



## Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımını Belirleyen Faktörler Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

Doğan UYSAL®

Rıdvan KESKİN

Yasin SERTKAYA

Celal Bayar Üniversitesi

Celal Bayar Üniversitesi

### ÖZET

Üretim faktörlerinden olan emeğin maksimum düzeyde kullanılması ülkeler açısından büyük önem taşımaktadır. Emek arzının emek talebine eşit olmaması sonucu ortaya çıkan işsizlik sorunu, kadınların işgücü piyasasına katılımının daha az olmasından dolayı kadınlarda, erkeklere oranla daha yüksek düzeylerde karşımıza çıkmaktadır. Kadınların işgücüne katılımı, OECD ve AB ülkelerinde yüksek düzeylerde olmasına rağmen Türkiye’de kadınların işgücüne katılımı daha düşük bir seviyede kalmıştır. Bu oranın düşük olmasının çeşitli kültürel, sosyal ve ekonomik yönlü sebepleri bulunmaktadır. Bu çalışma 1988-2013 dönemi için Türkiye’de kadınların işgücüne katılımı belirleyen faktörlerin zaman serilerini kullanıp, Vector Auto Regression (VAR Analizi) ile test ederek, kadınların işgücüne katılımını artırmaya yönelik öneriler sunmayı amaçlamaktadır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre; kadınların yükseköğretim okullaşma oranının artmasının, kadınların işgücüne katılım oranını etkilediği sonucu ortaya çıkmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** *Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Kadınların Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Toplam Doğurganlık Hızı*

**JEL Sınıflandırması:** J21, I23, O43, J11

---

®Prof. Dr. Doğan UYSAL, Celal Bayar Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Manisa, dogan.uyosal@bayar.edu.tr

Yrd. Doç. Dr. Rıdvan KESKİN, Celal Bayar Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Manisa

Yasin Sertkaya, Celal Bayar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Bölümü, Doktora Öğrencisi

## 1. GİRİŞ

Gelişmiş ülke ifadesinde; siyasal, kültürel, sosyal ve ekonomik alanlarda “gelişmişlik kriterleri” olarak belirlenen kriterlerin tamamını sağlayan ülke anlaşılmaktadır. Sadece ekonomik alanda ya da sadece sosyo-kültürel alanlardaki gelişmişlik kriterlerini sağlayan bir ülke için gelişmiş ülke ifadesinin kullanılması yanlış olur. Bu ülke için “gelişmekte olan ülke” veya sağladığı gelişmişlik kriterlerine bakılardan, sadece o kritere göre gelişmiş ülke olduğu söylenebilir.

Gelişmişlik kriterleri arasında yer alan kadınların istihdamı, siyasal, kültürel, sosyal ve ekonomik alanları da etkilemektedir. Türkiye’de kadınların işgücüne katılımında ekonomik faktörlerin yanı sıra gelenek-görenek gibi sosyo-kültürel faktörler de etkili olmaktadır. Türkiye’de kadınların işgücü piyasasına katılımı 1950’li yıllarda başlayan köyden kente göç olgusu sonucu ortaya çıkan kentleşme süreciyle başlamıştır. 1963 yılında başlayan beş yıllık kalkınma planlarında kadının işgücü piyasasına katılımına yönelik planlamalar yapılmıştır. 1980’li yıllarda başlayan küreselleşme olgusuyla, Türkiye’de de siyasal, kültürel, sosyal ve ekonomik alanlarda değişimler olmuş ve kadınların işgücü piyasasında daha aktif rol almaya başladıkları görülmüştür.

Çalışmada 1988-2013 yılları arasında Kadınların İşgücüne Katılım Oranı (KİKO), Kadınların Yükseköğretim Okullaşma Oranı (KYOÖ), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) ve Toplam Doğurganlık Hızı (TDH) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın amacı, kadınların işgücüne katılımını belirleyen faktörler arasındaki ilişkinin ekonometrik analizler yardımıyla bulunmasından sonra geçerliliği sınanarak konu ile ilgili literatüre katkı sağlamaktır. Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından gelen ikinci bölümde konuyla ilgili literatür taramasına, üçüncü bölümde kullanılan metodolojiye, uygulamanın yer aldığı dördüncü bölümde çalışmanın kapsamı, veri seti ve değişkenler kullanılarak elde edilen ekonometrik analizlere ve beşinci bölüm de ise sonuç bölümü yer almaktadır.

