

Doğuş Üniversitesi Dergisi, 18 (2) 2017, 1-17

Pasif İşgücü Piyasası Politikalarının İşsizliğe Etkileri: Küresel Kriz Sonrası Türkiye Deneyimi

The Effects of Passive Labor Market Policies on Unemployment: Experience of Turkey after Global Crisis

Yüksel BAYRAKTAR⁽¹⁾, Yaşar YAŞARLAR⁽²⁾

ÖZ: Bu çalışmada, Türkiye’de küresel kriz sonrası uygulanan Pasif İşgücü Piyasası Politikalarının (PİPP) işsizlik üzerindeki etkileri incelenmiştir. Söz konusu ilişkiyi analiz etmek için iki ayrı ekonometrik model kurulmuştur. Model-1, Johansen ve Sınır Testi eşbütünlük analizi ve regresyon modeli; Model-2, Sınır Testi eşbütünlük analizi, ARDL ve ECM modellerinden oluşmaktadır. Çalışmanın bulguları şu şekildedir: i) Toplam PİPP ödemeleri işsizlik oranını kısa dönemde artırmakta, uzun dönemde işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. ii) PİPP programları bazında, kısa dönemde ücret garanti fonu ödemeleri, uzun dönemde ise işsizlik sigortası fonu ödemeleri, işsizlik oranını artırmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Küresel Finans Krizi; İşsizlik Oranı; Türkiye İş Kurumu; Pasif İşgücü Piyasası Politikaları.

Abstract: *This study investigated the effects of Passive Labour Market Policies (PLMP's), which were implemented after the global crisis, on unemployment in Turkey. Two separate econometric models were established to analyse this relationship. Model-1 is composed of Johansen and Bounds Test cointegration analyses and regression whereas Model-2 is composed of Bounds Tests cointegration analysis, ARDL and ECM models. Findings of the study are as follows: i) Total PLMP payments increase unemployment rate in the short-run but do not have a significant effect on unemployment rate in the long-run. ii) Based on PLMP programs, in the short-run wage guarantee fund payments and in the long-run unemployment insurance fund payments increase unemployment rate.*

Keywords: Global Financial Crisis; Unemployment; Turkish Employment Agency; Passive Labour Market Policies.

Jel Classifications: E24, G01, J48

1. Giriş

Hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler açısından istihdam ve işsizlik önemli bir gündem maddesi olarak varlığını korumaktadır. ABD’de başlayan, hızla yayılan küresel finans krizi, 2008 yılının son çeyreğinden itibaren Türkiye ekonomisini de etkisi altına almış, istihdamda azalma ve işsizlikte artış meydana gelmiştir. Bu durum ise istihdam politikalarının önemini daha da artırmıştır.

İş ve İşçi Bulma Kurumu’nun 2003 yılında Türkiye İş Kurumu’na (İŞKUR) dönüştürülmesi ile Türkiye’deki istihdam politikası önemli bir dönüşüm yaşamıştır. Bu dönüşüm ile birlikte kurum, işgücü piyasası politikası araçlarını etkin bir şekilde kullanan ve istihdam yaratma sürecinde aktif rol oynayan bir yapıya kavuşmuştur.

⁽¹⁾İstanbul Üniversitesi, İktisat Bölümü; ybayraktar@istanbul.edu.tr

⁽²⁾Türkiye İş Kurumu; yasar.yasarlar@iskur.gov.tr;

Geliş/Received: 20-06-2016, Kabul/Accepted: 11-04-2017

Türkiye'nin tek kamu istihdam kurumu olan İŞKUR tarafından *Aktif İşgücü Piyasası Politikaları* (AİPP) ve *Pasif İşgücü Piyasası Politikaları* (PİPP) yürütülmektedir. Aktif politikalar istihdama doğrudan etki yaparken, pasif politikalar dolaylı etkide bulunmaktadır.

Küresel kriz sonrası kapsamı ve sayısı artırılan AİPP aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- **Mesleki Eğitim Kursları:** İşsizlerin niteliklerini geliştirerek istihdam edilebilirliklerini artırmak için gerçekleştirilen meslek edindirme ve geliştirme kurslarıdır. Kriz sonrası mesleki eğitim kurslarına katılanların sayısında muazzam bir artış görülmüştür. 2009 yılında bu kurslara katılanların sayısı bir önceki yıla göre 258 kat artarak 420'den 108.630'a çıkmıştır (www.iskur.gov.tr).
- **İşbaşı Eğitim Programları:** 2009 yılından itibaren uygulanan işbaşı eğitim programları işsizlerin mesleki yeterliklerini geliştirebilecekleri ve tecrübe edinecekleri staj programlarıdır. İŞKUR tarafından stajyerlere 6 aya kadar günde 15 TL ödeme yapılması kriz sonrası dönemde bu kursları cazibeli kılmış ve 2009 yılında 1.285 kişi bu imkândan yararlanmıştır (Erdoğan, 2010: 164).
- **Toplum Yararına Programlar:** 2009 yılından itibaren uygulanan toplum yararına programlar işsizliğin yoğun olduğu dönemlerde işsizlerin kısa süreli istihdam ve eğitimini amaçlayan ve toplum yararına bir iş ya da hizmetin gerçekleştirilmesini sağlayan programlardır. TYP'ler ile 2009 yılında 839 kişiye 6 aylık süre ile geçici istihdam sağlanmıştır (www.iskur.gov.tr).
- **Girişimcilik Eğitimi Programı:** Kişilerin kendi işlerini kurmalarına yardımcı olmak için uygulanan programlardır (www.iskur.gov.tr). 2009 yılında başlatılan girişimcilik eğitimlerinde bazı projelere 4 bin TL hibe yapılması bu programları cazibeli kılmıştır. 2009 yılında sadece 19 kişinin katıldığı girişimcilik eğitimlerine bir sonraki yıl 8.306 kişi katılmıştır (Erdoğan, 2010: 164).

Küresel krizle birlikte uygulama alanı genişletilen PİPP aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- **İşsizlik Sigortası Fonu:** Mart 2002'de uygulamaya konulan işsizlik sigortası fonu, sigortalıların işsiz kalmaları nedeniyle uğradıkları gelir kaybını belli süre ve ölçüde karşılamayı sağlayan bir uygulamadır (www.iskur.gov.tr). İşsizlik Sigortası Kanununda 2008 yılında yapılan değişik ile birlikte işsizlik sigortası ödeneği %11 oranında artırılarak kriz döneminde işsiz kalanlara ödenecek miktarda bir iyileşme sağlanmıştır (Erol, Özdemir ve Yurdakul, 2010: 21,22).
- **Kısa Çalışma Süresi Ödeneği:** Eylül 2005'te uygulamaya konulan kısa çalışma süresi ödeneği, ekonomik kriz veya zorlayıcı sebeplerle işyerindeki faaliyetlerin tamamen veya kısmen durdurulması durumunda sigortalılara çalışmadıkları dönem için gelir desteği sağlayan bir uygulamadır (www.iskur.gov.tr). İşsizlik Sigortası Kanununda 2009 ve 2010 yıllarında yapılan değişiklikler ile 2010 yılı sonuna kadar kısa çalışma süresi ödeneğinin süresi 3 aydan 6 aya çıkarılarak ve miktarı da %50 artırarak uygulamanın koşullarını iyileştirmiştir (Seçkin, 2013: 130,131). Böylece küresel krizin damgasını vurduğu 2009 yılında kısa çalışma süresi ödeneğinden yararlananların sayısı bir önceki yıla göre 293 kat artarak 650 kişiden 190.223 kişiye ulaşmıştır (Köstekli, 2011: 60).
- **Ücret Garanti Fonu:** Şubat 2003'te uygulamaya konulan ücret garanti fonu, işverenin ödeme gücüne düşmesi hallerinde işçilerin üç aylık ücret alacaklarının garanti edilmesini sağlayan bir uygulamadır. Kriz sonrasında ücret garanti fonundan yararlananların sayısında artış görülmüştür. 2009 yılında ücret garanti fonu ödemesine hak kazanan kişi sayısı bir önceki yıla göre 14 kat artarak 827'den 12.371'e yükselmiştir (www.iskur.gov.tr). Kriz sonrası ücret

garanti fonu uygulaması ile geçici ve daimi işsizler ile iflas etmiş işverenlerin yüksek giderlerine çare bulunmuştur (Yazır, 2014: 50).

