

Türkiye İçin İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezi Testi

Taylan Taner DOĞAN¹

Özet

Türkiye için 2010 yılında demografik fırsat penceresinin açıldığı ve işgücü piyasalarının büyüyeceği öngörülmektedir (Tansel, 2012). Buna göre bu dönem çalışabilir nüfusun toplam nüfusa oranının en yüksek olduğu dönemdir. Bu gelişme yeni fırsat ve riskleri gündeme getirmektedir. İşsizlik ve işgücüne katılım oranı değişkenlerinin izlediği yol ve bu iki değişken arasındaki ilişki işgücü piyasasının yapısını anlamaya yönelik önemli göstergelerdir. Söz konusu ilişki bu makale çalışmasının araştırma konusudur. Çalışmada, "İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezi" Türkiye için test edilmiştir. Elde edilen bulgular, kadın, erkek ve toplam işgücü için işsizlik ve işgücüne katılım oranları arasında kısa ve uzun dönemli herhangi bir ilişkinin olmadığına yöneliktir. Bulgulara göre, Türkiye'de işsizlik oranları işgücüne katılım oranlarından bağımsız seyretmektedir.

Anahtar Kelimeler: *İşsizlik, İşsizliğin Bağımsızlığı Hipotezi, İşgücü Piyasasına Katılım Oranı, Eşbütünleşme Analizi*

¹ Dr., Kırıkkale Üniversitesi – İ.İ.B.F. İktisat Bölümü,
E-posta: taylan.dogan@gmail.com

Abstract

Demographic opportunity window for Turkey was opened in 2010 and it is predicted that labor market would grow (Tansel, 2012). According to this, it is a period that ratio to working age population to population is the highest. This development raises new opportunities and risks. The paths followed by unemployment and labor force participation rates variables and the relationship between these two variables are important indicators to understand the structure of the labor market. This study tests "Unemployment Invariance Hypothesis" for Turkey. The findings suggest no long-run and short-run relationship between the unemployment and the labor force participation rate for women, men, and total labor force. Hence Turkey's unemployment rate remains independent of the labor force participation rate.

Key Words: *Unemployment, Unemployment Invariance Hypothesis, Labor Force Participation, Cointegration Analysis*

Giriş

İşgücü, yüksek katma değer sağlama potansiyeli ötesinde kaynağının insan olması açısından diğer üretim faktörlerinden farklıdır ve bu işgücü piyasasını diğer piyasalardan farklı kılan temel unsurdur. Bu piyasada görülen sorunlar ekonomik kayıplar yanında yüksek sosyal maliyetlere yol açar. Bu nedenle işgücü piyasaları, ekonominin olduğu kadar siyasetin de ilgi odağıdır ayrıca piyasa dışı müdahalelerin sık görüldüğü bir alandır. İşgücü piyasasında dengenin kurulması başka bir anlatımla ücret düzeyleri ve istihdam oranlarının belirlenmesi, sadece işgücü arz ve talebinden kaynaklanan dinamikler ile gerçekleşmez. Çalışma hayatına ilişkin yasal düzenlemeler, demografik değişimler, sendikalar, asgari ücret uygulamaları, ekonomi politikaları, sosyal ve kültürel normlar gibi çok sayıda sosyal, siyasal, demografik ve ekonomik değişken piyasada oluşan dengenin üzerinde etkilidir. İşgücü piyasası, bu özellikleri nedeniyle diğer faktör piyasalarından daha karmaşık bir yapı gösterir.

Demografik gelişmeler Türkiye için yeni bir dönemin başladığını işaret etmektedir. Türkiye’de 2010 yılında demografik fırsat penceresinin açıldığı ve 2041 yılında kapanacağı ve bu gelişmeye bağlı olarak, çalışabilir nüfusun toplam nüfusa oranının en yüksek olacağı dönemin 2010-2041 yılları arasında yaşanacağı beklenmektedir (Tansel:2012,45). Tansel (2012, 44) TÜİK’in 1950 ve 2000 arası genel nüfus sayımları ve Hoşgör (2010) dayalı olarak sunduğu istatistiksel bilgi ve projeksiyonlarda 2000 yılında bağımlı nüfusun (0-14 ve 65 yaş üzeri nüfusun toplamının) toplam nüfusa oranı 35.5 iken, bu oran takip eden 10 yıllarda sırasıyla 32.5, 31.4, 31.7, 33.1 ve 35.5 olarak projeksiyonda bulunulmuştur. Bu azalma demografik fırsat penceresi olarak adlandırılmaktadır. Demografik fırsat penceresinin açılmasıyla işgücü piyasasına yönelik işgücü akımlarının artan bir hızla artması ve işgücü piyasalarının genişlemesi kaçınılmaz görünmektedir. Söz konusu süreç, büyüyen işgücü için üretken çalışma alanları sağlayacak yeni politika gereksinimleri ile Türkiye Ekonomisi için yeni fırsat ve riskleri

gündeme getirmektedir. İstihdam politikalarının gelecekte daha da önemli olacağı beklenirken bu alanda başarılı politikalar geliştirmek için değişim süreci içinde olan işgücü piyasasının yapısal özelliklerini anlamak dikkat çeken bir araştırma konusu olarak öne çıkmaktadır.

