

İnönü Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi
Cilt 2, Sayı 2, 2013, s. 157-182.
www.inijoss.com

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE CARİ AÇIK VE İŞSİZLİK ARASINDAKİ İLİŞKİNİN VAR TEKNİĞİ İLE ANALİZİ

Necati ÇİFTÇİ

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
İktisat Bölümü, Bilecik/Türkiye
necati.ciftci@bilecik.edu.tr

Rıdvan ÇAPKIN

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD,
Bilecik/Türkiye (Yüksek Lisans Öğrencisi)
ridvancapkin@hotmail.com

Özet

Literatürde cari açık ile çeşitli ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çok sayıda çalışma olmasına karşın cari açığın işsizlik ile ilişkisi ihmal edilmiştir. Bu çalışmada, cari açık ile işsizlik arasındaki ilişki ele alınmıştır. Türkiye için 1988-2012 yıllarına ait verilerin kullanıldığı çalışmada VAR yöntemi ve eşbütünleşme tekniklerinden yararlanılmıştır. Bu amaçla önce cari açık ve işsizlik serilerinin durağanlığı ADF ve PP testleri ile araştırılmıştır. İkinci aşamada cari açık ile işsizlik oranları arasındaki uzun dönem ilişkisi Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme yöntemi ile incelenmiş ve seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Son olarak cari açık ile işsizlik arasında nedensellik ilişkisini incelemek üzere Granger nedensellik testi uygulanmış ve % 1 anlam düzeyinde işsizlikten cari açığa doğru bir nedensellik olduğuna ilişkin bulgulara ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Cari açık, İşsizlik, VAR, Eşbütünleşme, Granger nedensellik testi.

JEL Classification Codes: E24, F16, F32.

THE RELATIONSHIP BETWEEN CURRENT ACCOUNT DEFİCİT AND UNEMPLOYMENT IN TURKİSH ECONOMY BY USİNG "VAR" METHOD

Abstract

Although there are many studies which examine the relationship between current account deficit and various economic variables in the literature, the relationship between current account deficit and unemployment has been neglected. In this study, the relationship between current account deficit and unemployment is discussed and, VAR and co integration techniques used for Turkey for the years 1988 to 2012. For this purpose, firstly the time series properties of current account deficit and unemployment rate were investigated by using ADF and PP unit root procedure. Secondly, the long-run relationship between current account deficit and unemployment rates was examined in the context of the Engle-Granger and Johansen framework. Results indicate one order of integration of the series. The results of the co integration tests suggest that there is a long-run relationship between current account deficit and unemployment rate. Finally, Granger causality tests applied to the series. The results from Granger causality tests indicate that unemployment rate causes current account deficit for Turkey.

Keywords: *Current account deficit, unemployment, VAR, Co integration, Granger causality test.*

1.GİRİŞ

Bretton-wood sisteminin çökmesiyle birlikte çoğu gelişmekte olan ülkede dış ticaret ve sermaye hareketleri önündeki engeller kaldırılmış ve bu ülkeler dış ticaret açıklarının finansmanı konusunda daha geniş imkanlara kavuşmuştur. Bu nedenle birçok ülkenin cari işlemler hesaplarında yüksek açıklar ortaya çıkmıştır. Doğu Bloğunun dağılması ve sonrasında küreselleşme olgusunun etkisiyle birlikte yaşanan gelişmeler ve gelişmekte olan ülkelerde yaşanan krizler, ödemeler dengesi mekanizmasının işleyiş biçimini, dolayısıyla cari açık probleminin daha çok tartışılmasına neden olmuştur.

Bu kapsamda cari açığın belirleyicilerinin ne olduğu konusunda çok sayıda araştırma yapılmıştır. Buna karşın, işsizlik ile cari açık arasındaki ilişki

araştırmacılar tarafından büyük ölçüde göz ardı edilmiştir. İşsizlik ile dış ekonomik ilişkiler arasındaki bağlantılar daha çok doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve teknoloji transferi ile verimlilik farklılıkları çerçevesinde ele alınmıştır. Küreselleşmeyle beraber işsizlik düzeyi üzerinde etkili olabileceği düşünülen uluslararası ticaret, uluslararası emek hareketleri ve doğrudan yabancı yatırımlar gibi konularla ilgili yapılan ampirik çalışmalar oldukça fazladır. Bununla birlikte en önemli iktisadi sorunlardan birisinin işsizlik olmasına karşın, liberal dış ticaret modellerinin, esnek ücretler ve tam istihdam varsayımlarını içermesi nedeniyle, dış ticaret ile işsizlik arasındaki doğrudan ilişki ihmal edilmiştir. Bunun en önemli nedeni uluslararası iktisat teorisine katkı sağlayan iktisatçıların çoğunun, dış ticareti, işsizliği belirleyen önemli etkenlerden biri olarak dikkate almamalarıdır.

2. LİTERATÜR

2008 yılında ABD’de Mortgage krizi şeklinde başlayıp hızla küresel bir nitelik kazanan son krizde gerek gelişmekte olan ve gerekse gelişmiş ülkelerde işsizlik hızla artmıştır. Oluşan finans krizi sırasıyla kredi, likidite ve güven krizine dönüşmüştür. Yaşanılan krizin 1929 Büyük Buhran’dan sonra yaşanan en büyük ekonomik kriz olduğu konusunda birçok iktisatçı hemfikirdir (Alptekin, 2009: 5; Torun ve Arıca, 2011: 167).

İktisat teorisinde, dış ticaret politikaları ve bunun bir sonucu olarak cari işlemler açığı bağlamında yapılan tartışmalarda, cari açığın işsizlik üzerindeki etkisinin ihmal edilmesi çeşitli nedenlere dayandırılmaktadır. Buna göre, dış ticaret, mikro iktisadi bir konu iken, işsizlik makro iktisadi bir sorun olarak ele alınmıştır. Dışa açık ekonomilerde, kaynak dağılımında etkinliğin nasıl sağlandığı mikro iktisadın inceleme kapsamına girmektedir. İşsizlik ise ekonominin toplam performansı ile yakından ilişkilidir (Davidson, Martin & Matusz, 1999: 272).

Dış ticarete liberalleşmeye karşı olanlara göre yerli üreticiler, daha düşük maliyetle üretim yapan ve serbestçe yerli piyasalara girebilen yabancı firmalar ile rekabet edememekte ve bu durum, yurtiçinde üretim hacminin düşmesine ve işsizliğin artmasına yol açmaktadır. Serbest ticareti savunanlara göre ise, serbest ticaret ihraç piyasalarını genişletecek, içsel ve dışsal ekonomiler yoluyla maliyetlerin azalmasını sağlayacak ve yerli firmaların ürünlerine olan talebi artıracaktır. Böylece yerli üretim ile istihdam düzeyi artacak ve işsizlik azalacaktır. Bir diğer görüş ise dış ticaretin işsizlik üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu iddia etmektedir.