Türkiye’de kriz sonrası uygulanan PİPP’nin işsizlik oranı üzerindeki etkilerini ekonometrik olarak incelemeyi amaçlayan bu çalışmada AİPP’nin ihmal edilmesinin nedeni analiz yapmak için yeterli verinin bulunmamasıdır. Bununla birlikte bütünlük oluşturması açısından AİPP ve PİPP’ye ilişkin literatür beraber ele alınacaktır.

2. Literatür Taraması

AİPP’nin işsizlik/istihdam üzerindeki etkisi ölçülen politika çeşidine, kullanılan analiz yöntemine ve seçilen performans kriterlerine göre farklılık gösterse de birçok çalışmanın ortak noktası AİPP’nin hedeflenen nüfusa dair istihdam oranları üzerinde artırıcı etki göstermesidir. OECD’nin ülke düzeyindeki verileri ile AİPP’nin işsizlik veya istihdam üzerindeki etkilerine dair literatür Layard, Nickell ve Jackman (1991) ile başlamış ve takiben OECD (1993), Zetterberg (1995), Jackman, Layard ve Nickell (1996), Nickell (1997), Scarpetta (1996), Forslund ve Krueger (1997), Elmeskov, Martin ve Scarpetta (1998), Belot ve Van Ours (2000), Blanchard ve Wolfers (2000), Fitoussi, Jestaz, Phelps ve Zoega (2000), Baker, Glyn, Howell ve Schmitt (2005), Hujer, Rodrigues ve Wolf (2009), Aiginger, Horvath ve Mahringer (2011), Murrain ve Robin (2013) ve Escudero (2015) izlemiştir. Zetterberg (1995) panel verilerin kullanıldığı ilk çalışmadır. OECD (1993), Jackman ve diğerleri (1996), Forslund ve Krueger (1997), Elmeskov ve diğerleri (1998), Nickell ve Layard (1999), Baker ve diğerleri (2005), Aiginger ve diğerleri (2011) çalışmaları hariç tüm çalışmalarda AİPP ile tahmin edilen bağımlı değişken katsayıları (işsizlik/istihdam türleri) arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Scarpetta (1996), Forslund ve Krueger (1997) ve Nickell ve Layard (1999) çalışmaları hariç diğer çalışmalarda AİPP ile işsizlik oranları arasında ters yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

PİPP’nin işsizlik oranı üzerindeki etkisine ilişkin ampirik literatür; Moffitt (1985), Katz ve Meyer (1990), Meyer (1990) ve Card ve Levine’in (2000) öncü çalışmalarına dayanmaktadır. Card ve Levine’de (2000) Probit ve Tobit (sansürlü regresyon) modelleri kullanılarak, diğer çalışmalarda ise Kaplan-Meier tahmincisi kullanılarak risk tahminleri yapılmıştır. Bu çalışmalarda işsizlik sigortası ödeneği süresindeki artışın işsizlik süresini artırdığı tespit edilmiş ancak işsizlik ödeneği ödemelerinin işsizlik oranları üzerindeki etkisi ölçülememiştir. Bu çalışmaları takiben Juradja ve Tannery (2003) işsizlik ödeneği ödemeleri ile işsizlik oranı arasında anlamlı bir ilişki tespit edememiş, Fredriksson ve Söderström (2008), Valetta ve Kuang (2010), Aaronson, Mazumder ve Schechter (2010), Rothstein (2011), Nakajima (2012), Absar, Bui ve Young (2013), Hagedorn, Karahan, Manovskii ve Mitman (2013), Figura ve Barnichon (2014) ve Marinescu (2014) çalışmalarında işsizlik ödeneği ödemelerinin ve/veya PİPP’nin işsizlik oranı üzerinde artırıcı etkisi olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Aktif ve pasif işgücü piyasası politikalarının işsizlik/istihdam üzerindeki etkilerinin tek bir modelde incelenmesi, Kraft (1998) ile başlamış ve bu çalışmada istihdam oranı üzerinde AİPP’nin artırıcı, PİPP’nin ise azaltıcı etkisi tespit edilmiştir. Bu çalışmayı takiben Esteváo (2003) çalışma çağındaki nüfusun toplam istihdam oranı üzerinde AİPP’nin artırıcı ve PİPP’nin azaltıcı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bassanini ve Duval (2006) işsizlik üzerinde işsizlik ödemelerinin artırıcı, AİPP’nin

ise azaltıcı etkisi olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Fialová ve Schneider'in (2007) modelinde işsizlik oranı üzerinde işsizlik sigortası ödenekleri değiştirme oranının artırıcı, AİPP'nin azaltıcı etkisi olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Son ve Carica (2011) AB-27 ortalaması için işsizlik oranı üzerinde AİPP ve PİPP'nin çoklu R değerini 0,99 ve R² değerini 0,98 bulmuştur. Nie ve Struby (2011), 20 OECD ülkesinde AİPP ve PİPP harcamalarının işsizlik oranı üzerinde sırasıyla azaltıcı ve artırıcı etkisi olduğunu tespit etmiştir. De Serres ve Murtin (2013) ise işsizlik oranı üzerinde işsizlik ödemeleri ortalama süresinin artırıcı, AİPP'nin ise azaltıcı etkisi olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Guzmán (2014) 28 AB ülkesinin AİPP ve PİPP harcamalarının işsizlik oranı üzerindeki sırasıyla azaltıcı ve artırıcı etkisini tespit etmiştir.

Aktif ve pasif işgücü piyasası politikalarının işsizliğe etkilerine ilişkin Türkiye literatürü dünya literatürüne kıyasla daha geç oluşmuştur. Uşen (2007) AİPP'nin genç işsizliği üzerindeki etkileri üzerinde durmuş ve ilave her bir işçi için gelir vergisi ve sigorta primlerinin belirli bir oranının devlet tarafından karşılanarak girişimciliğin ve KOBİ'lerin desteklenmesini önermiştir. Benzer biçimde, Özyayın (2013) AİPP'nin genç işsizliğine etkilerini incelemiş ve doğru bir ihtiyaç analizi yapılması ve AİPP'nin tam bir koordinasyon çerçevesinde yürütülmesi gerektiğini belirtmiştir. Çetinkaya (2008), Türkiye İş Kurumu'nun 2005-2006 arasında gerçekleştirdiği "Bilişim Çırakları Projesi"ne ilişkin bir anket çalışması yürütmüştür. Araştırma bulguları, AİPP'nin genç işsizliğini azaltabilmesi için yeni işlerin yaratılması ve iyi işleyen bir işgücü piyasası bilgi sisteminin kurulması gerektiğini ortaya koymuştur. Sürücü (2014), Almanya ve Türkiye'de yürütülen PİPP'nin işsizlik üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yazar, PİPP'nin geniş bir kitleyi kapsayarak hükümet politikasından ziyade bir devlet politikası haline getirilmesini önermiştir. Durusoy Öztepe ve Akbaş (2016), Türkiye ve Balkan ülkelerinde uygulanan işsizlik sigortasının işsizliğe etkisini irdelemiş ve işsizlik sigortasının sosyal dışlanma, işgücü piyasasında esnekleştirme ve güvencesizleşme başlıkları ile birlikte ele alınarak kapsam ve süre açılarından geliştirilmesini önermiştir.

Gerek aktif gerek pasif işgücü piyasası politikalarının işsizlik üzerinde etkisine dair geniş ve kapsamlı dünya literatürünün aksine Türkiye'de literatür sınırlı kalmıştır.

