



Türkiye’de Beveridge Eğrisinin Geçerliliğine İlişkin Ampirik Bir Analiz¹

An Empirical Analysis on the Validity of the Beveridge Curve for Turkey

Nilgün Çağlarırnak Uslu², Pınar Karahan-Dursun³, Şaika Çer⁴

¹Bu çalışma, 1-3 Kasım 2018 tarihleri arasında Antalya’da gerçekleşen, Türkiye Ekonomi Kurumu (TEK) 6. Uluslararası Ekonomi Konferansı’nda özet bildiri olarak sunulmuştur.

²Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, ncağlarırnak@anadolu.edu.tr

³Dr., pkarahan@anadolu.edu.tr

⁴Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat A.B.D. Yüksek Lisans Mezunu.

ANAHTAR KELİMELELER

*Beveridge Eğrisi,
ARDL Modeli,
Asimetrik Nedensellik
Analizi.*

KEYWORDS

*Beveridge Curve,
ARDL Model,
Asymmetric Causality
Analysis.*

Ö Z E T

Beveridge eğrisi, açık iş oranı ile işsizlik oranı arasında ters yönlü ilişkiyi yansıtan ve işgücü piyasalarında açık işler ile işsizlerin eşleşme etkinliği hakkında bilgi veren önemli bir enstrümandır. Bu çalışmada, Beveridge eğrisinin Türkiye ekonomisi için geçerliliği, 2005.Q1-2017.Q4 dönemi verileri ile Sınır testi, ARDL modeli ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi kullanılarak incelenmiştir. Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi sonuçlarına göre, açık iş oranı ve işsizlik oranı arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu bulunmuştur. Seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli etkiler ARDL modeli ile incelenmiş olup model sonuçları, açık işlerin işsizliği uzun dönemde negatif yönde etkilediğini ve kısa dönemde seriler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını göstermiştir. Son olarak, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi ile açık iş oranı ve işsizlik oranı arasında doğrusal olmayan ilişkinin varlığı test edilmiştir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre, negatif (pozitif) açık iş şoklarından pozitif (negatif) işsizlik şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

ABSTRACT

Beveridge curve that suggests a negative relationship between vacancy rate and unemployment rate is a significant instrument with regard to tell us about the matching efficiency between vacancy and unemployment in the labor markets. This paper investigates the validity of the Beveridge curve for the 2005:Q1-2017:Q4 period in Turkey, employing Bound test, ARDL model and Hatemi-J (2012) asymmetric causality test. Bound test proposed by Pesaran et al. (2001) results suggest that the existence of co-integration relationship between vacancy rate and unemployment rate. ARDL model is employed in order to estimate the long-run and the short-run relationship between vacancy rate and unemployment rate. Model results suggest that vacancy rate has negative effect on unemployment rate in the long-run, and there is not statistically relationship between the series in the short-run. Finally, Hatemi-J (2012) Asymmetric Causality test is applied to examine the existence of nonlinear relationship between the series. The results suggest that there is unidirectional causality from positive (negative) vacancy shocks to negative (positive) unemployment shocks.

İşgücü piyasasının temel fonksiyonu, işsizler ile açık işlerin eşleşmesini sağlamaktır (Teo vd., 2005: 2). En uygun ekonomik koşullarda bile, işsizler ile açık işlerin eşleşmesi zaman almaktadır. Eşleşme etkinliği, işsizlik sürecinin ve ekonominin mevcut kaynaklarını kullanma kabiliyetinin önemli bir belirleyicisidir (Bleakley ve Fuhrer, 1997: 5). İşsizlik ve açık işler arasındaki ilişkiyi incelemek; işgücü piyasasında eşleşme sürecinin etkinliği, işgücü piyasasının mevcut durumu ve ekonominin hangi konjonktürde olduğu hakkında önemli bilgiler sağlamaktadır (Blanchard ve Diamond, 1989: 2). İstihdam piyasasında açık iş oranı ile işsizlik oranı arasında negatif ilişkiyi ortaya koyan Beveridge eğrisi, istihdam piyasası-na ve ekonomik konjonktüre ilişkin bilgi sağlayan nadir iktisadi enstrümanlardan biridir

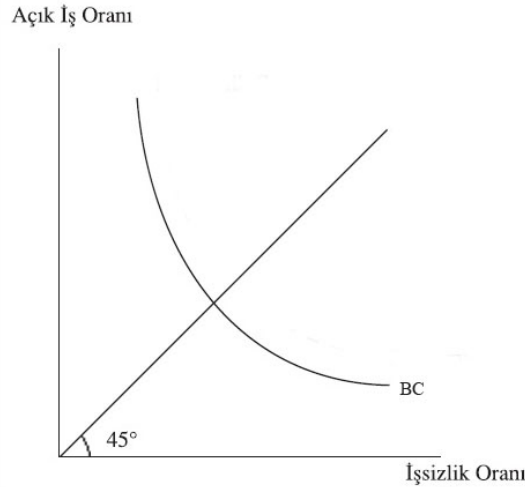
(Keskin ve Şen, 2010: 199-200). Beveridge eğrisi üzerindeki hareketler, ekonominin konjonktür durumu hakkında bilgi vermektedir. Eğrinin orijine göre konumu ise, işgücü piyasasındaki uyumsuzluk (mismatch) düzeyi ile ilişkilidir (Kosfeld vd., 2006: 3).

Bu çalışmanın amacı, açık işler ile işsizlik arasındaki negatif ilişkiyi yansıtan Beveridge eğrisinin geçerliliğini Türkiye için incelemektir. Bu amaçla, 2005:Q1-2017:Q4 dönemi için açık iş oranı ve işsizlik oranı arasındaki ilişki Sınır testi, ARDL modeli ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi ile incelenmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde, Beveridge eğrisinin kaymasına ya da eğri üzerinde harekete yol açan faktörler ele alınmıştır. Üçüncü bölümde, Beveridge eğrisine ilişkin yapılmış ampirik çalışma özetlerine yer verilmiştir. Dördüncü bölümde, veri seti ve yöntem açıklanmış ve ekonometrik analiz sonuçları paylaşılmıştır. Son bölüm olan beşinci bölümde, elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiştir.