İşsizlik ve işgücüne katılım oranı değişkenlerinin uzun vadede izlediği yol ve bu iki değişken arasındaki ilişki, işgücü piyasasının yapısını anlamaya yönelik değerli göstergelerdir. İşgücüne katılım oranı, kurumsal olmayan toplam işgücünün çalışma çağındaki nüfusa oranı iken işsizlik oranı, işsiz olarak kabul edilenlerin sayısının toplam işgücüne oranıdır. Demografik değişimler, işgücü arzı ve dolayısıyla işgücüne katılım oranlarını etkiler. Bunun yanında, işsizlik oranları işgücü talebi ile işgücü arzından etkilemektedir. İşgücü arzı aynı zamanda eğitim, sosyal ve ekonomik faktörlerden etkilenen bir değişkendir. İşgücü talebi üzerinde, ekonominin yapısı, büyüme hızı ve istihdama yönelik politikaların önemli etkileri vardır. Çalışabilir nüfusun toplam nüfusa oranının artmasına paralel olarak ve Grafik 3’de yer alan zamanyolu grafiği de göz önünde alındığında (işgücüne katılım oranlarında pozitif bir trende işaret etmektedir), Türkiye’de işgücü arzının gelecek 25 yıllık süreçte artacağı beklenmektedir. Dolayısıyla işgücüne katılım oranlarındaki değişimlerin, işsizlik oranları üzerindeki olası etkileri politika yapıcılarının dikkate alması gereken önemli bir etkileşim mekanizmasıdır. İşgücüne katılım oranları ve işsizlik oranları arasındaki uzun dönemli ilişki ekonominin istihdam sağlama potansiyeli ve işgücü piyasalarının demografik değişimlere uyumuna ilişkin önemli bilgiler sunar. Bahsedilen ilişki bu makale çalışmasının araştırma konusudur ve bu çalışmada “İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezi” (Unemployment Invariance Hypothesis) Türkiye için test edilmiştir.

1- Teorik Çerçeve ve Literatür

İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezi, uzun dönem işsizlik oranının, işgücüne katılım oranlarında görülen değişimlerden bağımsız olduğu düşüncesine dayanmaktadır (Layard vd., 1991). Buna yönelik

olarak literatür yer alan empirik bulgular incelendiğinde, işgücüne katılım oranları ile işsizlik oranları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi inceleyen ve bu yolla İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezi'ni test eden az sayıda çalışma olduğu görülmüştür.

Österholm (2010) İsveç Ekonomisi için yaptığı çalışmada, 1970-2007 yılları arasında işgücü piyasasına katılım oranı ile işsizlik oranı arasında uzun dönemli güçlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Emerson (2011) Amerika Birleşik Devletleri Ekonomisi için işgücü piyasasına katılım oranı ile işsizlik oranı arasındaki uzun dönem ilişkisiyi 1948-2010 yılları arası için incelemiştir. Ulaşılan bulgular, bu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Kakinaka ve Miyamoto (2012) Japonya Ekonomisi'nde işgücü piyasasına katılım oranı ile işsizlik oranları arasındaki uzun dönem ilişkisiyi, 1980-2010 yılları arası dönem için araştırmıştır. Bulgular, erkekler için uzun dönem ilişkinin varlığına işaret ederken, kadınlar için uzun dönem ilişki görülmemiştir. Tansel, Ozdemir ve Aksoy (2016) bu çalışmaya benzer şekilde Türkiye için işsizliğin oranının bağımsızlığı hipotezini çeyreklik frekansta veri kullanarak 1988-2013 dönemi için incelemiştir. Bulguları işsizliğin bağımsızlığı hipotezini toplamda, kadın ve erkekler için destekler niteliktedir.

Bu konuya yönelik araştırmalar kısaca özetlendiğinde, Österholm (2010) ve Emerson'ın (2011) çalışmaları işsizlik oranının bağımsızlığı hipotezini desteklemezken, Kakinaka ve Miyamoto (2010) araştırması, hipotez hakkında tutarlı sonuçlar ortaya koymamaktadır söz konusu çalışmanın bulgularına göre hipotez kadınlar için geçerli iken erkekler için geçerli değildir. Tansel vd.(2016) ise işsizlik oranının bağımsızlığı hipotezini destekleyen nitelikte sonuçlara ulaşmıştır.