3. Araştırma Yöntemi ve Veriler

Aktif ve pasif işgücü piyasası politikalarının birlikte işsizlik üzerine etkilerini inceleyen Nie ve Struby (2011) 20 OECD ülkesinin kriz öncesi on yıllık (1998-2008) verilerine dayanan panel veri analizi ile işsizlik üzerinde AİPP'nin %-0,11 ve PİPP'nin %+0,01 etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Çalışmada model, maliyet etkinliği (cost-effectiveness) testi ile test edilmiştir. Nie ve Struby'nin kullandıkları ilk aşama model aşağıdaki gibidir: (Nie ve Struby, 2011: 57,58)

1. Aşamada İşsizlik Oranı = $f(\text{İşgücüne Katılım Oranı, Sendika Yoğunluğu, İstihdam Koruması, Vergi Kaması, Çıktı Açığı, AİPP harcamaları, PİPP harcamaları})$

Modelin ikinci aşamasında PİPP harcamaları ve üçüncü aşamasında da AİPP harcamaları temel programlarına ayrılmaktadır.

2. Aşamada İşsizlik Oranı= $f(\text{İşgücüne Katılım Oranı, Sendika Yoğunluğu, İstihdam Koruması, Vergi Kaması, Çıktı Açığı, AİPP harcamaları, Birincil İşsizlik Ödeneği Değiştirme Oranı, İşsizlik Ödeneği Süresi})$

3. Aşamada İşsizlik Oranı= $f(\text{İşgücüne Katılım Oranı, Sendika Yoğunluğu, İstihdam Koruması, Vergi Kaması, Çıktı Açığı, Birincil İşsizlik Ödeneği Değiştirme Oranı, İşsizlik Ödeneği Süresi, İş Arama Yardımları, İstihdam Teşvikleri, Desteklenen İstihdam, Mesleki Eğitim, Doğrudan İş Yaratılması, Diğer Politikalar})$

Çalışmada, yukarıda açıklanan modeller Türkiye'ye uyarlanacaktır. Türkiye'de sendika yoğunluğu, istihdam koruması, vergi kaması ve çıktı açığı istatistikleri aylık olarak hesaplanmadığından; modellere dâhil edilmemiştir. Ayrıca bu çalışmada kullanılan değişkenlere ek olarak, örnek modelde kullanılan işgücüne katılım oranı ile tüm modeller ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Ancak tüm modellerde, işgücüne katılım oranı değişkeninin katsayıları anlamsız bulunmuştur. Bu sebeple, bu çalışmada yer alan modellerde işgücüne katılım oranı değişkenine yer verilmemiştir. Modellerdeki bağımlı değişken olan işsizlik oranı (IO) için, TÜİK'in mevsimsel etkilerden arındırılmış 15 yaş üzeri Türkiye bazında işsizlik oranı verileri kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler olan aylık PİPP ödemeleri için, İŞKUR'un aylık işsizlik sigortası bültenlerinden derlenen işsizlik sigortası fonu, kısa çalışma süresi ve ücret garanti fonu ödemeleri TÜİK'in aylık TÜFE endeksine göre deflate edilerek reel hale getirilmiştir.

Türkiye'ye uyarlanan modellerin ilk aşamasında toplam reel PİPP ödemelerinin işsizliğe etkisi tespit edilecektir. İlk aşama modeli aşağıdaki gibidir:

$$1. \text{ Aşamada İşsizlik Oranı} = \beta_0 \pm \beta_1 (PİPP \text{ Ödemeleri})_{it} \pm \beta_2 (TREND)_{it} \pm \epsilon_{it}$$

Birinci aşamadaki modelde 2007 Ocak-2015 Mart dönemi için İŞKUR ve TÜİK tarafından açıklanan 99 aylık zaman serisi verisi kullanılmıştır. Türkiye'ye uyarlanan modelin ikinci aşamasında PİPP ödemeleri; İşsizlik Sigortası Fonu Ödemeleri (IS), Kısa Çalışma Süresi Ödeneği Ödemeleri (KS) ve Ücret Garanti Fonu Ödemeleri (UG) olmak üzere üç programa ayrılmaktadır.

$$2. \text{ Aşamada İşsizlik Oranı} = \beta_0 \pm \beta_1 (\text{İşsizlik Sigortası Fonu Ödemeleri})_{it} \pm \beta_2 (\text{Kısa Çalışma Süresi Ödeneği Ödemeleri})_{it} \pm \beta_3 (\text{Ücret Garanti Fonu Ödemeleri})_{it} \pm \beta_4 (TREND)_{it} \pm \epsilon_{it}$$

2007 ve 2008 yılına dair aylık kısa çalışma süresi ödeneği ödemeleri verisi bulunmamasından dolayı ikinci aşamadaki modelde 2009 Ocak-2015 Mart arası mevcut verilerden faydalanılmakta ve toplam 75 adet aylık veri kullanılmaktadır.

Modelin yukarıdakileri modellerden farklı olarak iki aşamalı olarak ele alınmasının sebebi, işsizlik oranı üzerindeki AİPP etkilerinin ihmal edilerek sadece PİPP'nin etkilerinin incelenmesidir. Modelde yer alan oransal olmayan serilere logaritmik dönüşüm uygulanmıştır ve bu dönüşüm değişkenlerin başına "L" harfi eklenerek ifade edilmiştir.

Bir zaman serisi analizi yapmadan önce zaman serilerinin özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir. Zaman serileri temel olarak deterministik veya stokastik özelliklere sahiptir. Deterministik özellikler, çoğunlukla serilerde sabit, mevsimsel ve trend bileşenlerinin bulunup bulunmadığı ile ilgilidir. Stokastik özellikler ise genelde değişkenlerin durağan olup olmadıklarıyla ilişkilidir (Tari, 2014). Bir zaman serisinin ortalaması ile varyansı zaman içerisinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyans hesaplandığı dönem ile değil de sadece iki dönem

arasındaki uzaklık ile ilintili ise seri durağan kabul edilir (Gujarati ve Porter, 2012). Durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde “sahte regresyon” problemiyle karşılaşılabilir (Granger ve Newbold, 1974). Bu nedenle ekonometrik analizlerde serilerin durağan olup olmadıklarına bakılması önemlidir.

Çalışmadaki modellerde kullanılan tüm seriler incelenerek, bunların deterministik özelliklere sahip oldukları tespit edilmiştir. Yapılan incelemenin sonuçları, Model-2’de yer alan ücret garanti ödemeleri hariç her iki modelde yer alan tüm değişkenlerin trend içerdiğini ve yine her iki modelde yer alan tüm değişkenlerin sabit terim içerdiğini ve mevsimsellik içermediklerini göstermektedir. Bu sonuçlar ekonometrik analizler yapılırken göz önünde tutulacaktır. Ayrıca serilere ADF Birim Kök testi uygulanarak serilerin durağan olup olmadıkları tespit edilecektir.

4. Ekonometrik Testler

4.1. ADF Birim Kök Testi

Tablo 1 incelendiğinde; Model-1 için IO ve L_PIPP serilerinin birinci farkları durağandır (bütünlük derecesi I(1)). Model-2’de yer alan IO serisinin birinci farkı durağan (I(1)) iken, L_KC, L_UG ve L_IS serileri ise düzeyde durağandır(I(0)).