Çiftçi ve Çapkın

Dış ticaret ile işsizlik arasındaki ilişkinin bir diğer boyutu ise dış ticaretin verimlilik üzerindeki etkisi bağlamında ortaya çıkmaktadır. Nispi olarak dışa kapalı bir ekonomide genellikle üretim ölçeği küçük ve işgücü verimliliği düşüktür. Ekonominin serbest ticarete açılmasıyla birlikte verimliliği düşük olan küçük firmalar, yerini verimliliği yüksek olan büyük firmalara bırakmakta ve bu da işsizlik oranında artışa neden olmaktadır (Janiak, 2006:5-8).

Dış ticaret ve işsizlik ile ilgili olarak değinilmesi gereken bir diğer nokta da işgücünün vasfıyla ilgilidir. Krugman, Cooper ve Srinivasan (1995) ABD ve İngiltere’de dış ticaret sonucunda düşük vasıflı işgücü ücretlerinin azaldığı ve bu alanda işsizliğin arttığına yönelik (işgücünün homojen olmaması nedeniyle Stolper-Samuelson teoreminin aksine) bulgular elde etmişlerdir.

Ravenga (1997) ise çalışmasında, dış ticaretteki korumacılığın azaltılması sonucunda istihdam düzeyinde bir değişme olmayacağı sonucuna varmıştır.

Davis (1998) ABD ile Avrupa’daki emek piyasalarında ücret esnekliğinin ticaret sonucunda işsizlik üzerinde belirleyici olduğu sonucuna varmıştır. Buna göre daha esnek bir ücret sisteminin uygulandığı ABD’de ticaret sonrasında işsizlik azalırken, ücret katılığının olduğu Avrupa’da işsizlik artmaktadır.

Gelişmekte olan ülkelerin serbest ticarete açıldıkça üretim için gerekli girdilerin artan oranda ithalat yoluyla karşılanması da işsizliği artıran bir diğer nedendir. Özellikle tasarruf açığına sahip gelişmekte olan ülkelerin yabancı sermaye çekmek amacıyla uyguladıkları yüksek faiz ve düşük kur politikaları sanayi yapısının ithal girdiler lehine bozulmasına neden olmaktadır. Bu politikalar sonucunda ithalat ucuzladığından, yerli üretim için gerekli olan ara malları ithalat yoluyla karşılanmakta ve bu da yurt içi katma değer düşmesine, yerli sanayinin dışa bağımlılığının artmasına, cari açığın büyümesine ve işsizliğe neden olmaktadır. Bu etkenlere ek olarak, ekonominin dış rekabete açılması sonucunda yerli firmalar yabancı firmalar ile rekabet edebilmek için maliyetlerini azaltıcı ve verimliliklerini artırıcı faaliyetler yapmak zorunda kalmaktadır. Bu amaçla yapılan Ar-Ge faaliyetleri ticarete serbestleşmeyle birlikte vasıflı işgücü talebinde artışa, vasıfsız işgücü talebinde ise bir azalmaya neden olacaktır. Toplam işsizlik oranı üzerindeki net etkinin ne olacağı ise belirsiz olmaktadır (Şener, 2001; Moore ve Ranjan, 2005). Serbest ticarete açılan ülkede nispi olarak vasıflı işgücü vasıfsız işgücünden fazla ise serbest ticaret sonucunda net işsizlikte bir azalma olması beklenebilir.

Kalkan ve Başdaş (2009), küresel ekonomiye entegre olmuş, ihracat odaklı ülkelerin, ihracatlarını gerçekleştirdikleri ülkelerde meydana gelen ekonomik krizlerden çok etkilendiğini, bunun da istihdam kayıplarına neden olduğunu belirtmiştir.

Polat ve Uslu (2010), Türkiye imalat sanayinde dış ticaretle istihdam arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, uzun dönemde dış ticaretin istihdam üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını, kısa dönemde ise istihdam üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu görmüştür.

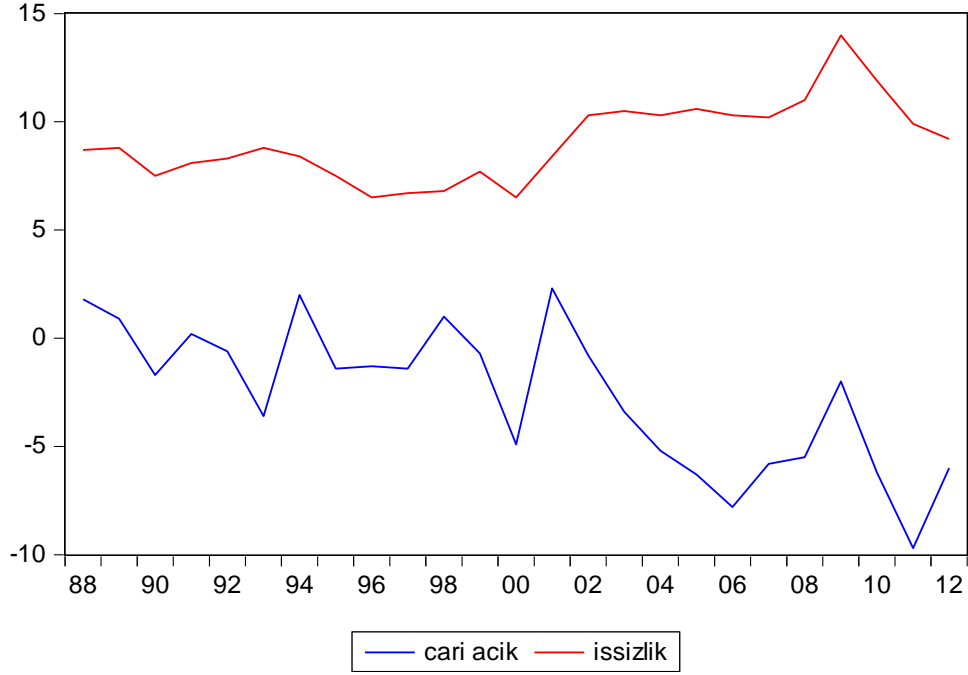
2000 sonrası dönemini sınır testi yaklaşımıyla araştıran Peker ve Göçer (2010) ise, doğrudan yabancı yatırımlarının (DYY), işsizlik üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı bulgusunu elde etmiştir (Göçer vd. 2013: 108).