2- Veri, Yöntem ve Bulgular

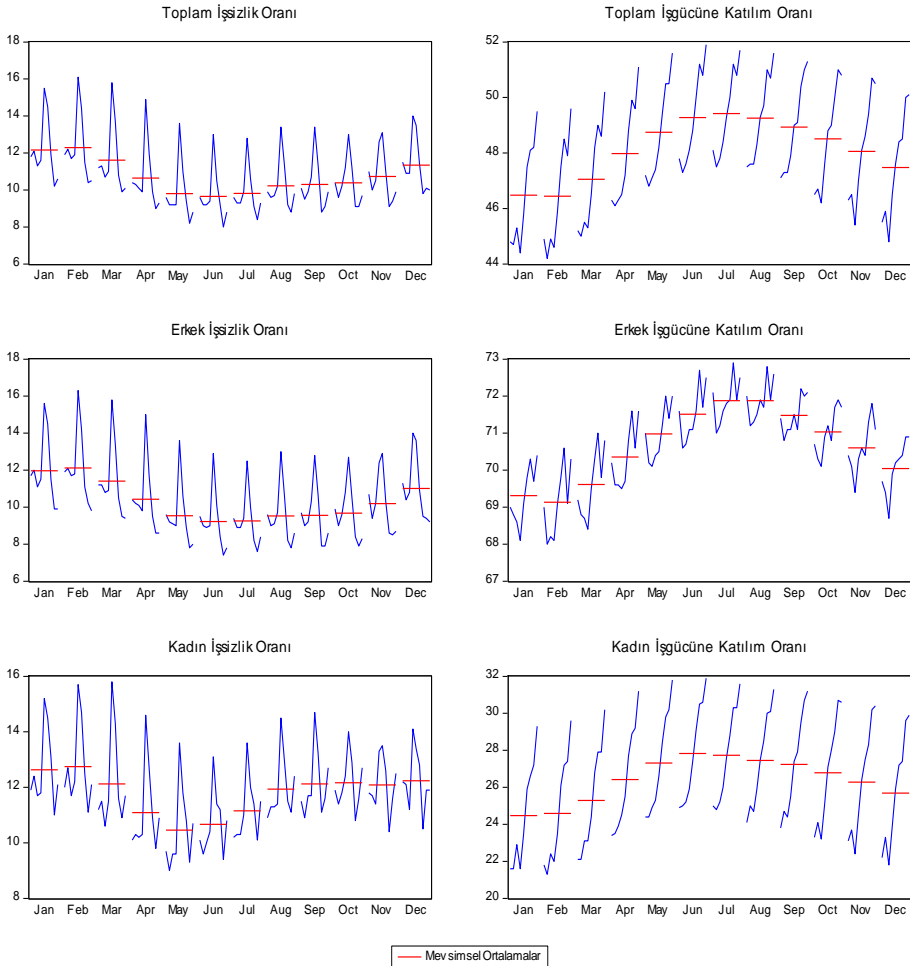
Çalışmanın uygulama bölümünde, TÜİK veri tabanından elde edilen mevsimsellikten arındırılmış aylık frekansta işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranı verileri kullanılmıştır. TÜİK'in yayınlamış olduğu

işsizlik ve işgücü katılım oranlarına ilişkin veriler 1988 ve sonrası için var olmakla beraber 2005 ve öncesine ilişkin veriler genel nüfus sayımına dayalı olarak sunulmuştur. Buna karşın 2005 sonrası veriler, adrese dayalı nüfus sayım sistemine göre hazırlanmıştır. TÜİK'in adrese dayalı sisteme göre nüfus kestirimlerinin 3,7 milyon düşük çıkması nedeni ile TÜİK tarafından bu iki dönemi içeren işsizlik ve işgücüne katılım verilerinin birlikte kullanımı ve karşılaştırılmasının söz konusu olmadığı belirtilmiştir. (Bkz. TÜİK'in dinamik sorgulamaya ilişkin açıklamalar: https://biruni.tuik.gov.tr/isgucuapp/aciklama/aciklama_veri_tabani.htm, Erişim Tarihi: 22.05.2016). Bu iki veri setinin yapısal farklılık arz etmesi ve birleştirilememesi nedeniyle konuya ilişkin araştırma Ocak 2005 ve Ağustos 2013 dönemine ait aylık frekanstaki veriler kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

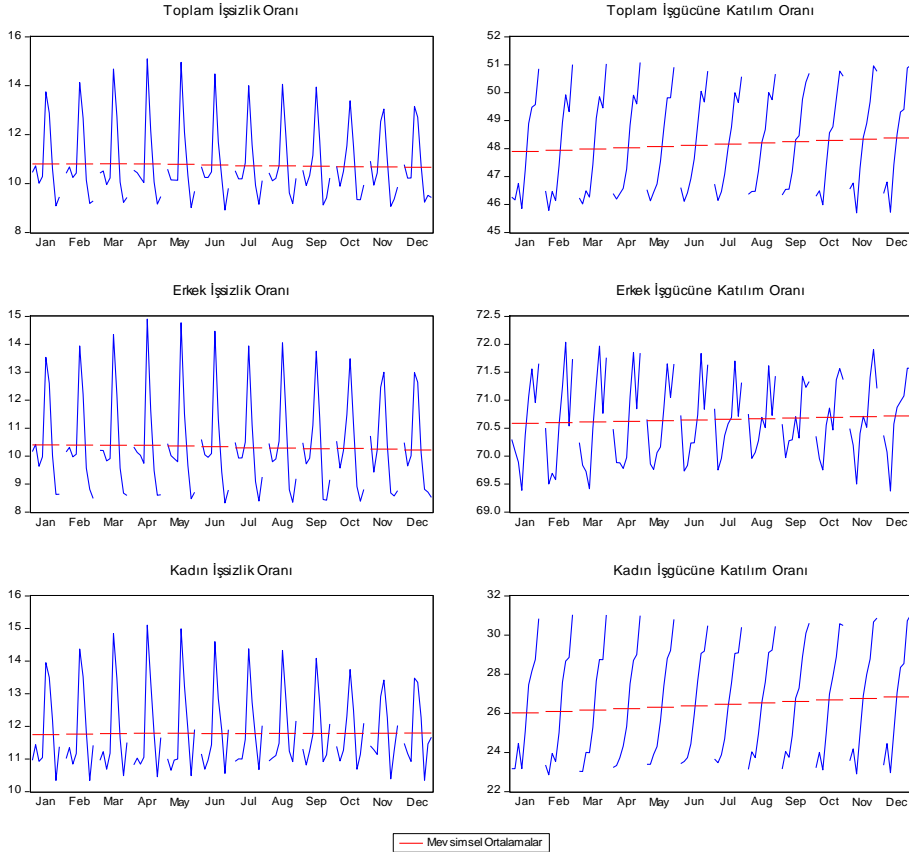
Österholm (2010), Emerson'ın (2011) ve Kakinaka ve Miyamoto (2011) çalışmalarında yer alan birim kök test sonuçları, kullanılan veriler arasında eşbütünleşmenin varlığını işaret ettiği için, işsizlik oranları ile işgücüne katılım oranları arasındaki uzun-dönem ilişki, Vektör Hata Düzeltme Modeli çerçevesinde araştırılmıştır. Bu çalışmada da benzer şekilde ilk önce serilerin zaman serileri özellikleri incelenecek daha sonra aralarında kısa ve uzun-dönemli ilişkilerin varlığı tespit edilecektir.

