

İŞSİZLİK VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİNDE ASİMETRİ

ASYMMETRY IN THE RELATIONSHIP BETWEEN UNEMPLOYMENT AND ECONOMIC GROWTH

Servet CEYLAN

Giresun Üniversitesi
İİBF, İktisat Bölümü
serceyo1@yahoo.com

Burcu Yılmaz ŞAHİN

Giresun Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD
burcuylmaz@hotmail.com

ÖZET: Okun kanununun geçerliliğini araştıran ampirik çalışmaların çoğu işsizlikteki değişim ile reel çıktı büyümesi arasında simetrik bir ilişkinin olduğunu varsaymaktadır. Oysa reel çıktı büyümesinin işsizlik üzerindeki etkisi büyümenin daralma ve genişleme dönemlerinde farklı olabilir. Okun kanununda asimetriyi ifade eden bu önerme son dönem çalışmalarda doğrulanmaktadır. Çalışmada, Türkiye ekonomisi için Okun ilişkisinin simetrik olup olmadığı 1950-2007 dönemi yıllık zaman serisi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Asimetrik ilişkiyi test etmek amacıyla, TAR ve M-TAR modellerini içeren ko-entegrasyon analizi kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları, Türkiye ekonomisinde Okun kanununun uzun dönemde geçerli ve ilişkinin asimetrik olduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Okun Kanunu; Ko-entegrasyon; Asimetri; TAR modeli; M-TAR modeli

JEL Sınıflaması: E24; E32

ABSTRACT: Most of the empirical papers researching the validity of Okun's law have been assumed a symmetric relationship between change of unemployment and real output growth. However, the effect of real output growth on unemployment may be different in growth cycles expansion and contraction periods. This assumption which assumes a asymmetry in Okun's law has been verified in the recent studies. In the study, whether Okun's relationship is symmetric or not has been investigated for Turkish economy in the period 1950-2007 using annual time series data. Co-integration analyses including TAR and M-TAR models have been used to test the asymmetric relationship. The findings of the study have shown that Okun's law is valid in the long run and this relationship is asymmetric for the Turkish economy.

Keywords: Okun's Law; Co-integration; Asymmetry; TAR model; M-TAR model

JEL Classifications: E24; E32

1. Giriş

Önemli bir iktisadi sorun olan işsizlik, nedenleri, sonuçları ve çözüm önerileri açısından oldukça yoğun çalışılan konular arasındadır. İşsizliğin bu kadar önemli bir sorun olması, ekonomik kayıplar oluşturması yanında sosyal problemlerin oluşmasına da zemin hazırlamasından kaynaklanmaktadır. Bu nedenle neredeyse tüm ekonomiler, işsizliği azaltma amacını taşıyan uygulamalar gerçekleştirirler.

Ancak işsizliği ortadan kaldıracak sihirli bir yol bulunmadığı gibi dünyadaki işsiz sayısı da sürekli yükselmektedir¹.

İşsizliği azaltmak amacıyla uygulanacak politikalarından en önemlisi yeni istihdam imkânları yaratarak ekonomik büyüme oranlarını artırmaktır. Büyümenin işsizlik oranını azaltıcı etkisi ilk defa Arthur M. Okun'un 1962 yılında yayımlanan makalesiyle ortaya atılmıştır. İktisat literatürüne Okun kanunu olarak giren bu yaklaşım, reel (çıktı) büyüme oranlarıyla işsizlik oranı arasında negatif bir ilişkinin varlığı üzerinde durmaktadır. Okun kanunu kısaca, yüksek büyüme oranlarının işsizlik oranını azalttığı, düşük yada negatif büyüme oranlarının ise işsizlik oranını arttırdığı tezine dayanmaktadır.

Okun kanunun geçerliliği konusunda yapılan ampirik uygulamalar genellikle ilişkinin simetrik olduğu varsayımına dayanmaktadır. Simetrik ilişkide, devrevi (konjonktürel) dalgalanma boyunca oluşan genişleme ve daralma dönemlerinde reel çıktının işsizlik üzerindeki mutlak etkisinin aynı olduğu kabul edilmektedir. Oysa son dönem çalışmalarda, daralma dönemlerinde reel çıktının işsizliği artırıcı etkisi ile genişleme dönemlerinde reel çıktının işsizliği azaltıcı etkisinin aynı olmayabileceği bulgusu elde edilmiştir². Okun ilişkisinde asimetriyi ifade eden bu bulgu iktisat teorisi ve politikası açısından farklı sonuçlara neden olabilmektedir.