3.TÜRKİYE'DE İŞSİZLİK VE CARİ AÇIK

Türkiye'de işsizlik oranının gelişmiş ülkeler ile karşılaştırıldığında yüksek olmasının en önemli nedeni tarım dışı işgücü arzının yıllık büyüme oranının yüksek olmasıdır. Bu sonucun ortaya çıkmasındaki temel faktör her yıl çalışabilir nüfusa katılımın yüksek olması ile tarımsal sektörde verimlilik artışı ile birlikte tarımda istihdam düzeyinin düşmesidir. Bu faktörlere ek olarak kamunun tarımsal destekleri azaltması ve bunun bir sonucu olarak da iş gücünün tarım sektöründen tarım dışı işgücüne aktarılması söylenebilir (Gürsel vd. 2004: 17-18). Ayrıca son yıllarda kadın nüfusun iş gücüne katılım oranındaki artışlar da işsizliğin artmasında önemli rol oynamaktadır. Türkiye'de tarım sektöründeki dönüşüm ve yapısal sorunlar nedeniyle zaten yüksek olan işsizlik 2008 yılında başlayan Küresel ekonomik kriz sonucunda iki haneli rakamlara ulaşmıştır (Keskin ve Şen, 2010: 201; Kesici, 2011: 78; Tiryaki & Özkan, 2011: 174).

Türkiye ekonomisinin yapısal sorunlar nedeniyle kırılgan olması ve piyasa mekanizmasında karşılaşılan aksaklıklar nedeniyle, bir dış şok veya kriz karşısında istihdam düzeyi önemli ölçüde azalmakta ve işsizlik oranları hızla artmaktadır. Türkiye'nin önemli ticaret ortaklarında meydana gelen bir kriz Türk firmalarının ihracat piyasalarında pazar kaybetmesine ve içeride işsizliğin artmasına neden olmaktadır. Bu durum bir yandan dış talebin azalması nedeniyle cari açığın artmasına neden olurken öte yandan işsizlik oranında da artışa yol açmaktadır (Cengiz, 2009: 329).

Şekil 1. Türkiye’de Cari İşlemler Açığı ve İşsizlik Oranları (1988-2012)



Kaynak: TCMB.

Türkiye'nin üretim için gerekli girdileri ithalat yoluyla karşılaması da işsizliği artıran bir diğer nedendir. Özellikle tasarruf açığına sahip olması ve bu açığı gidermek üzere yabancı sermaye çekmek amacıyla zaman zaman yüksek faiz ve düşük kur politikası uygulaması sanayi yapısının ithal girdiler lehine bozulmasına neden olmaktadır. Bu politikalar sonucunda ithalat ucuzladığından, yerli üretim için gerekli olan ara malları ithalat yoluyla karşılanmakta ve bu da yurt içi katma değer düşmesine, yerli sanayinin dışa bağımlılığının artmasına, cari açığın büyümesine ve işsizliğe neden olmaktadır. Tüm bu politikalar sonucunda daha önce yurt içinde üretilen birçok ara malın, daha ucuz olması nedeniyle ithal edilmeye başlanması cari açık üzerinde negatif etki yapmaktadır.

Şekil-1’de 1988-2012 yılları arasında Türkiye’de cari açık ile işsizlik oranlarının seyri gösterilmektedir. Şekilden de kolaylıkla görülebileceği gibi 2001 krizinden sonra işsizlik, 2011 ve 2012 yılları dışında, % 10’un üzerinde seyretmiştir. Bir diğer dikkat çekici nokta ise genellikle cari açığın yüksek olduğu yıllarda işsizlik oranları da yüksek gerçekleşmektedir.

4. METODOLOJİ VE VERİ SETİ

Çalışmada, 1988-2012 yılları arasında Cari Açık (CAD) ile İşsizlik oranı (UNEMP) arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Çalışmada kullanılan veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve TC Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden derlenmiştir. Cari açık için Cari Açığın Gayrisafi Milli Hasıla'ya Oranı alınmıştır.

Çalışmada ekonometrik yöntem olarak zaman serileri kullanılmış ve analizler Eviews 7 paket programı ile yapılmıştır. Değişkenler arasında kurulan ekonometrik modelin anlamlı olması için modelde kullanılan zaman serilerinin durağan olması önem taşımaktadır. Bu amaçla öncelikli olarak değişkenlerin zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Çünkü zaman serisi özelliklerinin incelenmemesi durumunda yapılacak tahminler gerçekte var olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olarak sahte regresyon sorunu ortaya çıkartabilecektir (Granger ve Newbold, 1974; MacKinnon, 1991: 266-267). Cari açık ile işsizlik arasındaki ilişkiler incelenirken değişkenlerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey-Fuller, 1981) ve PP (Phillips-Perron, 1988) birim kök testleri ile test edilmiştir.

Ekonometrik modelde kullanılan seriler durağan hale getirildikten sonra aralarındaki ilişkiler kısa ve uzun dönemli olarak ayrıca incelenmektedir. Uzun dönemli ilişki hakkında bilgi elde edebilmek amacıyla seriler aynı derecede durağan olduklarından Engle-Granger ve Johansen Eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Bunun için önce kısıtsız VAR tahmini yapılmış ve bu VAR üzerinden uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. Analizde uygun gecikme sayılarına göre eş bütünleşme testi sonucunda bir eş bütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Bu nedenle VAR modeli yerine VECM (Vector Error Correction) modeli tahmin edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenler arasındaki ilişkiler VECM modeli çerçevesinde yapılmıştır. Kurulan modelde yer alan değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ile birlikte nedenselliği de araştırılmaktadır. Bu maksatla çalışmada Granger Nedensellik testi kullanılmış ve bu testin sonuçları da raporlanmıştır.

Aşağıda çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler tanıtıldıktan sonra bu ekonometrik yöntem sonucunda elde edilen bulgular yer almaktadır.

4.1. Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlığı araştırılırken ADF ve PP birim kök testleri uygulanmıştır. ADF testi oto korelasyon sorununu ortadan kaldırmaktadır. PP testi ise oto korelasyonun giderilmesinde parametrik olmayan bir düzeltme

Çiftçi ve Çapkın

uygulayarak hata terimlerinin değişen varyansa sahip olması durumunda bile geçerli olmaktadır. (Barkoulas ve Baum, 1997: 8).

Her iki birim kök testinde her bir seri için hata terimi beyaz gürültü (Whitenoise) yapacak gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Birim kök testlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde çok sayıda bilgi kriteri kullanılmaktadır. En yaygın olarak kullanılan bilgi kriterleri, Akaike (ACI), Schwarts (SIC), son tahmin hatası- Final Prediction Error (FPE), Hannan-Quinn (HQ) ve (LR) dir (Johansen, 1995; Enders, 1995).