Aşağıda Grafik 1'de, toplam işsizlik oranı, erkeklerde işsizlik oranı, kadınlarda işsizlik oranı ile toplam işgücü piyasasına katılım oranı, erkeklerde işgücü piyasasına katılım oranı ve kadınlarda işgücü piyasasına katılım oranı verilerinin mevsimsel grafikleri sunulmuştur. Bir zaman serisinde mevsimsel etkilerin varlığını incelememenin en pratik yolu mevsimsel grafikler olup mevsimsel ortalamaların birbirinden farklılığı serinin mevsimsel etkiler içerdiğine yönelik bir gösterge sunmaktadır. Mevsimsel grafikler incelendiğinde yaz aylarında işgücüne katılım oranları en yüksek seviye ulaşırken işsizlik oranları da en düşük seviyesine ulaşmaktadır (EK A'da yer alan Tablo A1'de ham veriye ait mevsimsel ortalamalar ve mevsimsellikten arındırılmış ortalamalar ilişkin rakamsal

veriler bulunabilir). Dolayısıyla serilerin mevsimsellik içerdiği gözlenmiştir ve takip eden aşamada seriler mevsimsellikten arındırılmıştır. Mevsimsellikten arındırma işlemi EUROSTAT'ın önerdiği üzere TROMA/SEATS (Gomez ve Maravall, 1996) yöntemi kullanılarak yapılmıştır. Mevsimsellikten arındırılan veriler daha sonra tekrar mevsimsellik kontrolünden geçirilmiştir ve Grafik 2'de izlendiği gibi serilerin mevsimsel ortalamaları birbirine yakın hale gelmiştir.

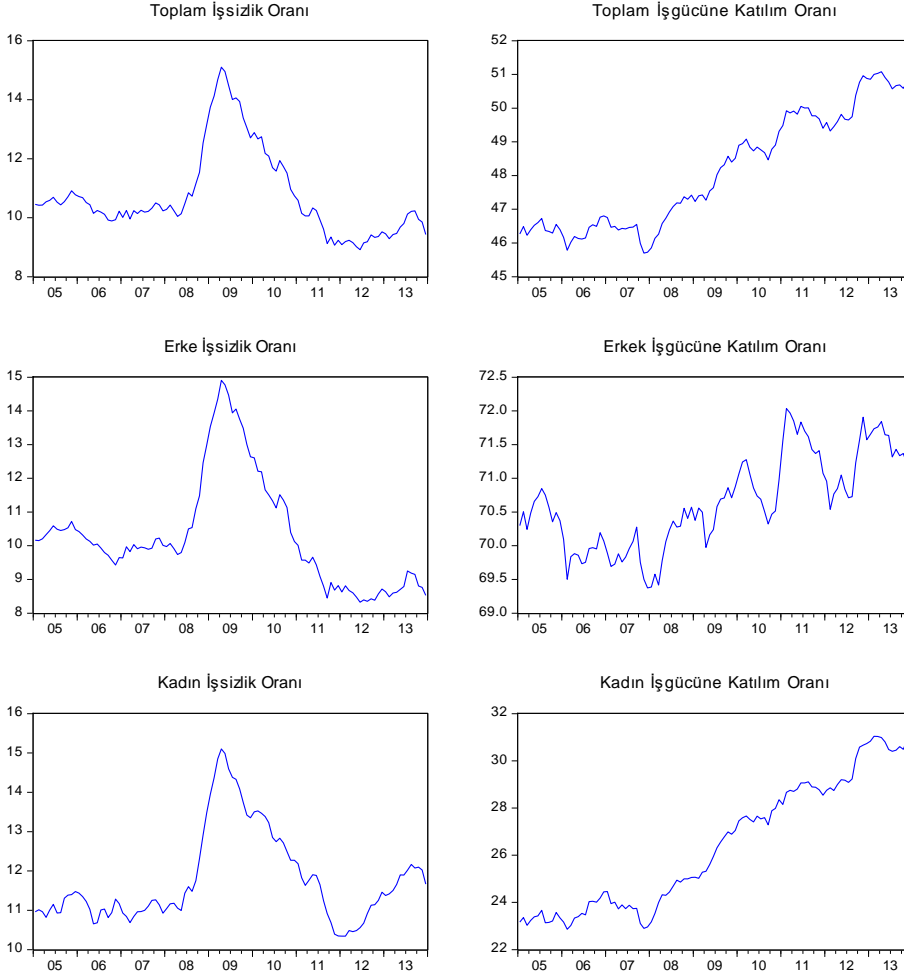


Grafik 1: İşgücüne Katılım Oranı ve İşsizlik Oranına İlişkin Mevsimsel Grafikler



Grafik 2: Mevsimsellikten Arındırılmış İşgücüne Katılım Oranı ve İşsizlik Oranına Serilerine İlişkin Mevsimsel Grafikler

Aşağıdaki Grafik 3 incelendiğinde işgücüne katılım oranlarının, erkekler, kadınlar ve toplam için artan bir eğilim izlediği görülmektedir. İşsizlik oranları, erkekler kadınlar ve toplam açısından 2005-2008 yılları arasında büyük değişim göstermemiş, buna karşın 2008 ve 2009 yılları arasında artış eğilimine girmiş olduğu izlenmektedir. Ayrıca işsizlik oranlarının 2009 sonrasında erkekler, kadınlar ve toplam için azalma eğilimine girmiş olduğu izlenmektedir.



