



**Atıfta Bulunmak İçin / Cite This Paper:** Apaydın, Ş. (2019). “Türkiye’de İşsizliğin Kaynakları: Bir Yapısal Vektör Hata Düzeltme Modeli”, *Manas Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 8 (Ek Sayı 1): 1002-1016  
**Geliř Tarihi / Received Date:** 28.09.2018 **Kabul Tarihi / Accepted Date:** 09.01.2019

#### Arařtırma Makalesi

## TÜRKİYE’DE İŐİSİZLİĞİN KAYNAKLARI: BİR YAPISAL VEKTÖR HATA DÜZELTME MODELİ

**Dr. Öğr. Üyesi Şükrü APAYDIN**

Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi  
*sukruapaydin@nevsehir.edu.tr*  
ORCID ID: 0000-0003-4640-8135

### Öz

Bu çalışmada 2005-2018 dönemi verileri kullanılarak Türkiye’de gözlemlenen işsizliğin yapısal kaynakları araştırılmaktadır. Bu amaçla verimlilik, emek arzı ve emek talebi ile reel ücret şoklarının işsizlik üzerindeki uzun dönemli etkileri, Yapısal Vektör Hata Düzeltme modeli (SVECM) ile analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, verimlilik ve emek talebindeki artışlar uzun dönemde işsizlik oranını azaltırken, emek arzı şokları işsizliği artırma yönünde kalıcı etkiler ortaya koymaktadır. Sonuç olarak Türkiye’de yaşanan işsizliğin uzun dönemde emek arzı ve emek talebi ile teknoloji şokları tarafından önemli şekilde etkilendiği ifade edilebilir.

**Anahtar Kelimeler:** İşsizlik, Eşbütünleşme, Yapısal Şoklar, SVECM, Türkiye

### UNEMPLOYMENT SOURCES IN TURKEY: A STRUCTURAL VECTOR ERROR CORRECTION MODEL

#### Abstract

In this study, structural sources of unemployment observed in Turkey are investigated using data in the period 2005-2018. For this purpose, the long run effects of productivity, labor supply, labor demand, and real wages change on unemployment were analyzed with Structural Vector Error Correction model (SVECM). According to the result of the study, while the rises in productivity and labor demand decline the unemployment rate in the long run, labor supply shocks have a persistent impact on the increase in unemployment. As a result, the unemployment in Turkey is importantly affected by labor supply and labor demand and technology shocks can state.

**Keywords:** Unemployment, Cointegration, Structural Shocks, SVECM, Turkey.

## 1. GİRİŐ

Tüm ekonomik sistemlerin ve iktisat politikaların en önemli amaçlarından biri, hiç kuşkusuz işsizliğin önlenmesi veya makul sayılabilecek bir düzeye çekilmesidir. Bu amaç özellikle işsizlik oranları çift haneli rakamlara ulařtığında daha belirgin hale gelmekte ve işsizliğin nedenleriyle ilgili yoğun tartışmalara konu olmaktadır. Bu çerçevede büyüme oranı, enflasyon oranı, reel döviz kurları, faiz oranları, emek arzı artış oranı, nüfus artışı, vb. çeşitli makro büyüklüğün işsizlik üzerindeki etkileri incelenmektedir. Konunun makroekonomik

açından bir diğer önemli boyutu, işsizliğin kaynağının toplam talep ya da emek talebi şokları gibi konjonktürel veya verimlilik, emek arzı veya reel ücret şokları gibi yapısal etkenler olup olmadığıdır. Sorunun bu yönünün belirlenmesi, kuşkusuz önemli politika çıkarımlarına sahiptir. Zira işsizlik büyük ölçüde yapısal faktörlerden kaynaklanıyorsa, talep yönlü politikaların işsizliği azaltma şansının oldukça düşük olması söz konusu olabilecektir.

Bu çalışmada Türkiye'deki işgücü piyasasını etkileyen yapısal şoklar ve bunların işsizlik üzerindeki etkileri, Yapısal Vektör Otoregresyon (SVAR) modelleri temelinde geliştirilen Yapısal Vektör Hata Düzeltme modeli (SVECM) çerçevesinde araştırılmıştır. Bu modelin seçilmesinin temel nedeni, söz konusu modelde tahmin edilen etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma tekniklerinin, her bir şokun etkisini ve göreceli önemini belirlemeye imkan vermesidir. Böylece hangi şokun işsizliği nasıl ve ne kadar etkilediği belirlenebilmektedir. Türkiye'nin 2005Q1-2018Q2 dönemine ait üçer aylık verilerin kullanıldığı bu çalışma, hem benimsenen yöntem hem de içerik açısından konuyla ilgili Türkiye ekonomisine yönelik diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır. Bu açıdan çalışmanın ilgili literatüre bir katkı sağlaması amaçlanmaktadır.

Üç ana bölümden oluşan çalışmada ilk olarak literatür incelemesi yapılmış, konuya yönelik ampirik araştırmalara değinilmiştir. Ampirik ve teorik modele ilişkin bilgilere yer verilen ikinci bölümden sonra, üçüncü bölümde analizde kullanılan veriler ile ampirik test ve sonuçlar değerlendirilmiştir. Nihayet genel bir değerlendirme yapılarak çalışma tamamlanmıştır.

## 2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

İşsizlik ve işsizliğin nedenleriyle ilgili olarak literatürde çok sayıda çalışma vardır. Bununla birlikte söz konusu çalışmaların, en azından Türkiye çalışmalarında, belirli konular üzerinde yoğunlaştıkları dikkat çekmektedir. Buna göre çalışmaların önemli bir kısmında Okun Yasası etrafında süregelen tartışmalara odaklanıldığı, diğer bir kısmında dünya literatürüne uygun olarak konunun Beveridge Eğrisi çerçevesinde ele alındığı görülmektedir. Bir diğer ifade ile yapılan çalışmaların çoğunda konjonktürel işsizliğin nedenleri araştırılırken, bir kısmında yaşanan işsizliğin mahiyetinin ne olduğu, yani yapısal/doğal işsizlik olup olmadığının belirlenmesi temel amaç olarak ortaya çıkmaktadır.