Harris ve Silverstone (2001)'e göre, Okun ilişkisinin asimetrik olması dört önemli sonuç doğurmaktadır. Bunlardan ilki, işsizliği azaltmak amacıyla uygulanacak iktisat politikalarında meydana gelmektedir. Viren (2001)'e göre asimetrik ilişki uygulanacak politikanın tesir derecesini de etkilemektedir. İkinci olarak asimetrik ilişki, işgücü ve mal piyasasındaki mevcut teorilerin ayrıştırılmasına olanak sağlamaktadır. Son dönem çalışmalarda elde edilen diğer bir bulgu da Philips eğrisinin asimetrik özelliğe sahip olduğu yönündedir. Okun ilişkisinin simetrik olup olmadığının tespiti bu anlamda simetrik yada asimetrik Philips eğrisi yaklaşımlarını da güçlendirmektedir. Son olarak asimetrik bir ilişkinin simetrik tahmini gelecek dönemlerin tahminlerinde hata yapılmasına neden olmaktadır. Silvapulle vd. (2004)' göre asimetrik ilişkinin simetrik tahmini sadece kestirim hatasına neden olmamakta, hipotez testlerinde de yanlışlığa neden olmaktadır. Yazarlara göre bu durum, genellikle gerçekte var olan ko-entegre ilişkisinin reddedilmesiyle sonuçlanmaktadır.

Çalışmada, Türkiye ekonomisinde Okun ilişkisinin simetrik olup olmadığı 1950-2007 dönemi yıllık zaman verileri vasıtasıyla araştırılmıştır. Simetri-asimetri ilişkisinin belirlenmesi için değişkenler arasında asimetrik ilişkiye izin veren TAR ve M-TAR ko-entegrasyon modelleri kullanılmıştır. Çalışmanın diğer bölümleri aşağıdaki şekilde biçimlenmiştir. İkinci bölümde, Okun kanunu kısa dönem ve uzun dönem açısından incelenerek, literatürde mevcut olan asimetrik yaklaşımlardan kısa bilgiler sunulmuştur. Devam eden bölümlerden ikinci ve üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem tanıtılmış, dördüncü bölümde elde edilen bulgular sunulmuş ve son bölümde genel bir değerlendirme yapılmıştır.

¹ Uluslar arası Çalışma Örgütü (ILO) 'nun yayımladığı 2007 ve 2008 yılı "Küresel İstihdam Eğilimleri" raporlarında 2006 yılında dünyadaki işsiz sayısının tarihsel olarak en yüksek değere ulaştığı ve 2008 yılında bu işsizlere 5 milyon kişinin daha ekleneceği ifade edilmektedir.

² Bakınız Courtney (1991), Mayes ve Viren (2000), Harris ve Silverstone (2000), Harris ve Silverstone (2001) ve Silvapulle vd. (2004)

2. Okun Kanunu ve Asimetri

Okun (1962), öncü çalışmasında “tam istihdam koşullarındaki bir ekonomide ne kadar çıktı üretilebilir” sorusundan yola çıkarak işsizlikteki değişim ile reel büyüme oranı arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Okun (1962), bu ilişkiyi incelerken fark versiyonu, çıktı açığı versiyonu ve dinamik versiyonu içeren alternatif yöntemler kullanmıştır. Bu yaklaşımlar içerisinde yaygın kullanılan fark versiyonu, işsizlikteki değişimle reel büyüme oranı arasında aşağıda gösterilen ilişkinin varlığına dayanmaktadır.

$$\Delta U_t = c_o + c_1 \Delta Y_t / Y_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