Grafik 3: Serilerin Grafikleri

Değişkenlerin arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını incelenmeden önce değişkenlerin zaman serisi özelliklerini incelemek amacı ile birim kök testlerine başvurulmuştur. Österholm (2010), Emerson (2011) ile Kakinaka ve Miyamoto (2012) yapmış olduğu çalışmalara benzer biçimde bu çalışmada da ADF-GLS (Elliot vd., 1996) ve KPSS (Kwiatkoski vd., 1992) birim kök testlerine kullanılmıştır. Ayrıca Elliot vd. (1996) ADF testine göre ADF-GLS testinin daha güçlü sonuçlar sunduğuna yönelik bulgular elde edilmiştir. ADF-GLS testinde boş hipotez birim kök varlığını test ederken, KPSS'nin boş hipotezi durağanlık hipotezini test etmektedir.

ADF-GLS testinde boş hipotezin ret edilmesi, ilgili serinin durağanlığına işaret ederken KPSS boş hipotezinin ret edilmesi, birim kökün varlığına işaret etmektedir.

Tablo 1: Birim Kök Testleri

Düzye	Toplam		Erkek		Kadın	
	İO	İKO	İO	İKO	İO	İKO
ADF-GLS	-1,575	-1,635	-1,562	-2,346	-2,400	-1,519
KPSS	0,182*	0,184*	0,190*	0,140*	0,168*	0,190*
Birinci Fark	Toplam		Erkek		Kadın	
	İO	İKO	İO	İKO	İO	İKO
ADF-GLS	-3,582***	-8,026***	-3,493**	-8,071***	-3,097**	-8,890***
KPSS	0,075	0,056	0,077	0,0356	0,075	0,063

Notlar: Birim kök testlerine sabit dahil edilmiştir. ADF-GLS testlerinde Schwarz Bilgi Kriteri uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılmıştır. ADF-GLS testlerinde tabloda yer alan değerler t istatistik değerleridir. KPSS testlerinde tabloda KPSS test istatistiği yer almaktadır.

*** %1 anlamlılık düzeyini istatistiksel anlamlılığını,

** %5 anlamlılık düzeyini istatistiksel anlamlılığını,

* % 10 anlamlılık düzeyini istatistiksel anlamlılığını göstermektedir.

Testlerin sonuçları Eviews 8 programı kullanılarak ulaşılmıştır.

Birim kök test sonuçları serilerin tamamının birinci dereceden bütünleşik olduklarını göstermektedir. Granger İfade Etme teoremi (Granger Repesantiton Theorem) (Bkz. Engle ve Granger (1987)) eğer seriler aynı dereceden bütünleşik ise hata düzeltme teriminin modele eklenmesi gerektiğini ifade eder. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin olup olmadığının testi, vektör hata düzeltme modellerinin ilk aşamasıdır. Eğer değişkenler arasında eşbütünleşme söz konusu ise vektör hata düzeltme modelleri çerçevesinde analize devam edilir. Eğer eşbütünleşme söz konusu değil ise değişkenler arasındaki ilişkiler birinci farkı alınmış VAR model çerçevesinde analiz edilir. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığı literatürde Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) metodolojisi çerçevesinde incelemektedir.

$$y_t = A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \dots + A_p + BX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$A_i = K \times K$ Parametre Matrisi, $X_t = K \times 1$ deterministik vektör, ε_t hata terimleri vektörü.

(1) numaralı denklem aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Gamma_i = \sum_{i=1}^{p-1} A_i - I_k \quad (3)$$

$$\Pi = \sum_{i=r+1}^n A_j - I_k \quad (4)$$

(3) numaralı eşitlik kısa-dönem dinamikleri yakalarken, (4) numaralı eşitlik değişkenler arasındaki uzun-dönem dinamikleri yakalar.

Eşbütünleşme vektörü sayısı Π 'in rankı (r) tarafından gösterilir. Eğer Π 'in rankı 0 ise, (2) numaralı eşitlik 1. farklardan normal VAR modelidir, eğer Π 'in rankı tam ise, serilerin hepsi durağandır ve bu yüzden durağan olmayan uzun-dönem bir ilişki söz konusudur. Sadece Π 'in rankı ($0 < r < K$), ise o takdirde eşbütünleşme β vektörü söz konusudur ve βy_t durağandır. Eşbütünleşmenin varlığında, $\Pi = \alpha \beta$ şeklinde faktörlere ayrılabilir α ve β $K \times r$ matrislerdir. α 'nın değeri Δy 'deki düzeltmenin hızını verir.