BEVERIDGE EĞRİSİNİN TEORİK ÇERÇEVESİ

Eğrinin ismi, William Beveridge'in 1944 yılında yayınladığı bir raporda, açık işler ile ele alınan işçi talebi ve işsizlik arasındaki ilişkiyi tartıştığı bir rapora dayanmaktadır. W. Beveridge, açık işler ve işsizliğe ilişkin detaylı verilerin yer aldığı çalışmasında bir eğri ya da tablo sunmamış, bu iki değişken arasında negatif yönlü ilişkiyi ortaya koymuştur (Yashiv, 2006: 2). Beveridge eğrisi boyunca meydana gelen hareketler, konjonktür şokları ile ilişkili iken; eğrinin kayması, açık işler ile işsizlik arasındaki eşleşmeyi etkileyen yapısal şoklar ile ilişkilidir (Bouvet, 2009: 4).

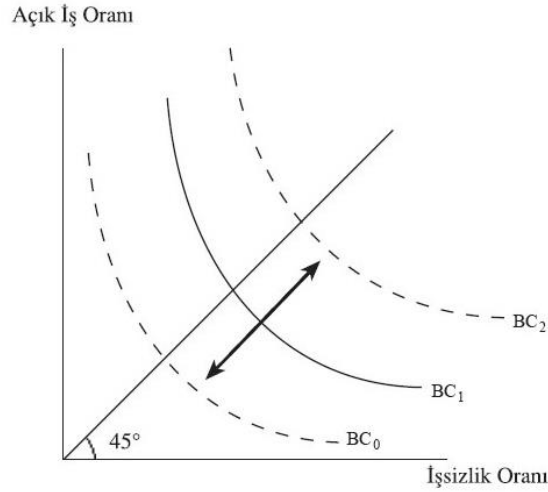
Konjonktür şokları, açık işler ve işsizliğin ters yönde hareket etmesine yol açmaktadır (Blanchard ve Diamond, 1989: 69). Eğrinin konumu, ekonominin hangi konjonktürde olduğu hakkında bilgi vermektedir. Örneğin, yüksek düzeyde işsizlik ve düşük düzeyde açık işlerin olduğu daralma dönemleri, eğri üzerinde sağ aşağıya; yüksek düzeyde açık işler ve düşük düzeyde işsizliğin olduğu genişleme dönemleri eğrinin sol yukarıya karşılık gelmektedir (Bleakley ve Fuhrer, 1997: 3; Teo vd., 2005: 2). Şekil 1'de 45°'lik tam istihdam doğrusunun solunda kalan alan, açık iş oranının işsizlik oranından daha büyük olduğu ekonomik genişleme dönemini; doğrunun sağında kalan alan, işsizlik oranının açık iş oranından daha büyük olduğu ekonomik daralma dönemlerini göstermektedir.



Şekil 1. Beveridge Eğrisi

Kaynak: Bouvet (2009: 17).

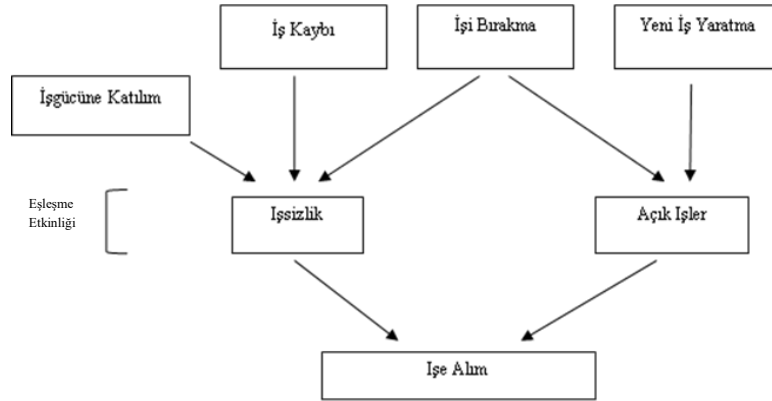
Beveridge eğrisinin orijine yaklaşması (sola kayması) ise uyumsuzluğun azaldığı daha yüksek bir eşleşme etkinliğini göstermektedir. Eğrinin orijinden uzaklaşması (sağa kayması) açık iş-işsiz eşleşme uyumsuzluğunda (mismatch) artışın bir göstergesi olarak yorumlanmaktadır (Kosfeld vd., 2006: 1). Şekil 2'de yer alan Beveridge eğrisinin BC₁'den BC₂'ye kayması, aynı işsizlik düzeyinde daha yüksek açık iş oranını veya aynı açık iş oranında daha yüksek işsizliği (daha yüksek bir uyumsuzluk düzeyini) ifade etmektedir. Beveridge eğrisinin BC₁'den BC₀'a kayması ise aynı işsizlik düzeyinde daha düşük açık iş oranını veya aynı açık iş oranında daha düşük işsizliği (uyumsuzluk düzeyinde azalmayı) ifade etmektedir (Ağayev ve Bora, 2012: 27).



Şekil 2. Beveridge Eğrisinde Kaymalar

Kaynak: Keskin ve Şen (2010: 201).

Beveridge eğrisinin şematik gösterimi ve eğrinin kaymasını etkileyen faktörler Şekil 3'te yer almaktadır. Şekilden görüleceği üzere, işsizlik; iş kayıplarının, işten ayrılanların ve işgücüne yeni girişlerin olması sonucu artış göstermektedir. Açık işler, işten ayrılmalar ve yeni iş alanlarının ortaya çıkmasından oluşan işlerden meydana gelmektedir. Şeklin üst panelinde yer alan faktörlerde (iş kaybı, işi bırakma ve yeni iş yaratma) meydana gelen azalmalar, iş arayan bireylerin ve çalışan arayan firmaların sayısının azalması nedeniyle, Beveridge eğrisinin orijine yaklaşmasına neden olmaktadır. Modelin diğer önemli bileşeni işgücüne katılım oranıdır. İşgücüne katılım oranındaki artışlar, işgücü piyasasına giren yeni katılımcıların daha fazla işsizlik yaratması nedeniyle eğrinin sağa kaymasına neden olmaktadır. Eşleşme süreci, çalışanların mevcut işlerle nasıl etkili bir şekilde eşleştiğini belirlemektedir. Etkili bir eşleşme süreci, işsizliğin ve açık işlerin sayısını azaltıp, işe alımların sayısını arttırmaktadır. Dolayısıyla eşleşme etkinliğindeki artış, Beveridge eğrisini orijine yaklaştırmaktadır (sola kaydırmaktadır) (Bleakley ve Fuhrer, 1997: 8; Teo vd., 2005: 3-4).