Kısa dönemli ilişkiyi gösteren (1) numaralı denklemde, U işsizlik oranını, Y reel çıktı seviyesini, t zaman indisini, c_o ve c_1 parametreleri ve μ_t hata terimini göstermektedir. Denklemde, c_1 parametresi, “okun katsayısı” olarak adlandırılmakta ve $-c_o/c_1$ oranı işsizliği değiştirmeyen (istikrarlı kılan) reel çıktı büyüme oranını göstermektedir. Eğer c_o/c_1 oranı üzerinde büyüme gerçekleştirilirse işsizlik oranı azalacak, gerçekleştirilen büyüme oranı bu oranın altında ise işsizlik oranı artacaktır. Okun (1962), ABD için (1) numaralı denklemin parametrelerini sırasıyla 0.3 ve 0.07 ve $-c_o/c_1$ oranını 4 (yaklaşım) olarak tespit etmiştir. Bu sonuçlara göre, ABD için reel çıktıdaki yüzde dördümlük büyüme oranının üzerindeki her yüzde birlik reel çıktı artışı işsizlik oranında 0.07’lik bir azalışa neden olmaktadır.

İşsizlikteki değişimin reel çıktıdaki daha büyük bir değişim ile ilişkili olması, işsizlik oranının aynı zamanda işgücüne katılım oranı, çalışma saatleri ve kapasite kullanım oranıyla da bağlantılı olmasından kaynaklanmaktadır. Okun’da (1962) tartışılan bu gerekçe Prachowny (1993) tarafından detaylandırılmıştır.

$$y_t = \alpha(k_t + c_t) + \beta(\gamma n_t + \lambda h_t) + \tau_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Çift logaritmik olan (2) numaralı denklemde, y reel çıktıyı, k sermaye girişini, c kapasite kullanım oranını, n istihdam seviyesini, h ortalama çalışma süresini, τ teknolojik değişimi, α , β , γ ve λ çıktı esnekliklerini ve ε hata terimini göstermektedir. İstihdam edilenler yerine işgücü (l) ile işsizlerin (u) arasındaki fark denkleme ilave edildiğinde (3) numaralı denklem elde edilir.

$$y_t = \alpha(k_t + c_t) + \beta[\gamma(l_t - u_t) + \lambda h_t] + \tau_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denkleme göre, işgücü piyasası, işgücü, işsizlik oranı ve çalışma süresi bileşenlerine ayrılmıştır. Okun kanunu açısından (3) numaralı denkleme göre reel çıktı ve işsizlik arasındaki etkileşimde sermaye kullanımı, kapasite kullanımı, işgücü çalışma süresi ve teknolojik değişimdeki uyarlamalar etkili olmaktadır (Haris ve Silverstone, 2000: 5.s.). (3) numaralı denklem, sadece çıktı ve işsizlik arasındaki ilişki açısından incelendiğinde iki değişken arasındaki uzun dönem denge ilişkisini gösterecektir. Ekonometri geleneğinde ise kısa ve uzun dönem ilişkiyi belirlemek amacıyla ko-entegrasyon ve hata düzeltme modelleri kullanılmaktadır.

Orjinal yaklaşımda Okun katsayısının, genişleme ve daralma dönemlerinde aynı etkiyi yaptığı, diğer bir ifadeyle işsizlik büyüme ilişkisinin doğrusal (simetrik) olduğu varsayımı vardır. Oysa literatürde birçok yazar bu ilişkinin asimetrik

olabileceği noktasından hareket etmektedir. Okun katsayısının asimetrik özelliğine ilk vurgu yapanlardan biri olan Courtney (1991)'e göre okun katsayısı devrevi dalgalanmalara göre değişmektedir. Yazar, Okun katsayısının genişleme ve daralma dönemlerinde farklı olduğunu ortaya koymak için aşağıdaki modeli tahmin etmiştir.

$$UR_t = \alpha + \beta_0 PG + \gamma_0 NG + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) numaralı modelde, UR işsizlik oranının birinci devresel farkını, PG büyüme oranının potansiyel büyüme oranından büyük olması durumunda (genişleme dönemlerinde) oluşan çıktı açığını, NG büyüme oranının potansiyel büyüme oranından küçük olması durumunda (daralma dönemlerinde) oluşan çıktı açığını ve ε hata terimlerini göstermektedir. Courtney (1991), Okun kanununda asimetriyi incelemek için $\beta_0 = \gamma_0$ hipotezini test etmiştir. Yazar, (4) numaralı model yanında, alternatif istihdam göstergeleri ve gecikmeli modelleri içeren yaklaşımlarla ABD için Okun ilişkisinin asimetrik olduğu bulgusunu elde etmiştir. Ayrıca yazar, Okun kanununun simetrik regresyonla tahmin edilmesinin, daralma dönemlerindeki işsizlik artışının eksik, genişleme dönemlerindeki işsizlik azalışının ise fazla belirlenmesiyle sonuçlandığını tespit etmiştir.

