



**İŞSİZLİK ORANI ve İŞGÜCÜNE KATILIM ORANI ARASINDAKİ UZUN  
DÖNEMLİ İLİŞKİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

**Doç. Dr. Uğur SİVRİ\***

**ÖZ**

İşsizlik oranı (UR) ile işgücüne katılım oranı (LFPR) arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olması, işsizlik oranının emek piyasasının ve ekonominin genel durumunu sağlıklı bir biçimde yansıtmasını engelleyebilecektir. Ayrıca böyle bir ilişkinin varlığı, Türkiye de dâhil olmak üzere yüksek işsizlik oranına sahip ülkelerde, işsizlik oranının istenilen seviyelere düşürülmesini engelleyebilecektir.

Bu çalışmada UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişki Türkiye ekonomisi için Johansen (1988, 1991) koentegrasyon yöntemi ile genel ve cinsiyet düzeyinde seriler kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada aylık verilerle 2005:01-2019:04 dönemi kapsamıştır. Bu çalışmayı literatürdeki diğer çalışmalardan ayıran temel özellikler şunlardır: Öncelikle, koentegrasyon analizinin üzerine kurulu olduğu Vector Autoregression (VAR) modellerinin istatistiksel özelliklerinin uygun olmasına özellikle dikkat edilmiştir. Hem istatistiksel analizin hem de iktisadi yorumların geçerli olması için çok önemli olan bu hususun (Juselius, 2006, s. 46) literatürde genellikle göz ardı edildiği görülmektedir. İkinci olarak, verinin taşıdığı bilgileri bozmamak için farklı frekanstaki verilerin bir araya getirilmesi, interpolasyon ve bazı mekanik mevsimsel düzeltme tekniklerinin tüm serilere uygulanması gibi işlemlerden özellikle uzak durulmuştur.

Analiz sonuçları gerek genel gerek cinsiyet düzeyindeki seriler için UR ile LFPR arasında bir koentegrasyon ilişkisi olmadığını göstermiştir. Bu bulgu Türkiye ekonomisi için LFPR'deki değişimler nedeniyle işsizlik oranının ekonominin genel durumunu iyi yansıtmayacağı düşüncesini desteklemektedir. Ayrıca yine bu bulgu, Türkiye ekonomisinde işsizlik oranının düşürülememesinin bir nedeninin LFPR'deki değişimler olduğu görüşünü de desteklemektedir.

**Anahtar Kelimeler:** İşsizlik Oranı, İşgücüne Katılım Oranı, VAR Modeli, Türkiye, Zaman Serileri, Koentegrasyon.

**JEL Kodları:** C22, C32, C52, E24, J21.

**THE LONG-RUN RELATIONSHIP BETWEEN THE UNEMPLOYMENT RATE  
and THE LABOUR FORCE PARTICIPATION RATE: TURKISH CASE**

**ABSTRACT**

The fact that there is a long-run equilibrium relationship between the unemployment rate (UR) and the labour force participation rate (LFPR) may prevent the unemployment rate statistics from reflecting general state of the economy and labour markets correctly. Moreover, an existence of this kind of relationship, may also prevent countries which have high unemployment rates such as Turkey to decrease their unemployment rates to desired levels.

In this study the long-run relationship between the UR and the LFPR for Turkish economy is investigated by Johansen (1988, 1991) cointegration method using both general

---

\* Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ugur.sivri@erdogan.edu.tr, Orcid ID: 0000 0002 1459 4415

and sex-related series. This study uses monthly data and covers the 2005:01-2019:04 period. Distinguishing features of this study from other studies are as follows: Firstly a great care is taken about the relevance of the statistical properties of the Vector Autoregression (VAR) models, which cointegration analysis is based upon. Although this feature is very important for relevance of the both statistical analysis and economic interpretations (Juselius, 2006, s. 46), it is generally seen disregarded in the related literature. Secondly, in order to preserve the true information of the data some procedures such as collecting data from different sources which have different frequencies, interpolation or applying some mechanical seasonal adjustment techniques to all series are not applied.

Test results show that there is a no cointegration relationship between the UR and the LFPR for both general and sex-related series. This finding does not support the idea that unemployment rate of the Turkish economy does not reflect the general state of the economy because of the movements of the LFPR. Also this finding does not support the idea that one reason of the inability of decreasing unemployment rate of the Turkish economy is the movements of the LFPR either.

**Keywords:** Unemployment Rate, Labour Force Participation Rate, VAR Model, Turkey, Time Series, Cointegration.

**JEL Codes:** C22, C32, C52, E24, J21.

## 1. GİRİŞ

İşsizlik oranının, spesifik olarak emek piyasasının ve genel olarak bir ekonominin durumunu sağlıklı bir biçimde yansıtmasını engelleyebilecek etkilerden iki tanesi Cesareti Kırılan Çalışanlar (*Discouraged Worker*) ve İlave Çalışanlar (*Added Worker*) etkileri olarak isimlendirilir. Cesareti Kırılan Çalışanlar hipotezine göre işsizlik oranı (UR) artarken, iş bulma ümidini kaybeden kişilerin iş aramayı bırakarak işgücünden ayrılması işsizlik oranının aslında olması gerekenden daha düşük çıkmasına yol açabilecektir. Diğer taraftan İlave Çalışanlar hipotezine göre, UR artarken hanehalkının gelirinin azalmasına bağlı olarak hanedeki diğer bireylerin de iş aramaya başlaması, işgücüne katılım oranı (LFPR) yanında işsizlik oranını da artırarak bu oranın aslında olması gerekenden daha büyük çıkmasına yol açabilecektir. İşsizlik oranının, emek piyasasının ve ekonominin durumu ile ilgili taşıdığı bilginin gücünü zayıflatan her iki etki de UR ile LFPR arasında bir ilişki öngörmekle birlikte Cesareti Kırılan Çalışanlar hipotezi söz konusu ilişkinin negatif, İlave Çalışanlar hipotezi ise söz konusu ilişkinin pozitif olduğunu içermektedir.