Farklı ekonometrik yöntem ve teknikler ile farklı dönemleri kapsayan, büyüme ile işsizlik arasındaki ilişkileri araştıran çalışmaların bazılarında değişkenler arasında büyümeden işsizliğe doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisi bulunurken, önemli bir kısmında uzun dönemli karşılıklı bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Nedensellik bulunmayan çalışmalarda varılan ortak sonuç, genel olarak büyümenin işsizlik üzerinde bir etkisinin

olmadığı, dolayısıyla yaşanan işsizliğin büyük ölçüde yapısal faktörlerden kaynaklandığı rapor edilmektedir. Bu çerçevede işsizliğe neden olan faktörler olarak büyüme amacı doğrultusunda uygulanan yanlış iktisat politikaları, sektörel üretim ve istihdam yapısında meydana gelen değişimler, işgücüne katılım oranının yüksekliği, kadın işgücünün çalışma hayatına katılımı, işgücü piyasasındaki asimetrik bilgi, histeri etkisi, vb. yapısal ve sosyal faktörlere dikkat çekilmektedir.<sup>1</sup>

Türkiye’de gözlenen işsizliğin yapısal/doğal bir karakter taşıyıp taşımadığını araştıran çalışmalarda da benzer bir yargıya varılmaktadır. Örneğin Güloğlu ve İspir (2011) tarafından 1988-2008 dönemi verileriyle sektörel bazda panel birim kök sınaması ile yapılan analizde, işsizliğin doğal işsizlik oranı savını destekler nitelikte sonuç bulunmuştur. Buna göre geçici şoklar işsizlik oranını uzun süreli etkilese de kalıcı olmamaktadır. Benzer şekilde Beveridge Eğrisi çerçevesinde yapılan analizler de, yaşanan işsizliğin büyük ölçüde yapısal özellikler taşıdığı ve geleneksel politikalar yerine kalıcı çözümler üretilmesi gerektiğine işaret etmektedir.<sup>2</sup>

Öte yandan dünya literatürüne bakıldığında konunun çok daha geniş olarak ele alındığı görülmektedir. Zira konunun Türkiye’de yapılan çalışmalarda kapsanan boyutlarına ek olarak, işsizliği etkileyen yapısal şoklar tanımlanmakta, bu şokların işsizlik üzerindeki etkileri belirlenmeye çalışılmaktadır. Yapısal modellerin ağırlıklı olarak kullanıldığı bu çalışmalarda teknoloji şokları, emek arz ve talep şokları, toplam arz-talep şokları, ücret şokları tanımlanarak, çeşitli ülkelerde işsizliğin yapısal kaynakları belirlenmeye çalışılmakta ve politika önerileri getirilmektedir.<sup>3</sup>

Bu çalışmada, dünya literatüründe uygulanan yöntem benimsenmiş, Türkiye’de yaşanan işsizliğin yapısal kaynaklarının belirlenmesi amacıyla teorik bir modelden hareket edilmiş, böylece her bir yapısal şokun işsizlik üzerindeki etkileri belirlenmeye çalışılmıştır. Dolayısıyla burada yapılan analiz Türkiye çalışmalarından farklılaşmakla birlikte, bu çalışmalara önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

### **3. TEORİK VE AMPİRİK MODEL**

#### **3.1. Teorik Model**

Çalışmada kullanılan model, Jacobson vd. (1997) tarafından önerilen makroekonomik emek piyasası modeline dayanmaktadır. Model, üretim fonksiyonu, emek arz ve talep

<sup>1</sup> Bu konuda incelenen çalışmalardan bazıları Yılmaz (2005), Yüceol (2006), Uysal & Alptekin (2009), Barışık, vd. (2010), Ceylan & Şahin (2010), Demirgil (2010), Tarı & Abasız (2010), Kanca (2012), Altuntepe & Güner (2013), Bayat, vd. (2013), Eser, (2014), Göçer (2015), Arı (2016), Ümit & Karataş (2018) şeklindedir.

<sup>2</sup> Konuyla ilgili olarak bkz. Noyan (2012), Tanrıöver & Biçer (2015) ve Tokatlıoğlu (2015).

<sup>3</sup> Daha detaylı bilgi için bkz. Jacobson, Vredin & Warne (1997), Carstensen & Hansen (2000), Fabiani, vd.(2000), Maidorn (2003), Brüggemann (2006), Saltari & Travaglini (2009), Partridge & Rickman (2009), Park (2012), Lukianenko & Olskevych (2015), Sunde & Akanbi (2015).

fonksiyonları ile ücret ilişkisini gösteren dört temel fonksiyona göre oluşturulmaktadır. Modelde kullanılan değişkenler, ampirik analizlerde kullanıldığı gibi doğal logaritma olarak ifade edilmektedir.

Modelin ilk bileşeni üretim fonksiyonudur ve üretim, hasıla ve istihdamın bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır:

$$gdp_t = \rho empl_t + \theta_t \quad (1)$$

Burada  $\rho$  ölçeğe göre getiriye, rassal yürüyüş özelliği taşıyan  $\theta$  ise stokastik teknoloji trendidir ve  $\varepsilon_{tech,t}$  teknoloji şokunu göstermek üzere aşağıdaki şekilde belirlenmektedir:

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{tech,t}$$

Emek talebi fonksiyonu, istihdamı hasıla ve reel ücretle ilişkilendirmektedir. Buna göre emek talebi ile hasıla arasında doğru, reel ücretle ters orantılı bir ilişki vardır:

$$empl_t = -\eta rwage_t + \lambda gdp_t + \xi_t \quad (2)$$

$\lambda$  ve  $\eta$  parametreleri, istihdamın hasıla ve reel ücrete göre esnekliğini göstermektedir.  $\xi_t$  değişkeni, emek talebindeki rassal düzensizlikleri belirlemekte ve otoregresif bir süreç izlemektedir:

$$\xi_t = \varphi \xi_{t-1} + \varepsilon_{demand,t}$$

$|\varphi| < 1$  olması durumunda emek talebi durağandır ve emek talebi şokları ( $\varepsilon_{demand,t}$ ) istihdamı geçici olarak etkilemektedir. Jacobson vd. (1997)'ye göre  $|\varphi| = 0$  ise emek talebi şoklarının istihdam üzerinde uzun dönemli bir etkisi yoktur.

Sistemin üçüncü bileşeni emek arz fonksiyonudur ve işgücü ile reel ücret arasındaki ilişkiyi yansıtmaktadır:

$$l_t = \pi rwage_t + \psi_t \quad (3)$$

$\psi_t$  dışsal emek arzı trendidir. Rassal yürüyüş izleyen bu değişken emek arzı şoklarını ( $\varepsilon_{supply,t}$ ) içermektedir:

$$\psi_t = \psi_{t-1} + \varepsilon_{supply,t}$$

Ayrıca (3) numaralı denklemde yer alan  $\pi$  emek arz eğrisinin eğimini ölçmektedir.  $\pi = 0$  gibi özel bir durumda, dışsal emek arzı fonksiyonu elde edilebilmektedir.