Okun ilişkisinde asimetriyi test etmek için Courtney (1991)'e benzer bir yaklaşımda Mayes ve Viren (2000) tarafından gerçekleştirilmiştir. Yazarlar iki değişken arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığı varsayımıyla (5) numaralı modeli tahmin etmişlerdir.

$$UR_t = \alpha + \beta_0 G^+ + \gamma_0 G^- + \eta_0 POP + \lambda_0 \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(5) numaralı modelde, μ (1) numaralı modelden elde edilen hata düzeltme katsayısı, POP çalışma yaşındaki nüfusun yüzde değişimini, eşik değerin sıfır olması durumunda G^+ pozitif büyüme değerlerini ve G^- negatif büyüme değerlerini göstermektedir. Bu yaklaşımın Courtney (1991)'in yaklaşımından farkı, modele nüfusun ve hata düzeltme katsayısının eklenmesidir. Yazarlar, analizi kapsayan 21 ülkeden İngiltere, Japonya ve Yeni Zelanda dışındaki ülkelerde asimetrik ilişkinin varlığını belirlemişlerdir.

Okun ilişkisinin asimetrik olup olmadığı, TAR modelini içeren yaklaşımlar çerçevesinde Haris ve Silverstone (2000 ve 2001) tarafından test edilmiştir³. Bu yaklaşım en önemli avantajı, okun ilişkisinde ekonometri geleneğine uygun olarak uzun dönem ve kısa dönem ayırımının yapılabilmesi ve kısa dönem analizinde ekonomik geleneğe uygun bir hata düzeltme katsayısının modelde yer almasıdır. Yazarlar, analiz kapsamında olan yedi ülkenin altısında asimetrik ilişkiyi belirlemişlerdir.

3. Veri Seti

Çalışmada 1950-2007 dönemi yıllık işsizlik oranı (io) ve reel gayri safi milli hasıla ($rgsmh$) değerleri kullanılmıştır. İşsizlik oranı verilerinin 1950-1988 dönemi Bulutay (1995)'den, 1989- 2007 dönemi ise TÜİK'den ve 1987 fiyatlarıyla reel gayri safi milli hasıla verileri TÜİK'den temin edilmiştir. Çalışmada değişkenlerin önünde

³ TAR ve M-TAR modelleri yöntem kısmında açıklanmıştır.

kullanılan “I” ve “Δ” simgeleri, sırasıyla ilgili değişkenin logaritmasının ve birinci devresel farkının alındığını göstermektedir.

4. Yöntem

4.1. Birim Kök Testi

Okun kanununun asimetrik olup olmadığını belirlemeden önce işsizlik oranı ve rsgsmh değişkene ait birim kök sınaması yapılmıştır. Çalışmada birim kök sınaması Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testiyle gerçekleştirilmiştir. Genişletilmiş Dickey-Fuller sınaması için aşağıdaki (6) ve (7) numaralı (sabitli ve sabitli+trendli) modeller tahmin edilmiştir (Enders, 2004: 171).

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Yukarıdaki regresyon denklemlerinde, x_t : ele alınan seriyi, Δ fark operatörünü, k : denkleme ilave edilen bağımlı değişken gecikmelerini, β ile λ parametreleri, $trend$ doğrusal zaman trendini ve ε_t hata terimini temsil etmektedir. Tahminlerde oluşabilecek bir ardışık bağıntı probleminin önlemek amacıyla denkleme ilave edilen bağımlı değişken gecikmeleri Akaike bilgi kriteri vasıtasıyla belirlenmiştir.