UR ile LFPR arasındaki ilişkiyi veya UR değerlerinin ekonomik bir gösterge olarak ne derece sağlıklı olduğunu inceleyen çalışmalardan Gustavsson ve Österholm (2006) Avustralya, Kanada ve ABD için LFPR serisinin durağanlığını aylık verilerle sırasıyla 1978:2-2004:11, 1976:1-2004:11 ve 1951:1-2004:11 dönemleri için incelemiştirlerdir. Zaman serileri ve panel veri durağanlık testlerinin kullanıldığı çalışmada LFPR serisinin durağan olmadığı bulunmuştur. Österholm (2010) UR ve LFPR arasındaki ilişkiyi genel, erkek ve kadın grupları için ayrı ayrı incelemiştir. Aylık verilerle 1970:1-2007:4 dönemi İsveç ekonomisinin incelendiği çalışmada Johansen koentegrasyon yöntemi kullanılmıştır. Analiz sonuçları, her grup için tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin cesareti kırılan çalışanlar hipotezini destekleyici yönde olduğunu göstermiştir. Emerson (2011), UR ve LFPR arasındaki ilişkiyi genel, erkek ve kadın grupları için ayrı ayrı olmak üzere ABD ekonomisi için incelemiştir. Johansen

koentegrasyon analizi sonuçları, her grup için tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin, genel ve erkek grupları için cesareti kırılan çalışanlar, kadın grubu için ise ilave çalışanlar hipotezini destekleyici yönde olduğunu göstermiştir. Gustavsson ve Österholm (2012) işgücüne katılım oranının durağanlığını ABD ekonomisi için gerek toplam gerekse cinsiyet, yaş grubu ve ırk gibi özelliklere göre nüfusun çeşitli alt kategorileri için incelemiştir. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmada belirli gruplar için değişmekle birlikte genel olarak 1948:1-2007:08 dönemi kapsanmıştır. Zaman serileri durağanlık testleri, LFPR serisinin durağan olmadığını ve dolayısıyla işsizlik oranının yansıttığı bilginin gücü konusunda kusurlu olduğunu göstermiştir.

Kakinaka ve Miyamoto (2012), UR ve LFPR arasındaki ilişkiyi gerek toplam gerekse cinsiyet ve yaş gruplarına göre alt kategoriler için Japonya ekonomisi için incelemiştir. Aylık verilerle 1980:1-2010:12 döneminin kapsandığı çalışmada Johansen koentegrasyon analizi kullanılmıştır. Analiz sonuçları kadınlar için tahmin edilen modelde koentegrasyon olmadığını, erkekler için tahmin edilen modelde tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin ise genç erkekler için ilave çalışanlar, orta yaşlı ve yaşlı erkekler için ise cesareti kırılan çalışanlar hipotezini destekler yönde olduğunu göstermiştir. Ağazade (2014), UR ve LFPR arasındaki uzun dönemli ilişkiyi doğrusal ve doğrusal olmayan koentegrasyon analizleri ile genel, erkek, kadın, kent ve kır olmak üzere beş ayrı düzeyde Türkiye ekonomisi için araştırmıştır. Aylık verilerin kullanıldığı ve 2005:1-2013:09 döneminin kapsandığı çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı bulunmuştur. Kleykamp ve Wan (2014) UR ve LFPR arasındaki ilişkiyi, söz konusu ilişkinin konjonktüre göre farklılaşabileceğini dikkate alarak ABD ekonomisi için incelemiştir. Aylık verilerle 1948:01-2013:08 döneminin kapsandığı çalışmada doğrusal ve doğrusal olmayan koentegrasyon analizleri genel, erkek ve kadın olmak üzere üç grup için yapılmıştır. Analiz sonuçları, büyüme performansının görece düşük olduğu dönemlerde genel olarak ilave çalışanlar hipotezini, büyüme performansının görece yüksek olduğu dönemlerde ise genel olarak cesareti kırılan çalışanlar hipotezini destekler yönde bulunmuştur. Liu (2014), UR ile LFPR arasındaki ilişkiyi üçer aylık verilerle 1983:I-2010:IV dönemi Japonya ekonomisi için bölgeler düzeyinde incelemiştir. Zaman serisi analizi belirli bölgeler için, yapısal kırılmaya izin veren panel veri analizi ise tüm bölgeler için değişkenler arasında koentegrasyon olduğu görüşünü desteklemiştir.

Yıldırım (2014), UR ile LFPR arasındaki ilişkiyi kentli kadınlar örneğinde ve aynı zamanda eğitim düzeyini de dikkate alarak Türkiye ekonomisi için incelemiştir. Altı aylık verilerle 1989:1-2012:2 döneminin kapsandığı çalışmada gerçekleştirilen ARDL koentegrasyon ve hata düzeltme analizleri sonuçları, ilave çalışanlar hipotezini destekler yönde bulunmuştur. Tansel, Özdemir ve Aksoy (2016), Türkiye ekonomisi için üçer aylık verilerle 1988:III-2013:IV dönemi için UR ile LFPR arasındaki ilişkiyi genel, erkek ve kadın olmak üzere üç ayrı grup için Johansen yöntemiyle incelemiştir. *Trace* ve *Max. Eigenvalue* test sonuçlarının koentegrasyonun varlığına ilişkin erkek ve kadın grupları için çelişkili sonuçlar vermesi ve ayrıca değişkenlerin durağan olup olmadığını test eden ve koentegrasyon vektörüne konulan kısıtların tüm değişkenler için ret edilememesine bağlı olarak, analiz sonuçları koentegrasyon olmadığı biçiminde yorumlanmıştır. Nguyen Van (2016), UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişkiyi genel, erkek ve kadın grupları için aylık verilerle 1978:2-2014:12 dönemi Avustralya

ekonomisi için incelemişlerdir. Johansen koentegrasyon analizi sonuçları değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi olmadığını göstermiştir. Otoi ve Titan (2016), UR ile LFPR arasındaki ilişkiyi Romanya ekonomisi için üçer aylık verilerle 1996-2012 dönemi için incelemişlerdir. Genel, erkek ve kadın grupları için ayrı ayrı yapılan Johansen koentegrasyon analizi sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermiştir.

Tansel ve Özdemir (2018), UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Kanada ekonomisi için aylık verilerle 1976:1-2015:12 dönemi için incelemişlerdir. Genel, erkek ve kadın grupları için gerçekleştirilen Johansen koentegrasyon analizi sonuçları, değişkenler arasında tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin genel ve kadın grupları için cesareti kırılan çalışanlar, erkek grubu için ise ilave çalışanlar hipotezini destekler yönde olduğunu göstermiştir. Yenilmez ve Kılıç (2018), UR ve LFPR arasındaki ilişkiyi Türkiye ekonomisi için genel, cinsiyet ve sekiz ayrı düzeyde ölçülen eğitim gruplarına göre araştırmışlardır. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmada 2014:01-2017:07 dönemi kapsamıştır. ARDL koentegrasyon analizi sonuçları genel ve cinsiyete göre değişen gruplar için, ilgili değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi olmadığını, belirli düzeylerde eğitime sahip cinsiyet gruplarına göre tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin ise işaretinin değişebildiğini göstermiştir. Altuzarra, Galvez ve Flores (2019), üçer aylık verilerle 1987:II-2016:IV dönemi İspanya ekonomisi için UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişlerdir. Genel, erkek ve kadın grupları için gerçekleştirilen koentegrasyon analizi sonuçları, yalnızca kadınlar için tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin cesareti kırılan çalışanlar görüşünü destekler nitelikte olduğunu göstermiştir.

