uni-muenchen.de/1220/1/MPRA_paper_1220.pdf) Erişim Tarihi: 10/07/08.
- KWIATKOWSKI, D.; P.C.B. Phillips; P. SCHMIDT ve Y. SHIN (1992) "Testing for the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- MANÇELLARI, A. ve S. XHEPA (2003) "Current Account Sustainability", Bank of Albania and Faculty of Economics, University of Tirana, Saranda, pp. 1-23.
- MILESI-FERRETTI, M. ve A. RAZIN (1996a) "Current Account Sustainability: Selected East Asian and Latin American Experiences", NBER Working Paper Series, No: 5791, pp. 1-61.
- MILESI-FERRETTI, M. ve A. RAZIN (1996b) "Sustainability of Persistent Current Account Deficits", NBER Working Paper, No:5467.
- NAQVI, K.H. ve K. MORIMUNE (2005) "An Empirical Analysis of Sustainability of Trade Deficits", *Interfaces for Advanced Economic Analysis*, Kyoto University, Discussion Paper, No:72, pp. 1-20.
- OBSTFELD, M. ve K. ROGOFF (1996) *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, London, England.
- PERERA, N. ve R. VARMA (2008) "An Empirical Analysis of Sustainability of Trade Deficit: Evidence From Sri Lanka", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol:5-1, pp. 79-92.
- PHILLIPS, P.P.C. ve P. PERRON (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol:75(2), pp. 335-346.
- PHILLIPS, P. C. B. (1999a). Discrete Fourier transforms of fractional processes, Cowles Foundation, Discussion Paper, No:1243, Yale University.
- PHILLIPS, P. C. B. (1999b). Unit root log periodogram regression, Cowles Foundation Discussion Paper, No:1244, Yale University.

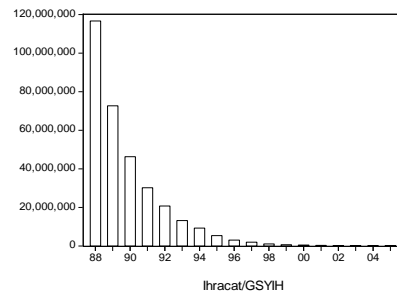
- RAYBAUDI, M., SOLA, M. ve F. SPAGNOLO (2004) “Red Signals: Current Account Deficits and Sustainability”, *Economic Letters*, 84, pp. 217-223.
- ROUBINI, R. ve P. WATCHEL (1998) “Current Account Sustainability in Transition Economies” NBER Working Paper Series, pp.1-72.
- SHEPTON, P.S. (2002) “Fractional Cointegration: Monte Carlo Estimates of Critical Values With Application”, *Applied Financial Economics*, 12, pp.331-35.
- TURGUTLU, E. (2004) “Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi”, *Dokuz Eylül İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:19, Sayı:2, ss.55-74.
- WU, J. L., CHEN, S. L. ve H.Y. LEE (2001) “Are Current Account Deficits Sustainable? Evidence from Panel Cointegration”, *Economic Letters*, 72, pp.219-224.
- YAMAK, R. ve A. KORKMAZ (2007) “Türk Cari İşlemler Açığı Sürdürülebilir mi? Ekonometrik Bir Yaklaşım”, *Bankacılar Dergisi*, Sayı:60, ss.17-32.
- YÜCEL, F. ve R. YANAR (2005) “Türkiye’de Cari İşlem Açıkları Sürdürülebilir mi? Zaman Serileri Perspektifinden Bir Bakış”, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Vol:14(2), ss.483-492.
- ZIVOT, E. ve D.W.K. ANDREWS (1992) “Further Evidence on the Great Crash, The Oil-Price Shock and The Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol:10(3), pp.251-270.

EKLER:

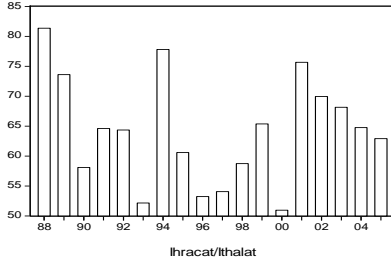
1- Türkiye’de Cari Açığın Bazı Sürdürülebilirlik Göstergeleri



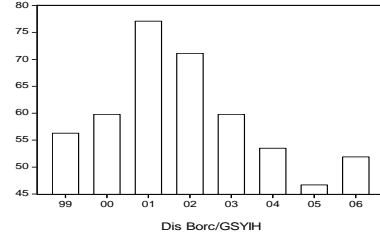
Şekil 1



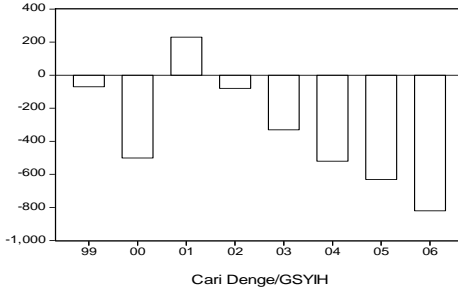
Şekil 2



Şekil 3



Şekil 4



Şekil 5

Kaynak: DPT, TÜİK ve TCMB.