Nihayet modelde yer alan son bileşen reel ücret fonksiyonudur ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$rwage_t = \delta (gdps_t - empl_t) + \kappa empl_t - \vartheta (l_t - empl_t) + \gamma_t \quad (4)$$

Buna göre reel ücretler sırasıyla emek verimliliği ( $prod_t = gdps_t - empl_t$ ), istihdam ( $empl_t$ ) ve işsizlik oranının ( $unemp_t = l_t - empl_t$ ) bir fonksiyonudur. Ücret trendi ( $\gamma_t$ ) aşağıdaki gibi tanımlanmakta ve durağan olup olmaması  $\phi$  parametresinin değerine bağlıdır:

$$\gamma_t = \phi\gamma_{t-1} + \varepsilon_{rwage,t}$$

Eğer  $|\phi| < 1$  ise reel ücret serisi durağan olduğu, değilse ücret oluşumunun stokastik bir süreç izlemesi söz konusu olmaktadır. Modelin kapanması için son olarak şokların özdeş ve bağımsız bir şekilde dağıldığı varsayılmaktadır. (1)-(4) sistemi, ampirik analizde kullanılacak şekilde ( $gdp_t - empl_t$ ) verimliliği, ( $empl_t$ ) istihdamı, ( $l_t - empl_t$ ) işsizlik oranını ve ( $rwage_t$ ) ücretleri göstermek üzere matris formuna aşağıdaki gibi dönüştürülebilir:

$$\begin{pmatrix} 1 & 1-\rho & 0 & 0 \\ -\lambda & 1-\lambda & 0 & \eta \\ 0 & 1 & 1 & -\pi \\ -\delta & \kappa & \vartheta & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} gdp_t - empl_t \\ empl_t \\ l_t - empl_t \\ rwage_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_t \\ \xi_t \\ \psi_t \\ \gamma_t \end{pmatrix} \quad (5)$$

Daha kısa gösterimle:

$$Ay_t = u_t$$

Burada  $y_t$  verimlilik, istihdam, işsizlik ve reel ücretlerden oluşan içsel değişkenler vektörü,  $u_t$  yapısal model hata terimleri veya düzensizlikler vektörüdür. (5) numaralı model, emek piyasasındaki dinamik ilişkileri göstermekte, emek arzı ve verimlilikteki iki rassal yürüyüş süreci ve emek talebi ile ücret şokları nedeniyle ortaya çıkan iki stokastik bileşenden oluşmaktadır. Bu durum, Brüggemann’ın (2006:414) da ifade ettiği gibi, emek talebi ve ücret ilişkisi arasında en fazla iki eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ima etmektedir.

### 3.2. Ampirik Model: SVECM

Çalışmada emek piyasasını etkileyen şokların işsizlik üzerindeki etkilerini belirleyebilmek için Yapısal Vektör Hata Düzeltme Modeli (Structural Vector Error Correction Model –SVECM) kullanılmıştır. Söz konusu model, Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregresyon (VAR) modelinden türetilen Yapısal Vektör Otoregresyon (SVAR) modeline dayalı bir modeldir.<sup>4</sup>

$k$  sayıda içsel değişkenden oluşan ( $k$  boyutlu), maksimum gecikme sayısı  $p$  olan ( $p$  dereceden) bir SVAR modelinin genel gösterimi aşağıdaki gibidir:

<sup>4</sup>Burada açıklanan SVAR ve SVEC modellerinin teorik yapısının geliştirilmesinde Enders (1995), Amisano ve Giannini (1997), Breitung, vd. (2004) ile Lütkepohl (2005)’ten yararlanılmıştır.

$$Ay_t = A_0 + A_1y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada  $y_t$  ( $k \times 1$ ) boyutlu değişkenler vektörünü,  $A_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) ( $k \times k$ ) katsayılar matrisini,  $A$  değişkenler arasındaki eşanlı ilişkileri gösteren katsayılar matrisini ve  $\varepsilon_t$  ise ( $k \times 1$ ) boyutlu yapısal şoklar vektörünü göstermektedir. Burada içsel değişkenlerin durağan, yapısal şokların serisel olarak ilişkisiz ve beyaz gürültü süreçleri oldukları varsayılmaktadır.

SVAR modellerinde değişkenlerin cari değerleri, diğer değişkenler üzerinde eşanlı etkilere sahip olduğu için (6) numaralı modelden doğrudan tahmin yapılamamaktadır. Bu nedenle yapısal modelin her iki tarafı  $A^{-1}$  ile çarpılarak indirgenmiş biçim VAR modeli elde edilir:

$$y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t \quad (7)$$

Burada  $\Gamma_0 = A^{-1}A_0$ ,  $\Gamma_1 = A^{-1}A_1$ ,  $\Gamma_p = A^{-1}A_p$  ve  $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$  tanımlamalarını gösterir. Ayrıca indirgenmiş biçim hata terimi  $u_t$ ,  $k \times 1$  boyutlu gözlemlenemeyen sıfır ortalamaya sahip beyaz gürültü sürecidir. Yapısal şoklar ( $\varepsilon_t$ ) ile indirgenmiş biçim hata terimi ( $u_t$ ) terimi arasındaki bağlantı (7) numaralı sistemde birbiriyle ilişkili hale gelmiştir:

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t \quad (8)$$

(8) numaralı ilişki, değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı halinde (7) numaralı indirgenmiş biçim model, VECM olarak ifade edilebilmektedir:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (9)$$

Burada  $\Delta y_t$   $k$  boyutlu gözlemlenebilir değişkenler vektörü,  $\alpha$  ( $K \times r$ ) boyutlu katsayı matrisi,  $\beta$  ( $K \times r$ ) eşbütünleşme matrisi,  $\Gamma_i$  ( $k \times k$ ) kısa dönem katsayı matrisi  $u_t$  sıfır ortalama ve sabit varyanslı hata terimleri vektörüdür. (9)'un hareketli ortalama gösterimi ise şöyledir:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} + y_0 \quad (10)$$

(10) numaralı modelde  $\Xi$  ve  $\Xi^*$  öngörü hatası etki-tepki katsayılarını,  $y_0$  başlangıç koşullarını göstermektedir.  $j$  sonsuza yaklaşırken  $\Xi^*$  sıfıra yakınsayacağı için  $\Xi^*$  geçici veya kısa dönem etkileri,  $\Xi$  ise  $\Xi = \beta_{\perp} [\alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i) \beta_{\perp}]^{-1} \alpha'_{\perp}$  ile hesaplanan uzun dönem etkileri temsil etmektedir.  $\beta_{\perp}$  ve  $\alpha_{\perp}$  sırasıyla  $\beta$  ve  $\alpha$ 'nın ortogonal bileşenleridir.

Öte yandan indirgenmiş biçim hata terimleri ile yapısal şoklar arasındaki bağlantıyı gösteren (8) numaralı ifade SVEC modelleri için de geçerlidir. Dolayısıyla (8) numaralı ilişki

hareketli ortalama gösteriminde yerine konulduğunda,  $\Xi A^{-1} \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$  elde edilir. Buradan hareketle yapısal şokların uzun dönem etkisi  $\Xi A^{-1}$ , kısa dönem etkileri ise  $\Xi^* A^{-1}$  ile belirlenir.