## 2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatür incelemesinde, Dünyada ve Türkiye’de kadınların işgücüne katılımıyla ilgili çok fazla çalışma ile karşılaşılmıştır. Bu çalışmalardan bazıları şunlardır:

<i>Yazar</i>	<i>Ülke</i>	<i>Yıl</i>	<i>Yöntem</i>	<i>Sonuç ve Açıklamalar</i>
Mizalla vd. (1999)	Şili	1983-1998	Tobit Model	Çalışmanın sonucunda, kadınların işgücüne katılım oranı ile kadınların eğitim seviyesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca çalışma saatlerinin artışı, kadınların çocuk sahibi olması, ev hanımı olması da kadınların işgücüne katılım oranlarını negatif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.
Brewster ve Rindfuss (2000)	21 Gelişmiş Ülke	1965-1998	-	Çalışma da sonuç olarak kadınların işgücüne katılım oranları ile doğurganlık hızı oranları arasındaki negatif ilişki vurgulanmaktadır.
Özer ve Biçerli (2003)	Türkiye	1988-2001	Panel Veri Analizi	Çalışmada; işsizlik oranı, enflasyon oranı, imalat sanayinde çalışanlara verilen ücretler, boşanma oranı gibi



Robinson (2005)	Orta Doğu ve Kuzey Afrika Ülkeleri	1960, 1970, 1980, 1990 ve 2000	Regresyon Analizi	değişkenler ile kadınların işgücüne katılım oranı arasında bir ilişki bulunamamıştır. Çalışmada yapılan analizler sonucunda büyüme, okuryazarlık oranı, kişi başına düşen gelir ve toplam doğurganlık oranlarının, kadınların işgücüne katılım oranını arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.
Abu Bakar ve Abdullah (2007)	Malezya	1995-2006	Probit Model	Yapılan araştırmalar sonucunda ekonomik büyüme, kadınların doğum oranları, eğitim ve evli olup olmamaları arasında bir ilişki bulunmaktadır. Büyüme ve eğitim oranları ile aynı yönlü, doğum oranları ve evli olmaları ile zıt yönlü bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.
Blau ve Kahn (2007)	Amerika	1980-2000	Anket Veri Yöntemi	Çalışmada, ücret artışlarının, kadınların işgücüne katılımını, erkeklerin işgücüne katılımına göre daha az etkilemekte olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Khan ve Khan (2009)	Pakistan	1990-2005	Regresyon Analizi	Çalışmada kadınların yaşı, hane reisi olma durumu, eğitimi, ev sahibi olmama durumu, yoksulluk, aile büyüklüğü, ailedeki kız çocuğu sayısı kocasının düşük geliri olması ve işsiz olması kadınların işgücüne katılımında olumlu bir etki göstermiştir.
Falzone (2010)	Amerika	1991, 1996, 2001 ve 2007	Logit Model	Çalışmada kadınların işgücüne katılmama sebebi olarak eşlerinin kazancının yüksekliği, çocuklarının bulunduğu yaş aralığıdır. Kadınların işgücüne katılım oranını arttıran değişken ise eğitim düzeyi olarak bulunmuştur.
Mishra vd. (2010)	G-7 Ülkeleri	1960-2006	Panel Eş bütünleşme ve Panel Nedensellik Analizi	Çalışmanın sonucunda, kadınların işgücüne katılım oranı ve toplam doğurganlık oranının arasında uzun dönemde zıt yönlü bir ilişki söz konusudur. Ayrıca çalışmada kadınların eğitimi olması, eşlerinin gelir düzeyi, eşinin iş durumu ve kadınların çocuk sahibi olma durumu da kadın işgücünü etkilemektedir.

De Laat ve Sevilla Sanz (2011)	OECD Ülkeleri	1983-1994	En Küçük Kareler-Regresyon Analizi	Çalışmada, kadınların işgücüne katılımı ve doğurganlık hızı arasında ülke bazında negatif bölgesel bazda pozitif yönlü bir ilişkiye ulaşılmıştır.
Bauer ve Kneip (2011)	18 Avrupa Ülkesini	1960-2005	Panel Regresyon Analizi	Çalışmanın sonucunda kadınların işgücüne katılımı ile boşanma oranları ve doğum hızı arasında bir ilişkiye rastlanmaktadır.
Bhalla ve Kaur (2011)	Hindistan	1983-2004	Tobit Model	Çalışmada, Hindistan’da kadınların işgücüne katılımını etkileyen değişkenler; kişisel gelir, kadınların eğitim seviyesi, ekonomik seviyeleri, kırsal kent ayrımı, kadın doğum hızı olarak belirlenmiştir.
Euwals vd. (2011)	Hollanda	1992-2004	Regresyon Analizi	Çalışma 1992-2004 yılları arasında hemşireler ve mahkumlar hariç, farklı eğitim düzeyindeki kadınlar arasında yapılmıştır. Eğitim seviyesi arttıkça işgücüne katılım oranı da artmaktadır.
Kutlar vd. (2012)	Türkiye	1988-2009	Eş bütünlük Analizi ve Nedensellik Analizi	Çalışmada, 1988-2009 arası dönemde Türkiye’de ücret endeksi kadınlar için eşit tutularak, kadınların işgücüne katılımı oranı ile ücret endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki bulunurken, ücret endeksi ile boşanma arasında uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişkiye rastlanmıştır.
Karabıyık (2012)	Türkiye	2012	-	Çalışmada, TÜİK verileri kullanılarak, istatistikî veriler ışığında kadın işgücününün mesleki ve genel eğitim düzeylerinin çok düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Tsani vd. (2012)	Güney Akdeniz Ülkeleri	1960-2008	GEM-E3-MEDPRO Genel Denge Modeli.	Çalışmada kadınların işgücüne katılım oranları ve güney Akdeniz ülkelerinde ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ortaya koymaya çalışmaktadırlar. Bölgedeki kadınların işgücüne katılımını düşüren engeller ve düşük büyüme oranları giderilerek kadınların işgücüne katılım oranları arttırılabilir.