ADF Birim Kök Testi

ADF testinde sıfır hipotezi serilerin durağan olmadığını alternatif hipotez ise serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Sabitli ADF testi (1) nolu deklemler ile gösterilebilir (Asteriou & Hall, 2007: 297);

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

ADF testinde sıfır hipotezi reddedilebiliyorsa Y değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olduğuna, aksi halde durağan olmadığına karar verilir. Orijinal düzeylerinde durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması için bu serilerin farklarının alınması gerekir. (1) nolu denklem bu kez serilerin birinci farkları için tekrarlanır. Seriler birinci farklarında durağanlaşmış ise bu durumda seri için birinci derecede bütünleşik denilir (Kennedy, 2006: 356). Bu süreç seriler durağanlaşmaya kadar tekrarlanır. (1) nolu denklemde hesaplanan t istatistiği, MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Bu şekilde hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri, çeşitli anlam düzeylerinde MacKinnon kritik değerinin mutlak değerinden küçükse serinin durağan olmadığı, büyük ise serinin durağan olduğu sonucuna varılır (Tarı, 2005; 395; Yılmaz ve Akıncı, 2011: 369)

PP Birim Kök Testi

Phillips-Perron (PP) birim kök testi ADF birim kök testinin tamamlayıcısı niteliğindeki bir testtir. ADF testi denklemdeki hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. PP birim kök testi, ADF testinin varsayımları ile karşılaştırıldığında daha esnek varsayımlara sahiptir. PP birim kök testinde de sıfır hipotezi birim kök olduğu yani serinin durağan olmadığını alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu ifade

etmektedir. PP durağanlık testi (2) ve (3) nolu denklemlerde gösterilmiştir (Enders, 1995: 237);

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 (t - T / 2) + \varepsilon_t \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı denklemlerde T gözlem sayısını, ε_t hata terimlerinin dağılımını, y_t testin uygulandığı seriyi, α , β ve t trend değişkenini göstermektedir. PP testinde hata terimleri arasında zayıf bir bağımlılık ve heterojen dağılım olduğu varsayımı kabul edilmiştir. PP testinde oto korelasyonu ortadan kaldırmak üzere regresyon sonucu elde edilen Newey-West tahmincisi ile düzeltme yapılmaktadır.

ADF ve PP birim kök testleri analizi neticesinde elde edilen bulgular ışığında; Cari Açığın Gayrisafi Milli Hasılaya Oranı (CAD) değişkeninin, seviye düzeyinde hiçbir formda durağan olmadığı; fakat birinci farkları alındığında serinin hem sabitsiz trendsiz, hem sabitli trendsiz, hem de sabitli ve trendli formlarda en ideal düzey olan %1 önem düzeyinde durağanlaştığı gözlenmiştir.

Tablo.1 Cari Açık Birim Kök Testi Sonuçları

	Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistiği		Philips- Perron (PP) Test İstatistiği		Test Kritik Değerleri (%1)
	Seviye Değeri	1.Fark	Seviye Değeri	1.Fark	
(Sabitsiz ve Trendsiz)	0.90	-5.86*	-1.15	-7.61*	-2.68
(Sabitli ve Trendsiz)	-2.11	-6.07*	-1.91	-11.43*	-3.74
(Sabitli ve Trendli)	-4.19	-6.32*	-4.18	-15.05*	-4 40

Çiftçi ve Çapkın

NOT: (1) Uygun gecikme uzunlukları ADF durağanlık testinde Akaike Bilgi Kriteri ve Schwartz Bayesian Kriteri, PP durağanlık testinde Newey-West Bandwidth kriterine göre otomatik seçim ölçümü kullanılmıştır. Anlamlılık düzeyi ADF ve PP için % 1 ($p<.01$) ve %5 ($p<.05$) değerleri için alınmıştır.

(2) * işareti %1 anlamlılık seviyesinde, ** işareti de %5 anlamlılık düzeyinde serinin birim kök içerdiği boş hipotezinin reddedildiğini belirtmektedir.

Yapılan ADF ve PP birim kök testleri analizi neticesinde elde edilen bulgular ışığında; İşsizlik Oranı (UNEMP) değişkeni serisinin seviye düzeyinde hiçbir formda durağan olmadığı; fakat birinci farkları alındığında serinin tüm formlarda en ideal düzey olan %1 önem düzeyinde durağanlaştığı görülmektedir.

Tablo.2 İşsizlik Oranı Birim Kök Testi Sonuçları

	Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistiği		Philips- Perron (PP) Test İstatistiği		Test Kritik Değerleri (%1)
	Seviye Değeri	1.Fark	Seviye Değeri	1.Fark	
(Sabitli ve Trendsiz)	-0.19	-4.45*	-1.18	-4.43*	-2.68
(Sabitli ve Trendsiz)	-1.69	-4.34*	-1.70	-4.33*	-3.78
(Sabitli ve Trendli)	-2.68	-4.23**	-2.16	-4.22**	-4.46

NOT: (1) Anlamlılık düzeyi ADF ve PP için % 1 ($p<.01$) ve %5 ($p<.05$) değerleri için alınmıştır.

(2) * işareti %1 anlamlılık seviyesinde, ** işareti de %5 anlamlılık düzeyinde serinin birim kök içerdiği boş hipotezinin reddedildiğini belirtmektedir.

4.2. Eş Bütünleşme Testleri

Literatürde değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı çeşitli eşbütünleşme testleriyle sınanmaktadır. Bu testler arasında Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme testi, Engle-Yoo üç aşamalı eşbütünleşme testi, Saikkonen eşbütünleşme testi, Johansen maksimum olabilirlik vektör otoregresif yöntemi, Johansen eşbütünleşme testi ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testi sayılabilir. Çalışmada cari açık ile işsizlik arasındaki denge ilişkisi ve uzun dönemli ilişkinin varlığı Engle-Granger ile Johansen eşbütünleşme testleri kullanılarak incelenmektedir.

Engle Granger Eş bütünleşme Testi Sonuçları

Kolay uygulanması sebebiyle en sık kullanılan eş bütünleşme testlerinden biri iki aşamalı Engle-Granger (1987) testidir. Bu test hata teriminin kalıntılarına dayalı yapılan bir testtir. İlk defa Engle-Granger tarafından ortaya atılan eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli, Engle-Granger (1987) çalışmalarında geliştirmişlerdir. Engle-Granger (1987), iki değişken arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını modelde kullanılan tüm değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olduğunu varsaymaktadır. Bu nedenle her bir değişken için uygulanan durağanlık testinde ele alınan serilerin birinci dereceden bütünleşik yani I(1) olması gerekmektedir. Modele dahil edilen değişkenlerin farklı dereceden durağan olması veya düzeyde durağan olması durumunda Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi kullanılamaz (Yılancı, 2009: 209).

Engle-Granger eşbütünleşme testinin ilk aşamasında, x ve y şeklinde iki değişken arasında (4) ve (5) numaralı denklemlerde yer alan modeller, en küçük kareler yöntemine göre tahmin edilmekte ve hata terimleri elde edilmektedir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + e_{2,t} \quad (5)$$

Testin ikinci aşamasında 4 ve 5 nolu denklemlerin tahmini sonucunda elde edilen hata terimleri için durağanlık sınaması yapılır. Durağanlık sınamasının ADF testi ile yapılması durumunda sabitsiz ve trendsiz model kullanılmalıdır. Yapılan durağanlık testi sonucunda hata terimlerinin her ikisinin de kendi seviyesinde durağan olduğunu gösteriyorsa, seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığından söz edilebilir (Yüksel ve Songur, 201: 375).