(6) ve (7) numaralı regresyon denklemlerinde ele alınan serinin durağan olup olmadığı belirlemek için β_1 parametresi kullanılır. Tahmin edilen denklemde $\beta_1 = 0$ şeklinde ifade edilen sıfır hipotezinin reddedildiği düzeyde, x_t serisinin durağan olduğuna hükmedilir.

4.2 Asimetrik Ko-entegrasyon Analizi

Enders ve Granger (1998) ve Enders ve Siklos (2001) ile literatüre giren asimetrik ko-entegrasyon analizi, iki aşamalı Engle ve Granger (1987, bundan sonra EG) ko-entegrasyon testinin doğrusal olmayan ilişkilerdeki uygulama biçimidir. Değişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik olduğu varsayımına dayalı olan yöntem, EG ko-entegrasyon testini asimetrik hata katsayısı içerecek şekilde genişletmektedir.

EG ko-entegrasyon testinde ilk aşama, ko-varyans durağan değişkenlere (x ve y) ait uzun dönem denkleminin en küçük kareler yöntemiyle tahminini ve bu tahminin hata terimlerinin belirlenmesini içermektedir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t \quad (8)$$

(8) numaralı denklemde β_0 ve β_1 parametreleri, μ_t ise hata terimini göstermektedir. İkinci aşamada, tahmin edilen (8) numaralı denklemde elde edilen hata teriminin birim kök sınaması yapılmaktadır. (9) numaralı denklemde verilen Dickey-Fuller sınamasında (sabitli ve trendsiz versiyonda) birim kökün varlığı reddediliyorsa x ve y değişkenleri arasında uzun dönem ilişkinin varlığı kabul edilmektedir.

$$\Delta\mu_t = \gamma_1\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ele alınan seriler arasındaki ilişkinin asimetrik olması durumunda EG ko-entegrasyon analizinin ikinci aşamasını oluşturan birim kök testinin gücü azalmaktadır (Enders, 2004: 430). Ayrıca, Enders ve Granger (1998) ve Enders ve Siklos (2001)'e göre asimetrik bir ilişkinin simetrik tahmini EG ko-entegrasyon testinde spesifikasyon hatası yapılmasına neden olmaktadır. Yazarlar, değişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik olması durumunda EG testinin ikinci aşaması için asimetrik uyarlamayı içeren alternatif modeller önermişlerdir. Bu çalışmada bu modellerden tek eşik değerli yada tek rejimli TAR ve M-TAR modelleri kullanılmıştır.

EG testinin ikinci aşaması için asimetrik uyarlamayı kapsayan TAR ve M-TAR modeli (10) numaralı denklem tarafından gösterilmektedir. Modeller arasındaki temel farklılık (11) ve (12) numaralı kukla değişkenlerde açıkça görülmektedir. TAR modeli için asimetrik uyarlama $\hat{\mu}_{t-1}$ 'e bağlı iken, M-TAR modeli için asimetrik uyarlama $\Delta\hat{\mu}_{t-1}$ 'e bağlıdır (Enders, 2004: 431).

$$\Delta\mu_t = I_t\gamma_1(\hat{\mu}_{t-1} - \tau) + (1 - I_t)\gamma_2(\hat{\mu}_{t-1} - \tau) + \sum_{i=1}^m \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

(10) numaralı modelde, I_t kukla değişkenleri, m bağımlı değişken gecikme sayısını ve τ eşik değerini göstermektedir.

$$\text{TAR modeli için } I_t = \begin{cases} \mu_{t-1} \geq \tau & \text{ise } 1 \\ \mu_{t-1} < \tau & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (11)$$

$$\text{M-TAR modeli için } I_t = \begin{cases} \Delta\mu_{t-1} \geq \tau & \text{ise } 1 \\ \Delta\mu_{t-1} < \tau & \text{ise } 0 \end{cases} \quad (12)$$

Buraya kadar olan açıklamalar çerçevesinde; 8, 10 ile 11 numaralı eşitlikler TAR ko-entegrasyon modelini ve 8, 10 ile 12 numaralı eşitlikler M-TAR ko-entegrasyon modelini oluşturmaktadır. Bu modellerin katsayıları doğrusal en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. TAR ve M-TAR modeli vasıtasıyla x ve y değişkenleri arasında ko-entegre ilişkisinin tespiti için $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekir. Değişkenler arasındaki asimetrik ilişkinin varlığı içinse simetrik uyarlamayı gösteren $\gamma_1 = \gamma_2$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.