Neff vd. (2012)	Hindistan	2004, 2005 ve 2009, 2010	-	Çalışmada 2004, 2005 ve 2009, 2010 yılları arasında Hindistan'ın kırsal kesimlerinde, kadınların işgücüne katılımındaki ani düşüşü ele almaktadırlar. Yapılan analizler sonucunda bu düşüşün sebebinin kısmen gelir etkisi kısmen de eğitim etkisi olduğu saptanmıştır.
Talaş ve Çakmak (2013)	Türkiye	2000-2010	Kohort Analizi	Çalışmada kadınların işgücüne katılımı ile yaş ve erkeklerin işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi kohort analizi yöntemiyle açıklamışlardır.
Olivetti (2013)	Amerika	1890-2005	-	Çalışmada kadınların işgücüne katılımında vergi tarifelerinde oluşan farklılıkların, çocuk sahibi olma ve bakımını üstlenmenin, doğum sonrası kaybedilen zamanın ve toplumda kabul edilen fikirlerin önemli olduğu belirtmiştir.
Üçler ve Kızılkaya (2014)	Türkiye	2004-2013	Panel Veri Analizi	Yapılan analiz sonucunda Türkiye'de kadın işgücüne katılımı ile boşanma arasında pozitif yönde bir sonuç elde edilirken, doğurganlık ile kadınların işgücüne katılımı arasında zıt yönlü bir ilişkiye rastlanmaktadır.

Tablo 2.1. Literatür Araştırması

### 3. METODOLOJİ

#### 3.1. Zaman Serilerinin Durağanlığı

Zaman serileri, bir dönemden diğerine değişkenlerin değerlerinin ardışık bir şekilde gözlendiği sayısal büyüklüklere (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007: 41).

Zaman serisi analizi, zaman serilerini modelleme ve tahmin yapmak amacıyla Box ve Jenkins (1970) tarafından ortaya atılan Box-Jenkins yaklaşımı, tahmin yapmak amacıyla iktisat teorisi tarafından öne çıkarılan bağımsız değişkenlerden yararlanarak ekonometrik modelleme yapmayı terk etmektedir. Bunun yerine öngörülecek değişkenin geçmiş dönemlerdeki davranışlarını baz alan bir yaklaşım sunmaktadır (Kennedy, 2006: 350; Yılmaz vd., 2011: 6).

Zaman serisi analizlerinde ele alınan değişkenlerdeki veriler trend içermektedirse, bir serinin diğer bir seriye göre regresyonu hesaplanırken, seriler arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanmasa bile çoğunlukla yüksek bir  $R^2$  elde edilmektedir ve bu durum ise sahte regresyon sorununa yol açmaktadır. Bu yüzden regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı, zaman serisi verilerinin durağanlığı ile ilgilidir. Eğer zaman serisi verileri durağan halde ise elde edilen regresyon modellerine dayanılarak yapılan tahminler gerçeğe yakın olacaktır (Yılmaz vd., 2011: 6).

Box-Jenkins yaklaşımında iktisadi zaman serisi verilerinde durağanlığın fark alma ile sağlanabileceği varsayılmıştır. Ekonometri ve iktisat bilimi ile uğraşanlar, iktisadi zaman serisi verilerinin trend içermesi durumundan dolayı durağan olmadığını, bu duruma dışsal faktörlerin yol açtığını ve trendin ortadan kalkması durumunda serilerin durağan hale geleceğini ifade ederler (Kennedy, 2006: 355). Serilerin birim kök içerip içermediklerini belirlemek amacıyla ADF (Augmented Dickey-Fuller) ve PP (Philips-Perron) testi uygulanmıştır. Bir serinin durağanlığının birim kök testi ile araştırılması aşağıdaki şekilde yapılmaktadır

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Bir (1) numaralı denklem “ $\delta=0$ ” hipotezine göre kurgulanmıştır.  $H_0$  hipotezine göre “ $\delta$ ” sıfırdır ve eğer hipotez reddedilemez ise serinin durağan olmadığı anlaşılmaktadır.  $H_0$  hipotezi test edilirken t istatistiğinin tutarlı olabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Genellikle seriler durağan olmadığından dolayı t istatistiği kullanılamamaktadır. Bu durum t testinin sıfır etrafında dağılmamasından kaynaklanmaktadır. Bu sebeple testlerde kritik değerleri Dickey-Fuller (1979) tarafından Monte Carlo benzetimleri ile tablolaştırılan “ $\tau$ ”(tau) istatistiği kullanılmaktadır. Teste göre eğer  $\delta=0$  hipotezi reddedilerek, serilerin durağan olduğu anlaşılır ise t testi kullanılabilir. Eğer “ $\tau$ ”(tau) istatistiğinin mutlak değeri çeşitli anlamlılık düzeylerine göre bulunan Mac Kinnon kritik değerlerin mutlak değerlerinden büyük ise serinin durağan olduğu, küçük ise durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Dickey Fuller (DF) testi aşağıdaki denklemlere;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

sabit terimsiz ve trendsiz denklemler,

$$\Delta Y_t = b_0 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

sabit terimli ve trendsiz denklemler,

$$\Delta Y_t = b_0 + b_1 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

sabit terimli ve trendli denklemlere uygulanmaktadır.