Çiftçi ve Çapkın

Tablo-3’de görüldüğü üzere analiz sonucunda hata terimleri serisinin hem düzeyde hem de birinci farkı alındığında tüm formlarda durağan olduğu gözlenmiştir. Yani değişkenler eş bütünleşik olup, uzun dönemde ilişkilidirler. Ayrıca sahte regresyon olasılığının da ortadan kalktığını ifade etmek mümkündür.

Tablo.3 Engle-Granger Eş bütünleşme Testi (ADF) ve (PP) Testi Sonuçları

	Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistiği		Philips- Perron (PP) Test İstatistiği		Test Kritik Değerleri (%1)
	Seviye Değeri	1.Fark	Seviye Değeri	1.Fark	
(Sabitli ve Trendsiz)	-2.63**	-5.93*	-2.53**	-8.02*	-2.68
(Sabitli ve Trendli)	-2.55**	-6.02*	-2.44**	-12.00*	-3.78
(Sabitli ve Trendli)	-4.40*	-6.17*	-4.39**	-15.41*	-4.46

NOT: (1) Anlamlılık düzeyi ADF ve PP için % 1 ($p < .01$) ve %5 ($p < .05$) değerleri için alınmıştır.

(2) * işareti %1 anlamlılık seviyesinde, ** işareti de %5 anlamlılık düzeyinde serinin birim kök içerdiği boş hipotezinin reddedildiğini belirtmektedir.

Johansen Eş bütünleşme Testi Sonuçları

Analizde kullanılan serilerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesinin ardından seriler aynı derecede durağan olduklarından I(1) Johansen eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Bunun için önce değişkenlerin düzey değerlerinde kısıtsız VAR tahmini yapılmış ve bu VAR üzerinden uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. VAR analizi modelde yer alan değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin çok yönlü olarak incelenmesine olanak vermektedir (Özer ve Coşkun, 2011: 76; MacKinnon, 1993: 685). İlk kez Sims tarafından uygulanan VAR yöntemi Granger nedensellik testinin geliştirilmiş bir şeklidir. VAR modelinde herhangi

bir kısıt olmaksızın içsel değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler tahmin edilmektedir (Sims, 1980: 1-49). Eş anlı denklem modeline dayalı VAR analizinde her içsel değişken hem kendi ve hem de modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerleriyle açıklanmaktadır. İki değişkenli standart bir VAR analizinde kullanılan denklemler şu şekildedir;

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12i} X_{t-1} + u_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22i} Y_{t-1} + u_{2t} \quad (7)$$

6 ve 7 nolu denklemde yer alan α_{i0} sabit terim, α_{ijk} i'inci denklemdeki j'inci değişkenin k gecikmesine ait parametre, u_{it} hata terimi ve p gecikme sayısıdır (Tarı, 2010: 452; Kılavuz ve Dumrul, 2012: 252). VAR yönteminde değişkenlerin gecikme uzunluğu, modeldeki simetrinin korunması ve EKK tahmincisinin etkin olabilmesi için aynı olmalıdır. VAR modellerinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike (ACI), Schwarts (SIC), son tahmin hatası- Final Prediction Error (FPE), Hannan-Quinn (HQ) ve (LR) bilgi kriterleri kullanılmaktadır (Johansen, 1995; Enders, 1995).

Engle-Granger eş bütünleşme testi yardımıyla eş bütünleşik olduğu belirlenen seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı ve eş bütünleşik vektörlerin sayısının belirlenmesi için, ayrıca Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen çoklu eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Bunun için iz (trace) ve maximum öz değer (eigenvalue) test istatistiği kullanılmaktadır.

Her iki testte de kullanılan kritik değerler Johansen ve Juselius tarafından oluşturulmuştur. Bunun için tahmin edilecek modele geçilmeden önce en uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiştir.

Tablo.4 VAR Modeli İçin Uygun Gecikme Uzunluklarının Seçimi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-94.50682	NA	33.63326	9.191125	9.290604	9.212715
1	-75.08174	33.30014*	7.769855	7.722070	8.020505	7.786838
2	-69.14192	9.051144	6.554858*	7.537326*	8.034718*	7.645273*
3	-65.17478	5.289521	6.805031	7.540455	8.236804	7.691581
4	-64.97625	0.226891	10.43371	7.902500	8.797805	8.096804

LR: Ardışık Modifiye Edilmiş Likelihood Ratio (LR) Test İstatistiği, **FPE:** Son Kestirim Hatası (Final Prediction error), **AIC:** Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria), **SC:** Schwarz ilgi Kriteri (Schwarz Information Criteria), **HQ:** Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (Hannan-Quinn Information Criteria). Modelin gecikme uzunluğunun belirlenmesinde FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerine göre uygun gecikme sayısı 2'dir.

AIC kriteri, ortalama hata karenin minimizasyonunu baz alan ve daha ziyade ileriye yönelik öngörülerde göz önüne alınan bir değer iken; HQ kriteri, tutarlı gecikme düzeyinin belirlenmesinde göz önünde bulundurulan bir değerdir (Lütkepohl, 1993:130-133). Dolayısıyla analiz neticesinde, yukarıdaki tabloda görüldüğü üzere 2 gecikme uzunluğunun kararlı olduğu gözlenmiştir.

Tablo 5. İki Gecikmeli VAR Modeli Tahmini

	Cari Açık (CAD)	İşsizlik (UNEMP)
CAD(-1)	0.023293 (0.21194) [0.10990]	-0.167198 (0.13456) [-1.24255]
CAD(-2)	0.077918 (0.21031) [0.37048]	-0.138588 (0.13353) [-1.03790]
UNEMP(-1)	-0.281756 (0.44074) [-0.76795]	0.910043 (0.27982) [3.90677]
UNEMP(-2)	-1.082423 (0.44074) [-2.45593]	-0.472106 (0.27982) [-1.68715]
C	9.823239 (2.47216) [3.97355]	4.410071 (1.56957) [2.80973]

Tablo.6 VAR Modeli Köklerin Büyüklüğü ve Gecikme Uzunluğunun Kararlılık Testi

Çiftçi ve Çapkın

Modulus
0.944561
0.720772
0.720772
0.380665

Tespit edilen gecikme uzunluğu için köklerin “1”den küçük olduğu Tablo-6’de yer alan değerlerden gözlenmiştir. Dolayısıyla “2” gecikme uzunluğunun kararlı olduğu sonucuna varılmıştır.