Şekil 3. Beveridge Eğrisinin Bileşenleri Olan Açık İş ve İşsizliğin Basit Bir Modeli

Kaynak: Bleakley ve Fuhrer, (1997: 7).

LİTERATÜR İNCELEMESİ

Türkiye için Beveridge eğrisini inceleyen oldukça sınırlı sayıda ampirik çalışma mevcuttur. Keskin ve Şen (2010), 1960-2008 döneminde Beveridge eğrisinin 1960'lı yıllarda orijinden oldukça uzakta olduğunu, 1960'lı yıllardan günümüze eğrinin orijine yaklaşarak eşleşme etkinliğinin arttığını tespit etmiştir. 2008 yılı için sektörel bazda ele alınan Beveridge eğrisi, sanayi ve özellikle hizmetler sektöründe, açık iş oranlarının işsizlik oranlarını karşılama gücünün oldukça düşük düzeylerde olduğunu göstermiştir.

Ağayev ve Bora (2012), Ocak 1995-Mart 2011 dönemi için EKK yöntemini kullanarak 2008 kriz dönemi ve sonrasında Beveridge eğrisinin orijinden uzaklaştığını ve emek piyasasında uyumsuzluğun arttığını tespit etmiştir. Kriz sonrası dönemde Beveridge eğrisinin geçerli

olduğunun belirlendiği çalışmada; kadınların, üniversite-yüksek okul mezunlarının ve orta yaş ve üzeri (24+) iş gücünün toplam işgücü içindeki payındaki artışların emek piyasasında uyumsuzluğu arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kanık vd. (2012), OLS ile tahmin ettikleri eşleşme fonksiyonunu kullanarak 2005-2012 dönemi için açık işler ile işsizlik arasında negatif yönlü ilişki bulmuştur. Küresel kriz sonrası 2009-2012 toparlanma döneminde, Beveridge eğrisinin saat yönünün tersine bir hareket izlediği belirlenmiştir. Tokatlıoğlu (2016), durum-uzay modeli (state-space) ile tahmin ettiği eşleşme fonksiyonu ile 2005.01-2014.07 dönemi için Beveridge eğrisinin orijine göre dışbükey olduğunu tespit etmiş ve kriz sonrası 2009.04-2011.09 dönemleri arasında Beveridge eğrisinin tersine hareket etmeye başladığını ortaya koymuştur.

Sağlam ve Günalp (2012), 1951-2008 dönemi için Johansen eşbütünlük testi ve dinamik en küçük kareler yöntemini kullanarak, Beveridge eğrisinin geçerli olduğunu tespit etmiştir. Çalışmada, reel ücretlerin işsizlik oranları üzerinde pozitif ve güçlü bir etkisinin olduğunu, işgücü verimliliğinin işsizlik oranları üzerinde etkili olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Tanrıöver ve Biçer (2015), 2005.01-2015.04 dönemi için TAR ve MTAR modellerini kullanarak açık işler ile işsizlik arasında uzun dönemde önemli asimetrik bir ilişkinin bulunmadığını, dolayısıyla Beveridge eğrisinin Türkiye ekonomisi için uzun dönemde ve negatif olmadığını tespit etmiştir.

Kosfeld vd.(2006), Almanya için 1992-2004 döneminde SUR modelini kullanarak Beveridge eğrisini incelemişlerdir. Çalışmada, son on yılda açık iş-işsiz uyumsuzluk derecesinin arttığını ve Beveridge eğrisinin dışa kaymasının, yapısal faktörlerin yanında konjonktür dalgalanmalarıyla da ilişkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Isabel (2017), 1986.01-2014:12, Markov-Swithing panel model ile ABD, Portekiz ve İspanya için açık iş oranı ile işsizlik oranı arasında negatif yönlü ilişki olduğunu ve Beveridge eğrisindeki geçici dışa kaymaların konjonktür hareketlerinden kaynaklandığını belirlemiştir. 1975-2004 döneminde Belçika, Almanya, Hollanda, İspanya ve İngiltere için Beveridge eğrisini panel veri analizi ile inceleyen Bouvet (2009); çıktı açığı ile ölçtüğü konjonktür dalgalanmalarının, ülkelerin bölgesel bazda Beveridge eğrisinin konumunu etkilediğini ve emek piyasası katılıklarının ekonominin şoklara uyum sağlamasını kısıtlayarak açık iş-işsiz eşleşmesini engellediğini tespit etmiştir.

Bonthuis vd. (2013), 1991.Q1-2012.Q1 dönemi için OLS modeli ile global finansal krizin İspanya ve Fransa Beveridge eğrisini sağa, Almanya Beveridge eğrisini sola kaydıracağı bulgusuna ulaşmıştır. ABD için 1976-2009 dönemi çeyreklik verileri ile eşleşme fonksiyonunun kullanıldığı ve işsizliği arttıran işten çıkarma (lay off) ve işten ayrılma (quit) etkilerinin ayrıştırıldığı Barnichon ve Figura (2010) çalışması, işsizlikteki dalgalanmaların temel nedeninin işgücü talebindeki değişimler olduğunu göstermiştir. Çalışmada, eşleşme etkinliğindeki değişimlerin işsizlik üzerinde küçük bir etkisinin olduğu, bununla birlikte 2008-2009 yılları arasındaki daralmanın eşleşme etkinliğini önemli ölçüde azalttığı ve Beveridge eğrisini dışa doğru kaydıracağı tespit edilmiştir.