Ekonometrik modellere uygulanan DF testine genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller) testi ya da kısaca ADF olarak da adlandırılmaktadır. Bir testin gücü yanlış olan hipotezi reddetmesi ile ölçülmektedir. Ancak DF testlerinin gücünün düşük olmasından dolayı bu testler birim kökü ve yakın birim kökü ayırt etmede yeterli değildir. Örneğin;  $R_0=1$  olursa birim kök olduğunu ancak  $R_0=0,95$  olması durumunda olmadığı sonucuna varılmaktadır. Katsayının bire çok yakın olsa bile birden küçük olması birim kök olduğunu göstermektedir. Testin güçsüz olması, yakın birim kök durumunda problemlere yol açabilmektedir (Tarı, 2010: 399). Philips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen bir yöntem, Dickey-Fuller testi çerçevesinde kabul edilen hata terimlerinin bağımsız, normal dağılıma ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımını biraz yumuşatmaktadır. Bu kapsamdaki model dönüşümü aşağıdaki beş ve altı numaralı denklemlerle gösterilmektedir.

$$y_t = m_0 + m_1 y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$$y_t = m_0 + m_1 y_{t-1} + m_2 (t-T/2) + e_t \quad (6)$$

Denklemden T gözlem sayısını göstermektedir.  $e_t E(e_t)=0$  olduğu için bozucu terimlerin homojen olmaması için bir zorunluluk bulunmamaktadır. DF testinin tersine PP testi hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir.

$$\text{PP testi } Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Süreci şeklinde üretilen veriler için, altı numaralı eşitlikte yer alan  $m$ ,  $m_0$  ve  $m_1$  katsayılarına karşı sıfır hipotezi sınamasına başvurulmaktadır (Kutlar, 2009:331-332).

### 3.2. VAR Model

İktisadi ilişkilerin karmaşık ve çok yönlü olması, bu ilişkiler hakkında yapılan öngörülerde kullanılan denklemlerin çok sayıda olmasını ve eşanlı denklem sistemlerinin kullanılmasına yol açmaktadır. İktisadi parametrelerin etkileşimi sonucunda meydana gelen bağımlı ve bağımsız değişkenin belirlenmesinde ortaya çıkan zorluklar analizin tutarlı olarak yapılmasına da büyük ölçüde engel olmaktadır. Ayrıca yine eşanlı denklem sistemlerinde, belirlenme zorluğunu giderebilmek amacıyla yapısal model üzerinde bazı kısıtlamalara gidilmektedir. (Tarı ve Bozkurt, 2006: 15).

Eşanlı denklem sistemlerinde ortaya çıkan karmaşık tablo sorununun çözümünü sağlayan Vektör Otoregresif Modeller (VAR) ile bu sorun giderilebilmektedir. VAR modelleri ile yapısal modelde bir sınırlamaya gidilmediği için zaman serilerinde çoğu zaman kullanılmaktadır (Keating, 1990: 453-454). VAR Model rastgele bir iktisat teorisini baz alarak, değişkenler arasında içsellik ve dışsallık ayrımı yapmamasından dolayı eşanlı denklem sistemlerinden farklı kılınmaktadır. Bunun yanı sıra VAR modeller, bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlere sahip olmasından dolayı geleceğe yönelik kuvvetli öngörülerde bulunmayı sağlamaktadır (Kumar vd., 1995: 365).

VAR model kullanımının altında yatan asıl sebep, hem değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkiyi belirlemek hem de değişkenler arasındaki ileriye ve geriye yönelik ilişkiyi tespit etmektir (Kearney ve Monadjemi, 1990: 197-217). Çalışmada kullanılacak iki değişkenli VAR Model, standart şekilde aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir.

$$y_t = a_1 + \sum b_{1i} y_{t-i} + \sum b_{2i} X_{t-i} + v_{1t} \quad (8)$$

$$x_t = c_1 + \sum d_{1i} y_{t-i} + \sum d_{2i} X_{t-i} + v_{2t} \quad (9)$$

### 3.3. Nedensellik Analizi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişki, Granger nedensellik testi vasıtasıyla araştırılmıştır. Bu test, aşağıdaki iki regresyon denklemi yardımı ile yapılan tahmine dayanmaktadır:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} - i + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} - i + u_{1t} \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} - i + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} - j + u_{2t} \quad (11)$$