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

DÜZEY	Sabitli			Sabitli ve Trendli		
	Gecikme	T İst.	P Değeri	Gecikme	T İst.	P Değeri
IO ^a	6	-1,721	0,418	6	-2,050	0,566
IO ^b	0	-1,582	0,487	0	-0,404	0,986
L_PIPP	1	-1,426	0,567	1	-1,783	0,706
L_IS	7	-0,328	0,914	9	-3,252	0,084*
L_KC	1	-1,872	0,343	0	-5,274	0,000***
L_UG	0	-5,018	0,000***	0	-5,052	0,001***
BİRİNCİ FARK						
IO ^a	5	-3,424	0,013**	5	-3,426	0,054*
IO ^b	1	-4,729	0,000***	2	-6,723	0,000***
L_PIPP	0	-10,111	0,000***	0	-10,058	0,000***
L_IS	11	-0,722	0,833	6	-4,431	0,004***
L_KC	0	-9,972	0,000***	0	-9,887	0,000***
L_UG	0	-11,675	0,000***	0	-11,670	0,000***

Not: Optimal gecikme uzunlukları için Schwarz Bilgi Kriterinden (SIC) yararlanılmıştır IO^a ve IO^b serileri sırasıyla, 2007 Ocak-2015 Mart ve 2009 Ocak-2015 Mart arası işsizlik oranı verilerini içermektedir. ***, ** ve * değerleri sırasıyla %1 (0,01), %5 (0,05) ve %10 (0,1) anlamlılık seviyelerinde t istatistik değerlerinin anlamlı olduğunu göstermektedir.

Günümüzde ekonometrik araştırmalarda en çok kullanılan eşbütünlük testleri olan, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünlük testi, Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünlük analizi modelde yer alan tüm değişkenlerin düzey değerinde durağan olmamasını ve aynı derecedeki farklarının durağan olmasını (I(1)) şart koşarken, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (bounds test) ise bağımlı değişkenin (I(1)) olması koşuluyla modeldeki bazı bağımsız değişkenlerin (I(0)) bazılarının ise (I(1)) olması durumunda da uygulanabilmektedir. Dolayısıyla Model-1 için Johansen ve sınır testi eşbütünlük analizleri uygulanabilir iken, Model-2 için sadece sınır testi eşbütünlük analizi kullanılabilir.

4.2. Model-1 için Ekonometrik Analiz

4.2.1. Johansen ve Sınır Testi Eşbütünleşme Analizleri

Serileri durağanlaştırmak için uygulanan fark alma işlemleri serilerde bilgi kayıpları oluşturabilmekte, hatta seriler arasında bulunan ilişkileri ortadan kaldırebilmektedir. Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan serilerin lineer kombinasyonlarının durağanlığının test edilmesine ve durağan bir ilişkinin tespiti halinde uzun dönemdeki denge ilişkilerinin incelenmesine olanak vermektedir. Eşbütünleşme yöntemi serilerin durağan olmamalarında dahi seriler arasında uzun vadeli bir ilişki bulunabileceği ve bunun durağan bir yapıya sahip olabileceği önsavına dayanır (Tarı ve Yıldırım, 2006). Johansen eşbütünleşme analizi modelde yer alan tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecedeki farklarının durağan olmasını (I(1)) şart koşmaktadır (Johansen, 1988).

Tablo 2: Johansen Testi için Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri (Model-1)

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,02968	2,15837	2,26874	2,20290
1	380,98590	0,00041	-2,13287	-1,91213	-2,04381
2	48,86866	0,00025	-2,61988	-2,28878 ^a	-2,48630 ^a
3	5,02722	0,00026	-2,59254	-2,15107	-2,41443
4	2,01231	0,00027	-2,52947	-1,97763	-2,30684
5	10,77491	0,00026	-2,57795	-1,91574	-2,31079
6	3,17639	0,00027	-2,53129	-1,75871	-2,21960
7	19,3150 ^a	0,00023 ^a	-2,70091 ^a	-1,81797	-2,34470
8	3,82898	0,00024	-2,66545	-1,67214	-2,26471

Not: LR; Olabilirlik Oranı, FPE; Son Tahmin Hatası, AIC; Akaike Bilgi Kriteri, SC; Schwartz Bilgi Kriteri, HQ; Hannan-Quinn Bilgi Kriteri'ni göstermektedir. ^a ilgili kriterce seçilen gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Tablo 3: Johansen Eşbütünleşme Analizi

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	İz istatistiği	%1'lik kritik değer	%5'lik kritik değer	%10'luk kritik değer
$r = 0$	$r > 0$	14,808	24,6	19,96	17,85
$r \leq 1$	$r > 1$	1,625	12,97	9,24	7,52
Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	Maksimum özdeğer istatistiği	%1'lik kritik değer	%5'lik kritik değer	%10'luk kritik değer
$r = 0$	$r = 1$	13,183	20,2	15,67	13,75
$r \leq 1$	$r = 2$	1,625	12,97	9,24	7,52

Not: Pantula ilkesi çerçevesinde eşbütünleşme testinde kullanılan model olarak, sabitli trendsiz eşbütünleşme denklemi ve sabitsiz trendsiz VAR modeli seçilmiştir. Gecikme uzunluğu 7 olarak alınmıştır. r eşbütünleşme vektörü sayısını göstermektedir. %1 (0,01), %5(0,05) ve %10 (0,1) anlamlılık seviyelerinde eşbütünleşme yoktur. Kritik değerler, Osterwald-Lenum'dan (1992: 467) alınmıştır.

Tablo 2'de yer alan Model-1'e ilişkin Johansen testine ait gecikme uzunluğunun tespiti için seçim kriterleri göz önüne alındığında, LR, FPE ve AIC kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğu 7, SC ve HQ kriterlerine göre ise 2'dir. Eşbütünleşme testi beş kriterden üçünün belirttiği gibi, 7 gecikme kullanılarak yapılmıştır. Johansen testinde seriler arasında eşbütünleşmenin varlığının belirlenmesi için maksimum özdeğer ve iz istatistikleri kullanılmaktadır. Maksimum özdeğer istatistiğinde ve iz istatistiğinde ' r veya daha az sayıda eşbütünleşme vektörü vardır' şeklindeki sıfır hipotezi, 'en az $r+1$ sayıda eşbütünleşme vektörü vardır' şeklinde alternatif hipoteze karşı test edilir (Johansen, 1998). Tablo 3 incelendiğinde, 'hem iz hem de maksimum özdeğer istatistiklerinde sıfır hipotezi olan eşbütünleşme yoktur' hipotezi bir eşbütünleşme vektörü için reddedilememektedir. Johansen eşbütünleşme

analizi sonuçları, işsizlik ve toplam reel PİPP ödemeleri arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığını ve modelde yer alan değişkenlerin uzun dönemde kendine özgü kalıcı ve dışsal şoklara maruz kaldıklarını göstermektedir.

ARDL modeli küçük örneklerde güvenilir sonuçlar vermektedir, bu sebeple Model-1'in eşbütünleşme ilişkisi bu sefer de ARDL modeline dayalı sınır testi yöntemiyle araştırılmıştır. Eşbütünleşme ilişkisini belirlemek üzere, ARDL Modeli biçiminde bir kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (UECM) tahmin edilir. Model trend ile tahmin edilmiştir. Trend ile birlikte iki adet bağımsız değişkene sahip Model-1'e ilişkin sınır testi için kurulan UECM aşağıdaki gibidir:

$$D(IO)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} D(IO)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} D(L_PIPP)_{t-i} + \beta_3 IO_{t-1} + \beta_4 L_PIPP_{t-1} + \beta_5 TREND + \varepsilon_t$$

UECM modelinde değişkenlerin birinci farkları ile düzey değerleri bir arada yer almaktadır. UECM modelinde eşbütünleşme ilişkisi ($H_0: \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$) sıfır hipotezinin test edilmesi yoluyla oluşturulmaktadır. Bu katsayıların anlamlılığın test edilmesi için hesaplanan F istatistiği Pesaran ve diğerlerindeki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği alt kritik değerden küçük bulunursa, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı anlamı çıkartılır. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakla birlikte diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması durumunda ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır. (Pesaran ve diğerleri, 2001) Modeldeki gecikme sayısı belirlenirken AIC, SC, FPE ve HQ gibi çeşitli bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Öncelikle en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak seçilir. Ne var ki, seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda otokorelasyon bulunması halinde, ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğuna bakılır. Bu gecikme uzunluğunda da otokorelasyon bulunması halinde otokorelasyon sorununun bulunmadığı gecikme uzunluğu bulunana kadar bu işlem devam ettirilir. (Karagöl, Erbaykal ve Ertuğrul, 2007)

Tablo 4: Sınır Testi için Gecikme Uzunluğunun Seçim Kriterleri (Model-1)

Gecikme	AIC	SC	HQ	χ^2 BG
1	0,0175	0,1842	0,0848	0,2650
2	0,0064	0,2009	0,0848	0,9198
3	0,0082	0,2304	0,0978	0,0197
4	-0,0514	0,1986	0,0494	0,0315**
5	-0,0418	0,2360	0,0702	0,0294**
6	-0,1649	0,1406 ^a	-0,0417 ^a	0,0976*
7	-0,1717 ^a	0,1616	-0,0373	0,4944
8	-0,1572	0,2039	-0,0116	0,3065

Not: AIC; Akaike Bilgi Kriteri, SC; Schwartz Bilgi Kriteri, HQ; Hannan-Quinn Bilgi Kriteri'ni göstermektedir. χ^2 BG, Breusch-Godfrey LM otokorelasyon istatistiği olasılık değerlerini göstermektedir.