UR ile LFPR değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olması bir taraftan işsizlik oranının bir ekonomik gösterge olarak yorumlanmasını ve iktisadi analizler dâhil olmak üzere kullanılmasını zorlaştırmakta, diğer taraftan işsizlik oranının istenilen düzeylere düşürülememesinin bir nedeninin LFPR değişkenindeki değişimler olabileceği seçeneğini ortaya çıkarmaktadır. Bu çalışmanın amacı bu hususun Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmadığını incelemektir. Bu amaçla UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişki incelenecektir. Bu çalışma şu açılardan mevcut literatüre katkı sağlamayı hedeflemektedir: Öncelikle koentegrasyon analizinin üzerine kurulu olduğu Vector Autoregression (Vektör Otoregresyon, bundan sonra VAR) modellerinin istatistiksel özelliklerinin uygun olması -ve dolayısıyla koentegrasyon analizinin sağlıklı bir biçimde gerçekleştirilmesi- hususuna özellikle dikkat edilmiştir. Juselius (2006, s. 46) VAR modelinin varsayımlarının test edilmesinin sadece istatistiksel analizlerin değil aynı zamanda iktisadi yorumların geçerli olabilmesi açısından da kritik bir öneme sahip olduğunu vurgulamaktadır. Literatürde, üzerinde pek az durulduğu gözlenen bu hususa bu çalışmada özellikle önem verilecek ve koentegrasyon analizine geçmeden önce oluşturulacak VAR modellerinin istatistiksel özellikleri öncelikle incelenecektir. İkinci olarak bazı çalışmalarda -çoğunlukla mecburen- kullanılan interpolasyon veya çeşitli dönüşüm teknikleri ile farklı frekanstaki verilerin bir araya getirilmesi yaklaşımından özellikle kaçınılacaktır. Mevsimsel düzeltme yöntemleri de dâhil olmak üzere söz konusu tekniklerin verinin taşıdığı bilgileri bozabileceği düşünülerek bu çalışmada Türkiye ekonomisi için aylık işgücü verilerinin mevcut olduğu 2005:01-2019:04 dönemi kapsamıştır. Çalışmanın geri kalan bölümü şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde

çalışmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılacaktır. Üçüncü bölümde bulgular sunulacak, dördüncü ve son bölümde ise genel bir değerlendirme yapılacaktır.

## 2. VERİ SETİ ve EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada aylık verilerle 2005:01-2019:04 dönemi için hem genel hem cinsiyet düzeyinde UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişki Türkiye ekonomisi için incelenecektir. Tüm veriler Türkiye İstatistik Kurumundan derlenmiştir. Literatürde ağırlıklı olarak, UR ve LFPR serilerinde gözlenen mevsimselliğin analizlere başlamadan önce giderildiği veya mevsimsel olarak düzeltilmiş serilerin kullanıldığı görülmektedir. Buna karşılık Otoi ve Titan (2016, s.885) aynı mevsimsel arındırma işleminin analize katılan tüm serilere uygulanmasının yol açabileceği sapmalara değinmiştir. Bu sapmalardan kaçınmak amacıyla analizden önce serileri mevsimsellikten arındırmak yerine, oluşturulan VAR modellerinin deterministik regresörler kısmına mevsim kuklalarının eklenmesi tercih edilmiştir. Ayrıca söz konusu mevsim kuklalarının Johansen koentegrasyon analizi kritik değerlerini etkilemesini engellemek amacıyla mevsimsel kuklalar merkezileştirilerek analizlere katılmışlardır.

### 2.1 Durağanlık Analizi

Zaman serilerinin kullanıldığı tüm analizlerde olduğu gibi burada da öncelikle olarak değişkenlerin durağanlığı incelenecektir. Bu amaçla Dickey ve Fuller (1979, bundan sonra DF) testine bağımlı değişken gecikmelerinin eklendiği Genişletilmiş DF (ADF) testi, Phillips (1987) ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen ve parametrik olmayan bir yaklaşımla DF test istatistiğinde bir düzeltme yapılmasını içeren Phillips-Perron (PP) testi ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992, bundan sonra KPSS) testi kullanılacaktır. ADF ve PP testlerinin sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. Bu testlerde test istatistiğinin kritik değerden küçük olması durumunda sıfır hipotezi ret edilmektedir. KPSS testinde ise hem hipotezler hem de karar kuralı değişmektedir. KPSS testinde sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığını göstermektedir ve test istatistiği, kritik değerden büyük olduğunda sıfır hipotezi ret edilmektedir.

Yukarıda bahsedilen durağanlık testlerinin farklı deterministik regresörler içeren versiyonları bulunmaktadır. Bu çalışmada Österholm (2010), Emerson (2011), Liu (2014), Tansel, Özdemir ve Aksoy (2016) ve Tansel ve Özdemir (2018) izlenerek ilgili testlerin sadece sabitli versiyonu kullanılacaktır.

### 2.2 Johansen (1988, 1991) Koentegrasyon Analizi

Aşağıdaki gibi tanımlanan  $p$  boyutlu ve  $k$  gecikmeli bir VAR modeli ele alınsın:

$$X_t = A_1X_{t-1} + \dots + A_kX_{t-k} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Buradaki  $X_t$  ( $p \times 1$ ) boyutundaki değişkenler vektörünü,  $A_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) ( $p \times p$ ) boyutundaki katsayılar matrisini,  $D_t$  sabit terim, mevsim ve kriz kuklaları gibi değişkenlerden oluşan deterministik bileşenler vektörünü,  $\epsilon_t \sim IN_p(0, \Omega)$  ise sıfır ortalamalı bağımsız ve normal dağılıma sahip vektör hata terimlerini göstermektedir. Bu çalışmada  $X_t$  ( $2 \times 1$ ) boyutunda olup LFPR ve UR değişkenlerinden oluşmaktadır.

(1) numaralı denklem aşağıdaki gibi *Vector Error Correction Model* (Vektör Hata Düzeltme Modeli, bundan sonra VECM) biçiminde gösterilebilir:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada  $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I_p$  ve  $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$  şeklindedir. Johansen (1988) yöntemi ile değişkenler arasındaki koentegrasyon ilişkisinin varlığını belirlemek için (2) numaralı denklemdeki  $\Pi$  matrisinin rankı ( $r$ ) incelenir. Öncelikle  $X_t$  vektörü I(1) değişkenlerden oluşuyor iken,  $r = p$  olması tutarsız bir durum olacaktır. Diğer taraftan  $r = 0$  ise değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi yoktur ve serilerinin farkları alınarak VAR modelinde kullanılmaları gerekir. Son seçenek olarak  $0 < r < p$  durumunda ise değişkenler arasında  $r$  adet koentegrasyon ilişkisi vardır. Bu durumda  $\Pi$  matrisi, her biri ( $p \times r$ ) boyutundaki tam ranktan oluşan  $\alpha$  ve  $\beta$  matrislerinin çarpımı ( $\Pi = \alpha\beta'$ ) biçiminde ifade edilebilir. Buradaki  $\alpha$  uyarılama katsayılarından,  $\beta$  ise koentegrasyon vektörlerinden oluşur.