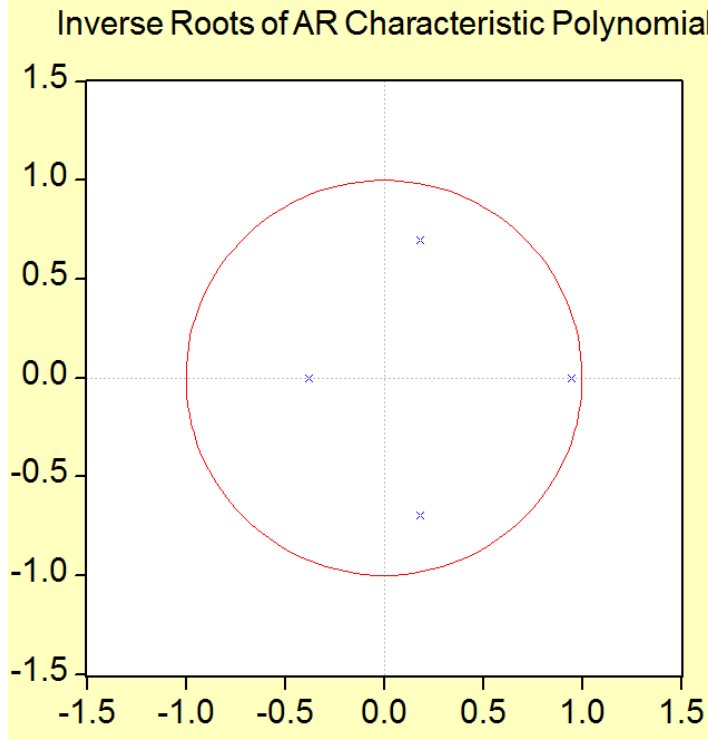
Tablo.7 VAR Hata Kalıntıları Otokorelasyon LM Testi Sonuçları

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.963077	0.4110
2	4.727028	0.3165
3	5.188319	0.2685
4	1.895734	0.7549
5	0.717518	0.9492
6	2.416423	0.6597
7	2.909591	0.5731
8	2.422062	0.6586
9	9.030376	0.0603
10	4.559137	0.3356

Tahmin edilen VAR modelinin yapısal bir sorun içerip içermediğini tespit edebilmek üzere otokorelasyon sınaması yapılmıştır. Otokorelasyon testine ilişkin sonuçlar Tablo 7’de yer almaktadır.

LM testinde boş hipotez (H_0) “ hata terimleri arasında Oto korelasyon yoktur” şeklindedir. Hata yapma olasılığın %5 anlamlılık düzeyinden büyük olması durumunda, H_0 hipotezi kabul edildiğinden; bu bulgular ışığında hata terimleri arasında Oto korelasyonun bulunmadığı ifade edilebilir.

Şekil 2. VAR Modeli Durağanlık Grafiği



AR Karakteristik polinomunun ters köklerinin tümünün birim çember içinde yer alması modelin istikrarlı olduğu sonucunu desteklemektedir.

Tablo.8 Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları

H₀ Hipotezi Denklemin Sayısı	İz (Trace) İstatistiği		Maksimum Özdeğer (Max-Eigen) İstatistiği	
	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)
0	20.4963	15.4947	20.0689	14.2646
1	0.4275	3.8415	0.4275	3.8415

Johansen eş bütünleşme testi için uygun gecikme sayılarının belirlenmesinden sonra değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı Johansen eşbütünleşme testi ile sınanmaktadır. Tahmin edilen VAR denklemi kullanılarak Johansen eşbütünleşme olup olmadığı araştırılmış ve test sonuçları Tablo 8 da verilmiştir. Eş bütünleşme test istatistikleri incelendiğinde; test istatistiği değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu, bu nedenle de Ho hipotezlerinin reddedildiği, bir adet eşbütünleşme vektörünün olduğu görülmektedir.

Sonuç olarak en ideal normalize edilmiş eş bütünleşik vektörü sonuçları aşağıda gösterilmektedir.

Tablo.9 Johansen-Juselius (JJ) Eşbütünleşme Analizi Normalize Edilmiş Eşbütünleşme

	CAD	UNEMP
CAD = f (UNEMP)	1.000000	1.577741
		(0.231411)

Parantez içerisindeki değerler parametrelerin standart hatalarını göstermektedir.

Vektör el ifade aşağıdaki on yedi numaralı eşitlikte verilmektedir.

$$\mathbf{CAD}=0,29 - 1.58\mathbf{UNEMP}$$

Uzun dönemli ilişkiyi ölçen parametrelere göre; cari açık (**CAD**) işsizlik oranından (**UNEMP**) negatif yönde etkilemektedir. İşsizlik oranındaki %1 değişme cari açık oranını negatif yönde % 1.58 oranında etkilemektedir.

4.3. Hata Düzeltme Modeli (VECM) ve Granger Nedensellik Testi

Uzun dönemde birlikte hareket eden iki serinin kısa dönem dinamiklerini araştırmak amacıyla hata düzeltme modeli VECM tahmin edilmektedir. Elde edilen eş bütünleşme denklemleri Granger nedensellik testine tabi tutulmuş ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönü ortaya konulmuştur.

VEC modeli aşağıdaki eşitlik ile gösterilmektedir;

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

y_t vektöründeki değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması durumunda, $\text{rank}(\Pi) = r < k$ olur. $\Pi = \alpha\beta'$ eşitliğini sağlayan α ve β gibi iki $k \times r$ matris mevcuttur. Bu matrislerden α , ayarlanma hızı katsayılarından, β ise eş bütünleşme vektörlerinden oluşur (Erdoğan, 2008: 218; Johansen, 1991: 1551).

Değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiği için VECM tahmin edilmiştir. Bu tahminden elde edilen eşbütünleşme ilişkilerini gösteren denklemler daha sonra Granger nedensellik testinde sınanacaktır.

Değişkenler arasındaki nedenselliği araştırmak üzere çalışmada Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Granger nedensellik testinde denklemlerdeki bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin anlamlılıkları test edilmektedir (Granger ve Clive, 1969: 424-438).

Tablo.10 Vektör Hata Düzeltme Modeli

Error Correction:	D(CAD)	D(UNEMP)
CointEq1	-0.793025	-0.562970
	(0.28536)	(0.16145)
	[-2.77905]	[-3.48688]

CointEq1 hata terimidir. Bağımlı değişkenin (CAD) mutlak değer olarak t-değeri >2 olarak gözlenmiştir. Ayrıca, değişken parametresi de negatiftir. Yani dengeleyici hata terimi çalışmaktadır. Bu şartlar altında; değişkenler arasında kısa dönemli bir dengesizlik olduğunda, bir başka ifadeyle değişkenler arasındaki kısa dönemli bir şok olduğunda, bu şokun uzun dönemde normalleşeceğini ifade etmek mümkündür. Bu şok neticesinde kısa ve uzun dönem denge değeri arasında oluşan farkın, her dönem %79'ünün ortadan kalkacağını ve yaklaşık olarak 1.3 yıllık bir süreçte de düzeleceğini ifade etmek mümkündür.

Bununla birlikte işsizlik değişkeninin cari açık üzerinde kısa dönemde etkili olup olmadığına yönelik yapılan işsizlik parametresinin Wald testi sonucu aşağıda görülmektedir.