^a işareti ilgili kriterce seçilen gecikme uzunluğunu belirtmektedir. ** ve * değerleri sırasıyla, %5 (0,05) ve %10 (0,1) anlamlılık seviyesinde otokorelasyon bulunduğunu ifade etmektedir.

Tablo 4'te yer alan Model-1'e ilişkin sınır testi için gecikme uzunluğu seçim kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğunun AIC kriterine göre 7, SC ve HQ kriterlerine göre 6 olduğu görülmektedir. Ne var ki, %10 anlamlılık seviyesinde 6. gecikmede otokorelasyon bulunmaktadır. Tüm bu bulgular ışığında, modelde

eşbütünleşme bulunup bulunmadığının tespiti için kullanılacak sınır testinde AIC kriterine göre optimum gecikme uzunluğu olan 7 gecikme kullanılmıştır.

Model-1'e ilişkin sınır testi için kullanılan ARDL modeli aşağıda gösterilmektedir:

$$IO_t = \beta_0 \pm \sum_{i=1}^n \beta_{1i} IO_{t-i} \pm \sum_{i=0}^n \beta_{2i} L_PIPP_{t-i} \pm \beta_3 TREND \pm \epsilon_t$$

Tablo 5: ARDL (7,0) Modeli için Sınır Testi (Model-1)

K	F İstatistiği	Alt ve üst kritik değerler		
		1%	5%	10%
1	3,628	8,74-9,63	6,56-7,3	5,59-6,26

%1 (0,01), %5(0,05) ve %10 (0,1) anlamlılık seviyelerinde eşbütünleşme yoktur. Kritik değerler, Pesaran ve diğerlerinden (2001: 301) alınmıştır.

Tablo 5'te yer alan Model-1'e ilişkin ARDL modeli için uygulanan sınır testine göre de modelde eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır. Eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemediğinden ötürü modelden uzun dönemli katsayıların elde edilmesi mümkün olamamaktadır.

4.2.2. Regresyon Tahmini ve İstikrarlılık Testleri

Model-1 için uygulanan Johansen eşbütünleşme analizi ve sınır testi sonucunda değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmediğinden modelin kısa dönemli etkilerinin hata düzeltme modeli ile tespit edilmesi mümkün değildir. Dolayısıyla kısa dönemli etkilerin belirlenebilmesi için, değişkenlerin farkları alınması suretiyle EKK yöntemine göre modelin regresyon tahmini yapılmıştır. Değişkenlerin başındaki "D" sembolü birinci farklarını ifade etmektedir. Ancak model tahmin edildikten sonra modelde otokorelasyon sorunu bulunduğu tespit edilmiştir. Bu sebeple, otokorelasyon sorununun çözümü için regresyon modellerdeki değişen varyans ve otokorelasyon tutarlı (heteroskedasticity and autocorrelation consistent: HAC¹) sağlam standart hatalarla model yeniden tahmin edilmiştir.

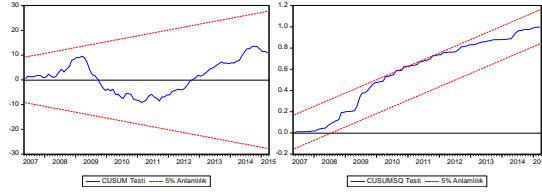
Tablo 6'da görüldüğü gibi, Model-1 istatistiksel olarak anlamlıdır ve White Değişen Varyans (WDV), Jarque-Bera Normallik (JBN) ve Ramsey-Reset Model Kurma Hatası (RRMKH) testlerinden geçmiştir. Toplam PİPP ödemelerini belirten, D(L_PİPP) değişkeninin katsayısı %5 anlamlılık seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Toplam reel PİPP ödemelerindeki değişimde %1'lik bir artış, kısa dönemde işsizlik oranının değişimini %0,69 oranında artırmaktadır. Model-1'in HAC sağlam hatalarla regresyon tahmini yapıldıktan sonra, modelde yapısal bir kırılma bulunup bulunmadığının tespiti amacıyla, istikrarlılık testleri yapılmıştır. Şekil 1'de görüldüğü gibi CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri %95'lik güven aralığı sınırları içinde kalmıştır. Dolayısıyla uygulanan istikrarlılık testleri sonucunda regresyon modelinde bir yapısal kırılma tespit edilememiştir.

¹ Bugün gelişmiş ekonometri paket programları sayesinde sağlam standart hataların hesaplanması kolaylıkla yapılabildiğinden, Stock ve Watson (2007: 166) bu yöntemin her zaman kullanılmasını tavsiye etmektedir.

Tablo 6: Regresyon Tahmini (Model-1)

BAĞIMLI DEĞİŞKEN: D(IO)				
DEĞİŞKENLER	Katsayılar	Std. Hata	T-İst. Değerleri	Olasılık Değerleri
D(L_PIPP)	0,691	0,304	2,273	0,025**
C	0,035	0,026	0,133	0,895
Özet İstatistikler				
R ²	0,075	Bağımlı Değişken Ort.		0,012
Düzeltilmiş R ²	0,066	Bağımlı değişkenin std.sapması		0,268
Regresyon Standart Hatası	0,259	Akaike bilgi kriteri		0,154
Kalıntı Kareler Toplamı	6,422	Schwarz bilgi kriteri		0,206
Log olabilirlik	-5,518	Hannan-Quinn kriteri		0,175
F-istatistiği	7,826	Durbin-Watson ist.		1,346
Olasılık (F-istatistiği)	0,006***	JBN: χ^2		0,648***
WDV : χ^2	0,377***	RRMKH: F (1,95)		0,456***

*** ve ** değerleri sırasıyla %1 (0,01) ve %5 (0,05) anlamlılık seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı işaret etmektedir. Serilerin birinci farkları alındığında trend durağan hale geldikleri dikkate alınarak model anlamsız bulunan trend olmadan tahmin edilmiştir.

**Şekil 1: CUSUM ve CUSUMSQ Testleri Grafikleri (Regresyon Modeli)**

4.3. Model-2 için Ekonometrik Analiz

4.3.1. Sınır Testi Eşbütünleşme Analizi

Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (bounds test) ile bütünlüşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorunu ortadan kaldırılmıştır. Model trend ile tahmin edilmiştir.

Trend ile birlikte dört adet bağımsız değişkene sahip Model-2'ye ilişkin sınır testi için kurulan UECM aşağıdaki gibidir:

$$D(IO)_t = \beta_0 \pm \sum_{i=1}^n \beta_{1i} D(IO)_{t-i} \pm \sum_{i=0}^n \beta_{2i} D(L_{-}IS)_{t-i} \pm \sum_{i=0}^n \beta_{3i} D(L_{-}KC)_{t-i} \pm \sum_{i=0}^n \beta_{4i} D(L_{-}UG)_{t-i} \pm \beta_5 IO_{t-1} \pm \beta_6 L_{-}IS_{t-1} \pm \beta_7 L_{-}KC_{t-1} \pm \beta_8 L_{-}UG_{t-1} \pm \beta_9 TREND \pm \varepsilon_t$$

Model-2'ye ilişkin UECM modelinde eşbütünleşme ilişkisi ($H_0 : \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$) sıfır hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır.