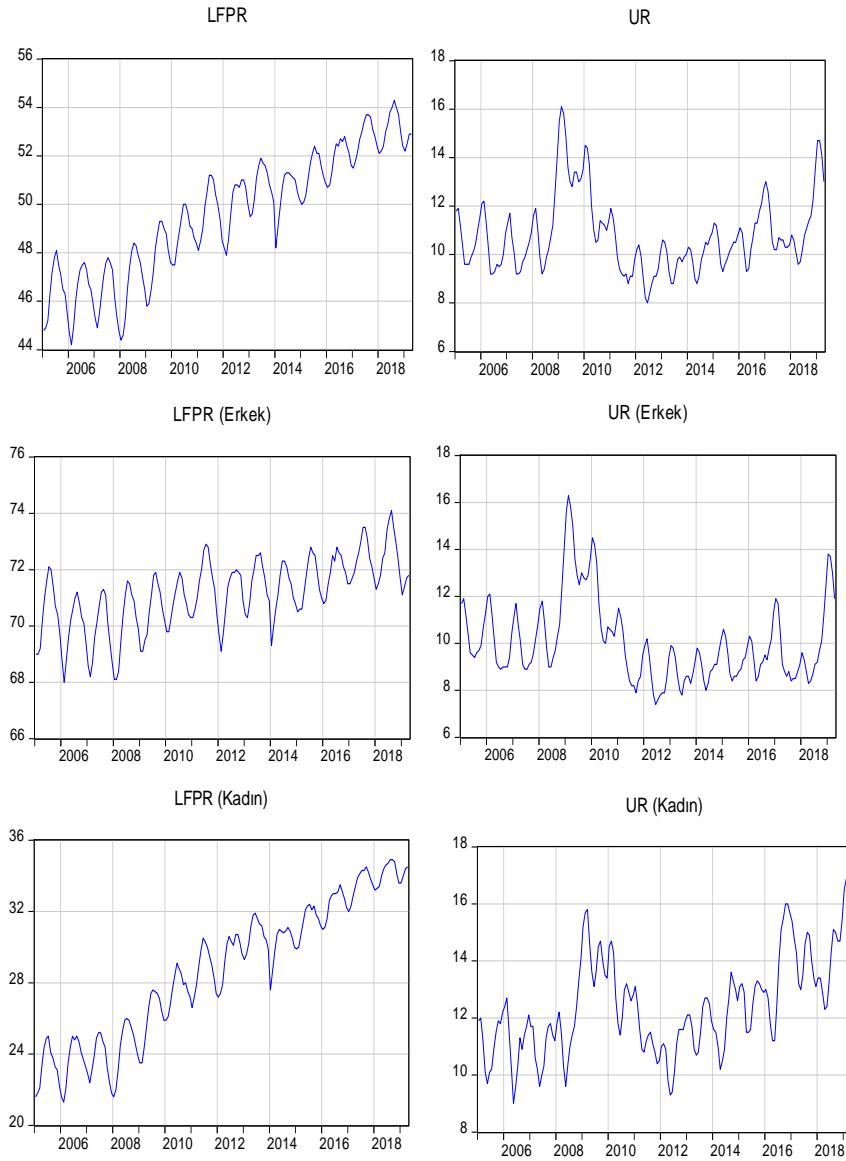
$\Pi$  matrisinin rankını belirlemek amacıyla *Trace* test istatistiği kullanılabilir. Bu test *Likelihood Ratio* (LR) prensibi üzerine kuruludur ve bir dizi testin öncelikle  $r = 0$  (değişkenler arasında koentegrasyon olmadığı) ile başlanarak,  $r = 1$  (değişkenler arasında bir adet koentegrasyon ilişkisi olduğu), ..., ve nihayetinde  $r = p$  (tüm değişkenlerin durağan olduğu) biçiminde sıra ile gerçekleştirilmesini içerir. Standart bir dağılıma sahip olmayan, modeldeki deterministik regresörlere bağlı olarak değişen ve simülasyonla elde edilen asimptotik kritik değerler Johansen (1996) ve Juselius (2006)'da rapor edilmiştir.

Daha önce ifade edildiği gibi bu çalışmanın ayırt edici özelliklerinden bir tanesi koentegrasyon analizinin üzerine kurulu olduğu VAR modellerinin istatistiksel özelliklerinin uygunluğuna özellikle dikkat edilmesidir. Bu amaçla hem VAR sisteminde genel olarak hem de sistemi oluşturan denklemlerde bireysel olarak otokorelasyon olup olmadığı ve hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı hususları üzerinde özellikle durulacaktır. Bu kısım ağırlıklı olarak Juselius (2006, s. 66-78)'de önerilen spesifikasyon testlerinin uygulanması üzerine kuruludur.

Türkiye gibi gelişmekte olan, göreceli olarak istikrarsız bir yapıya sahip olan ve dışa açık bir ekonomi için VAR modellerinin arzu edilen özelliklere sahip olmasını engelleyebilecek irili ufaklı ve yurtiçi veya yurtdışı kaynaklı pek çok şok veya politika değişikliği söz konusudur. Böyle bir durumla karşılaşılması durumunda VAR modellerinin deterministik regresörler kısmına söz konusu şok veya politika değişikliklerini temsil edecek kukla değişkenler eklenecektir. Bu yaklaşım bir taraftan modellerin spesifikasyon testlerini geçmesini sağlarken diğer taraftan testin kritik değerlerini etkileyerek asimptotik değerlerin geçerliliğini ve kullanılabilirliğini olumsuz etkilemektedir (Juselius, 2006, s.139). Bu sakıncayı gidermek için bu çalışmada  $C_{0,95}^D$  ile gösterilen ve modeldeki deterministik regresörleri dikkate alan kritik değerler simülasyonla hesaplanacak ve rapor edilecektir. Ayrıca bu çalışmanın da aralarında olduğu uygulamalı çalışmalarda daha ziyade kullanılan gözlem sayıları için, asimptotik kritik değerlerin gerçek dağılımı uygun bir biçimde yansıtmayabileceği düşüncesinden hareketle  $\tau_{\text{Bart}}$  ile gösterilen küçük örnekler için Bartlett düzeltilmiş *Trace* test istatistiği hesaplanacak ve kullanılacaktır.