Yapısal şokların uzun dönem etkilerinin hesaplanabilmesi için bazı değişkenlere ekonomik teoriye uygun olarak uzun dönem sıfır kısıtları uygulanmaktadır. Buradaki temel amaç, yapısal şokların kalıcı ve geçici etkilerini ayırıştırabilmektir. Bunun yanında,  $r$  sayıda eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu bir sistemde  $k = n - r$  sayıda şok, kalıcı etkilere sahip olmaktadır. örneğin 1 adet eşbütünleşme ilişkisi varsa, 4 değişkenli bir modelde sadece 3 şok kalıcı etkilere sahip olmaktadır. Kalıcı şokların tanımlanabilmesi için ihtiyaç duyulan kısıt sayısı ise  $k(k - 1)/2$  ile belirlenir, yani 4 değişkenli modelde, doğrusal olarak birbirinden bağımsız 6 adet sıfır kısıtı uygulanmalıdır. Benzer şekilde geçici şokların tanımlanması bütünleşik ilişki sayısı dikkate alınarak  $r(r - 1)/2$ 'ye yapılır. Buna göre eğer bir tane bütünleşme ilişkisi varsa, geçici şoklara ilişkin kısıt sayısı sıfır olmaktadır (Brüggemann, 2006:411).

#### 4. BİRİM KÖK TESTLERİ, EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ VE HATA DÜZELTME MODELİ TAHMİN SONUÇLARI

Türkiye’deki işsizliğin kaynaklarını belirlemek üzere, Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK) temin edilen 2005-2018 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. Verilerin 2005’ten sonrasını kapsamasının nedeni, TÜİK tarafından işgücü piyasasına yönelik yapılan yeni tanımlamalara dayalı zaman serilerinin söz konusu dönem öncesini kapsamamasıdır. Döneme ilişkin analizde dört temel zaman serisi kullanılmıştır. Bunlar verimlilik ( $prod_t = gdps_t - empl_t$ ), istihdam ( $empl_t$ ), işsizlik oranı ( $unemp_t = l_t - empl_t$ ) ve reel ücret ( $rwage_t$ ) serileridir. İşsizlik oranı dışında tüm serilerin logaritmik dönüşümleri yapılmış ve Tramo/Seats yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Değişkenlere ilişkin ayrıntılı açıklamalar Ek – 1’de sunulmuştur. Buna göre eşbütünleşme ilişkisi araştırılan değişkenler vektörü şöyle oluşmuştur:

$$y_t = (prod_t, empl_t, unemp_t, rwage_t)$$

Zaman serilerinin durağanlık derecelerinin belirlenebilmesi için Dickey ve Fuller’ın 1979 ve 1981 yıllarında geliştirdikleri Geliştirilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller – ADF) testi ile Phillips-Perron (1988) testleri uygulanmıştır. Tablo 1’de özetlenen test sonuçlarından görülebileceği gibi, tüm değişkenler birinci dereceden durağan olarak bulunmuştur. Aynı dereceden bütünleşik oldukları için, ikinci aşamada değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin tespit edilebilmesi için Johansen Eşbütünleşme testi yapılmıştır.

**Tablo 1.** ADF/PP Birim Kök Testleri

Değişken	Deterministik Terim	Gecikme	Test İstatistiği	Kritik Değer* (%5)	Olasılık (p) Değeri	Sonuç
<i>Prod</i>	Sabit	0	-0.92914	-2.91877	0.7711	<i>I(1)</i>
$\Delta Prod$	Sabit	0	-7.54305	-2.91995	0.0000	
<i>empl</i>	Sabit	0	0.79328	-2.91877	0.9930	<i>I(1)</i>
$\Delta empl$	Sabit	0	-5.29297	-2.91995	0.0001	
<i>Unemp**</i>	Sabit	3	-2.10269	-2.91877	0.2445	<i>I(1)</i>
$\Delta unemp$	Sabit	3	-3.48753	-2.91995	0.0123	
<i>rwage</i>	Sabit	0	-0.66890	-2.91877	0.8453	<i>I(1)</i>
$\Delta rwage$	Sabit	0	-5.85247	-2.91995	0.0000	

\*MacKinnon (1996) kritik değerleridir. \*\*Phillips-Perron testinden elde edilen sonucu göstermektedir.

Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen VAR temeline dayalı eşbütünleşme analiz sonuçları Tablo – 2’de gösterilmiştir. Buna göre analize konu değişkenler arasında tek bir uzun dönemli ilişki ve dolayısıyla tek bir eşbütünleşik vektör bulunmaktadır. Böylelikle Vektör Hata Düzeltme modelinin tahminine geçilmiştir.

**Tablo 2.** Johansen Eşbütünleşme Testi

Hipotez	Eigenvalue	Trace Testi			Max-Eigen Testi		
		Test İstatistiği	%95 Kritik Değer	Olasılık	Test İstatistiği	%95 Kritik Değer	Olasılık
$H_0 : r = 0$	0.521014	<b>60.16293</b>	<b>47.85613</b>	<b>0.0023</b>	<b>35.33199</b>	<b>27.58434</b>	<b>0.0042</b>
$H_0 : r \leq 1$	0.268454	24.83094	29.79707	0.1675	15.00458	21.13162	0.2886
$H_0 : r \leq 2$	0.164694	9.826357	15.49471	0.2943	8.637940	14.26460	0.3175
$H_0 : r \leq 3$	0.024455	1.188417	3.841466	0.2756	1.188417	3.841466	0.2756

Model için en uygun gecikme sayısının belirlenmesinde JMulti paket programından yararlanılmış, yapılan hesaplamada optimal gecikme sayısı 7 olarak belirlenmiştir. Ancak bu gecikme sayısı ile yapılan tahminlerde otokorelasyon ve normal dağılım sorunları tespit edildiği için, söz konusu sorunlar ortadan kalkıncaya kadar gecikme sayısı azaltılmış ve sonuçta hiçbir sorunun yer almadığı 4 gecikmeli model tahmin edilmiştir. Modele ilişkin tahmin sonuçları, eşbütünleşme vektörü ve hata düzeltme katsayıları Ek – 2’de gösterilmiştir.

Modelin tahmin edilmesinden sonra, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırılmasında kullanılacak kısıtlar teorik model ve eşbütünleşme analizine dayalı olarak belirlenmiştir. Daha önce de ifade edildiği gibi, yapısal şokların ayrıştırılabilmesi için dört değişkenli bir modelde  $k(k - 1)/2 = 4(4 - 1)/2 = 6$  adet doğrusal olarak bağımsız kısıta ihtiyaç vardır. Buna ek olarak 4 boyutlu bir sistemde, sadece 3 şok kalıcı etkilere sahip olmaktadır. Ayrıca ücret değişkeni durağan bir ilişki ortaya koymaktadır. Bu durumda teorik