Tablo 7: Sınır Testi için Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri (Model-2)

Gecikme	AIC	SC	HQ	χ^2 BG
1	-0,1951	0,1634 ^a	-0,0558	0,2994
2	-0,1668	0,2275	-0,0136	0,5573
3	-0,2240	0,2061	-0,0568 ^a	0,0319**
4	-0,1997	0,2663	-0,0186	0,3526
5	-0,1797	0,3221	0,0153	0,6415
6	-0,2585 ^a	0,2791	-0,0496	0,1495

Not: AIC; Akaike Bilgi Kriteri, SC; Schwartz Bilgi Kriteri, HQ; Hannan-Quinn Bilgi Kriteri'ni göstermektedir. χ^2 BG, Breusch-Godfrey LM otokorelasyon istatistiği olasılık değerlerini göstermektedir.

^a işareti ilgili kriterce seçilen gecikme uzunluğunu belirtmektedir. ** işareti %5 (0,05) anlamlılık seviyesinde otokorelasyon bulunduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan Model-2’ye ilişkin sınır testi için gecikme uzunluğu seçim kriterlerine göre optimum gecikme uzunluğunun AIC kriterine göre 6, SC kriterine göre 1 ve HQ kriterine göre 3 olduğu görülmektedir. Ne var ki, %5 anlamlılık seviyesinde 3. gecikmede otokorelasyon bulunmaktadır. Tüm bu bulgular ışığında, modelde eşbütünleşme bulunup bulunmadığının tespiti için kullanılacak sınır testinde SC kriterine göre optimum gecikme uzunluğu olan 1 gecikme kullanılmıştır.

Tablo 8: Sınır Testi (Model-2)

K	F İstatistiği	Alt ve üst kritik değerler		
		1%	5%	10%
3	5,526	5,17-6,36	4,01-5,07	3,47-4,45

%5 (0,05) anlamlılık seviyesinde eşbütünleşme vardır. Kritik değerler, Pesaran ve diğerlerinden (2001: 301) alınmıştır.

Tablo 8’de yer alan Model-2 için uygulanan sınır testine göre %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Sınır testinde eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiğine göre, ARDL modeli kurulabilir ve bu modelden elde edilecek uzun dönemli katsayılar yorumlanabilir.

4.3.2. Uzun Dönem İlişkisi için ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi, ARDL modeline dayalı sınır testi yöntemiyle incelenmiştir. ARDL modelinin tahmini için SC kriterine göre optimum gecikme uzunluğu olan 1 gecikme kullanılmıştır. Model-2’ye ilişkin sınır testi ve uzun dönem ilişkisi için kullanılan ARDL modeli aşağıda gösterilmektedir:

$$IO_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} IO_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} L_{-} IS_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} L_{-} KC_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} L_{-} UG_{t-i} + \beta_5 TREND + \varepsilon_t$$

Tablo 9: ARDL (1,0,1,1) Modeli

BAĞIMLI DEĞİŞKEN: IO				
DEĞİŞKENLER	Katsayılar	Std. Hata	T-İst. Değerleri	Olasılık Değerleri
IO(-1)	0,891	0,050	18,001	0,000***
L_IS	0,737	0,227	3,248	0,002***
L_KC	-0,004	0,023	-0,158	0,875
L_KC(-1)	-0,046	0,021	-2,184	0,033**
L_UG	0,074	0,038	1,945	0,057*
L_UG(-1)	-0,090	0,036	-2,464	0,017**
C	-6,095	2,033	-2,997	0,004
@TREND	-0,012	0,004	-2,828	0,007
Hesaplanan Uzun Dönem Katsayılar				
L_IS	6,795	1,817	3,741	0,000***
L_KC	-0,455	0,350	-1,297	0,200
L_UG	-0,142	0,414	-0,342	0,733
C	-56,169	16,173	-3,473	0,001***
@TREND	-0,109	0,041	-2,655	0,010***
Özet İstatistikler				
R ²	0,987	Bağımlı Değişken Ort.		10,152
Düzeltilmiş R ²	0,986	Bağımlı değişkenin std.sapması		1,694
Regresyon Standart Hatası	0,203	Akaike bilgi kriteri		-0,229
Kalıntı Kareler Toplamı	2,276	Schwarz bilgi kriteri		0,043
Log olabilirlik	15,209	Hannan-Quinn kriteri		-0,122
F-istatistiği	606,202	Durbin-Watson ist.		1,976
Olasılık (F-istatistiği)	0,000***			
BG :χ ²	0,935***	WDV :χ ²		0,998***
JBN: χ ²	0,134***	RRMKH: F (1,54)		0,394***

***, ** ve * değerleri sırasıyla %1 (0,01), %5 (0,05) ve %10 (0,1) anlamlılık seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı işaret etmektedir.

Tablo 9’da yer alan ARDL modelinin özet istatistikleri incelendiğinde, modelin anlamlı olduğu ve modelde otokorelasyon, değişen varyans ve model kurma hatası bulunmadığı ve normallik varsayımının sağlandığı görülmektedir. Modelden hesaplanan uzun dönem katsayılarına bakıldığında ise, L_IS ve trend değişkenlerinin katsayılarının anlamlı olduğu, L_KC ve L_UG değişkenlerinin katsayılarının ise anlamsız bulunduğu görülmektedir. Uzun dönemde reel işsizlik sigortası fonu ödemelerinde %1’lik artış, işsizlik oranını yaklaşık %6,8 artırmaktadır, reel kısa çalışma süresi ödeneği ve ücret garanti fonu ödemelerinin ise uzun dönemde işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Modelin dinamik tahmin sonuçlarına bakıldığında, L_KC(-1) ve L_UG(-1) gecikmeli değişkenlerinin katsayılarının da anlamlı bulunduğu görülmektedir. Reel kısa çalışma ödeneği ve ücret garanti fonu ödemelerinin birer gecikmeli değerleri işsizlik oranını azaltmaktadır.

4.3.3. Kısa Dönem İlişkisi için ECM Modeli

Sınır testi eşbütünleşme sonuçlarına göre Model-2 için bulunan uzun dönem ilişkisi ARDL modeli kurulması suretiyle incelenmiştir. Model-2’ye ilişkin kısa dönem ilişki ise Engle ve Granger (1987) tarafından ortaya konulan “Granger temsil teoremine (Granger representation theorem)” göre hata düzeltme modeli ile incelenmiştir. ECM modelinin tahmini için SC kriterine göre optimum gecikme uzunluğu olan 1 gecikme kullanılmıştır. Model-2 için kurulan hata düzeltme modeli aşağıda gösterilmektedir:

$$D(IO)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} D(IO)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} D(L_IS)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} D(L_KC)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} D(L_UG)_{t-i} + \beta_5 HDT_{t-1} + \epsilon_t$$

Tablo 10: ECM (1,0,0,0) Modeli

BAĞIMLI DEĞİŞKEN: D(IO)				
DEĞİŞKENLER	Katsayılar	Std. Hata	T-İst. Değerleri	Olasılık Değerleri
D(IO(-1))	0,726	0,173	4,198	0,000***
D(L_IS)	0,156	0,549	0,284	0,778
D(L_KC)	0,007	0,018	0,377	0,708
D(L_UG)	0,102	0,032	3,210	0,002***
HDT(-1)	-0,829	0,228	-3,633	0,001***
C	-0,028	0,029	-0,939	0,352
Özet İstatistikler				
R ²	0,408	Bağımlı Değişken Ort.		-0,070
Düzeltilmiş R ²	0,350	Bağımlı değişkenin std.sapması		0,253
Regresyon Standart Hatası	0,204	Akaike bilgi kriteri		-0,244
Kalıntı Kareler Toplamı	2,118	Schwarz bilgi kriteri		-0,029
Log olabilirlik	12,955	Hannan-Quinn kriteri		-0,160
F-istatistiği	7,035	Durbin-Watson ist.		1,851
Olasılık (F-istatistiği)	0,000***			
BG :χ ²	0,353***	WDV :χ ²		0,361***
JBN: χ ²	0,761***	RRMKH: F (1,50)		0,863***

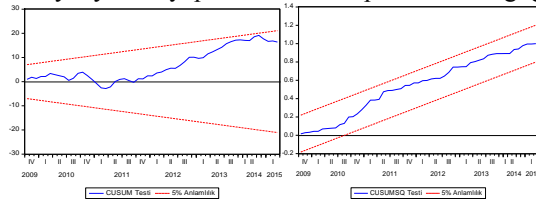
*** değeri %1 (0,01) anlamlılık seviyesinde istatistiksel anlamlılığı işaret etmektedir.