### 3. BULGULAR

Genel ve cinsiyet düzeyinde ölçülen LFPR ve UR serileri Şekil 1'de gösterilmektedir.<sup>1</sup>



Şekil 1: Türkiye Ekonomisi İçin Genel ve Cinsiyet Düzeyinde LFPR ve UR Serileri

Şekil 1'de göze çarpan hususlardan ilki tüm serilerde mevsimsel bileşen olduğudur. İkinci olarak tüm LFPR serilerinde bir artış eğilimi olmakla birlikte bu eğilim en yüksek düzeyde önce kadınlarda sonra genelde görülmektedir. Buna karşılık halen daha kadınlar için LFPR değeri, erkekler için LFPR değerinin yarısı düzeyini dahi yakalayamamaktadır. UR serileri incelendiğinde ilk göze çarpan husus 2012 yılından itibaren serilerde bir artış eğiliminin olduğudur. Bu artış eğilimi yine en güçlü biçimde kadınlarda görülmektedir. Söz konusu artış eğilimine rağmen, kadınlar için UR serisi

<sup>1</sup> Bu çalışmadaki tüm analizler EViews9, WinRATS Pro (v. 6.35), CATS in RATS (v. 2.01) ve GAUSS10 programları yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

hariç olmak üzere, UR serilerinde bir trend olmadığı veya çok zayıf bir trend olduğu görülmektedir. Ayrıca UR serilerinin LFPR serileriyle kıyaslandığında birbirlerine çok daha yakın değerler aldıkları görülmektedir.

Söz konusu serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmektedir.

Tablo 1: Veri Setine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistik	LFPR	UR	LFPR (Erkek)	UR (Erkek)	LFPR (Kadın)	UR (Kadın)
Ortalama	49.6	10.78	71.13	10.06	28.69	12.4
Maksimum	54.3 (2018:8)	16.1 (2009:2 (2018:8))	74.1 (2018:8)	16.3 (2009:2 (2018:8))	34.9 (2018:9)	16.9 (2019:2)
Minimum	44.2 (2006:2)	8 (2012:6)	68 (2006:2)	7.4 (2012:6)	21.3 (2006:2)	9 (2006:5)
Standart Sapma	2.57	1.56	1.25	1.75	3.89	1.68
Jargue-Bera	8.14 <sup>b</sup>	47.65 <sup>a</sup>	3.73	58.09 <sup>a</sup>	10.85 <sup>a</sup>	6.73 <sup>b</sup>

**Not:** Parantez içerisinde verilen değerler, ilgili istatistiğin gerçekleştiği yılı göstermektedir. a ve b ilgili istatistiğin sırasıyla % 1 ve % 5 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 1’de görüldüğü üzere ortalama LFPR değeri en yüksek olan grup sırasıyla erkek (% 71.13), genel (% 49.6) ve kadın (% 28.69) gruplarıdır. LFPR, en yüksek değerini erkek ve genel gruplarında 2018:08 döneminde, kadın grubunda ise 2018:09 döneminde alırken, en düşük değerini tüm gruplarda 2006:02 dönemini almaktadır. Standart sapma istatistiğine göre, LFPR serisinde değişkenliği en yüksek olan grup sırasıyla kadın (3.89), genel (2.57) ve erkek (1.25) gruplarıdır.

Diğer taraftan ortalama UR değeri en yüksek olan grup sırasıyla kadın (% 12.4), genel (% 10.78) ve erkek (%10.06) gruplarıdır. UR, en yüksek değerini erkek ve genel gruplarında büyük resesyonun yaşandığı 2009:02 döneminde, kadın grubunda ise göreceli olarak yakın bir zaman olan 2019:02 döneminde alırken, en düşük değerini erkek ve genel gruplarında 2012:06 döneminde, kadın grubunda ise 2006:05 döneminde almaktadır. Standart sapma istatistiğine göre, UR serisindeki değişkenliği en yüksek olan grup, LFPR serisinden farklı olarak, sırasıyla erkek (1.75), kadın (1.68) ve genel (1.56) gruplarıdır.

Ayrıca sıfır hipotezinin serinin normal dağıldığını gösteren Jargue-Bera testi, erkekler için LFPR serisi dışındaki tüm seriler için en az % 5 anlamlılık düzeyinde ret edilmektedir. Buna göre erkekler için LFPR serisi dışındaki serilerin hiçbiri normal dağılıma uymamaktadır.



Koentegrasyon analizinden önce uygulanan durağanlık testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de rapor edilmektedir.

Tablo 2: Durağanlık Test Sonuçları (Sabitli Model)

	LFPR	UR	LFPF (Erkek)	UR (Erkek)	LFPF (Kadın)	UR (Kadın)
ADF	-0.53 (12)	-2.63 (13)	-0.16 (9)	-2.68 (13)	-0.86 (13)	-1.82 (12)
PP	-2.22 (3)	-2.85 (7)	-2.98 (0)	-3.17 (5)	-1.56 (5)	-2.21 (14)
KPSS	1.62 <sup>a</sup> (10)	0.14 (9)	1.59 (8)	0.35 (9)	1.64 (10)	0.74 (9)

**Not:** Tabloda parantez içinde yer alan değerler ADF testinde Schwarz bilgi kriterine göre hesaplanan gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testlerinde ise Bartlett kernel kullanılarak Newey-West yöntemine göre seçilen bant genişliğini göstermektedir. a, b ve c ilgili istatistiğin sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de rapor edilen genel ve kadınlar için LFPR serilerine yönelik test istatistikleri, sıfır hipotezinin ADF ve PP testlerinde ret edilemediğini, KPSS testinde ise ret edildiğini göstermektedir. Bu bulgular ilgili serilerin durağan olmadığını göstermektedir. Erkekler için LFPR serisinde ise sıfır hipotezi ADF testinde ret edilemezken, PP ve KPSS testlerinde sırasıyla % 5 ve % 1 düzeyinde ret edilmektedir. Bu bulgular, aksine kanıtlar olmakla birlikte söz konusu serinin de durağan olmadığını göstermektedir.