Johansen metodu 2 tane en yüksek olabilirlik rasyosunun (LR-Likelihood Ratio) belirlenmesi ve bunların istatistiksel testi ile eşbütünleşme vektörlerinin belirlenmesinde kullanılır. Bunlardan ilk test istatistiği *İz Testi* (Trace Test),

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

Burada λ_i , Π matrisinden elde edilmiş karakteristik köklerin hesaplanmış değeridir, n , Π 'in karakteristik kök sayısıdır ve T 'de gözlem sayısıdır.

Bu istatistik en fazla r kadar eşbütünleşme vektörünün var olduğu boş hipotezini, p kadar eşbütünleşme vektörünün var olduğunu yönelik alternatif hipoteze karşı test eder.

İkinci test ise *Maksimum Özdeğer Testidir* (Maximum Eigenvalue Test),

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

Bu istatistik ile r kadar eşbütünleşme vektörü vardır boş hipotezi, alternatifi $r+1$ kadar eşbütünleşme vektörü vardır hipotezine karşı test edilir.

Tablo 2: Eşbütünleşme Testleri

	Toplam		Erkek		Kadın	
	İz	Özdeğer	İz	Özdeğer	İz	Özdeğer
H ₀ : r=0	9,907	9,798	11,752	10,757	17,525**	17,385**
H ₀ : r=1	0,109	0,109	0,995	0,995	0,140	0,140

Not: Uygun gecikme uzunluğu, FPE, LR ve AIC kriterlerine göre seçilmiştir. Buna Tüm örneklem için 7, erkek ve kadın için 10 olarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmiş ve modele dahil edilmiştir.

** , %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

Testlerin sonuçları EvIEWS 8 programı kullanılarak ulaşılmıştır.

Yukarıda da açıklandığı gibi eğer değişkenler arasında eşbütünleşme söz konusu değil ise model p dereceden bir VAR modeline dönüşmektedir. Tablo 2’de yer alan sonuçlar toplam ve erkeklerde eşbütünleşmenin söz konusu olmadığı sonucuna ulaşırken, kadınlarda eşbütünleşmenin varlığına işaret etmektedir. Dolayısıyla işsizlik oranı ve işgücüne katılım oranları arasında toplam ve erkekler için uzun-dönem ilişkiye rastlanmamıştır. Bu nedenle toplam ve erkekler için kısa-dönem ilişkilerin varlığını p-dereceden VAR modeller kullanarak hesaplanmıştır ve değişkenler arasında kısa-dönem ilişkinin varlığı test edilmiştir. Kısa dönem nedenselliğin varlığı Granger (1969) nedensellik testi ile test edilmiştir. Test sonuçları istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sonuç olarak araştırmada kısa-dönem bir nedenselliğin olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Tablo 3: Granger Nedensellik Testleri (Ki-Kare İsrstatistikleri)

	Toplam	Erkekler
H ₀ :İşsizlik Oranı işgücüne katılım oranının bir Granger nedeni değildir	6,392	12,360
H ₀ : işgücüne katılım oranı İşsizlik Oranının bir Granger nedeni değildir.	5,949	10,841

Not: Uygun gecikme uzunluğu LR testine göre belirlenmiş. Toplam için 6 ve Erkekler için ise 9 olarak belirlenmiştir. Testlerin sonuçları Eviews 8 kullanılarak ulaşılmıştır.

Çalışmanın ilerleyen bölümünde, kadınlar için hata düzeltme modeli kullanılarak eşbütünleşme vektörünü elde edilmiştir. Söz konusu eşbütünleşme vektörü [1, 0,171] %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız görünmektedir ayrıca vektör hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testleri de istatistiksel olarak anlamsız sonuçlar sunmaktadır. Bu bulgular kadınlar içinde kısa ve uzun dönem bir ilişkinin söz konusu olmadığını işaret etmektedir.

Bu çalışmada literatürde yer alan diğer çalışmaları izleyerek, işsizliğin bağımsızlığı hipotezi test edilmiştir. Test sonuçları işsizliğin bağımsızlığı hipotezini destekler niteliktedir. Çalışmanın bulguları, işsizlik oranı ile işgücüne katılım oranı arasındaki, toplam ve erkek ile kadın alt grupları için ne kısa-dönem ne de uzun-dönem ilişkinin söz konusu olmadığını ortaya koymaktadır. Sonuç olarak elde edilen bulguların, İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini desteklediği görülmektedir. Ayrıca bulgular, Österholm (2010), Emerson (2011) ve Kakinaka ve Miyamoto (2011) çalışmalarında toplam ve erkekler için ulaşılan sonuçlar ile uyumlu değildir. Diğer taraftan Kakinaka ve Miyamoto (2011) çalışması, bu çalışmanın sonucu ile benzer şekilde kadınlar için işsizlik oranının bağımsızlığı hipotezini destekler bulgular ortaya koymaktadır. Fakat Türkiye için yapılan Tansel vd. (2016) ile örtüşen sonuçlar elde edilmiştir. Genel olarak literatür incelendiğinde konuya ilişkin empirik bulgular işsizlik oranının işgücüne katılım oranından bağımsız hareket ettiği hipotezine karşı sonuçlar sunmaktadır. Bu çalışma literatürde yer alan farklı ülkeler için yapılmış çalışmalardan farklı olarak işsizlik oranının bağımsızlığı hipotezini destekler sonuçlar sunmaktadır.