Tablo 10’da yer alan ECM modelinin özet istatistiklerine göre, modelin anlamlı olduğu ve modelde otokorelasyon, değişen varyans ve model kurma hatası bulunmadığı ve normallik varsayımının sağlandığı söylenebilir. Modelde yer alan, hata düzeltme terimi uyarılma katsayısının -0,829 olduğu görülmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı beklendiği gibi -1 ile 0 arasında çıkmıştır. Bu sonuç Model-2’deki uzun dönem ilişkisini doğrulamaktadır. Dengeye getirici mekanizma, uzun dönemdeki dengeden sapmaları her ay yaklaşık %83 azaltarak dengenin korunmasına katkıda bulunmaktadır. Modelde hesaplanan uzun dönem katsayılarına

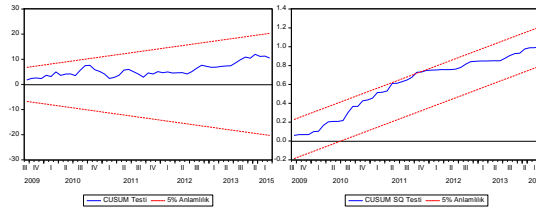
bakıldığında ise %5 anlamlılık seviyesinde L_UG değişkeninin katsayısının anlamlı olduğu, L_IS ve L_KC değişkenlerinin katsayılarının ise anlamsız bulunduğu görülmektedir. Kısa dönemde, reel ücret garanti fonu ödemelerinde %1'lik artış işsizlik oranını yaklaşık %0,1 artırmaktadır, reel işsizlik sigortası fonu ve kısa çalışma süresi ödeneği ödemelerinin ise işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.

4.3.4. ARDL ve ECM Modeli için İstikrarlılık Testleri

Model-2 için kurulan ARDL ve ECM modellerinde yapısal bir kırılma bulunup bulunmadığının tespiti amacıyla istikrarlılık testleri uygulanmıştır. Her iki modelin CUSUM ve CUSUMSQ grafiklerinin %95'lik güven aralığı sınırları içinde kaldığı, dolayısıyla bir yapısal kırılma tespit edilemediği görülmektedir.



Şekil 2: CUSUM ve CUSUMSQ Testleri Grafikleri (ARDL Modeli)



Şekil 3: CUSUM ve CUSUMSQ Testleri Grafikleri (ECM Modeli)

5. Sonuç ve Değerlendirmeler

2008 krizini takiben İŞKUR tarafından AİPP kapsamında, mesleki eğitim kurslarının sayısı artırılmış ve işbaşı ve girişimcilik eğitim programları ve toplum yararına programlar gibi yeni programlar uygulamaya konulmuştur. PİPP çerçevesinde, işsizlik fonu ödemeleri artırılmış ve kısa çalışma süresi ödeneği ve ücret garanti fonunun uygulama alanı genişletilmiştir. Söz konusu politikaların işsizliğe etkisi, bu konuya olan ilgiyi artırmıştır. Literatürde genellikle işsizlik oranı üzerinde AİPP'nin azaltıcı, PİPP'nin ise artırıcı etkisinin bulunduğu şeklinde sonuçlara ulaşılmıştır. Türkiye'de aktif ve pasif işgücü piyasası politikalarının gerçek anlamda yürütülmesinin yeni olması, bu konudaki literatürün sınırlı olmasına yol açmaktadır. Bu çalışmada, Nie ve Struby (2011)'nin modeli temel alınarak, Türkiye özelinde ekonometrik bir model için yeterli veriye sahip tek işgücü piyasası politikası olan PİPP'nin işsizlik oranları üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Çalışmanın bulguları, ilgili literatür ile benzerlik göstermektedir.

Türkiye'ye uyarlanan model iki aşamadan oluşmuştur. İlk aşamada toplam reel PİPP ödemelerinin; ikinci aşamada ise işsizlik sigortası, kısa çalışma süresi ve ücret

garanti fonu ödemeleri olmak üzere üç programın ayrı ayrı işsizlik oranı üzerindeki uzun ve kısa dönemli etkileri tespit edilmiştir. Kurulan modeller sonucunda, toplam reel PİPP ödemelerinin kısa dönemde işsizlik oranını artırdığı, uzun dönemde ise işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Program bazında ise, kısa dönemde ise reel ücret garanti fonu ödemelerinin ve uzun dönemde ise reel işsizlik sigortası fon ödemelerinin işsizlik oranını artırdığı bulgusuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla PİPP'nin genel olarak işsizlik oranını artırdığı söylenebilir. Bununla birlikte, PİPP'nin sadece işsizlik üzerindeki artırıcı etkisi bu programların tamamen kaldırılabilmesi için yeterli ölçüt değildir. Türkiye deneyimi kısa çalışma ödeneği ve ücret garanti fonu uygulamalarının² ekonomik kriz dönemlerinde artış gösteren işsizliğin sosyal ve toplumsal etkilerini azaltmada etkili birer panzehir olarak kullanılabildiğini göstermiştir.

Tüm bu sonuçlar dikkate alındığında;

- PİPP uygulamalarına devam edilmelidir.
- İşsizlik sigortası fonu ödemelerinden yararlanma koşulları hafifletilmemelidir.
- Bu bağlamda, işsizlik sigortası fonundan yapılacak harcamalarda ağırlık PİPP yerine AİPP'ye verilebilir.
- Ekonomik kriz dönemlerinde, kısa çalışma ödeneği ve ücret garanti fonu uygulamalarına ağırlık vererek işsizliğin toplumsal etkileri yatıştırılabilir.

6. Referanslar

- Aaronson, D., Mazumder B. ve Schechter S. (2010). What is behind the rise in long-term unemployment?. *Federal Reserve Bank of Chicago: Economic Perspectives*, 2Q, 28-51.
- Absar, R., Bui T. ve Young K. (2013). The effect of extending unemployment insurance benefits on state unemployment rates. *The Public Purpose*, 11, 27-47.
- Aiginger, K., Horvath T. ve Mahringer H. (2011). *Why labor market performance differed across countries: The impact of institutions and labor market policy*. Paris: OECD Nero-Meeting.
- Baker, D., Glyn A., Howell D. ve Schmitt J. (2004). Unemployment and labour market institutions: The failure of the empirical case for deregulation. *ILO Working Paper*, 43, 1- 29.
- Bassanini, A. ve Duval R. (2006). Employment patterns in OECD countries: Reassessing the role of policies and institutions. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 35, Erişim adresi OECDiLibrary
- Belot, M. ve Van Ours J. C. (2000). Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labour market reforms?. *IZA Discussion Paper*, (147)
- Blanchard, O. ve Wolfers J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence. *Economic Journal*, 110, 1-33,
- Card, D. ve Levine P. B. (2000). Extended benefits and the duration of UI spells: Evidence from the New Jersey extended benefit program. *Journal of Public Economics*, 78(1-2), 107-138.

² Reel kısa çalışma ödeneği ve ücret garanti fonu ödemelerinin birer gecikmeli değerlerinin işsizlik oranını azalttığı not edilmelidir.