UR serisine yönelik test istatistikleri sıfır hipotezinin, kadınlar için ADF ve PP testlerinde ret edilemediğini, KPSS testinde ise ret edildiğini göstermektedir. Bu bulgular kadınlar için UR serisinin durağan olmadığını göstermektedir. Diğer taraftan genel UR serisine yönelik test istatistikleri sıfır hipotezinin ADF ve PP testinde ret edildiğini, KPSS testinde ise ret edilemediğini göstermektedir. Her ne kadar ADF ve PP testlerinde sıfır hipotezinin % 10 anlamlılık düzeyinde ret edilmesi zayıf bir kanıt gibi değerlendirilebilse de bu bulgular ağırlıklı olarak genel UR serisinin durağan olduğunu göstermektedir. Son olarak erkekler için UR serisinin tüm testler için en az % 5 düzeyinde ret edilmesine bağlı olarak söz konusu serinin durağanlığına ilişkin çelişkili sonuçlar bulunmuştur.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> UR serisinin durağanlık özelliği ile ilgili daha ayrıntılı bilgi edinmek amacıyla, yapısal kırılmanın dikkate alınması gerektiği hususu üzerinde de durulmuştur. Bu amaçla uygulanan ve tek kırılmayı dikkate alan Lee ve Strazicich (2004) birim kök test istatistiği genel, erkekler ve kadınlar için sırasıyla -3.51, -3.54 ve -3.19 olarak bulunmuştur. Söz konusu değerler, özellikle erkek ve genel grupları için % 5 düzeyindeki ilgili kritik değere (-3.57) oldukça yakın olsa da, bu değerden küçük olmadığı için bir yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda dahi ilgili serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Buna karşılık iki kırılmayı dikkate alan Lee ve

Tablo 2'deki tüm sonuçlar birada değerlendirildiğinde başta genel UR serisi olmak üzere aksine kanıtlar olmakla birlikte serilerin ağırlıklı olarak durağan olmadığına karar verilmiştir. Bu noktada, durağan bir serinin durağan olmadığına karar verilmesi gibi bir hata yapıp yapılmadığının, analizin ileriki aşamalarında Johansen (1988, 1991) koentegrasyon analizi içerisinde test edilme imkânı olması, bu kararın dayanak noktalarından bir tanesidir.

Daha önce ifade edildiği gibi bu çalışmanın ayırt edici özelliği koentegrasyon analizlerinin gerçekleştirildiği VAR modellerinin istatistiksel özelliklerinin geçerliliğine gösterilen hassasiyettir. Bu hususa dikkat edilerek oluşturulan VAR modellerine ilişkin bilgiler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 3: Oluşturulan VAR Modellerinin Özellikleri ve Diagnostik Testleri

	VAR Modeli (Genel)	VAR Modeli (Erkek)	VAR Modeli (Kadın)
Gecikme Uzunluğu (k)	4	4	6
Merkezi			
Mevsimsel Kuklalar	Var	Var	Var
Deterministik Kuklalar	Dp1904 Dtr1401	Dp0601,Dp0811 Dtr1401, Dtr1605	Dp0508, Dp0710, Dp1010, Dp1102, Dtr1401
<b>SİSTEME YÖNELİK TESTLER</b>			
Otokorelasyon	5.42	3.85	7.56
LM(1): $\chi^2(4)$	(0.25)	(0.43)	(0.11)
Otokorelasyon	7.04	4.68	5.54
LM(2): $\chi^2(4)$	(0.13)	(0.32)	(0.24)
Normallik	3.66	4.17	6.74

Strazicich (2003) birim kök test istatistiği genel, erkekler ve kadınlar için sırasıyla -5.12, -5.23 ve -4.05 olarak bulunmuştur. Söz konusu değerler, % 5 düzeyindeki ilgili kritik değerden (-3.84) küçük olduğu için iki yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda ilgili serilerin durağan olduğu görülmektedir. Burada da tek ve iki kırılmalı birim kök test sonuçları karışık sonuçlar vermektedir. Diğer taraftan iki kırılmalı test sonuçları dikkate alınarak ilgili serilerin yapısal kırılmalı durağan olduğuna karar verilmesi, UR ile LFPR serileri arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olabileceği seçeneğini en baştan ortadan kaldırmaktadır.

LM: $\chi^2(4)$	(0.45)	(0.38)	(0.15)
<b>BİREYSEL DENKLEMLERE YÖNELİK TESTLER</b>			
ARCH(k)	3.01	6.38	9.28
DLFPR Denklemi	(0.56)	(0.17)	(0.16)
ARCH(k)	4.93	3.17	3.97
DUR Denklemi	(0.3)	(0.53)	(0.68)
Normallik	1.82	1.28	2.85
DLFPR Denklemi	(0.4)	(0.53)	(0.24)
Normallik	0.95	3.97	4.38
DUR Denklemi	(0.62)	(0.14)	(0.11)

**Not:** Tablonun deterministik kuklalar kısmında Dp ile başlayan kukla değişkenlerin toplamı pozitif bir sayı (çoğunlukla bir) iken, Dtr ile başlayan kukla değişkenlerin toplamı sıfıra eşittir. Parantez içinde verilen değerler ilgili testlere yönelik p-değerleridir. Tablonun “Bireysel Denklemlere Yönelik Testler” kısmında, denklem isimleri önünde yer alan D harfi -DLFPR Denklemi, DUR Denklemi gibi- modelin VECM formunda olduğunu göstermektedir.

Tablo 3’de görüldüğü üzere genel ve erkekler için oluşturulan VAR modeli gecikme uzunluğu 4 iken, kadınlar için oluşturulan modelin gecikme uzunluğu 6’dır. Her modelde mevsimsel kuklalar merkezileştirilerek yani her yıl için toplamaları sıfır olacak biçimde modele eklenmişlerdir. Böylece söz konusu kuklaların modelde kullanılmasının koentegrasyon test istatistiklerinin dağılımını etkilemesi engellenmek istenmektedir.

Gerek sisteme yönelik gerek bireysel denklemlere yönelik testler incelendiğinde, modele eklenen deterministik kuklalar ile birlikte, VAR modellerinin arzu edilen özelliklere sahip olduğu görülmektedir. Öncelikle,  $\chi^2(4)$  dağılımı gösteren otokorelasyon test istatistikleri modelde ne birinci ne de ikinci dereceden otokorelasyon olduğunu göstermektedir. Ayrıca model hata terimlerinin normal dağılımlı olduğu sıfır hipotezine sahip olan ve yine  $\chi^2(4)$  dağılımına uyan LM test istatistiği hiçbir modelde ret edilememektedir. Dolayısıyla model hata terimleri normal dağılıma uymaktadır.

Benzer bir durum bireysel denklemlere yönelik testler için de geçerlidir: Modele eklenen deterministik kuklalar ile birlikte her bir VAR modeli denklemi arzu edilen özelliklere sahip olmaktadır. Diğer bir ifadeyle modelin bireysel denklemlerinde hem hata terimleri normal dağılıma sahiptir hem de ARCH etkisi söz konusu değildir. Bu noktada son olarak deterministik kuklaların eklenmediği modellerin söz konusu normallik, ARCH etkisinin ve otokorelasyonun olmaması gibi özelliklere sahip olmadığını belirtmek gerekir.