Denklemden,  $u_{1t}$  ve  $u_{2t}$  hata terimlerinin aralarında korelasyon bulunmadığı varsayılır. Ancak yukarıdaki eşitliklerde Y'nin, geçmiş değerlerine ek olarak  $X_t$ 'nin kendisi ve geçmiş değerleri



ile de aralarında bir ilişki bulunmaktadır. Gelecekte geçmişe doğru bir öngörü yapılamayacağı için, eğer X değişkeni Y'nin (Granger) nedeni ise; X’de meydana gelen değişimler Y’de meydana gelecek değişimden önce gerçekleşmelidir. Bu yüzden, Y’nin diğer değişkenlerle oluşturulan regresyon denkleminde, eğer X’in geçmiş ve gecikmeli değişkenleri denkleme ele alınmaktaysa ve bunlar Y’nin öngörüsünü anlamlı bir şekilde artırabiliyorsa, X’in, Y’nin (Granger) nedeni olduğu kabul edilebilir (Bilgili vd., 2007: 141).

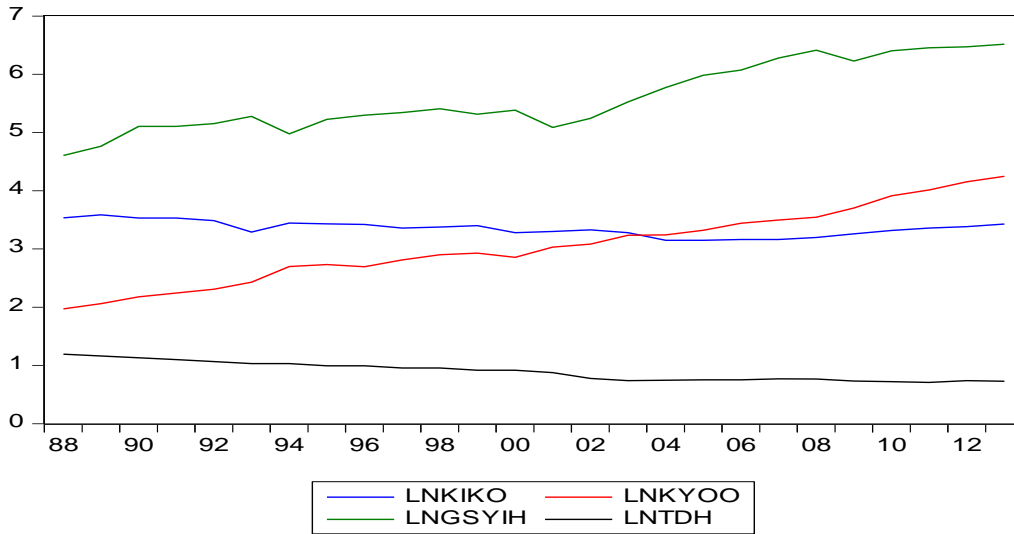
#### 4. EKONOMETRİK ANALİZ

##### 4.1. Veri Seti ve Değişkenler

Bu çalışmada 1988-2013 yılları arasında yıllık veriler kullanılarak, Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Toplam Doğurganlık Hızı arasındaki ilişkiler incelenmektedir. Çalışmada kullanılan verilerden Kadınların Yükseköğretim Okullaşma Oranı ve Toplam Doğurganlık Hızı değişkenleri Dünya Bankası’nın internet sitesinden elde edilmiştir.

Kadınların İşgücüne Katılım Oranı ve Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu sitesindeki yayınlardan elde edilmiştir. Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verileri için 1988 yılı verileri baz alınmıştır. Analizlerde kullanılan LNKİKO, LNGSYİH ve LNKYOO, LNTDH kısaltma ifadeleri sırasıyla Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Toplam Doğurganlık Hızının doğal logaritmalarının alınmış durumunu göstermektedir. Bu verilerin zaman içindeki değişimleri Şekil 4.1’de görülmektedir. Çalışmada kullanılan verilerin tahmini E-Views 8 programı kullanılarak yapılmıştır.

Şekil 4.1 Modelde Yer Alan Serilerin Grafiği



1988-2013 yılları arası Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla ve Toplam Doğurganlık Hızı verilerini gösteren seriler incelendiğinde, Kadınların İşgücüne Katılım Oranı verilerinin 1988 yılından 2004 yılına kadar sürekli bir düşüş izlediği, 2005 ve 2008 yılları arasında ise hemen hemen aynı düzeylerde seyrettiği görülmektedir. 2008 sonrasında ise artış görülmektedir. Gayrisafi Yurtiçi Hasıla verileri incelendiğinde, 1988 ve 2013 yılları arasında, dönemler içerisinde çeşitli dalgalanmalar görülsede de GSYİH’nın arttığı izlenmektedir. Kadınların Yükseköğretim



Okullaşma Oranı verilerinde de sürekli bir artış gözlemlenmektedir. Son olarak Toplam Doğurganlık Hızının en düşük seviyesine 2003 yılında ulaştığı görülürken, 2003 yılı sonrasında yükselme eğilimine girdiği görülmektedir.

#### 4.2. Birim Kök Testleri

Tablo 4.1, Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla ve Toplam Doğurganlık Hızı değişkenlerine ait ADF ve PP birim kök testi sonuçlarını göstermektedir.