Acuna vd. (2018), Çin için 1994.Q1-2012.Q4 dönemi verileri ile Beveridge eğrisini tahmin ettikleri çalışmaları, Asya krizinin ve küresel finans krizinin eğriyi farklı yönde etkilediğini göstermiştir. Asya krizi sonrası işsizliğin yüksek seviyelerini koruması nedeniyle eğrinin sağa kayarak eşleşme etkinliğinin azaldığı ve küresel kriz sonrasında işsizlikteki hızlı düşüş nedeniyle eğrinin sola kayarak eşleşme etkinliğinin arttığı sonucuna ulaşılmıştır. İşgücünün bileşimi ve ücret düzeyi, söz konusu krizler arasındaki eşleşme etkinliğindeki farklılıkları açıklayan temel faktörler olarak gösterilmiştir. Teo vd. (2005), 1987:Q1-2003:Q1 dönemi için regresyon analizi ile 1997 Asya krizinin Singapur Beveridge eğrisinin esnekliğini azalttığını tespit etmiştir. Asya krizi sonrası emek piyasasının tepkiselliğinin azalmasını, işverenlerin çalışan seçiminde daha seçici olmalarından kaynaklandığının belirtildiği çalışmada, Singapur ekonomisi için eşleşme etkinliğinin Japonya ve Kore'den daha yüksek olduğu ortaya konmuştur.

14 OECD ülkesinde küresel finans krizinin eğri üzerindeki etkisinin incelendiği Hobijn ve Şahin (2012) çalışmasında, ABD, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere'de küresel krizin nitelik uyumsuzluğu (skill mismatch) arttırarak Beveridge eğrisini sağa kaydıracağı sonucu elde edilmiştir. Boskà vd. (2017), İspanya'da 2008 ve 2009 yıllarında Beveridge eğrisinin sağa kaydığı ve bu kaymanın milli gelirdeki düşüşün %55'ini, istihdamdaki düşüşün %31'ini açıkladığını bulmuştur.

Destefonis ve Fonseca (2006), 1992-2001 çeyreklik veriler ile GLS yöntemini kullanarak, İtalya'da Beveridge eğrisinin bölgeler arasında farklılık gösterdiğini ve Güney İtalya bölgesinde vasıfsız çalışanların (eğitim düzeyleri üniversite veya yüksek okul derecesinden düşük olanlar) eşleşme etkinliğini azalttığını tespit etmiştir. Benzer şekilde, Beveridge eğrisini bölgesel ayırarak inceleyen Dixon vd. (2010), 1983.Q1-2008.Q2 dönemi için Avustralya'nın sekiz bölgesinin ulusal ve bölgesel işgücü şoklarına farklı tepki verdiği, diğer bir ifade ile Beveridge eğrisinin farklılaştığı bulgusuna ulaşmıştır.

Kasrin ve Lang (2010), Mısır Beveridge eğrisini 2004-2010 çeyrek verileri ile kamu ve özel sektör ayrımı yaparak incelemiştir. Çalışmada, özel sektör açık iş oranları ile işsizlik oranları arasında negatif yönlü ilişki bulunmuştur. İnceleme döneminde özel sektör Beveridge eğrisinin sola kayması nedeniyle, özel sektör için açık işler ve iş arayanlar arasında eşleşme sürecinin oldukça etkili olduğu belirlenmiştir.

Destefonis ve Mastromatteo (2015), dokuz OECD ülkesi için Beveridge eğrisinin varlığını 1980-2011 dönemi için test etmiştir. Çalışmada, OECD Beveridge eğrisinin açık iş-işsiz değiş-tokuşunu (trade-off) yansıttığı ve teknolojik ilerlemelerin, küreselleşmenin ve petrol şoklarının Beveridge eğrisini sağa kaydıracağı tespit edilmiştir.

VERİ SETİ, YÖNTEM VE BULGULAR

Bu çalışmada, Türkiye’de Beveridge eğrisinin geçerliliği 2005:Q1-2017:Q4 dönemi için incelenmiştir. Çalışmada kullanılan işsizlik oranı (%) TÜİK veri tabanından, açık iş oranı (%) verisi İŞKUR veri tabanından elde edilmiştir. Açık iş oranı ‘V’ ile işsizlik oranı ‘U’ simgesi ile ifade edilmiştir. Kullanılan değişkenler, Tramo-Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmaları alınarak analize dahil edilmişlerdir (LV, LU).

Uygulamalı analizde, ilk olarak serilerin durağanlık özellikleri Ng-Perron ve iki kırılmalı LM birim kök testleri ile incelenmiştir. Serilerin durağanlık özellikleri belirlendikten sonra, açık iş oranı ile işsizlik oranı arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi ile test edilmiştir. Eşbütünleşme analizini takiben, seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli statik ilişkiler ARDL modeli ile araştırılmıştır. Son olarak, serilerin pozitif ve negatif şokları arasındaki nedensellik ilişkisi Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi ile incelenmiştir.

Durağanlık Analizi

Çalışmada kullanılan LU ve LV serilerinin durağanlık özelliklerini incelemek için Ng-Perron (2001) testi ve iki kırılmalı LM birim kök testi kullanılmıştır. Ng-Perron (2001) testi, serideki boyut bozulmalarını da dikkate alması bakımından ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinden üstün kabul edilmektedir. Bu test kapsamında geliştirilen MZa ve MZt testlerinde boş hipotez serinin durağan olmadığı yönünde iken, MSB ve MPT testlerinde boş hipotez serinin durağan olduğu yönündedir (Göçer ve Gerede, 2016: 41). Ng-Perron (2001) test sonuçları Tablo 1’de sunulmaktadır. Serilerin düzey değerleri için sabitli ve trendli model, birinci farkları için sadece sabit terim içeren model alınmıştır.