TAR ve M-TAR modellerinin tahmini için eşik değerin (τ) belirlenmesi gerekir. Çalışmada eşik değerin belirlenmesi için Chan (1993) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem üç adımdan oluşmaktadır. Birinci adımda, en uygun eşik değeri belirlemek için eşik değeri tespit edilecek potansiyel değişkene (TAR modeli için (8) numaralı modelden elde edilen $\hat{\mu}$ ve M-TAR modeli için $\Delta\hat{\mu}$) ait bütün değerler küçükten büyüğe sıralanır. İkinci adımda, sıralanan değişkenlerin başından ve sonundan %15 gözlem çıkarılarak geri kalanların her birinin eşik değeri olarak kullanıldığı TAR ve M-TAR modelleri tahmin edilir ve her modele ait hata terimleri kareleri toplamı elde edilir. Son adımda ise sıralı olarak tüm hata terimleri kareleri toplamı ve eşik

değerler grafik üzerinde gösterilir. Eğer grafikte tek bir minimum oluşursa (en küçük hata terimleri kareleri toplamı) en uygun tek eşik değerin olduğu, birden fazla minimum oluşursa birden fazla eşik değerin olduğuna karar kılınır (Enders, 2004: 413-414).

5. Bulgular

Değişkenlerin ko-entegre ilişkisi içinde bulunup bulunmadığının tespit edilebilmesi için öncelikle değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadıklarının tespit edilmesi gerekir. Birim kök analizi genişletilmiş Dickey-Fuller (1979) testi vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir. İşsizlik oranı ve rgsmh değerlerine ait birim kök testi sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur. Tablodan görüldüğü üzere 0.10 önem düzeyine göre rgsmh ve işsizlik oranı değişkenlerinin seviyeleri hem sabitli hem de trendli ADF versiyonuna göre birim kök taşımaktadır. Değişkenlerin birinci devresel farklarını ifade eden büyüme oranlarının ise hem sabitli hem de trendli versiyona göre birim kök taşımadığı görülmüştür.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Trendli ADF	Sabitli ADF
<i>lrgsmh</i>	3.71 [6]	0.24 [6]
<i>dlrgsmh</i>	-8.16 [0]	-8.06 [0]
<i>lio</i>	-2.03 [0]	-1.46 [0]
<i>dlio</i>	-7.18 [0]	-6.99 [0]

Not: Tabloda verilen köşeli parantez içi değerler Akaike bilgi kriterine göre belirlenen bağımlı değişken gecikme sayılarını göstermektedir. Trendli ve sabitli modellerde 0.10 anlamlılık seviyesindeki tek yönlü Mckinnon tablo kritik değerleri (yaklaşık olarak) sırasıyla -3.17 ve -2.59’dır.

İşsizlik oranı ve rgsmh değişkenleri seviyelerinde durağan tespit edilememesine rağmen doğrusal yada doğrusal olmayan bileşenleri durağan tespit edilebilir. Diğer bir ifade ile işsizlik oranı ve rgsmh değişkenleri ko-entegre ilişkisi içinde bulunabilirler. Değişkenler arasındaki ko-entegre ilişkisinin analizi Engle-Granger ko-entegrasyon testi, TAR ve M-TAR modelleri vasıtasıyla belirlenmiştir. Doğrusal ko-entegrasyon analizi için tahmin edilen Dickey Fuller birim kök testi sonuçları ve asimetrik ko-entegrasyon analizi için tahmin edilen TAR ve M-TAR modellerinin sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Doğrusal ko-entegrasyon analizi için EG testinin ikinci aşamasını oluşturan sabitsiz ve trendsiz Dickey Fuller birim kök testinde, birim kökün varlığı reddedildiği dolayısıyla iki değişken arasında ko-entegre ilişkisinin olduğu görülmektedir. İlişki doğrusal ise bu sonuçlar tutarlı olacaktır. İlişkinin doğrusal olup olmadığı McLeod-Li (1983) testi vasıtasıyla araştırılmıştır⁴. Elde edilen istatistik değeri 2.83’ün 0.10 önem düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olması dolayısıyla ilişkinin doğrusal olduğu hipotezi reddedilmiştir.