Değişkenler	AugmentedDickey – Fuller Test İstatistiği				Phillips Peron Test İstatistiği				
	Sabit		Sabitli ve Trendli		Sabit		Sabit ve Trendli		
	t istatistiği	P(sig)	t istatistiği	P(sig)	t istatistiği	P(sig)	t istatistiği	P(sig)	
Düzye değerler	LNKİKO	-1.756	0.393	-1.097	0.910	-1.713	0.413	-0.836	0.948
	LNKYOO	0.369	0.977	-1.620	0.756	0.604	0.987	-1.701	0.721
	LNGSYİH	-0.833	0.792	-2.032	0.556	-0.813	0.798	-2.151	0.494
	LNTDH	-2.119	0.239	-0.945	0.934	-2.119	0.239	-1.085	0.912
Birinci farklar	LNKİKO	-5.446	0.000	-6.087	0.000	-5.443	0.000	-6.606	0.000
	LNKYOO	-4.984	0.000	-4.962	0.003	-5.016	0.000	-5.010	0.003
	LNGSYİH	-5.196	0.000	-5.076	0.002	-5.196	0.000	-5.076	0.002
	LNTDH	-3.828	0.008	-4.218	0.015	-3.828	0.008	-4.220	0.015
Kritik Değerler									
%1	-3.485		-4.035		-3.483		-4.033		
%5	-2.885		-3.447		-2.884		-3.446		

**Tablo 4.1.** ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

**Not:** ADF Testi kritik değerleri % 1 ve % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon (1996) kritik değerlerini ifade etmektedir.

**Not:** PP Testi kritik değerleri % 1 ve % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon (1996) kritik değerlerini ifade etmektedir.

Düzye ve birinci farklarında hesaplanan sonuçların verildiği Tablo 4.1'e göre, her iki test için % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde bütün değişkenlerin birinci farklarında durağan hale geldiği görülmektedir.

Türkiye'de gerçekleşen 1994 ve 2001 krizleri ile dünyadaki bütün ekonomileri etkileyen 2008 Finansal krizinden dolayı ekonomide önemli yapısal değişimler görülmüştür. Serilerin yapısal kırılma içerip içermediğini kontrol etmek için Zivot-Andrews (1992) tarafından geliştirilen serilerdeki yapısal kırılmanın ele alındığı Zivot-Andrews birim kök testi yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 4.2'de verilmiştir (Çiçek vd., 2010:141-156).

Tablo 4.2'de Zivot-Andrews testi sonuçları için üç modele ait bulgulara yer verilmiştir. Model A düzeyde kırılmayı, Model B trendde kırılmayı, Model C ise hem düzeyde hem de trendde kırılmayı göstermektedir.

Değişkenler	t ist Model A	Model A Kırılma Dönemi	t ist Model B	Model B Kırılma Dönemi	t ist Model C	Model C Kırılma Dönemi
LNKİKO	-3,007	2009	-4,68	2008	-4,97	2004
LNGSYİH	-3,79	2004	-3,26	2002	-3,98	2004
LNKYOO	-3,02	1999	-3,21	2007	-3,08	2009
LNTDH	-1,94	2007	-3,08	2004	-6,41	2002
ALNKİKO	-6,62	2000	-6,45	2005	-6,51	2004
ALNGSYİH	-7,49	2001	-7,14	2003	-7,39	2001
ALNKYOO	-6,18	1996	-5,49	2001	-6,06	1995
ALNTDH	-5,36	2004	-5,38	2003	-6,19	2004
<b>Kritik Değerler</b>						
%1	-5,34		-4,80		-5,57	
%5	-4,93		-4,42		-5,08	
%10	-4,58		-4,11		-4,82	

**Tablo 4.2.** Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Zivot-Andrews testi sonuçları incelendiğinde; lnkiko, lnkyoo, lngsyih ve lntdh değişkenlerinin tümü %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde birim kök içermektedir. Çünkü serilerin test istatistikleri mutlak değerce kritik değerlerden küçük bulunmuştur. Değişkenlerin birinci farkları alındığında t istatistik değeri, kritik değerlerinden mutlak değerce büyük olduğu için seriler durağan hale gelmiştir.

Tablo 4.2’de yer alan yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarının geleneksel birim kök testi sonuçlarını desteklediği görülmüştür. Çalışmada uygulanan alternatif yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları da serilerin düzeyde durağan olmadığını, birinci farkları alındıktan sonra durağan hale geldiğini göstermektedir.

### 4.3. VAR Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

VAR Modeli tahmin edilirken üzerinde durulması gereken en önemli konu gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Çünkü VAR Analizi’nde seçilecek gecikmenin uzunluğu genellikle belirlenmediğinden uygun bir yöntem ile önce tespit edilmesi gerekmektedir. VAR Analizi’nde gecikmeler, gerekenden uzun olarak seçilirse, değişkenler gerçek değerlerinden daha fazla değere ulaşmaktadırlar. (Bozdağlıoğlu ve Özpınar 2011:39-63).