Tablo 1. Ng-Perron Test Sonuçları

| Düzye | | | | |
|--|--------|-------|------|------|
| Seri | MZa | MZt | MSB | MPT |
| LU | -15.65 | -2.79 | 0.18 | 5.84 |
| LV | -64.02 | -5.65 | 0.09 | 1.44 |
| LU ve LV serileri için Ng-Perron kritik değerleri; MZa, MZt, MSB, MPT için sırasıyla %1 anlamlılık düzeyinde -23.80, -3.42, 0.14, 4.03; %5 anlamlılık düzeyinde -17.30, -2.91, 0.17, 5.48’dir. | | | | |
| Birinci Fark | | | | |
| Seri | MZa | MZt | MSB | MPT |
| LU | -19.02 | -3.01 | 0.16 | 1.54 |
| LV serileri için Ng-Perron kritik değerleri; MZa, MZt, MSB, MPT için sırasıyla %1 anlamlılık düzeyinde -13.80, -2.58, 0.17, 1.78; %5 anlamlılık düzeyinde -8.10, -1.98, 0.23, 3.17’dir. | | | | |

Tablo 1’de yer alan Ng-Perron test sonuçları incelendiğinde, LU serisi için MZa ve MZt testlerine göre düzeyde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük, MSB ve MPT testlerine göre düzeyde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden büyük bulunmuştur. LU serisi için birinci farklarda MZa ve MZt testlerine göre hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük, MSB ve MPT testlerine göre hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden küçük olması nedeniyle, LU serisinin birinci dereceden durağan (I(1)) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LV serisi için MZa ve MZt testlerine göre düzeyde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük, MSB ve MPT testlerine göre düzeyde hesaplanan değerler tablo kritik değerlerden küçük bulunmuştur. Diğer bir ifade ile LV serisi için, MZa ve MZt testlerinde temel hipotez reddedilip MSB ve MPT testlerinde temel hipotez kabul edildiğinden, LV serisinin düzeyde durağan (I(0)) olduğu tespit edilmiştir.

İki yapısal kırılmaya izin veren LM birim kök testinde elde edilen test istatistiğinin, kritik değerden büyük olması halinde yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilir (Yılancı, 2009: 331). İki kırılmalı LM birim kök testi sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2. İki Kırılmalı LM Birim Kök Testi Sonuçları

| Seri | Model | Test İstatistiği | Kritik Değerler | | Kırılma Tarihleri |
|------|-------|------------------|-----------------|-------|-------------------|
| | | | %1 | %5 | |
| LU | AA | -3.50 | -4.54 | -3.84 | 2009:Q3, 2010:Q4 |
| | CC | -4.43 | -6.41 | -5.74 | 2008:Q2, 2011:Q2 |
| LV | AA | -4.47 | -4.54 | -3.84 | 2007:Q4, 2010:Q4 |
| | CC | -6.86 | -6.16 | -5.59 | 2008:Q3, 2010:Q3 |

Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)’den alınmıştır.

Düzyede iki kırılmaya izin veren Model AA ve sabit terimde ve trendde iki kırılmaya izin veren Model CC’de LU serisi için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden %1 ve %5 anlam düzeylerinde mutlak değer olarak küçük bulunmuştur. Bu sonuç, Model AA ve Model CC’ye göre yapısal kırılmalar dikkate alındığında, LU serisinin birim köklü olduğunu göstermektedir. LV serisi için hesaplanan test istatistiği; Model AA’da %5 anlam düzeyinde, Model CC’de %1 ve %5 anlam düzeylerinde kritik değerlerden mutlak değerce büyük olduğundan, söz konusu kırılma tarihleri ile yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilir. İki kırılmalı LM birim kök testi sonuçları, LU serisinin birim köklü LV serisinin durağan olduğunu göstermiştir.

Eşbütünleşme Analizi ve ARDL Modeli

Durağanlık analizinden sonra seriler arasındaki eşbütünleşme analizi Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi yaklaşımıyla incelenmiştir. Değişkenlerin durağanlık özelliklerine bakılmaksızın uygulanabilmesi, düşük gözleme sahip çalışmalarda etkin olması ve iki aşamalı Engle-Granger yönteminden daha iyi istatistiksel özelliklere sahip olması, sınır testinin alternatif eşbütünleşme testlerine göre sağladığı avantajlardır (Narayan ve Narayan, 2005: 429).

t trend değişkenini, m gecikmesi sayısını temsil etmek üzere, Sınır testi için oluşturulan kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin (UECM) çalışmamıza uyarlanmış hali (1) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$\Delta LU_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta LU_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta LV_{t-i} + a_3 LU_{t-1} + a_4 LV_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı ($H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$) şeklinde kurulur. Hesaplanan F istatistiğinin; Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt kritik değerinden küçük olması seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu, tablo üst kritik değerinin üzerinde olması seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu gösterir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur (Karagöl vd., 2007:76). Sınır testi sonuçları Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

| K | F İstatistiği | %5 Anlam Düzeyindeki Kritik Değerler | |
|---|---------------|--------------------------------------|-----------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır |
| 1 | 4.16 | 3.15 | 4.11 |

K değeri; (1) numaralı denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(i)'den alınmıştır

Tablo 3'te görüldüğü üzere, hesaplanan F istatistiği Pesaran'ın üst kritik değerinden büyük olması nedeniyle temel hipotez reddedilmiştir. Sınır testi sonuçlarına göre, LU ve LV serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra, açık iş oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modelinden yararlanılmıştır. ARDL modelinin çalışmamıza uyarlanmış hali (2) numaralı denklemde gösterilmektedir. Seriler arasındaki kısa dönem ilişkisinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modelinin çalışmamıza uyarlanmış hali (3) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$LU_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} LU_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{2i} LV_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta LU_t = a_0 + a_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta LU_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_{3i} \Delta LV_{t-i} + u_t \quad (3)$$

(2) ve (3) numaralı denklemlerde yer alan m ve gecikme sayılarını göstermekte olup, gecikme sayılarını belirlenmesi için Schwarz bilgi kriterinden yararlanılmıştır. (3) numaralı denklemlerde yer alan ECMt-1 değişkeni, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir (Karagöl vd., 2007: 78). ARDL (2,0) modeli sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır.

1 Serilerin I(2) olması durumunda, Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan F istatistikleri geçersiz olmaktadır. Birim kök testleri, yanıltıcı sonuçlardan kaçınmak için kullanılmaktadır (Frimpong ve Oteng-Abeyie, 2006: 9).