Sonuç

Türkiye Ekonomisi, çalışmanın inceleme dönemi Ocak 2005 ve Ağustos 2013 arası dönemde başarılı bir büyüme süreci yaşamıştır bu sürecin kısmen iş gücü piyasalarına yansıdığı izlenmektedir. Veriler incelendiğinde söz konusu dönemde işsizlik oranlarının, kadın, erkek ve toplam işgücü açısından önemli bir artış göstermediği görülmektedir. Buna karşın işgücüne katılım oranlarının 2007 sonrasında kadın, erkek ve toplam işgücü açısından istikrarlı bir artış eğilimi içerisinde olduğu izlenmektedir. Özetle her üç veri seti için işgücüne katılım oranları artış eğilimi gösterirken, işsizlik oranları artış eğiliminde değildir. Bu durum çalışmanın inceleme dönemi için Türkiye Ekonomisinin yeni iş olanakları sağlama açısından ilerleme kaydettiğini ortaya koymaktadır.

Uygulama sonucu elde edilen bulguların İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini desteklediği görülmektedir. Çalışmanın bulguları, Österholm (2010), Emerson (2011) İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini desteklemeyen bulguları ve Kakinaka ve Miyamoto (2011) çalışmalarında toplam ve erkekler için elde edilen İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini desteklemeyen sonuçları ile uyumlu değildir. Beraberinde Kakinaka ve Miyamoto (2011) çalışması, kadınlar için ve Tansel vd. (2016) çalışması toplam, kadın ve erkekler için İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini destekler sonuçlar sunmuştur. Bu makale, literatürde yer alan farklı ülkeler için yapılmış çalışmalardan farklı olarak erkek, kadın ve toplam için işsizlik oranının bağımsızlığı hipotezini destekler sonuçlar sunmaktadır. Diğer taraftan bu çalışmanın sonuçları Tansel vd. (2016) çeyreklik veri kullanarak yaptığı çalışmayla uyumludur.

Bulgular, kadın, erkek ve toplam işgücü için işsizlik ve işgücüne katılım oranları arasında kısa ve uzun dönemli herhangi bir ilişkinin olmadığına yönelik sonuçlar sergilemektedir. Buna göre, Türkiye’de işsizlik oranları işgücüne katılım oranlarından bağımsız seyretmektedir. Söz konusu durum, uzun dönem işsizlik oranının, işgücüne katılım oranlarında görülen değişimlerden bağımsız olduğu düşüncesine dayanan,

“İşsizlik Oranının Bağımsızlığı Hipotezini”, Türkiye’deki işgücü piyasaları için destekler niteliktedir. 2010 yılında açılan demografik fırsat penceresi ile büyümesi öngörülen işgücü piyasalarının, doğru istihdam politikaları ile yönetilmesi ve ekonomik büyüme açısından istikrarın koruması durumunda demografik fırsat penceresinin, Türkiye Ekonomisi için önemli bir fırsat olabileceği bu çalışmanın temel çıkarımıdır. Diğer yandan demografik fırsat penceresinin açılması ile işgücü piyasaları büyürken bu sürecin doğal bir etkisi olarak çalışma çağındaki nüfusun ortalama yaşının ilerleyen yıllarda artması beklenmektedir. Bu durumun işgücü piyasalarının dinamikliği üzerinde olumsuz etkilerde bulunma olasılığı yüksektir. Aynı zamanda ekonomik büyümede görülecek sorunların geçmişte olduğu gibi işgücü piyasalarına hızlı yansımaları olması da şaşırtıcı olmayacaktır. Çalışmanın bulguları, güçlü ekonomik büyüme ve demografik fırsat penceresinin yeni açılmış olması verileri altında tekrar değerlendirildiğinde, Türkiye Ekonomisi açısından sürdürülebilir bir ekonomik büyüme ve değişen demografik yapıyı göz önüne alan istihdam politikalarının önümüzdeki otuz yıl için politika yapıcılar açısından öncelikli konular arasında yer alması gerektiği görülmektedir.

Kaynakça

Elliott, G., Rothenberg, T.J. ve J.H. Stock (1996). Efficient tests for an autoregressive unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.

Engle, R.F. ve Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

EUROSTAT (2015). ESS guidelines on seasonal adjustment. Eurostat manuals and guidelines. Erişim Tarihi:22.05.2016. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/6830795/KS-GQ-15-001-EN-N.pdf>

Gomez, V. ve Maravall, A. (1996). Programs TRAMO and SEATS; Instructions for the User. Working Paper 9628, Servicio de Estudios, Banco de España. Erişim Tarihi: 22.05.2016. <http://www.sepg.pap.minhap.gob.es/sitios/sepg/es-ES/Presupuestos/Documentacion/Documents/DOCUMENTOS%20DE%20TRABAJO/SGAPE97001.pdf>.

Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Method. *Econometrica*, 37(3), 424-438.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Kakinaka, M. and Miyamoto, H. (2012). Unemployment and labour force participation in Japan. *Applied Economic Letters*, 19(11), 1039-1043.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit

root: how sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159–178.

Österholm, P (2010). Unemployment and labour-force participation in Sweden. *Economics Letters*, 106(3), 205-208.

Hoşgör, Ş. (2010). Türkiye Nüfus Projeksiyonları içerisinde: 2050'ye Doğru Nüfus Bilim ve Yönetim: Eğitim, İşgücü, Sağlık ve Sosyal Güvenlik Sistemlerine Yansımalar. Ş. Hoşgör ve A. Tansel İstanbul: TÜSİAD ve UNFPA. Yayın No: TÜSİYAD-T/2010/11/505.