VAR modelleri oluşturulduktan sonraki aşamada koentegrasyon analizine geçilmiştir. Bu amaçla hesaplanan *Trace* test istatistikleri Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4: Koentegrasyon Rankının Belirlenmesine Yönelik *Trace* Test İstatistikleri

	$r$	$\tau$	$\tau_{Bart.}$	$C_{0.95}$	$C_{0.95}^D$	p-değeri
Genel	0	5.57	5.37	15.41	9.52	0.26
Erkek	0	9.13	8.77	15.41	9.71	0.08
Kadın	0	4.91	4.91	15.41	10.01	0.30

**Not:** Tablodaki  $\tau$  *Trace* test istatistiğini,  $\tau_{Bart.}$  küçük örnekler için Bartlett düzeltilmiş *Trace* test istatistiğini,  $C_{0.95}$  % 5 anlamlılık düzeyinde asimptotik kritik değeri,  $C_{0.95}^D$  modeldeki deterministik regresörleri dikkate alarak simülasyonla hesaplanan % 5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri ve p-değeri  $\tau_{Bart.}$  istatistiği için  $C_{0.95}^D$ 'e göre hesaplanan olasılık değerini göstermektedir.

Tablo 4'de dikkat çeken özelliklerden bir tanesi küçük örnek düzeltmesinin ( $\tau_{Bart.}$ ), kadınlar için kurulan model hariç olmak kaydıyla, *Trace* istatistiğinin değerini ve böylece koentegrasyon olmadığı hipotezinin ret edilme olasılığını azalttığıdır. Diğer taraftan bu çalışmada VAR modeline eklenen deterministik kuklaları dikkate alan ve simülasyonla hesaplanan kritik değerler, asimptotik kritik değerlerden daha küçüktür ve bu da koentegrasyon olmadığı hipotezinin ret edilme olasılığını artırmaktadır. Tüm bu etkiler birlikte değerlendirildiğinde genel model için hesaplanan ( $\tau_{Bart.}$ ) test istatistiği 5.37,  $C_{0.95}^D$  değeri olan 9.52'den büyük olmadığı için sıfır hipotezi ret edilememektedir. Buna göre genel model için LFPR ile UR değişkenleri arasında bir koentegrasyon ilişkisi yoktur. Benzer bir sonuç kadınlar için kurulan model için de geçerlidir. Kadınlar için kurulan modelde hesaplanan ( $\tau_{Bart.}$ ) test istatistiği 4.91,  $C_{0.95}^D$  değeri olan 10.01'den büyük olmadığı için sıfır hipotezi ret edilememektedir. Dolayısıyla kadınlar için de LFPR ile UR değişkenleri arasında bir koentegrasyon ilişkisi yoktur. Erkekler için kurulan modelde ise ( $\tau_{Bart.}$ ) test istatistiği 8.77,  $C_{0.95}^D$  değeri olan 9.71'den büyük olmadığı için sıfır hipotezi ret edilememekle beraber test istatistiğinin % 10 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyük olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar önsel olarak erkekler için LFPR ile UR değişkenleri arasında bir koentegrasyon ilişkisi olabileceğini göstermektedir. Buna karşılık oldukça zayıf olan bu bulgunun daha ayrıntılı değerlendirmelere ihtiyacı vardır.

Diğer modellerin aksine sadece erkekler için kurulan modelde ve yalnızca % 10 anlamlılık düzeyinde tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin gerçekten uzun dönemli bir denge ilişki olduğunu ifade edebilmek için koentegrasyon vektörüne konulacak şu kısıtların ret edilmesi gerekir:  $\beta = (1 \ 0)'$  ve  $\beta = (0 \ 1)'$ . Bu kısıtlar sırasıyla LFPR ve UR değişkenlerinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Bu kısıtlardan herhangi birinin ret edilememesi durumunda ilgili değişken(ler)in durağan olduğu ve dolayısıyla

değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi olmadığına karar verilir.<sup>3</sup> Bu amaçla gerçekleştirilen test sonuçları Tablo 5'de rapor edilmektedir.

Tablo 5: Erkekler İçin Tahmin Edilen Koentegrasyon Vektöründe Değişkenlerin Durağanlığının İncelenmesi

Hipotez Testi	$\chi^2(1)$ Test İstatistiği	% 5 Tablo Değeri	p-değeri
$\beta = (1 \ 0)'$	1.34	3.84	0.25
$\beta = (0 \ 1)'$	0.48	3.84	0.49

**Not:**  $\beta = (1 \ 0)'$  ve  $\beta = (0 \ 1)'$  sırasıyla LFPR ve UR değişkenlerinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 5'de verilen test istatistiklerinin hiç birinin % 5 kritik değerden büyük olmadığı veya diğer bir ifadeyle p-değerlerinin 0.10'dan küçük olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla LFPR ve UR değişkenlerinin durağan olduğunu ifade eden sıfır hipotezi ret edilememektedir. Bu bulgular daha önce LFPR ve UR arasında oldukça zayıf bir düzeyde tespit edilen koentegrasyon ilişkisinin aslında geçerli olmadığı, değişkenlerin bireysel olarak durağan olmasının söz konusu tespitiye yol açtığını göstermektedir. Tablo 2'deki durağanlık test istatistikleri arasında da bu bulguyu destekleyecek kanıtlar mevcuttur.

Bu tespitler LFPR ile UR değişkenleri arasında Türkiye ekonomisi için uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. Hem genel hem cinsiyet düzeyinde yapılan analizler için geçerli olan bu bulgular Österholm (2010), Emerson (2011), Kleykamp ve Wan (2014), Liu (2014), Yıldırım (2014), Tansel ve Özdemir (2018) ile çalışmakta buna karşılık Ağazade (2014), Tansel, Özdemir ve Aksoy (2016), Nguyen Van (2016) ve Otoi ve Titan (2016) ile tutarlı görülmektedir. Buna bağlı olarak LFPR değişkenindeki değişim nedeniyle işsizlik oranının emek piyasası ve ülkenin genel ekonomik durumunu iyi yansıtmadığı düşüncesi Türkiye ekonomisi için geçerli değildir. Ayrıca göreceli olarak oldukça yüksek değerlere sahip olan Türkiye ekonomisi işsizlik oranının düşürülememesinin nedeni yine LFPR'deki değişimler değildir çünkü uzun dönemde her iki değişken arasında bir ilişki yoktur.

#### 4. Sonuç Ve Değerlendirme

UR ile LFPR arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı, işsizlik oranının emek piyasasının ve bir ekonominin durumunu sağlıklı bir biçimde yansıtmamasını engelleyebilecektir. Ayrıca böyle bir ilişkinin varlığı, Türkiye ekonomisi gibi göreceli olarak yüksek düzeylerde seyreden işsizlik oranına sahip ekonomilerde, söz konusu oranın istenilen seviyelere düşürülmesini engelleyebilecektir.

<sup>3</sup> Bu inceleme koentegrasyon ilişkisinin % 10 anlamlılık düzeyinde bulunması ile ilgili değildir. Hangi anlamlılık düzeyinde olursa olsun bir koentegrasyon ilişkisinin varlığından söz edebilmek için söz konusu testlerin yapılması gerekir.