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	51.82296	NA	1.52e-07	-4.347542	-4.149171	-4.300812
1	138.3599	133.7389*	2.58e-10	-10.75999	-9.768132	-10.52634
2	156.2207	21.10825	2.58e-10	-10.92916*	-9.143813*	-10.50858*
3	183.3705	22.21346	1.55e-10	-11.94277	-9.363944	-11.33528
4	238.5452	25.07942	1.66e-11	-15.50411	-12.13180	-14.70969

\* Kriter tarafından seçilen gecikme uzunluğunu gösterir.

LR: sequentialmodified LR test statistic

FPE: Final predictionerror

AIC: Akaikeinformationcriterion

SC: Schwarzinformationcriterion

HQ: Hannan-Quinninformationcriterion

**Tablo 4.3.** Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

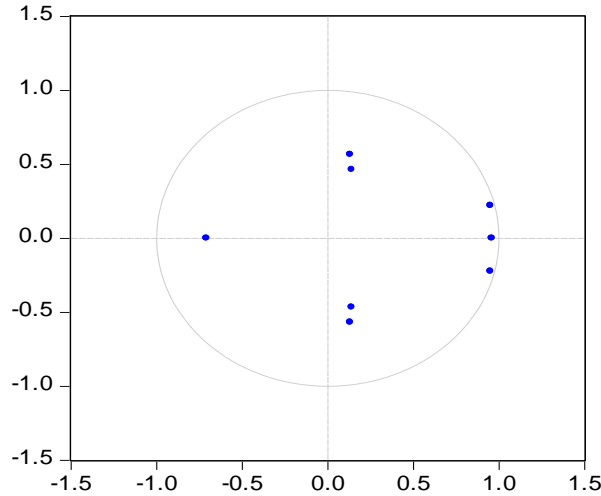
Gecikme uzunluğu seçiminde VAR modelinden yararlanılmıştır. Modelde AIC (Akaike Information Criterion - Akaike Bilgi Kriteri) SC: Schwarz bilgi kriteri ve HQ (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri) bilgi kriterlerinin önerdiği 2 gecikme modeli benimsenmiştir. Belirlenen optimum gecikme uzunluğuna göre tahmin edilen VAR modelinin istikrarlı olup olmadığı aşağıdaki testler yardımıyla incelenebilmektedir.

Kök	Modulus
$0.951076 - 0.221685i$	0.976570
$0.951076 + 0.221685i$	0.976570
0.957891	0.957891
-0.709103	0.709103
$0.131858 - 0.566282i$	0.581431
$0.131858 + 0.566282i$	0.581431
$0.139947 - 0.465762i$	0.486332
$0.139947 + 0.465762i$	0.486332

**Tablo 4.4.** AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Modülüs değerlerinin  $< 1$  olması nedeniyle AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin birim çember içinde olduğu raporlanmıştır. Tablo 4.4'te yer alan polinomun ters köklerine bakıldığında hepsi verilen aralıklar arasındadır. Bu durum modelin durağanlık açısından bir sorun taşımadığını ifade eder. Bu durum AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri birim çember analizi yardımıyla da kontrol edilerek destelenmiştir.

**Şekil 4.3** AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



Şekil 4.3'de görüldüğü üzere nedeniyle AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin birim çemberin içerisinde yer alması kurulan VAR modelin istikrarlı bir yapı gösterdiğini doğrulamaktadır.

VAR modelde yapısal bir sorunla karşılaşmamak için ayrıca Otokorelasyon-LM ve White Değişen Varyans testleri de yapılmıştır.

Gecikme	LM istatistiği	Olasılık
1	25.13659	0.0675
2	18.97811	0.2698
3	11.57402	0.7727
4	14.10762	0.5907
5	10.13968	0.8592
6	12.58659	0.7027
7	9.891150	0.8723
8	8.502890	0.9325
9	11.58254	0.7722
10	18.99472	0.2689
11	13.18957	0.6588
12	19.49225	0.2440

**Tablo 4.5.** Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları

$H_0$ : otokorelasyon yoktur boş hipotezi red edilemediğinden modelde otokorelasyon sorunu olmadığı raporlanmaktadır. Tahmin edilen VAR modelindeki hata terimleri arasında otokorelasyona rastlanmadığını doğrulamak için uygulanan LM testi sonuçlarına göre, ele alınan 12 gecikme düzeyinde ve %5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon bulunmamaktadır.

Bileşen	Jarque-Bera	df	Olasılık
1	5.005566	2	0.0819
2	0.795267	2	0.6719
3	1.683156	2	0.4310
4	1.280737	2	0.5271
Joint	8.764726	8	0.3625

**Tablo 4.6.** Normal Dağılım Testi Sonuçları

Jarque-Bera istatistiği ile modeldeki değişkenlerin bir bütün olarak normal dağılıma sahip olduğu boş hipotezi red edilemediğinden değişkenlerin normal dağılımlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
170.5982	160	0.2686

**Tablo 4.7.** White Testi

Ki-Karenin olasılık değeri tahmin edilen modelde değişen varyans sorunu olmadığını göstermektedir. Hata teriminin varyansının bütün gözlemler için değişmediği tespit edilmiştir.