Tablo.11 Kısa Dönem Wald Testi Analiz Sonucu

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	2.276046	16	0.0369**
F-statistic	5.180384	(1, 16)	0.0369**
Chi-square	5.180384	1	0.0228**

(* , ** , ***) işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo.11'da da görüldüğü üzere; işsizliğin cari açık üzerinde kısa dönemde anlamlı olup olmadığına yönelik yapılan Wald testi sonuçları incelendiğinde; gerek t değerinin, gerekse F istatistiği ile Ki-Kare istatistiğinin %5 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğu görülmektedir. Bir başka ifadeyle, işsizliğin kısa dönemde cari açık üzerinde etkili olduğunu söylemek mümkündür.

Tablo 12. Granger Nedenselliği/Wald Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: CAD			
	Ki-Kare Değeri	Ser. Derecesi	Olasılık (p)
İşsizlik Oranı (UNEMP)	19.89771	2	0.000*

Bağımlı Değişken: UNEMP			
	Ki-Kare Değeri	Ser. Derecesi	Olasılık (p)
İşsizlik Oranı (CAD)	4.83911	2	0.089

Tablo.12'den görüldüğü üzere; işsizlik oranından (UNEMP) cari açık oranına (CAD) doğru % 1 anlam düzeyinde bir nedensellik gözlenmektedir. Bir başka ifadeyle işsizlik, cari açığın Granger nedenidir denilebilir.

4.5. Varyans Ayrıştırması ve Etki-Tepki Fonksiyonları

Tablo.13 Cari Açık Oranının Varyans Ayrıştırma Sonuçları

DÖNEM	CAD	UNEMP
1	100.0000	0.000000
2	97.08612	2.913878
3	58.51243	41.48757
4	45.49643	54.50357
5	44.71723	55.28277
6	44.62600	55.37400
7	42.57827	57.42173
8	39.82935	60.17065
9	38.16270	61.83730
10	37.43616	62.56384

Çiftçi ve Çapkın

Cari açık oranının oranı değişkeninin Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçlarına göre; değişkeni kısa dönemde, yaklaşık %97 oranında kendisinden, yaklaşık %3 oranında da işsizlik oranından etkilenmektedir. Fakat uzun dönemde ise; cari açık oranında meydana gelecek bir değişimin yaklaşık %37'si kendisinden ve yaklaşık %62'si ise işsizlik oranından etkilenmektedir. Uzun dönemde cari açık oranındaki değişimin üzerinde, işsizlik oranının gittikçe artan değeri göze çarpmaktadır.

Tablo.14 Cari Açık Oranının Etki tepki Analizi Sonuçları

DÖNEM	CAD	UNEMP
1	1.818839	0.000000
2	-0.038435	-0.315172
3	-0.157440	-1.504963
4	0.158435	-1.288565
5	0.539453	-0.698884
6	0.412755	-0.477585
7	0.182529	-0.675805
8	0.134322	-0.807471
9	0.225003	-0.711775
10	0.266862	-0.564370

Cari açık değişkeninin Etki-Tepki Analizi sonuçları incelendiğinde; cari açık oranında oluşacak bir standart sapmalık şoka, değişkenin kendisinin ilk dönem tepkisi 1.81 birimdir. Diğer dönemlerde ise, değişkenin kendisinin tepkisi önce azalan, sonra artan, tekrar azalan ve tekrar artan şekildedir.

İşsizlik oranında oluşan bir standart sapmalık şoka; cari açık oranının tepkisi ise, ikinci dönemde -0.31 birim, müteakip dönemlerde ise azalan yöndedir.

5. SONUÇ

Çalışmada, 1988-2012 yılları arasında işsizlik oranı ile cari açık arasındaki ilişkiler incelenmiştir. İşsizlik oranındaki %1 değişme cari açık oranını negatif yönde % 1.58 oranında etkilemektedir. Bu sebeple cari açığın kapatılması açısından da işsizlik üzerinde önemle durulması gereken bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Ancak kuramsal ve uygulamalı araştırma sayısı işsizlik ve cari açık ilişkisini açıklamaya yetecek derecede bulunmamaktadır.

Bu çalışmada değişkenler arasındaki ilişkileri açıklamak üzere kurulan modelin varsayımlara uygun olduğu görüldükten sonra değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi incelemek için sırasıyla Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme testleri uygulanmıştır. İki aşamalı Engle-Granger testinde önce seriler regresyona tabi tutulup, hata terimleri serisi çekilerek birim kök sınaması yapılmıştır.

Engle-Granger eş bütünleşme testi yardımıyla eş bütünleşik olduğu belirlenen seriler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı ve eş bütünleşik vektörlerin sayısının belirlenmesi için, ayrıca Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen çoklu eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Johansen-Juselius (JJ) Eş bütünleşme Analizi neticesinde değişkenlerin eş bütünleşik oldukları gözlenmiştir. Bir başka ifadeyle değişkenler uzun dönemde birbiriyle ilişkili olup aynı yönde hareket etmektedir. Bu noktada Engle Granger Eş bütünleşme ve Johansen-Juselius Eş Bütünleşme analizleri aynı yönde sonuç vermiştir. Johansen eş bütünleşme yöntemiyle elde edilen en ideal normalize edilmiş eş bütünleşik vektör sonuçlarına göre uzun dönemde işsizlik oranı ile cari açık arasında ters yönlü bir ilişkili olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye ekonomisinin en kırılgan yanı cari açık ve işsizlik sorunudur. Son on yıldır uygulanan faiz ve kur politikaları sonucunda ithalat artış hızı ihracattan fazla olmuş ve bunun sonucu olarak da cari açık sorunu önem kazanmıştır. Son yıllarda Türkiye ekonomisinde elde edilen istihdam yaratmayan yüksek büyüme oranları ile yüksek cari açık arasında yakın bir ilişki olduğu bilinmektedir. 2002 sonrası Türkiye'nin sağladığı nispeten yüksek büyüme oranları yüksek cari açık verilmesi nedeniyle gerçekleşmiştir.

Türkiye sanayisinin üretim yapısı büyük ölçüde ithal ara ve yatırım mallarına bağımlı olduğu için iç ve dış talepte meydana gelen artışlar ithalatta artışa neden olarak cari açığı artırmaktadır. Uzun yıllara dayalı olarak uygulanan yüksek faiz ve düşük kur politikaları sanayinin ara ve yatırım malları açısından dışa bağımlılığının artmasındaki nedenlerin başında gelmektedir. Sanayi yapısını ise

Çiftçi ve Çapkın

kısa zamanda dönüştürmek yani üretim için ihtiyaç duyulan ara mallarının yerli üretimini artırmak mümkün görünmemektedir. Dolayısıyla orta ve uzun vadeli kapsamlı bir sanayileşme ve istihdam politikası uygulanması, faiz ve kur politikalarının bu amaç doğrultusunda kullanılması gerekmektedir. Bunun yanı sıra Türkiye'nin enerjide dışa bağımlılığı nedeniyle bu bağımlılığı azaltmak üzere yerli kaynaklara öncelik veren bir enerji politikası izlenmesi de cari açığı olumlu etkileyebilecek bir diğer unsur olarak göze çarpmaktadır. Kısa dönemde cari açığı azaltabilecek bir diğer unsur da verimlilik artışıdır. Verimlilik artışı bir yandan daha az kaynak kullanılarak üretim yapılmasına olanak sağlarken öte yandan uluslararası rekabet gücünde de artışa neden olacak, ihracatın ithalatı karşılama oranını arttırarak ve cari açığın azalmasını sağlayacaktır.