Tablo 4. ARDL (2,0) Modelinin Tahmin Sonuçları

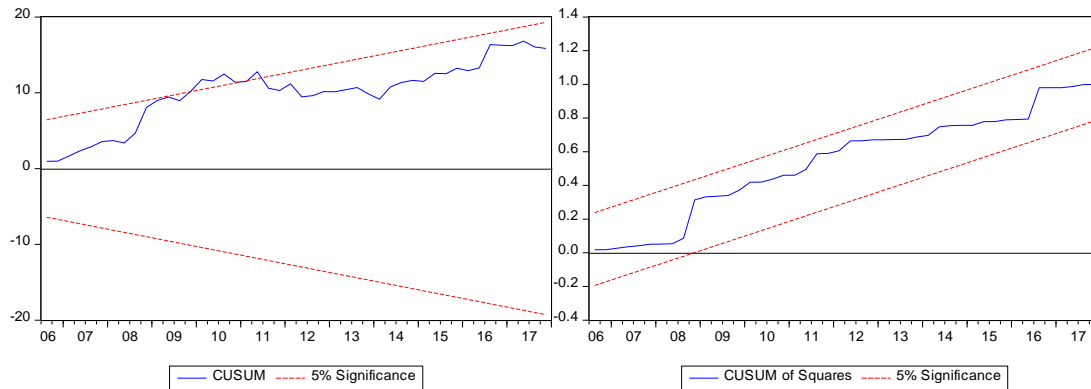
| Değişkenler | Katsayı | t istatistiği |
|--|-----------|--------------------|
| LU (-1) | 1.348535 | 10.62773 |
| LU(-2) | -0.535464 | -4.360914 |
| LV | -0.019936 | -1.624771 |
| C | 0.456612 | 3.105511 |
| ARDL (2,0) Modeli Tanısal Denetim Sonuçları | | |
| X2BG | | 0.208888 [0.8123] |
| X2WHITE | | 0.025450 [0.8739] |
| X2RAMSEY | | 0.360411 [0.7202] |
| ARDL (2,0) Modelinin Uzun Dönem Katsayıları | | |
| LV | -0.106650 | -1.864214 [0.0687] |
| ARDL (2,0) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları | | |
| D (LV) | -0.049930 | -1.487017 [0.1438] |
| ECM(-1) | -0.176980 | -2.929457 [0.0053] |

X²BG, X²WHITE, X²RAMSEY sırasıyla otokorelasyon, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleri olup, parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

ARDL (2,0) modeli sonuçlarına göre, uzun dönemde açık iş oranı işsizlik oranı üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Uzun dönem ARDL modeli sonuçlarına göre, uzun dönemde açık iş oranındaki %1'lik artış, işsizlik oranında %0.11 oranında azalışa yol açmaktadır. Kısa dönemli hata düzeltme sonuçları, açık iş oranı ve işsizlik oranı arasında kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. ARDL (2,0) modelinde, hata düzeltme değişkeninin katsayısı (ECMt-1) beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. -0.18 değerini alan ECMt-1 katsayısı, kısa dönemde uzun dönem dengeden bir sapma olması halinde, sistemin yaklaşık 5.5 (1 / 0.18) çeyreklik dönemde dengeye ulaşacağını göstermektedir.

Şekil 4, tahmin edilen ARDL (2,0) modelinin kararlılığını test etmek amacıyla yararlanılan CUSUM ve CUSUMSQ grafiklerini göstermektedir.

CUSUM ve CUSUMSQ test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde yer alması, tahmin edilen ARDL modelinin kararlı olduğunu göstermektedir. Şekil 4 incelendiğinde, CUSUM testine göre, ARDL modeli 2009.Q1-2010.Q4 ve 2011.Q1-2011.Q2 dönemleri içerisinde düşük düzeyde kırılmalar göstermektedir. Bununla birlikte, CUSUMSQ testine göre ARDL modeli kritik sınırlar içerisinde yer almaktadır. Diğer bir ifade ile CUSUMSQ testi, tahmin edilen ARDL modelinden elde edilen uzun dönem parametrelerin kararlı olduğunu; CUSUM testi ise küresel finans krizi sonrasındaki söz konusu kırılmaların yaşandığı dönemde açık iş-işsizlik arasındaki trade-off (değiş-tokuş) ilişkisinde istikrarsızların yaşandığını göstermektedir. Açık iş-işsizlik arasındaki eşleşme etkinliğinin kriz dönemleri sonrasında azalması teorik ve ampirik literatürü desteklemektedir (Blanchard ve Diamond, 1989; Barnichon ve Figura, 2010; Ağayev ve Bora, 2010; Kanık vd., 2012; Bosca vd., 2017).

**Şekil 4.** CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

Asimetrik Nedensellik Testi

Ampirik analizde son olarak, açık iş oranı ve işsizlik oranı arasındaki olası doğrusal olmayan ilişkinin varlığı test edilmiştir. Bu amaçla, pozitif ve negatif şokların etkilerinin farklı olabileceğini dikkate alan Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden yararlanılmıştır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi için Gauss programı kullanılmıştır.

Literatürde yer alan nedensellik testlerinde pozitif ve negatif şokların etkilerinin aynı olduğu varsayılır². Hatemi-J (2012), negatif ve pozitif şokların yol açtığı etkilerin ayrı olarak ele alınmamasının oldukça kısıtlayıcı bir varsayım olduğunu, pozitif ve negatif şokların farklı nedensellik etkilerine sahip olduğunu ifade etmiştir.

y_{1t} ve y_{2t} gibi iki bütünleşik seri arasındaki nedensellik analizinin test edildiğini varsayalım.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

(4) ve (5) numaralı denklemde yer alan $t = 1, 2, \dots, T$, $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} ise beyaz gürültülü hata terimlerini göstermektedir. Pozitif ve negatif şoklar sırasıyla şu şekilde tanımlanır: $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$, $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$. Dolayısıyla, her bir seriye ait hata terimleri $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde ifade edilebilir. Bu doğrultuda, (4) ve (5) numaralı denklemler denklem (6) ve (7)'deki gibi düzenlenebilir.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (6)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (7)$$