Bu çalışmada UR ile LFPR arasındaki uzun dönemli ilişki Türkiye ekonomisi için hem genel hem cinsiyet düzeyinde incelenmiştir. Bu çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan ayırt edici özelliği koentegrasyon analizinin üzerine inşa edildiği VAR modellerinin istatistiksel özelliklerinin geçerliliğine özellikle özen gösterilmiş olmasıdır. Juselius (2006, s. 46), VAR modelinin varsayımlarının test edilmesinin sadece istatistiksel analizlerin değil aynı zamanda iktisadi yorumların geçerli olabilmesi açısından da önemli olduğunu vurgulamaktadır. Bunun yanında farklı frekanstaki verilerin bir araya getirilmesi, interpolasyon veya aynı mevsimsel düzeltme yönteminin tüm serilere uygulanması gibi seçeneklerin veri seti üzerinde tahrip edici etkileri olabileceği düşünülerek bu uygulamalardan özenle kaçınılmıştır.

Aylık verilerle 2005:01-2013:09 dönemi Türkiye ekonomisi için gerçekleştirilen analiz sonuçları, UR ile LFPR arasında uzun dönemli bir koentegrasyon ilişkisi olmadığını göstermiştir. Bu bulgu hem genel hem cinsiyet düzeyinde yapılan analizler için geçerlidir.

Bu sonuçlar LFPR'deki değişim nedeniyle işsizlik oranının ekonominin genel durumunu veya emek piyasasındaki işsizliği doğru bir biçimde yansıtmayacağı düşüncesini desteklemektedir. Diğer bir ifadeyle LFPR'deki değişim, işsizlik oranının yansıttığı bilginin gücünü azaltmamaktadır. Ayrıca yine Türkiye ekonomisi için LFPR'deki değişim, göreceli olarak oldukça yüksek düzeylerde seyreden işsizlik oranının düşürülememesinin bir kaynağı değildir.

Son olarak bu konuda yapılacak diğer çalışmalar için bir öneride bulunulabilir. Bu çalışmadaki analizlerin cinsiyet yanında, eğitim düzeyi ve yerleşim yeri gibi nüfusun diğer alt grupları için de gerçekleştirilmesi ve zaman serileri yanında panel data tekniklerinin de kullanılması yararlı olabilecektir.

## KAYNAKLAR

AĞAZADE, S., (2014), "Türkiye'de İşsizlik ve İşgücüne Katılım İlişkisinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Koentegrasyon Yöntemleri ile Analizi", **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, C. IX, S. 3: s. 145-161.

ALTUZARRA, A., C. G. GALVEZ ve A. G. FLORES, (2019), "Unemployment and Labour Force Participation in Spain", **Applied Economics Letters**, C. XXVI, S. 5: s. 345-350.

DICKEY, D. A. ve W. A. FULLER, (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root" **Journal of the American Statistical Association**, C. LXXIV, S. 366: s. 427-431.

EMERSON, J., (2011), "Unemployment and Labor Force Participation in the United States", **Economics Letters**, C. CXI, S. 3: s. 203-206.

GUSTAVSSON, M. ve P. ÖSTERHOLM, (2006), "The Informational Value of Unemployment Statistics: A Note on the Time Series Properties of Participation Rates", **Economics Letters**, C. XCII, S. 3: s. 428-433.

- GUSTAVSSON, M. ve P. ÖSTERHOLM, (2012), "Labor-Force Participation Rates and the Informational Value of Unemployment Rates: Evidence from Disaggregated US Data", **Economics Letters**, C. CXVI, S. 3: s. 408-410.
- JOHANSEN, S., (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, C. XII, S. 2-3: s. 231-254.
- JOHANSEN, S., (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", **Econometrica**, C. LIX, S. 6: s. 1551-1580.
- JOHANSEN, S., (1996), **Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**, New York: Oxford University Press.
- JUSELIUS, K., (2006), **The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications**, New York: Oxford University Press.
- KAKİNAKA, M. ve H. MİYAMOTO, (2012), "Unemployment and Labour Force Participation in Japan", **Applied Economics Letters**, C. XIX, S. 11: s. 1039-1043.
- KLEYKAMP, D. ve J.-Y. WAN, (2014), "Unemployment and Participation Rates? Revisiting the US Data", **Applied Economics Letters**, C. XXI, S. 16: s. 1152-1155.
- KWIATKOWSKI, D., P. C. B. PHILLIPS, P. SCHMIDT ve Y. SHIN, (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**, C. LIV, S. (1-3): 159-178.
- LEE, J. ve M. C. STRAZICICH, (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", **The Review of Economics and Statistics**, C. LXXXV, S. 4: s. 1082-1089.
- LEE, J. ve M. C. STRAZICICH, (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", **Boone NC Appalachian State University Faculty of Economics Working Papers No. 04-17**.
- LİU, D.-C., (2014), "The Link Between Unemployment and Labor Force Participation Rates in Japan: A Regional Perspective", **Japan and the World Economy**, C. XXX, s. 52-58.
- NGUYEN VAN, P., (2016), "Examining the Unemployment Invariance Hypothesis: The Case of Australia", **The Australian Economic Review**, C. XLIX, S. 1: s. 54-58.
- OTOIU, A. ve E. TITAN, (2016), "Does the Unemployment Invariance Hypothesis Hold for Romania?", **Applied Economics Letters**, C. XXIII, S. 12: s. 884-887.
- ÖSTERHOLM, P., (2010), "Unemployment and Labour-Force Participation in Sweden", **Economics Letters**, C. CVI, S. 3: s. 205-208.
- PHILLIPS, P. C. B. ve P. PERRON, (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometrika**, C. LXXV, S. 2: 335-346.
- PHILLIPS, P. C. B., (1987), "Time Series Regression with a Unit Root", **Econometrica**, C. LV, S. 2: 277-301.

TANSEL, A. ve Z. A. ÖZDEMİR, (2018), "Unemployment Invariance Hypothesis, Added and Discouraged Worker Effects in Canada", **International Journal of Manpower**, C. XXXIX, S. 7: s. 929-936.

TANSEL, A., Z. A. ÖZDEMİR ve E. AKSOY, (2016), "Unemployment and Labour Force Participation in Turkey", **Applied Economics Letters**, C. XXIII, S. 3: s. 184-187.

YENİLMEZ, F. ve E. KILIÇ, (2018), "Türkiye'de İşgücüne Katılma Oranı-İşsizlik Oranı İlişkisi: Cinsiyet ve Eğitim Düzeyine Dayalı Bir Analiz", **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, C. XIII, S. 2: s. 55-76.

YILDIRIM, Z., (2014), "The Unemployment Rate and Labor Force Participation Rate Nexus for Female: Evidence from Turkey", **International Journal of Economics and Finance**, C. VI, S. 5: s. 139-146.