2- AMPİRİK TEST SONUÇLARI

1- Geleneksel ve Parçalı Birim Kök Test Sonuçları

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	DÜZEY				BİRİNCİ FARK			
	Sabitli	Olasılık	Trendli	Olasılık	Sabitli	Olasılık	Trendli	Olasılık
lnEXP	-2.093 [2] (-2.916)	0.2471	0.423 [2] (-3.483)	0.9967	-4.156 [1] (-2.916)**	0.0008	-4.791 [1] (-3.483)**	0.0005
lnMM*	-2.961 [1] (-3.555)	0.0387	1.133 [1] (-3.482)	1.0000	-2.594 [3] (-2.594)***	0.0942	-3.648 [3] (-3.485)**	0.0260

Not: i) Test istatistiklerinin sağındaki parantezlerde yer alan optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir.

ii) Test istatistiklerinin altındaki parantezlerde yer alan değerler (**) ve (***) sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon (1991) kritik değerleridir.

iii) Olasılık değerleri H_0 : Birim kök var hipotezinin gerçekleşme ihtimalini göstermektedir.

Tablo 2: PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	DÜZEY				BİRİNCİ FARK			
	Sabitli	Olasılık	Trendli	Olasılık	Sabitli	Olasılık	Trendli	Olasılık
lnEXP	-1.799 [3] (-2.915)	0.3811	0.733 [3] (-3.481)	1.0000	-6.007 [3] (-2.916)**	0.0000	-6.499 [3] (-3.482)**	0.0000
lnMM*	-2.975 [3] (-3.553)	0.0373	1.263 [3] (-3.481)	1.0000	-6.854 [3] (-2.916)**	0.0000	-7.916 [3] (-3.482)**	0.0000

Not: i) Phillips-Perron (PP) testinde Barlett Kernel ve Newey-West’in gösterdikleri gibi optimum gecikme uzunluğu 3 olarak alınmıştır.

ii) Test istatistiklerinin altındaki parantezlerde yer alan değerler (**) %5 anlamlılık düzeyindeki MacKinnon (1991) kritik değerleridir.

iii) Olasılık değerleri H_0 : Birim kök var hipotezinin gerçekleşme ihtimalini göstermektedir.

Tablo 3: KPSS Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	DÜZEY		BİRİNCİ FARK		İKİNCİ FARK	
	Sabitli	Trendli	Sabitli	Trendli	Sabitli	Trendli
lnEXP	1.81 [3] (0.463)	0.372 [3] (0.146)	0.564 [3] (0.463)	0.244 [3] (0.146)	0.0747 [3] (0.463)**	0.0388 [3] (0.146)**
lnMM*	1.82 [3] (0.463)	0.413 [3] (0.146)	0.943 [3] (0.463)	0.232 [3] (0.146)	0.0331 [3] (0.463)**	0.0289 [3] (0.146)**

Not: i) KPSS testinde gecikme uzunluğu Barlett Kernel ve Newey-West’in gösterdikleri gibi 3 olarak kullanılmıştır.

ii) Test istatistiklerinin altındaki parantez içindeki değerler (**) %5 anlamlılık düzeyindeki KPSS (1992) kritik değerleridir.

Tablo 4: Ziwot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Trendli		Sabitli ve Trendli	
	t istatistiği (kritik değer)	Kırılma Yılı	t istatistiği (kritik değer)	Kırılma Yılı	t istatistiği (kritik değer)	Kırılma Yılı
lnEXP (düzey)	-1.897 [0] (-4.80)	2002q4	-4.230 [0] (-4.42)	2001q3	-4.120 [0] (-5.08)	2001q2
lnMM* (düzey)	-0.876 [0] (-4.80)	2002q4	-3.082 [0] (-4.42)	2000q1	-2.967 [0] (-5.08)	1999q2
dlnEXP (1. Fark)	-7.582 [0] (-4.80)**	1993q3	-7.735 [0] (-4.42)**	1994q2	-7.860 [0] (-5.08)**	1993q3
dlnMM* (1. Fark)	-9.080 [0] (-4.80)**	1992q3	-9.224 [0] (-4.42)**	1995q4	-9.478 [0] (-5.08)**	1998q1

Not: i) Yapısal kırılmalı Ziwot-Andrews birim kök testinde Baum (2004) STATA kodu kullanılmıştır.

ii) Test istatistiklerinin altındaki parantez içindeki değerler (**) %5 anlamlılık düzeyindeki Ziwot-Andrews (1992) kritik değerleridir.