modele göre, ücret şoklarının sistem değişkenleri üzerinde kalıcı bir etkisi olmamakta, ücret değişkeninin yer aldığı sütün sıfır değerini almaktadır ( $b_{14} = b_{24} = b_{34} = b_{44} = 0$ ). Ayrıca teorik modelde ölçeğe göre sabit getiri varsayımı yapıldığı için emek talebi, emek arzı ve ücret şoklarının verimlilik üzerinde kalıcı bir etkisi söz konusu olmamaktadır. Bir diğer deyişle verimlilik üzerinde sadece teknoloji şokları kalıcı etkiye sahiptir ( $b_{12} = b_{13} = b_{14} = 0$ ). Uzun dönem etki katsayı matrisi  $[\Xi]$ , bu kısıtların uygulanması halinde  $b_{14} = 0$  olduğu için sadece 5 doğrusal olarak bağımsız kısıt içermekte, bu nedenle ilave bir kısıtın daha uygulanması gerekmektedir. Bu durumda Jacobson vd. (1997)’de belirtildiği gibi, iki trend kısıtının bulunduğu bir durumda, emek arzı şoklarının uzun dönemde reel ücretleri etkilemediği kabul edilmiştir. Böylece  $b_{42} = 0$  kısıtı ek kısıt olarak uygulanmış ve uzun dönem etki matrisi aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$$[\Xi] = \begin{bmatrix} prod_t \\ empl_t \\ unemp_t \\ rwwage_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{tech,t} \\ \varepsilon_{demand,t} \\ \varepsilon_{supply,t} \\ \varepsilon_{rwwage,t} \end{bmatrix}$$

Tahmin edilen kısa  $[\Xi^*]$  ve uzun dönem  $[\Xi]$  etki-tepki katsayıları, parantez içindeki sayılar standart hataları göstermek üzere aşağıdaki gibidir:

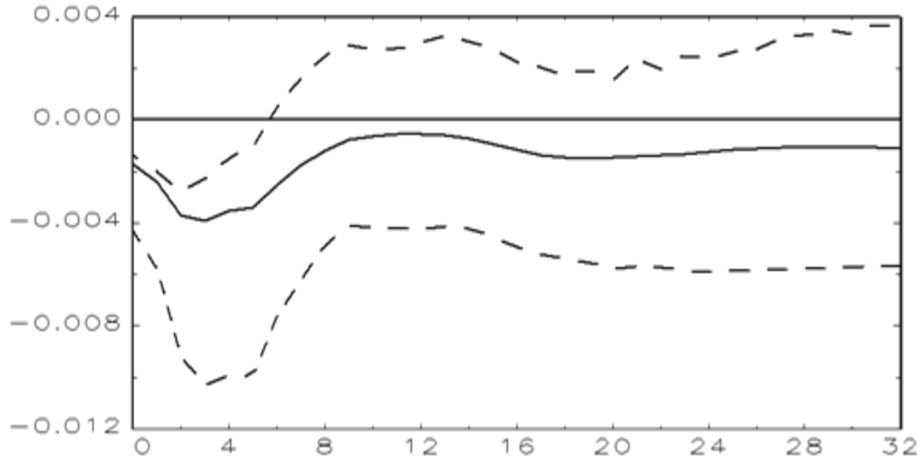
$$[\Xi] = \begin{bmatrix} -0.0174 & 0 & 0 & 0 \\ (0.2604) & & & \\ -0.0291 & -0.0040 & -0.0033 & 0 \\ (0.4340) & (0.0060) & (0.0026) & \\ -0.0009 & -0.0027 & 0.0032 & 0 \\ (0.0417) & (0.0039) & (0.0025) & \\ -0.0332 & -0.0084 & 0 & 0 \\ (0.4797) & (0.0104) & & \end{bmatrix}$$

Bu verilere göre, teknoloji ve emek talebi şokları ile işsizlik oranı arasında ters orantılı ilişki vardır. Pozitif bir teknoloji ve emek talebi şoku, işsizliği azaltmaktadır. Buna karşın emek arzındaki artışlar uzun dönemde işsizliğin artmasına yol açmaktadır. Bu sonuç teknoloji şoklarının istihdam üzerindeki etkileriyle de uyum içindedir. İstihdam, teknoloji ve emek arzı şoklarına uzun dönemde ters yönde tepki vermektedir. Diğer bir ifadeyle, teknolojik yenilikler ve emek arzı artışları istihdamı azaltıcı yönde etki etmektedir.

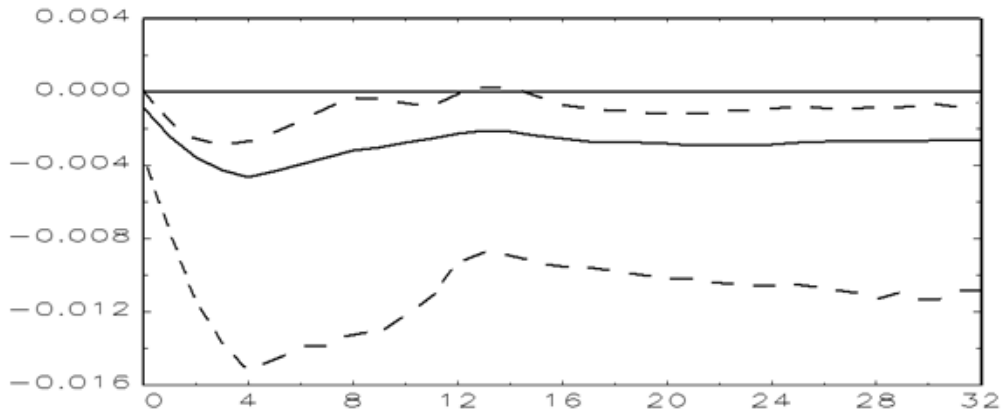
İşsizlikle ilgili bu sonuçlar, makroekonomik şokların dinamik etkilerinin gösterildiği etki-tepki fonksiyonları üzerinden daha net görülebilir. Tahmin edilen SVEC modelinden hesaplanan etki-tepki katsayılarının grafiksel gösterimi Şekil 1-4’ten izlenebilir. Pozitif bir teknoloji şokunun işsizlik üzerindeki kısa dönemli azaltıcı etkisi, uzun dönem etkisinden daha

büyük olmakla beraber, bu etki, yaklaşık 6 çeyrek yıl sürmekte ve işsizliğin yeni uzun dönem dengesine ulaşması neredeyse beş yıl sürmektedir (Şekil 1).

Benzer şekilde emek talebinde meydana gelecek pozitif bir şok, işsizliğin ilk dört çeyrekte düşmesine neden olmakta, ancak uzun dönemde azaltıcı etki küçülmektedir. Emek talebindeki şok sonrası işsizlik, uzun dönem dengesine yaklaşık üç yıl sonra ulaşmaktadır (Şekil 2).