Her bir seride yer alan pozitif ve negatif şoklar birikimli formda (8) nolu denklemde sırasıyla gösterilmektedir.

$$y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (8)$$

Her bir pozitif ve negatif şokun değişken üzerinde kalıcı etkilere sahip olduğuna dikkat edilmelidir. Bir sonraki aşama değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin test edilmesidir. Hatemi-J (2012) testinde $y_t^+ = (y_{1t}^+, y_{2t}^+)$ ve $y_t^- = (y_{1t}^-, y_{2t}^-)$ varsayımı altında, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi p gecikmeli vektör otoregresif modeli VAR(p) kullanılarak test edilir. (9) numaralı denklemde pozitif şoklar arasındaki nedensellik ilişkisi için kullanılan model gösterilmiştir.

$$y_t^+ = v + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (9)$$

Denklem (9)'da yer alan y_t^+ , 2x1 boyutunda değişken vektörü; v , 2x1 boyutunda sabit değişkeni ve u_t^+ , 2x1 boyutunda hata terimi vektörlerini göstermektedir. A_r ise 2x2 boyutunda r ($r=1, \dots, p$) mertebesinde, gecikme uzunluğu bilgi kriterleri kullanılarak belirlenen parametre matrisidir. Son aşama, nedenselliğin olmadığı yönündeki boş hipotezi test etmek için hesaplanan Wald istatistiğinin, bootstrap kritik değeri ile karşılaştırılmasıdır. Wald testi bootstrap kritik değerinden büyükse, boş hipotez reddedilir. Tablo 4, pozitif ve negatif şokları ayırabilme fonksiyonuna sahip asimetric nedensellik test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5. Asimetrik Nedensellik Test Sonuçları

| Hipotez | MWald Test İstatistiği | Bootstrap Kritik Değerler | | |
|----------------|------------------------|---------------------------|-------|-------|
| | | %1 | %5 | %10 |
| $V^+ \neq U^+$ | 3.28 | 19.71 | 10.95 | 8.01 |
| $V^+ \neq U^-$ | 17.10** | 28.10 | 15.49 | 11.47 |
| $V^- \neq U^-$ | 2.95 | 9.12 | 4.53 | 3.09 |
| $V^- \neq U^+$ | 35.00* | 33.93 | 20.34 | 14.80 |
| $U^+ \neq V^+$ | 2.63 | 22.66 | 12.64 | 9.24 |
| $U^+ \neq V^-$ | 0.08 | 8.54 | 4.61 | 3.15 |
| $U^- \neq V^-$ | 0.96 | 8.95 | 4.52 | 3.11 |
| $U^- \neq V^+$ | 0.47 | 10.31 | 5.58 | 3.74 |

²Yöntem anlatımında, Hatemi-J (2012); Yılcı ve Bozoklu (2014) çalışmalarından yararlanılmıştır.

⇒Nedenselliğin olmadığı temel hipotezini, + işareti pozitif şokları, - işareti negatif şokları göstermektedir. * ve ** değerleri, sırasıyla %1 ve %5 anlam düzeyinde nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir Bootstrap sayısı 10.000'dir.

Tablo 5'te yer alan Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre, teorik beklentilerle uyumlu olarak, aynı yönlü şoklar için temel hipotez reddedilememektedir. Diğer bir ifade ile pozitif (negatif) açık iş şoklarından pozitif (negatif) işsizlik şoklarına doğru ve pozitif (negatif) işsizlik şoklarından pozitif (negatif) açık iş şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Farklı yönlü şoklar için, işsizlikten açık işlere doğru nedensellik durumunda hesaplanan test istatistiklerinin %1, %5 ve %10 anlam düzeylerinde Bootstrap kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuç; işsizlikteki pozitif ve negatif şoklardan, açık işlerdeki sırasıyla negatif ve pozitif şoklara doğru bir nedenselliğin olmadığını göstermektedir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre, pozitif açık iş şoklarından negatif işsizlik şoklarına doğru %5 anlam düzeyinde ve negatif açık iş şoklarından pozitif işsizlik şoklarına doğru %1 anlam düzeyinde hesaplanan test istatistiği Bootstrap kritik değerinden büyük olduğundan temel hipotez reddedilmiştir.

Özetle, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçları, sadece pozitif açık iş şoklarından negatif işsizlik şoklarına doğru ve negatif açık iş şoklarından pozitif işsizlik şoklarına doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada, açık işler ile işsizlik arasında negatif yönlü ilişkiyi gösteren Beveridge eğrisinin geçerliliği Türkiye için 2005-2017 dönemi çeyreklik verileri ile ampirik olarak araştırılmıştır. Uygulamalı analizde, ilk olarak serilerin durağanlıkları Ng-Perron ve iki kırılmalı LM birim kök testleriyle incelenmiş ve işsizlik serisinin birinci dereceden durağan I(1), açık iş serisinin düzeyde durağan I(0) oldukları belirlenmiştir. Farklı durağanlık derecelerine sahip seriler için uygulanabilen Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Sınır testi ile seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir. Sınır testi sonuçları, açık iş oranı ile işsizlik oranı arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduktan sonra, açık işlerin işsizlik üzerindeki uzun ve kısa dönemli statik etkileri ARDL modeli ile analiz edilmiştir. ARDL modeli sonuçları, açık iş oranının işsizlik oranı üzerinde sadece uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu göstermiştir. Model sonuçlarına göre, uzun dönemde açık iş oranındaki %10'luk bir artış işsizlik oranını %1.1 azaltmaktadır. Uygulamalı analizde son olarak, açık işler ile işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla, serilerin pozitif ve negatif şoklarının etkilerini ayırtıran Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi kullanılmıştır. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçları, pozitif (negatif) açık iş şoklarından negatif (pozitif) işsizlik şoklarına doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğunu göstermiştir. Elde edilen bu sonuç, açık iş oranındaki negatif yönlü (azalışın) ve pozitif yönlü değişmelerin (artışın), işsizlik oranında sırasıyla artışa ve azalışa neden olduğunu göstermektedir. Ampirik analizden elde edilen bulgular, Beveridge eğrisinin söz konusu araştırma döneminde Türkiye için geçerli olduğuna yöneliktir.