Tablo 5: GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

	$\lambda=0.40$ n=6	$\lambda=0.45$ n=7	$\lambda=0.50$ n=9	$\lambda=0.55$ n=11	$\lambda=0.60$ n=13
Değişkenler	d	d	d	d	d
lnEXP	1.1413 (0.2788)	1.13187 (0.3029)	1.13211 (0.3798)	1.12453 (0.4213)	1.06713 (0.2576)
lnMM*	1.14103 (0.2783)	1.11042 (0.2536)	1.11078 (0.3184)	1.06787 (0.2296)	1.0386 (0.1481)

Not: i) GPH parçalı birim kök testinde Baum ve Wiggins (1999) STATA kodu kullanılmıştır.

ii) d değerlerinin altında parantez içinde yer alan değerler t değerleridir. Bu değerler asimptotik standart sapmalar dikkate alınarak hesaplanmıştır.

iii) λ frekans aralığını; n frekans aralığına düşen değişken sayısını ve d ise parçalı bütünleşme derecesini göstermektedir.

iv) %5 anlamlılık düzeyinde t tablo değerleri, her bir frekans aralığına (λ) göre sırasıyla -1.943, -1.895, -1.833, -1.782, -1.753 şeklindedir.

Tablo 6: Modife Edilmiş GPH Birim Kök Testi Sonuçları

	$\lambda=0.40$ n=5	$\lambda=0.45$ n=6	$\lambda=0.50$ n=8	$\lambda=0.55$ n=10	$\lambda=0.60$ n=12
Değişkenler	d	d	d	d	d
lnEXP	1.643518 (2.2439)	1.324197 (1.2383)	1.275571 (1.2154)	1.023266 (0.1147)	1.016973 (0.0917)
lnMM*	2.414293 (4.9315)	1.919541 (3.5124)	1.557705 (2.4598)	1.343019 (1.6915)	1.038723 (0.2092)

Not: i) Modife edilmiş GPH parçalı birim kök testinde Baum ve Wiggins (2000) STATA kodu kullanılmıştır.

ii) d değerlerinin altında parantez içinde yer alan değerler z değerleridir.

iii) λ frekans aralığını; n frekans aralığına düşen değişken sayısını ve d ise parçalı bütünleşme derecesini göstermektedir.

iv) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde z tablo değerleri sırasıyla -2.35, -1.64 ve -1.30 şeklindedir.

Tablo 7: Uzun Dönem Eşbütünleşme Denklemi (Model 1)

$lnEXP = -0.316 + 1.028lnMM^* + 0.237d1 + 0.364d2 - 0.059d3 - 0.140d4 - 0.184d5$
(0.000) (0.000) (0.08) (0.000) (0.666) (0.309) (0.182)
$-0.106d6 + 0.147d7 - 0.139d8 - 0.342d9$
(0.440) (0.288) (0.311) (0.015) $F(10, 59) = 3171.49$ (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 8: Uzun Dönem Eşbütünleşme Denklemi (Model 2)

$$lnEXP = -0.3242 + 1.028lnMM^* + 0.245d1 + 0.370d2 - 0.334d9$$

(0.000) (0.000) (0.07) (0.000) (0.017)

$$F(4,65) = 7650,49 (0.000)$$

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

2- Geleneksel ve Parçalı Eşbütünleşme Analiz Sonuçları

Tablo 9: Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişken	Engle-Granger ADF Testi		Engle-Granger PP Testi	
	Hata Serisi	Olasılık	Hata Serisi	Olasılık
Düzye	1.192 [2] (-3.398)	1.0000	0.771 [2] (-3.398)	1.0000
1. fark	-10.459 [0] (-3.398)**	0.0000	-10.459 [0] (-3.398)**	0.0000

Not: i) Hata terimi için ADF ve PP istatistiğinin sağındaki parantezlerde yer alan optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir.

ii) Test istatistiklerinin altında yer alan kritik değerler Enders (2004)’dan alınmıştır.

iii) Olasılık değerleri H_0 : Eşbütünleşme yok hipotezinin gerçekleştirme ihtimalini göstermektedir.