Çalışmanın literatürde az yer alan bir konuya eğilmesi diğer çalışmalar için bir başlangıç teşkil edebilir. İşsizliğin özellikle yatırım ve tasarruf kanalı ile cari açığı etkileyebileceği göz önünde bulundurularak çalışmaya diğer değişkenler ilave edilerek yenilenebilir.

KAYNAKÇA

- ASTERİOU, D., Hall, S.G., *Applied Econometrics*, Palgra ve Macmillan: New York, 2007.
- CENGİZ, S., “Ekonomideki Kur Belirsizliği ve Şokların İşgücü Piyasası Üzerine Etkisi: 1989-2006”, *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, C. 23, S. 1 (327-343): 2009.
- DAVIDSON, C., Martin, L. ve Matusz, S.J., “Trade and Search Generated Unemployment”, *Journal of International Economics*, 48, (271-299): 1999.
- DAVIS, D.R., “Does European Unemployment Prop Up American Wages? National Labor Markets and Global Trade”, *American Economic Review*, 88(3), (478-494): 1998.
- ENDERS, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc.: New York, 1995.
- ERDİNÇ, Z., “İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye’de 1950-2005 Yılları Arasında Eşbütünleşme Analizi ve Granger Nedensellik Testi İle İncelenmesi”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, cilt 8, sayı 1(ss.209-222): 2008.
- GOZGOR, G., Piskin, A., “İşsizlik ve Dış Ticaret: Türkiye’deki Bölgeler İçin Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi-Dinamik Panel Veri Yaklaşımı”, *Business and Economics Research Journal* , Vol. 2, no. 3, (pp. 121-138): 2011.

Türkiye Ekonomisinde Cari Açık ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Var Tekniği ile Analizi

- GÖÇER, İ., Mercan, M., Peker, O., “İhracat, Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İşsizlik: Türkiye Örneği”, *Business and Economics Research Journal*, c.4, s.1, (103-120): 2013.
- GRANGER, C.W.J., Newbold, P.,”Spurious in Econometrics” *Journal of Economics*, s.2, (111-120): 1974.
- GRANGER, W., J. Clive, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, c.37, s.3 (424-438): 1969.
- JANIÁK, A., “Does Trade Liberalization Lead to Unemployment?, Theory and Some Evidence”, *ECARES Universite Libre de Bruxelles Job Market Paper*, (pp.1-50): 2006.
- JOHANSEN, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, (1551-1580): 1991.
- JOHANSEN, S., Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Pres: England: 1995.
- KALKAN, S. ve Başdaş, Ü., “Kriz döneminde ihracat yapısının işsizlik üzerindeki etkileri”, *TEPAV Politika Notu*, Eylül: 2009.
- KESİCİ, M. R., “Avrupa Emek Piyasası Dinamikleri ve Avrupa İstihdam Stratejisi Temelinde Türkiye'nin Uyumu”, *Çalışma ve Toplum*, 1, (75-115): 2011.
- KESKİN, A., Şen, H., “Beveridge Eğrisi: Teori ve Türkiye Uygulaması”, *TİSK Akademi Dergisi*, 2, (199-219): 2010.
- KILAVUZ, E., Dumrul, Y. “İkiz açıklar Hipotezinin Geçerliliği: Teori ve Uygulama”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, cilt: 26, Sayı: 3-4 (239-258): 2012.
- KRUGMAN, P., Cooper, R.N. ve Srinivasan, T. N., “Growing World Trade: Causes and Consequences”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 (327-377): 1995.
- LÜTKEPOHL, H., Introduction to Multiple Time Series Analysis, (2.Ed.). Springer-Verlag: Berlin: 1993.
- MACKINNON, J., “Critical Values for Cointegration Tests” R.F. Engle, C.W.J.Granger (Ed.), in *Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration*, (267-276), Oxford University Press: New York: 1991.
- MOORE, M.P. ve Ranjan, P., “Globalization vs. Skill-Biased Technological Change: Implications for Unemployment and Wage Inequality” *The Economic Journal*, 115 (391–422): 2005.
- ÖZER, M., Coşkun, İ. O., Sustainability of Turkish Current Account Deficit in the Post-Crisis Period”, *NIBES Transactions*, vol. 5, no. 2 (67-82): 2011.
- PEKER, O. & Göçer, İ., “Yabancı Doğrudan Yatırımların Türkiye'deki İşsizliğe Etkisi: Sınır Testi Yaklaşımı” *Ege Akademik Bakış*, cilt: 10, sayı: 4 (1187 – 1194), 2010.

Çiftçi ve Çapkın

POLAT, Ö., Uslu, E. E., “Türkiye İmalat Sanayinde Dış Ticaretin İstihdam Üzerindeki Etkisi” *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, cilt. 9, sayı: 3 (489 -504): 2010.

RAVENGA, A., “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing”, *Journal of Labor Economics*, C.15, S.3 (20-43), 1997.

SİMS, C., “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48 (1-49): 1980.

ŞENER, F., “Schumpeterian Unemployment, Trade and Wages, *Journal of International Economics*, C.54, S. 1 (119-148): 2001.

TARI, R., *Ekonometri*, (3. Baskı), No: 172. İstanbul: Kocaeli Üniversitesi Yayınları: Koceli, 2005.

TARI, R., Kumcu, F. S., “Türkiye’de İstikrarsız Büyümenin Analizi (1983 – 2003Dönemi)”, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, C.9, S. 1 (156-179): 2005.

TİRYAKİ, A., Özkan, H. N., “Economic Activity and Unemployment Dynamics in Turkey”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Ekim 2011, c.6, s.2 (173-184): 2009.

TORUN, M., Arıca, F., “2008 Global Ekonomik Kriz’in Genç İşsizlik Açısından Değerlendirilmesi”, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, c.9, s.1 (162-177): 2011.

YILANCI, V., “Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünlüşme Analizi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, c.23, s.4 (205-213): 2009.

YILMAZ, Ö, Akıncı, M., “İktisadi Büyüme ile Cari İşlemler Bilançosu Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, c.15, s.2 (363-377): 2011.

YÜKSEL, C., Songur, M., “Kamu Harcamalarının Bileşenleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Analiz (1980-2010)”, *Maliye Dergisi*, S.161 (365-380): 2011.

<http://www.tcmb.gov.tr>

<http://www.ilo.org/global/lang--en/index.htm>

<http://tuik.gov.tr/>