Şekil 1. İşsizliğin Teknoloji Şokuna Tepkisi

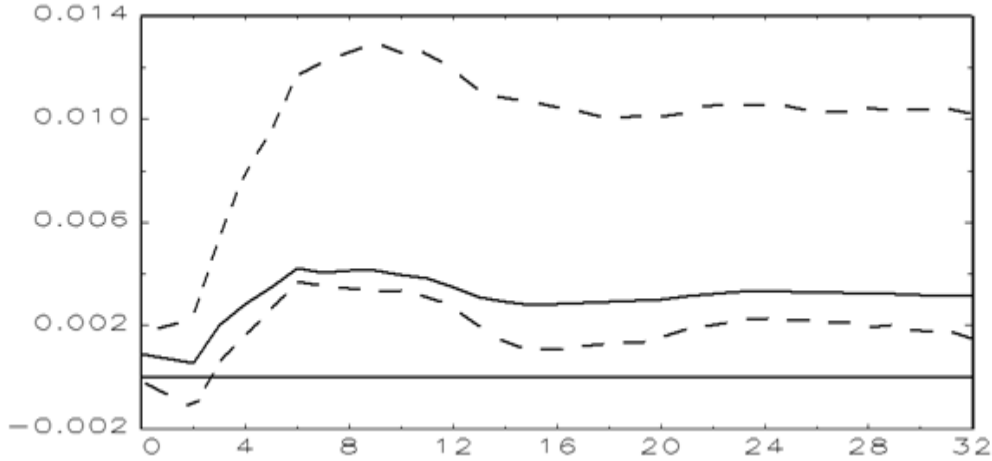


Şekil 2. İşsizliğin Emek Talebi Şokuna Tepkisi

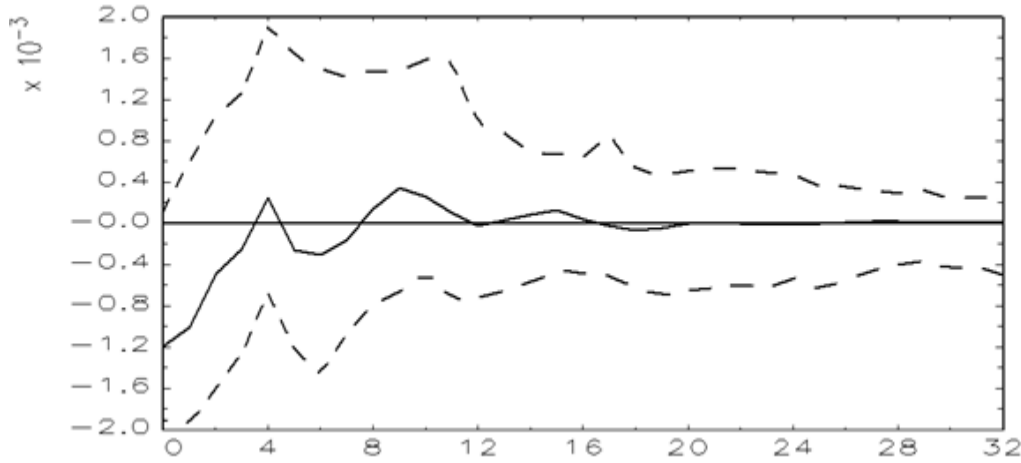
Emek arzında meydana gelen şoklar, esasen beklendiği gibi, işsizliği artırıcı yönde etki yapmaktadır. Emek arzındaki artışlar anlık olarak pozitif ve fakat azaltıcı bir etki ortaya koysa da, ikinci çeyrekten sonra yeniden işsizliğin artmasına neden olmakta ve yeni uzun dönem dengesine yaklaşık 14 çeyrek yıl sonra ulaşmaktadır (Şekil 3).

Teknoloji, emek arzı ve emek talebi şokları işsizlik üzerinde kalıcı etkiler ortaya koyarken, reel ücretler şokları kalıcı bir etkiye sahip değildir. Reel ücretlerde meydana gelecek bir şok karşısında işsizlik anlık olarak negatif bir tepki vermekle birlikte, bu tepki artış yönünde olmaktadır. Bununla birlikte, ücret şoklarına işsizliğin tepkisi dalgalı ve giderek

azalan bir seyir izlemekte ve yaklaşık 5 yıl sonra tamamen yok olmaktadır (Şekil 4).



**Şekil 3.** İşsizliğin Emek Arzı Şoklarına Tepkisi



**Şekil 4.** İşsizliğin Reel Ücret Şoklarına Tepkisi

Şokların işsizlik üzerindeki bu etkileri, varyans ayrıştırma sonuçları tarafından da güçlendirilmektedir. İşsizlikte meydana gelen değişmelerin büyük bölümü, neredeyse incelenen tüm dönem boyunca emek arzında meydana gelen değişmelerden kaynaklanmaktadır. Emek arzı şoklarının etkisi başlangıçta görece düşük düzeyde iken, bu şokların payının giderek artması ve neredeyse yüzde 50 düzeylerine ulaşması dikkat çekicidir. Yine dikkate değer bir bulgu, teknoloji şoklarının payıyla ilgilidir. Zira işsizliğin dönem başı itibariyle işsizliğin yarısından fazlası verimlilik şoklarıyla açıklanmaktadır. Bu etki yaklaşık 5 yıl sonra azalmaya başlamaktadır. Benzer şekilde emek talebi şoklarının etkisinin yaklaşık yüzde 40'lar düzeyinde bir paya sahip olması, yapısal etkenlerin yanı sıra konjonktürel etkenlerin de işsizlik üzerinde belirleyici olduğuna işaret etmektedir. Ücretlerde meydana gelen şoklar ilk çeyrekte nispeten önemli bir sayılabilecek paya sahipken, ikinci çeyrekte ücretlerin etkisi hızla azalmakta ve dönem ortasında tamamen yok olmaktadır (Tablo 3).

**Tablo 3.** İşsizliğin Öngörü Hatası Varyans Ayrıştırması

Dönem	Şoklar			
	Teknoloji	Emek Talebi	Emek Arzı	Ücret
1	0.55	0.14	0.15	0.16
2	0.49	0.37	0.07	0.07
3	0.50	0.43	0.04	0.03
4	0.46	0.45	0.07	0.02
5	0.40	0.47	0.11	0.01
6	0.37	0.47	0.16	0.01
7	0.33	0.45	0.21	0.01
8	0.30	0.44	0.25	0.01
10	0.25	0.43	0.32	0.01
20	0.18	0.40	0.42	0.00
30	0.15	0.40	0.45	0.00
40	0.13	0.40	0.47	0.00

## 5. SONUÇ

Türkiye ekonomisi uzunca bir süredir yüksek oranlı işsizlikle karşı karşıyadır. Üstelik bu işsizlik oranları, yüksek büyüme hızları kaydedilmesine rağmen azalmamaktadır. Bu durum, yaşanan işsizliğin önemli ölçüde yapısal faktörlerden kaynaklandığı düşüncesini ortaya çıkarmaktadır. Nitekim işsizliğin kaynaklarını sorgulamaya yönelik yapılan bu çalışma, söz konusu olguyu doğrular niteliktedir. Elde edilen bulgular, işsizliği açıklayan çeşitli yapısal ve konjonktürel etkenlerin varlığına işaret etmektedir. Verimlilik ve emek talebindeki azalışlar ve emek arzındaki artışlar, uzun dönemde işsizlik üzerinde kalıcı etkiler ortaya koymaktadır.