Tablo 10: Hata Terimi için GPH Testi Sonucu

	$\lambda=0.40$ n=6	$\lambda=0.45$ n=7	$\lambda=0.50$ n=9	$\lambda=0.55$ n=11	$\lambda=0.60$ n=13
Değişken	d	d	d	d	d
Hata Terimi	0.829254 (-0.3367)	0.79195 (-0.4777)	0.460473 (-1.550)	0.233438 (-2.5923)	0.092304 (-3.4817)

Not: i) GPH parçalı birim kök testinde Baum ve Wiggins (1999) STATA kodu kullanılmıştır.

ii) d değerlerinin altında parantez içinde yer alan değerler t değerleridir. Bu değerler asimptotik standart sapmalar dikkate alınarak hesaplanmıştır.

iii) λ frekans aralığını; n frekans aralığına düşen değişken sayısını ve d ise parçalı eşbütünleşme derecesini göstermektedir.

iv) Her bir frekans aralığına (λ) göre Sephton (2002)’den alınan %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer sırasıyla -2.21, -2.42, -2.27, -2.25, -2.27 şeklindedir.

Tablo 11: Hata Terimi için Modife Edilmiş GPH Testi Sonucu

	$\lambda=0.40$ n=5	$\lambda=0.45$ n=6	$\lambda=0.50$ n=8	$\lambda=0.55$ n=10	$\lambda=0.60$ n=12
Değişken	d	d	d	d	d
Hata Terimi	0.721377 (-0.9715)	0.583816 (-1.5897)	0.362863 (-2.8102)	0.165155 (-4.1168)	0.012498 (-5.3344)

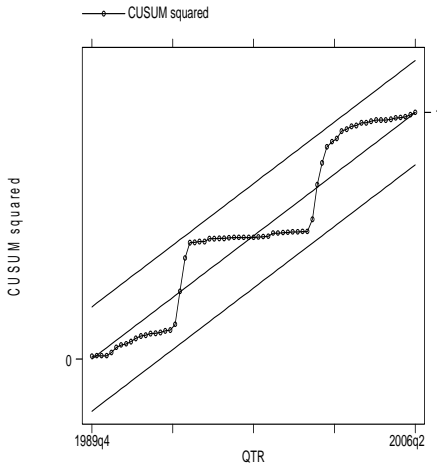
Not: i) Modife edilmiş GPH parçalı birim kök testinde Baum ve Wiggins (2000) STATA kodu kullanılmıştır.

ii) d değerlerinin altında parantez içinde yer alan değerler z değerleridir.

iii) λ frekans aralığını; n frekans aralığına düşen değişken sayısını ve d ise parçalı eşbütünlüşme derecesini göstermektedir.

iv) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde z tablo değerleri sırasıyla -2.35, -1.64 ve -1.30 şeklindedir.

3- Diagnostik Test Sonuçları¹⁴



i) Parametre İstikrar Testi

ii) Breusch-Pagan LM testi: 1.01222 (prob:0.3144)
White testi : 1.164425 (prob:0.5587)
iii) Ramsey RESET testi: F(3, 64) = 3.80 (prob:0.014)
iv) Jarque-Bera normallik testi: 6.761 (prob:0.034)
v) Breusch-Godfrey LM testi: 27.655 (prob:0.023)

¹⁴ Çalışmada diagnostik testler yapılmıştır. i) Modeldeki parametrelerin istikrarlı olup olmadığını test etmek için Cusum 2 testi yapılmış ve parametre değerleri iki bandın içinde kaldığı için istikrarlı oldukları görülmüştür. ii) Modelin uzun dönem hata terimine uygulanan Breusch-Pagan LM testine göre olasılık değeri %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu için değişen varyans yok şeklindeki boş hipotez kabul edilmiştir. Ayrıca, White testi de yapılmış ve bu testte de değişen varyansın olmadığı sonucu desteklenmiştir. iii) Modelde ihmal edilen değişken olup olmadığını test etmek için Ramsey RESET testi yapılmış ve modelde ihmal edilen değişken yok şeklindeki boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. iv) Hata terimlerinin normal dağılım gösterip göstermediğini test etmek için Jarque-Bera normallik testi yapılmış ve hata terimleri normal dağılım gösterir şeklindeki boş hipotez %1 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. v) Modelde otokorelasyon olup olmadığını test etmek için ise Breusch-Godfrey LM testi kullanılmış ve %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon yok şeklindeki boş hipotez kabul edilmiştir.