- Çetinkaya, E. (2008). Türkiye’de genç işsizliği ile mücadelede aktif işgücü piyasası politikaları. (Yayımlanmamış doktora tezi). Sakarya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Sakarya.
- De Serres, A. ve Murtin F. (2013). Do policies that reduce unemployment raise its volatility?. *OECD Economics Department Working Papers*, 1020, 1-30.
- Durusoy Öztepe, N. ve Akbaş, S. (2016). Türkiye ve Balkan ülkelerinde işsizlik sorunu ve işsizlik sigortası uygulamaları. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi: Uluslararası Yönetim, Ekonomi ve Politika Kongresi (ICOMEPE)*, 717-731.
- Elmeskov, J., Martin J., ve Scarpetta S. (1998). Key lessons for labor market reforms: Evidence from OECD Countries’ Experiences. *Swedish Economic Policy Review*, 5, 205–252.
- Engle, R. F. ve Granger C.W.F. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Erdoğan, S. (2010). Küresel krizin istihdama etkileri ve kriz karşıtı işgücü piyasası önlemleri. *Memleket Siyaset Yönetim*, 5(12), 142-167.
- Erol, H., Özdemir, A. ve Yurdakul, E. M. (2010). Türkiye’de işsizliğin yol açtığı olumsuz sonuçların giderilmesinde 4447 sayılı İşsizlik Sigortası Kanununun işlevi, *TİSK Akademi*, 5(10), 7-37.
- Escudero, V. (2015). Are active labour market policies effective in activating and integrating low-skilled individuals?. An international comparison. *ILO Working Paper*, 3 Erişim adresi http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---inst/documents/publication/wcms_345758.pdf
- Esteváo, M. (2003). Do active labor market policies increase employment?. *IMF Working Paper*, 3(234), 1-29.
- Fialová, K. ve Schneider O. (2008). Labour market institutions and their effect on labour market performance in the new EU member countries. *Cesifo Working Paper* (2421), 1-27.
- Figura, A. ve Barnichon R. (2014). *The effects of unemployment benefits on unemployment and labor force participation: evidence from 35 years of benefits extensions*. Finance and Economics Discussion Series, (65) Washington: Federal Reserve Board.
- Fitoussi, J., Jestaz P.D., Phelps E.ve Zoega G. (2000). Roots of recent recoveries: Labor reforms or private sector forces?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 237–291.
- Forslund, A. ve Krueger A. (1997). An evaluation of the active swedish labor market policy: New and received wisdom. *The Welfare State in Transition*, Chicago: Chicago University Press, 267-298.
- Fredriksson, P. ve Söderström M. (2008). Do unemployment benefits increase unemployment?. New evidence on an old question. *IZA Discussion Paper*, (3570)
- Granger, C.W.J. ve Newbold P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 112-114.
- Gujarati, D.N. ve Porter D.C. (2012). *Temel ekonometri*. (Çev. Şenesen Ü., Şenesen G.G.). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Guzmán, G. (2014) How effective are active employment policies to reduce unemployment in EU countries?. *Atlantic Review of Economics*, 2. Erişim adresi http://www.unagaliciamoderna.com/eawp/coldata/upload/Vol2_2014_active_employment_policies.pdf

- Hagedorn, M., Karahan F., Manovskii I. ve Mitman K. (2013) Unemployment benefits and unemployment in the great recession: The role of macro effects. *NBER Working Paper*, 1-41.
- Hujer, R., Rodrigues J.M. ve Wolf K. (2009). Estimating the macroeconomic effects of active labour market policies using spatial econometric methods. *International Journal of Manpower*, 30(7), 648-671.
- Jackman, R., Layard R. ve Nickell S. (1996). *Combating unemployment: Is flexibility enough?*. London: Centre for Economic Performance-London School of Economics, Discussion Paper, (293).
- Johansen, S. (1998). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Juradja, S. ve Tannery F.J. (2003). Unemployment durations and extended unemployment benefits in local labour markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 56(2), 324-348.
- Karagöl, E., Erbaykal E. ve Ertuğrul H.M. (2007). Türkiye’de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 72-80.
- Katz, L. F., ve Meyer B. D. (1990). The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *Journal of Public Economics*, 41(1), 45-72.
- Köstekli, Ş. İ.(2011). Shorter working time and its pay as an effective social policy measure against the economic crisis: The Turkish example. *TİSK Akademi*, 6(13), 60-85.
- Kraft, K. (1998). An evaluation of active and passive labour market policy. *Applied Economics*, 30, 783-793.
- Layard, R., Nickell S. ve Jackman R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic performance and the labor market*. Oxford: Oxford University Press.
- Marinescu, I. (2014). The general equilibrium impacts of unemployment insurance: Evidence from a large online job board. Chicago: University of Chicago, Unpublished. Erişim adresi http://www.marinescu.eu/Marinescu_UI_2014.pdf
- Meyer, B. D. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, 58(4), 757-82.
- Moffitt, R. (1985). Unemployment insurance and the distribution of unemployment spells. *Journal of Econometrics*, 28(1), 85-101.
- Murray, F. ve Robin J.M. (2013). Labor market reforms and unemployment dynamics. *Cemmap Working Papers*, 13(14), 1 -37.
- Nakajima, M.A. (2012). Quantitative analysis of unemployment benefit extensions. *Journal of Monetary Economics*, 59(7), 686-702.
- Nickell, S. (1997). Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America. *The Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 55-74.
- Nie, J. ve Struby E. (2011). Would active labor market policies help combat high U.S. unemployment?. *Economic Review*, 96(3), 35-69.
- OECD. (1993). *Employment outlook*. Paris: OECD.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-72.

- Özaydın, M. M. (2013). Genç işsizlikle mücadelede aktif işgücü piyasası politikalarının rolü ve önemi. *Gençlik Araştırmaları Dergisi*, 1(2), 120-145.
- Pesaran, M.H., Shin Y. ve Smith R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* (16), 289-326.
- Rothstein, J. (2011). Unemployment insurance job in the great recession. *Brookings Papers on Economic Activity*, 143-212.
- Scarpetta, S. (1996). Assessing the role of labor market policies and institutional settings on unemployment: A cross-country study. *OECD Economic Studies*, 26, 43-98.
- Seçkin, M.İ. (2013). Kriz dönemlerinde kısa çalışma ve kısa çalışma ödeneği. *İstanbul Barosu Dergisi*, 87(1), 128-155.
- Son, L. ve Carica G.G.. (2011). Labour market policies in selected EU member states: A comparative and impact analysis. *The Romanian Economic Journal*, 39, 151-173.
- Stock, J. H. ve Watson M.W. (2007). *Introduction to econometrics* (2nd ed.). Boston: Addison Wesley.
- Sürücü, M. (2014). İşsizlik, işsizlikle mücadelede pasif istihdam politikaları: Almanya ve Türkiye örnekleri.(Yurt dışı işçi hizmetleri uzmanlık tezi). Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı Dış İlişkiler ve Yurt Dışı İşçi Hizmetleri Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Tarı, R. ve Yıldırım, D.Ç. (2006). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye için bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 16(2), 95-105.
- Tarı, R. (2014). *Ekonometri* (10. bs). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Türkiye İş Kurumu (2017). Erişim adresi www.iskur.gov.tr.
- Uşen, Ş. (2007). Avrupa Birliği ülkeleri ve Türkiye’de aktif emek piyasası politikaları. *Çalışma ve Toplum*, 2(13), 65-95.
- Valetta, R. ve Kuang K. (2010). Extended unemployment and UI benefits. *FRBSF Economic Letter*, (12), Erişim adresi <http://www.frbsf.org/economic-research/publications/>
- Yazır, S. (2014). Küresel mali krizin Türkiye’de istihdam ve sosyal güvenlik üzerindeki olumsuz etkisi. Erişim adresi www.coe.int/t/dg3/sscssr/Source/Leganal_tk_tk.doc
- Zetterberg, J. (1995). Unemployment, labor market policy and the wage bargaining system, in labour market policy at the crossroads. *EFA-rapport*, 34, 57-115.