Dolayısıyla çalışmada ulaşılan bulgular, Türkiye ekonomisine yönelik literatürde dikkat çekilen ‘işsizliğin büyük ölçüde yapısal etkenlerden kaynaklandığı’ şeklinde özetlenebilecek düşünceleri destekler nitelikte sonuçlar ortaya koymuştur. Ayrıca elde edilen bulguların, konuyla ilgili olarak farklı ülkeler için Jacobson, vd. (1997), Brüggemann (2006) ve Lukianenko & Olishevych (2015) tarafından yapılan çalışmalarda elde edilen bulgularla örtüşmesi ayrıca dikkat çekmiştir.

Sonuç olarak elde edilen bulgular ışığında sadece konjonktürel değil, yapısal işsizliği azaltacak sosyo-ekonomik politikaların titizlikle geliştirilip uygulanması kaçınılmaz olarak görünmektedir. Bununla birlikte, emek arzındaki artışların işsizlik üzerindeki giderek artan ve önemli boyutlara ulaşan etkisi, Türkiye ekonomisinde kamu kesiminin denetleme ve yönlendirme anlamında aktif bir şekilde rol oynamasını zorunlu hale getirmektedir. Bu çerçevede özellikle yapısal işsizlikle mücadele bağlamında, işgücü piyasasında var olan veya ortaya çıkabilecek eşleşme (mismatch) sorunlarının engellenmesine yönelik çalışmaların artırılması faydalı olabilecektir. Benzer şekilde işgücünün endüstri 4.0 şartlarının gerektirdiği şekilde eğitim almasını sağlamak, bu yönde yeni eğitim planları hazırlamak, özel sektörün teşvik edilmesini sağlamak kamu kesimine düşen önemli görevler olarak düşünülebilir. Aksi

halde 1980 sonrası dönemde derecesi gittikçe artan piyasa ekonomisi koşulları, artan işgücünü massetmekte giderek daha da zorlanacak gibi durmaktadır. Bilhassa yeni ve muazzam teknolojik gelişmeler göz önüne alındığında durumun vahameti daha da artacaktır.

## KAYNAKÇA

- Altuntepe, N., & Güner, T. (2013). Türkiye’de İstihdam-Büyüme İlişkisinin Analizi (1988-2011) . *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 5(1), 73-84.
- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics* (Second Ed. b.). Berlin, Germany: Springer-Verlag.
- Arı, A. (2016). Türkiye’deki Ekonomik Büyüme ve İşsizlik İlişkisinin Analizi: Yeni Bir Eşbütünleşme Testi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 57-67.
- Barışık, S., Çevik, E. İ., & Çevik, N. K. (2010). Türkiye’de Okun Yasası, Asimetri İlişkisi ve İstihdam Yaratmayan Büyüme: Markov-Switching Yaklaşımı. *Maliye Dergisi*(159), 88-102.
- Bayat, T., Kayhan, S., & Koçyiğit, A. (2013). Türkiye’de İşsizliğin Asimetrik Davranışının Rejim Değişim Modeliyle İncelenmesi. *Business and Economics Research Journal*, 4(2), 79-90.
- Brüggemann, R. (2006). Sources of German unemployment: a structural vector error correction analysis. *Empirical Economics*(31), 409-431.
- Breitung, J., Brüggemann, R., & Lütkepohl, H. (2004). Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. H. Lütkepohl, & M. Kratzig içinde, *Applied Time Series Econometrics* (s. 159-196). Cambridge University Press.
- Carstensen, K., & Hansen, G. (2000). Cointegration and common trends on the West German labour market. *Empirical Economics*, 25(3), 475-493.
- Ceylan, S., & Şahin, B. Y. (2010). İşsizlik ve Ekonomik Büyüme İlişkisinde Asimetri. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 157-165.
- Demirgil, H. (2010). Okun Yasasının Türkiye için Geçerliliğine Dair Ampirik Bir Çalışma. *Journal of Alanya Faculty of Business*, 2(2), 1-12.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1981). A Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley and Sons, INC.
- Eser, B. Y. (2014). Ekonomik Büyüme ve İşsizlik İlişkisi: Türkiye Örneği. *TISK Akademi*, 9(18), 26-47.
- Fabiani, S., Locarno, A., Oneto, G., & Sestito, P. (2000). The sources of unemployment fluctuations: an empirical application to the Italian case. *ECB Working Paper*, No. 29.
- Göçer, İ. (2015). Okun Yasası: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 1-12.
- Göktaş, A., & İşçi, Ö. (2010). Türkiye’de İşsizlik Oranının Temel Bileşenli Regresyon Analizi ile Belirlenmesi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*(10), 279-294.
- Güloğlu, B., & İspir, M. S. (2011). Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye için Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 205-2015.
- Ümit, Ö., & Karataş, Ö. (2018). Türkiye’de İşsizlik ve İşsizliği Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Ekonometrik Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 14(2), 311-333.
- Jacobson, T., Vredin, A., & Warne, A. (1997). Common Trends and Hysteresis in Scandinavian Unemployment. *European Economic Review*, 41, 1781-1816.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.
- Kanca, O. C. (2012). Türkiye’de İşsizlik ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(2), 1-18.
- Lütkepohl, H. (2005). *A New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Germany: Springer-Verlag.
- Lukianenko, I., & Olishevych, M. (2015). The Effects of Shocks on the Ukrainian Labor Market: SVEC Modeling. *Procedia Economics and Finance*(27), 311-322.
- Maidorn, S. (2003). The effects of shocks on the Austrian unemployment rate – a structural VAR approach. *Empirical Economics*, 28(2), 387-402.
- Noyan. (2012). İşsizlik, Beveridge Eğrisi ve Türkiye İşgücü Piyasasına İlişkin bir Değerlendirme. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(32), 119-133.

- Park, K. (2012). Employment responses to aggregate and sectoral technology shocks. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 801-821.
- Partridge, M., & Rickman, D. (2009). Canadian regional labour market evolutions: a long-run restrictions SVAR analysis. *Applied Economics*, 41(15), 1855-1871.
- Saltari, E., & Travaglini, G. (2009). The Productivity Slowdown Puzzle Technological and Non-technological Shocks in the Labor Market. *International Economic Journal*, 23(4), 483-509.
- Sunde, T., & Akanbi, O. A. (2015). Sources of unemployment in Namibia: an application of the structural VAR approach. *MPRA Paper No. 86578*.
- Tanrıöver, B., & Biçer, B. (2015). Yapısal Şokların Emek Piyasası Üzerindeki Etkileri: Türkiye İçin Beveridge Eğrisi Tahmini. *International Journal of Academic Value Studies*, 1(1), 12-25.
- Tarı, R., & Abasız, T. (2010). Asimetrik Etkiler Altında Okun Yasası'nın Eşik Hata Düzeltme Modeli ile Sınanması: Türkiye örneği. *İktisat, İşletme ve Finans*, 25(291), 53-77.
- Tokatlıoğlu, İ. (2015). Küresel Kriz Öncesi ve Sonrası Dönem için Türkiye'nin Beveridge Eğrisi Tahmini. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 34(3), 73-105.
- Uysal, D., & Alptekin, V. (2009). Türkiye Ekonomisinde Büyüme – İşsizlik İlişkisinin Var Modeli Yardımıyla Sınanması (1980 – 2007). *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*(25), 69-78.
- Yüceol, H. M. (2006). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ve İşsizlik İlişkisinin Dinamikleri. *İktisat, İşletme ve Finans*, 21(243), 81-95.
- Yılmaz, Ö. G. (2005). Türkiye Ekonomisinde Büyüme ile İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Ekonometri ve İstatistik*(2), 11-29.