McLeod-Li (1983) testi, değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olup olmadığını belirlemek için kullanılmakla beraber, doğrusal olmayan ilişkinin hangi formda olduğunu tespit edememektedir (Enders, 2004: 407). Bu nedenle değişkenler

⁴ McLeod-Li (1983) testi aynı zamanda ARCH hatasını belirlemek için de kullanılır. Bu testte, öncelikle doğrusal formdaki bir modele ait hata terimleri elde edilir. Hata terimlerinin kareleri toplamının bağımlı ve gecikmelerinin bağımsız değişken olduğu bir model tahmin edilir. Bu tahminden elde edilen R² değerleriyle gözlem değeri çarpımından elde edilen istatistik ki-kare tablo kritik değerinden büyükse doğrusal ilişkiyi ifade eden boş hipotez reddedilir.

arasındaki ilişkinin asimetrik olduğu varsayımına dayalı olarak doğrusal olmayan ko-entegre ilişkisi TAR ve M-TAR modelleri vasıtasıyla araştırılmıştır.

TAR modeli çerçevesinde belirlenen en uygun eşik değeri -0.2625 olarak tespit edilmiştir. Akaike Bilgi kriterine göre elde edilen üç gecikme uzunluğuna göre tahmin edilen denklemde, birim kökün varlığını gösteren $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ hipotezinin 0.01 önem düzeyine göre reddedildiği Tablo'dan görülmektedir. Ayrıca simetrik uyarlamayı gösteren $\gamma_1 = \gamma_2$ hipotezi 0.01 önem düzeyine göre reddedilmekte, diğer bir ifadeyle işsizlik ve rgsmh arasındaki ilişkinin asimetrik olduğu ortaya çıkmaktadır.

M-TAR modeli çerçevesinde belirlenen en uygun eşik değeri -0.02375 olarak tespit edilmiştir. M-TAR modeli, Akaike Bilgi kriterine göre elde edilen dört gecikme uzunluğuna göre tahmin edilmiştir. Tablodan görülen tahmin sonuçları TAR modelinde olduğu gibi M-TAR modelinde de ko-entegre ilişkisinin varlığını ve bu ilişkide oluşan asimetriyi 0.01 önem düzeyine göre doğrulamaktadır.

Tablo 2. Ko-entegrasyon Test Sonuçları

	Dickey Fuller Model	TAR Model	M-TAR Model
τ	-	-0.2625	0.02375
Gecikme (AIC)	0	3	4
γ_1	-0.16** (-2.56)	-0.05 (-1.15)	0.16 (1.52)
γ_2		-1.09* (-3.56)	-0.29* (-3.31)
AIC	-16.30	-26.91	-29.87
BIC	-14.26	-16.97	-18.05
$\gamma_1 = \gamma_2$	-	11.65*	11.59*
$\gamma_1 = \gamma_2 = 0$	-	6.75*	6.94*
LM(1)	0.006	1.244	2.048

Not: Tabloda verilen parantez içi değerler ilgili katsayıya ait "t" istatistiğini, " τ " en uygun eşik değerini, katsayılar üzerinde gösterilen * ve ** işaretleri ilgili değişkenin sırasıyla 0.01 ve 0.05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ve LM(1) birinci derece ardışık bağıntı için hesaplanan Lagrange Multiplier test istatistiğini göstermektedir.

EG doğrusal ko-entegrasyon analizi işsizlik oranı ile rgsmh değerleri arasında uzun dönem ilişkinin olduğunu doğrulamaktadır. Ancak ilişkinin simetrik olduğu genel varsayımının geçerli olmadığı McLeod-Li testi ile TAR ve M-TAR tahminlerinden açıkça görülmektedir. Bu modeller arasında en uygun olanı tespit etmek için ayrıca her üç model için Akaike (AIC) ve Bayesyen (BIC) bilgi kriterleri hesaplanmıştır. Bu kriterler incelendiğinde, hem AIC hem de BIC kriterine göre, M-TAR modelinin TAR modeli ve doğrusal ko-entegrasyon modeline göre daha düşük değerler aldığı ve en uygun model olduğu görülmektedir.