Beveridge eğrisi, işgücü piyasasında açık iş-işsiz eşleşme etkinliği hakkında bilgi vermektedir. Diğer bir ifade ile Beveridge eğrisi; işsizliğin, açık işlerde meydana gelen değişimler ile uyum gücünü ortaya koymaktadır. İşsizliğin, ekonomik konjonktüre açık işlere oranla daha yavaş tepki vermesi (Kamık vd., 2012: 6) açık işlerdeki değişimlerin kısa dönemde işsizliği etkilememesi ile ilişkili olabilmektedir. Açık işlerin kısa dönemde işsizliği etkilememesi ve işsizlikteki artış ve azalışlardan etkilenmemesi göz önüne alındığında; açık iş-işsiz eşleşme etkinliğinin güçlendirilmesi için, İŞKUR ve istihdam bürolarının işgücü piyasasında daha aktif yer alarak kayıt dışılığın düşürülmesi ve istihdamın teşvik edilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmaktadır.

KAYNAKÇA

- Acuna, H., Carrasco, D., Carrasco, M. ve Caro F. (2018). Dynamics of the Beveridge Curve and global crises. *Advances in Economics and Business*, 6(4), 218-231.
- Ağayev, S. ve Bora, A. (2012). Türkiye için Beveridge Eğrisi ve emek piyasası üzerine bir inceleme. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 49 (565), 23-36.
- Barnichon, R. veFigura, A. (2010). What drives movements in the unemployment rate? A decomposition of the Beveridge Curve", *Finance and Economics Discussion Series*, 48, 1-35.
- Blanchard, O.J. ve Diamond, P. (1989). The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*,1-76.
- Bleakley, H. veJefrey C.F. (1997). Shifts in the Beveridge Curve, job matching and labor market dynamics. *New England Economic Review*, 3-19.
- Bonthuis, B. Jarvis, V. ve Vanhala, J. (2013). What's going on behind the euro area Beveridge Curve(S)? *Working Paper Series*, 1586, 1-44.
- Boskà, J.E., Doménech, R., Ferri, J. ve García, J.R. (2017). Shifts in the Beveridge Curve in Spain and their macroeconomic effects. *Revista de Economía Aplicada*, 75, 5-27.
- Bouvet, F. (2009). The Beveridge Curve in Europe: New evidence using national and regional data. *Applied Economics*, 41-27.
- Destefanis, S. ve Fonseca, R. (2006). Labour-market reforms and the Beveridge Curve some macro evidence for Italy. *RAND Labor and Population Working Paper Series*, 1-32.
- Destefanis, S. ve Mastromatteo, G. (2015). The Beveridge Curve in the OECD before and after the crisis. *CRISEI Discussion Paper*, 4, 1-33.
- Diamond, P.A. ve A. Sahin (2014).Shifts in the Beveridge Curve. *FED of New York Staff Report*, No:687, 1-15.
- Dixon, R., Lim, G.C. ve Freebairn, J. (2010). Regional Beveridge Curves: A latent variable approach. *The University of Melbourne Working Paper Series*, 1103, 1-38.

- Frimpong, M. J ve Oteng-Abayie, E. F. (2006). Bounds testing approach: an examination of foreign direct investment, trade and growth relationships. Munich Personal RePEc Archive, 1-19.
- Göçer, İ. ve Gerede, C. (2016). Cari Açık-Ekonomik büyüme-enflasyon ve işsizlik açmazında Türkiye: yeni nesil bir ekonometrik analiz. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi 2016 Kasım Özel Sayısı, 35-46.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43, 447-456.
- Hobijn, B., A. Şahin (2012). Beveridge Curve shifts across countries since the great recession. 13th Jacques Polak Annual Research Conference, 1-47.
- Isabel, V. (2017). Did the crisis permanently scar the Portuguese labour market? Evidence from a Markov-Switching Beveridge Curve analysis. ECB Working Paper, 2043, 1-26.
- Kanık, B., Sünel, E. ve Taşkın, T. (2012). Beveridge Eğrisi ve eşleşme fonksiyonu: Türkiye örneği. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Ekonomi Notları, 24.1-13.
- Karagöl, E., Erbaykal, E. ve Ertuğrul, H. M. (2007). Türkiye’de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. Doğu Üniversitesi Dergisi, 8(1), 72-80.
- Kasrin, Z. ve Lang G. (2010). Estimating the Beveridge Curve of Egypt: An econometric study for the period 2004 to 2010. German University in Cairo, Working Paper, 21, 1-24.
- Keskin, A. ve Şen, H. (2010). Beveridge Eğrisi: Teori ve Türkiye uygulaması. TISK Akademi, 199-219.
- Kosfeld, R; C. Dreger, H.F. Eckey (2006). On the stability of the German Beveridge Curve: A spatial econometric perspective. IZA Discussion Paper Series.
- Lee, J., Strazicich, M.C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2005). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22, 423-438.
- Sağlam, B.B. ve B. Günalp (2012). The Beveridge Curve and labour market dynamics in Turkey. *Applied Economics*, 44(24), 3195-3202.
- Tannöver, B. ve Biçer, B. (2015). Yapısal şokların emek piyasası üzerindeki etkileri: Türkiye için Beveridge Eğrisi tahmini”, *International Journal of Academic Value Studies*, 1(1), 12-25.
- Tokatlıoğlu, İ. (2016). Küresel kriz öncesi ve sonrası dönem için Türkiye’nin Beveridge eğrisi tahmini. Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 34(3), 73-105.
- Teo, E., Thangavelu, S. M. ve Quah, E. (2005). Singapore’s Beveridge Curve: A comparative study of the unemployment and vacancy relationship for selected East Asian countries. SCAPE Working Paper, 2005/08, 1-17.
- Yashiv, H. (2006). The Beveridge Curve. IZA Discussion Paper, 2479, 1-6.
- Yıllancı, V. (2009). Yapısal kırımlar altında Türkiye İçin işsizlik histerisinin sınanması. Doğu Üniversitesi Dergisi, 10(2), 324-335.