### Ek – 1: Analizde Kullanılan Veriler

Bu çalışmada kullanılan tüm veriler, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) internet sayfasından temin edilmiştir. *gdp*, reel GSYİH'nın doğal logaritmasıdır:  $gdp = \log RGDP$ . *empl*, Türkiye'de istihdam edilen 15-64 yaş grubunun logaritmik dönüşümüdür:  $empl = \log EMP.prod$ , reel GSYİH'dan istihdam edilen kişi sayısı çıkartılarak elde edilen verimliliği göstermektedir: yani,  $prod = \log PROD = \log (RGDP/EMPL) = gdp - empl$ . *unemp*, işsiz sayısının toplam istihdam içindeki payını göstermektedir. *rwage*, kişi başına reel işgücü ödemelerini göstermektedir. Toplam işgücü ödemeleri, GSYİH deflatörüne bölünerek reel hale getirilmiş, daha sonra reel toplam işgücü ödemeleri istihdam edilen kişi sayısına bölünerek, kişi başına reel işgücü ödemeleri serisi elde edilmiştir.

### Ek – 2: Vektör Hata Düzeltme Modeli, Eşbütünleşme Vektörü ve Hata Düzeltme Katsayıları

**Tablo E1.** Vektör Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	$\Delta prod_t$	$\Delta empl_t$	$\Delta unemp_t$	$\Delta rwage_t$
$\Delta prod (t - 1)$	-0.159 (0.167) [-0.955]	0.145 (0.064) [2.258]	-0.272 (0.064) [-4.276]	-0.269 (0.143) [-1.877]
$\Delta prod (t - 2)$	-0.112 (0.166) [-0.674]	0.175 (0.064) [2.732]	-0.154 (0.064) [-2.419]	0.203 (0.143) [1.417]
$\Delta prod (t - 3)$	-0.251 (0.165) [-1.520]	0.146 (0.064) [2.305]	0.000 (0.063) [0.003]	0.205 (0.142) [1.438]
$\Delta prod (t - 4)$	0.079 (0.173) [0.454]	0.140 (0.067) [2.103]	0.019 (0.066) [0.280]	0.197 (0.149) [1.321]
$\Delta empl (t - 1)$	-1.097 (0.002) [-3.069]	-0.206 (0.137) [-1.498]	0.261 (0.137) [1.910]	-0.779 (0.308) [-2.532]
$\Delta empl (t - 2)$	0.652	-0.355	0.291	0.331

	(0.379)	(0.146)	(0.145)	(0.326)
	[1.718]	[-2.436]	[2.010]	[1.014]
$\Delta empl (t - 3)$	-0.001	-0.217	0.121	-0.170
	(0.378)	(0.146)	(0.145)	(0.326)
	[-0.003]	[-1.490]	[0.836]	[-0.522]
$\Delta empl (t - 4)$	0.123	-0.584	0.219	-0.440
	(0.416)	(0.160)	(0.159)	(0.358)
	[0.295]	[-3.652]	[1.376]	[-1.229]
$\Delta unemp (t - 1)$	-1.256	-0.102	0.461	-0.161
	(0.402)	(0.155)	(0.154)	(0.346)
	[-3.122]	[-0.656]	[2.999]	[-0.465]
$\Delta unemp (t - 2)$	1.062	0.159	0.103	0.155
	(0.459)	(0.176)	(0.175)	(0.395)
	[2.316]	[0.899]	[0.586]	[0.393]
$\Delta unemp (t - 3)$	-0.391	-0.139	0.246	0.214
	(0.472)	(0.182)	(0.181)	(0.406)
	[-0.828]	[-0.766]	[1.363]	[0.527]
$\Delta unemp (t - 4)$	-0.072	-0.075	-0.221	-0.648
	(0.388)	(0.149)	(0.148)	(0.334)
	[-0.185]	[-0.500]	[-1.494]	[-1.941]
$\Delta rwage (t - 1)$	0.089	0.079	0.042	0.416
	(0.175)	(0.067)	(0.067)	(0.151)
	[0.507]	[1.167]	[0.620]	[2.760]
$\Delta rwage (t - 2)$	-0.077	0.143	0.030	0.048
	(0.178)	(0.069)	(0.068)	(0.154)
	[-0.429]	[2.083]	[0.438]	[0.312]
$\Delta rwage (t - 3)$	0.550	0.115	-0.019	0.007
	(0.166)	(0.064)	(0.064)	(0.143)
	[3.303]	[1.793]	[-0.296]	[0.051]
$\Delta rwage (t - 4)$	0.016	-0.019	0.048	-0.049
	(0.190)	(0.073)	(0.073)	(0.163)
	[0.086]	[-0.259]	[0.656]	[-0.298]
<i>dummy (2009Q1)</i>	0.002	0.004	-0.002	0.004
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	[0.0000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
<i>constant</i>	-0.305	-0.775	0.385	-0.797
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>ARCH LM Testist. (<math>\chi^2</math>)</i>	9.7783	14.1420	12.0817	10.8467
<i>p değeri</i>	(0.8779)	(0.5881)	(0.7383)	(0.8188)
<i>Jarque-Bera Test İst.</i>	2.5612	2.1684	1.0499	3.6366
<i>p Değeri (<math>\chi^2</math>)</i>	(0.2779)	(0.3382)	(0.5916)	(0.1623)

**Tablo E2.** Eşbütünleşme Vektörü ve Hata Düzeltme Katsayıları

	<i>prod</i>	<i>empl</i>	<i>unemp</i>	<i>rwage</i>	<i>impulse</i>	<i>constant</i>
$\beta'$	1.00	10.424	10.349	-9.712	0.179	-35.153
		(1.387)	(1.903)	(1.213)	(0.164)	(4.262)
		[7.514]	[5.438]	[-8.006]	[1.088]	[-8.247]
	<i>prod (t - 1)</i>	<i>empl (t - 1)</i>	<i>unemp (t - 1)</i>	<i>rwage (t - 1)</i>		
$\alpha'$	0.009	0.022	-0.011	0.023		
	(0.009)	(0.003)	(0.003)	(0.007)		
	[1.000]	[6.599]	[-3.298]	[3.034]		