6. Sonuç

Okun kanunu olarak literatüre giren yaklaşım, işsizlik oranları ile ekonomik büyüme arasında ters yönlü ilişkinin olduğunu, diğer bir ifadeyle cari dönem işsizliğinin ekonominin içinde bulunduğu devrevi dalgalanma dönemiyle bağıntılı olduğunu ortaya koymaktadır. Simetrik bir ilişkiyi ifade eden bu versiyonda, ilişkinin derecesini gösteren Okun katsayısının daralma ve genişleme dönemlerinde değişmediği varsayılmaktadır. Asimetrik yaklaşımda ise işsizlik oranları ile

ekonomik büyüme arasında ters yönlü ilişki korunmakla birlikte Okun katsayısının devrevi dalgalanmalara göre farklı büyüklükte yada etkide olduğu varsayılmaktadır.

Çalışmada 1950-2007 dönemi yıllık zaman serileri kullanılarak Okun katsayısının simetrik olup olmadığı uzun dönem itibariyle araştırılmıştır. Bu amaçla değişkenler arasında asimetrik ilişkiye izin veren TAR ve M-TAR modellerinin kullanıldığı ko-entegrasyon analizi gerçekleştirilmiştir. TAR ve M-TAR modellerinden elde edilen genel bulgu Türkiye ekonomisi için Okun katsayısının (ilişkisinin) asimetrik olduğu şeklindedir. Bu bulgu, reel çıktının genişleme döneminde işsizliği azaltma etkisi ile daralma döneminde işsizliği artırma etkisinin aynı olmadığı ve iktisat politikası ayarlamalarının bu sonucu dikkate alması gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır.

Referanslar

- BULUTAY, T. (1995). *Employment, unemployment and wages in Turkey*. Ankara: International Labour Office.
- CHAN, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21, 520-533. ss.
- COURTNEY, H. G. (1991). *The Beveridge curve and Okun's law: a re-estimation of fundamental macroeconomic relationships in the United States*. Doktora tezi, Massachusetts Institute of Technology.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. ss.
- ENDERS, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. 2nd ed, USA: John Wiley&Sons.
- ENDERS, W., GRANGER, C. W. J. (1998). Unit-Root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rate, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304-311. ss.
- ENDERS, W., SIKLOS, P.L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176. ss.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276. ss.
- HARIS, R., SILVERSTONE, B. (2000). Asymmetric adjustment of unemployment and output in New Zealand: rediscovering Okun's law. *University of Waikato Working Paper*, 2/00.
- HARIS, R., SILVERSTONE, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law : a cross-country comparison. *Economic Bulletin*, 5(2), 1-13. ss.
- ILO, (2007). Global employment trends 2007. [Erişim adresi]: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/start/download/getb07en.pdf>>,[Erişim tarihi: 26.06.2009].
- ILO, (2008). Global employment trends 2008. [Erişim adresi]: <<http://www.ilo.org/public/english/employment/start/download/get08.pdf>>,[Erişim tarihi: 26.06.2009].
- İstatistiksel Göstergeler*. (2008). 1923-2007. Ankara: TÜİK.
- MAYES, D. G., VIREN, M. (2000). Asymmetry and problem of aggregation in the Euro area. *Bank of Finland Discussion Paper*, 11.
- McLEOD, A., LI, V. (1983). Diagnostic checking ARMA time series models using squared residual correlations. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 269-273. ss.
- OKUN, A. M. (1962). Potential GNP: it's measurement and significance, *Cowless Foundation*.
- PRACHOWNY, M.F.L. (1993). Okun's law: theoretical foundations and revised estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75, 331-336. ss.
- SILVAPULLE, P., MOOSA, I. A., SILVAPULLE M. J. (2004). Asymmetry in Okun's law. *The Canadian Journal of Economics*, 37(2), 353-374. ss.
- VIREN, M. (2001). The Okun curve is non-linear. *Economic Letters*, 70, 253-257. ss.