Tansel, A. (2012). 2050'ye Doğru Nüfus Bilim ve Yönetim: İşgücü Piyasasına Bakış. Yayın no: TÜSİAD-T/2012-11/ 586.

Tansel, A., Ozdemir, Z.A. ve Aksoy, E. (2016). Unemployment and Labor Force Participation in Turkey. *Applied Economic Letters*, 23(3), 184-187.

Extended Summary

Labor differs from all other factors of production in the sense that its source is nothing but people. This is the main point that makes labor market different from other markets. Problems occurred in this market leads to high social costs as well as economic losses. Therefore, besides economy, labor markets are the focus of interest in politics so that policy makers are often intervenes in the labor market. Determination of wage and employment rates in the labor market are not only influenced by supply and demand dynamics, but also legislations related to working life, demographic change, trade unions, minimum wage, economic policies, social and cultural norms, many social, political, and demographic forces have effects on the equilibrium. Hence and then, the labor markets show a more complex structure of any other market.

Recent demographic developments indicate a start of a new era for Turkey. This is called the demographic window of opportunity that started in 2010 and will end in 2041. In this period the ratio of working-age population to the total population would be the highest in the history of Turkey (Tansel, 2012). With the opening of demographic window of opportunity, an increase in the flow of labor to the labor markets is inevitable. Such a process requires new policies that provide productive working opportunities for the growing workforce. Thus, Turkish economy also faces with new opportunities and risks due to this fact. In near future, increasing importance of employment policies will make this reality even more interesting to understand the structure of the labor markets in Turkey.

The long-run paths followed by unemployment and labor participation rates as well as their relationship are important indicators for understanding labor markets. Since the expected flow to labor market would increase in the next 25 years, the effects of the change in labor force participation rate on unemployment rate should be considered by policy makers. The long-term relationship between the two provides information

on an employment potential of an economy and adjustment of labor markets to demographic changes. This relationship is the concern of this study and in this regard, “Unemployment Invariance Hypothesis” is tested for Turkey.

Unemployment Invariance Hypothesis is based on the consideration that long-term unemployment rate is independent from change in labor force participation rate. At the same time, shocks to capital stock and productivity do not extract any influence so that it claims unemployment rate acts independently from those variables (Layard et al, 1991). As a result, this hypothesis argues that implemented policies are ineffective and unemployment rate moves on its own path without being affected by other variables. Further, it implies that shocks to unemployment rate do not cause permanent but temporary changes.

In the application part of the study, unemployment and labor force participation rates are used for male, female and the total for the period from January 2015 to August 2013. The data are obtained from Turkish Statistical Institute database (TSI). Even though the data for those variables after 1988 are available, the data accounting methodology after 2005 is different from the previous year and TSI does not suggest using those two dataset together. Therefore, the data before 2005 are excluded from the study.

The study first investigates time series properties of all series and applies unit root tests to the series under investigations. Though all the series are integrated at degree one, $I(1)$, a cointegration between unemployment and labor force participation rates is found only for the female sample. Therefore, for total and male samples, it is said that there is no long-run relationship between unemployment rate and labor force participation rate. In addition, for those two samples, the short-run relationship is investigated by using Granger (1969) but there was no short-run relationship detected either. For female samples in the framework of Vector Error Correction Model (VECM), short-run and long-run causalities are

investigated and are no causality detected between the variables of interest. In conclusion, the findings of this study support Unemployment Invariance Hypothesis.

EK A

Tablo A1: Ham ve Mevsimsellikten Arındırılmış Veriler için Aylık Ortalamalar

Aylar	Seriler											
	Toplam				Erkekler				Kadınlar			
	İO		İKO		İO		İKO		İO		İKO	
	H	MA	H	MA	H	MA	H	MA	H	MA	H	MA
Ocak	12,167	10,804	46,478	47,898	11,967	10,401	69,311	70,587	12.633	11.747	24.467	26.027
Şubat	12,289	10,801	46,444	47,941	12,122	10,392	69,133	70,599	12.744	11.761	24.589	26.097
Mart	11,611	10,809	47,056	47,985	11,411	10,392	69,611	70,610	12.122	11.776	25.289	26.168
Nisan	10,644	10,803	47,978	48,028	10,433	10,389	70,356	70,622	11.089	11.789	26.422	26.239
Mayıs	9,800	10,787	48,744	48,072	9,533	10,366	70,978	70,634	10.456	11.791	27.311	26.311
Haziran	9,656	10,756	49,278	48,116	9,222	10,338	71,511	70,646	10.667	11.780	27.833	26.384
Temmuz	9,811	10,726	49,422	48,160	9,256	10,295	71,878	70,658	11.156	11.778	27.733	26.458
Ağustos	10,222	10,722	49,256	48,204	9,522	10,287	71,878	70,670	11.933	11.783	27.456	26.532
Eylül	10,300	10,710	48,933	48,248	9,556	10,261	71,478	70,682	12.122	11.782	27.233	26.607
Ekim	10,389	10,684	48,511	48,293	9,678	10,279	71,033	70,694	12.167	11.784	26.789	26.683
Kasım	10,733	10,679	48,056	48,337	10,189	10,250	70,600	70,706	12.089	11.788	26.278	26.759
Aralık	11,344	10,669	47,478	48,382	11,011	10,216	70,044	70,718	12.233	11.794	25.689	26.836

Notlar: İO: İşsizlik Oranı, İKO: İşgücüne Katılım Oranı, H: Ham Veri ve MA: Mevsimsellikten Arındırılmış Veri