#### 4.6. Blok Granger Nedensellik Testi

Kurulan var modeli sabit olduğu tespit edildikten sonra, modelin değişkenlerinin kısa dönemli ilişkisinin yönü Granger Nedensellik Testi ile incelenmiştir. Granger nedensellik testinde sonuçlar bir bütün halinde Tablo 4.8’de verilmiştir.

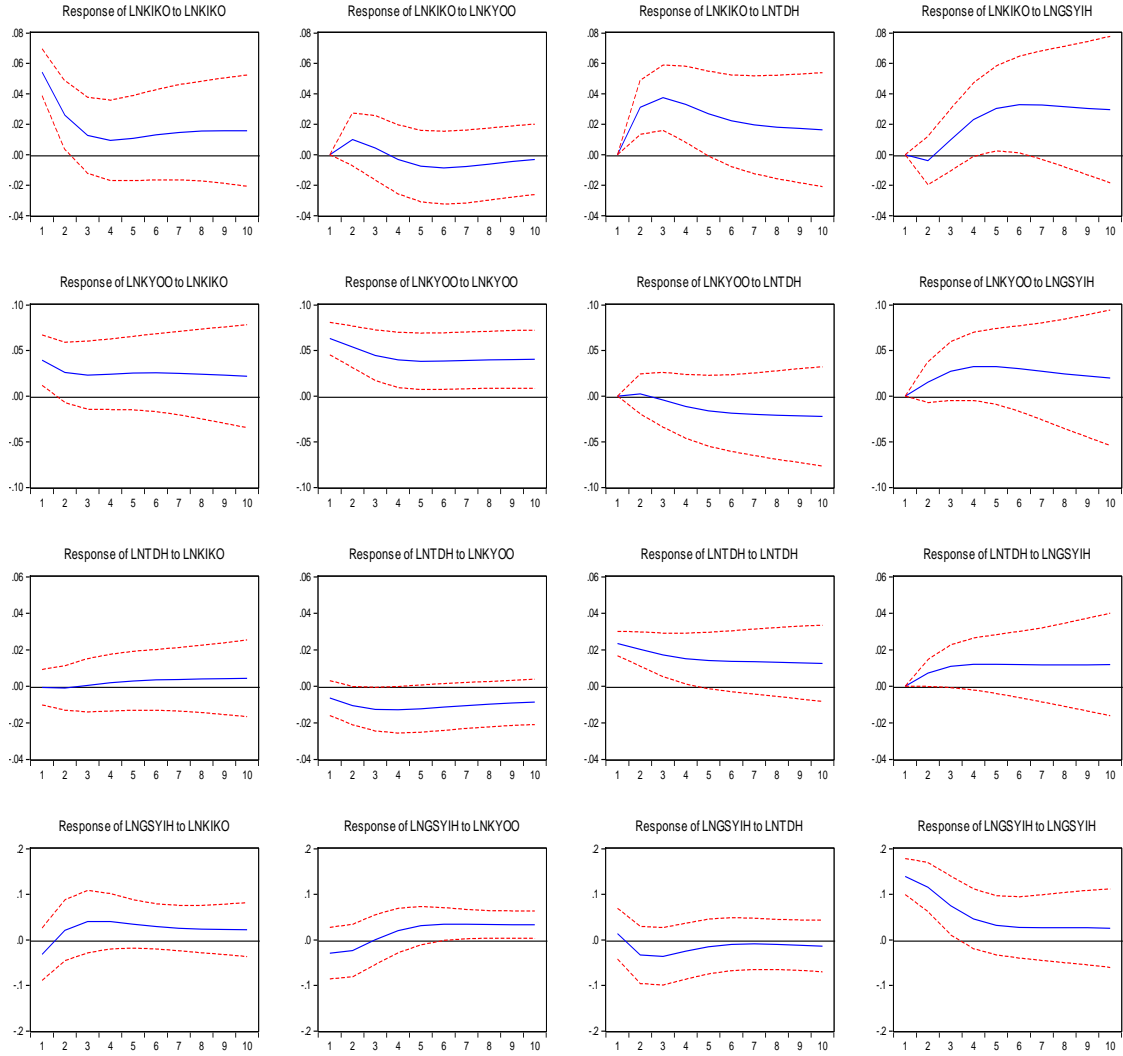
Değişkenler	sd	Ki-kare	Olasılık (p)	Değerlendirme
LNKİKO ⇒ LNKYOO	2	17.07	0.0002	Nedensellik VAR
LNKİKO ⇒ LNGSYİH	2	1.40	0.4950	Nedensellik YOK
LNKİKO ⇒ LNTDH	2	19.9	0.0000	Nedensellik VAR
LNTDH ⇒ LNKİKO	2	0.63	0.7294	Nedensellik YOK
LNTDH ⇒ LNGSYİH	2	3.52	0.1716	Nedensellik YOK
LNTDH ⇒ LNKYOO	2	0.47	0.7876	Nedensellik YOK
LNGSYİH ⇒ LNKİKO	2	13.75	0.0010	Nedensellik VAR
LNGSYİH ⇒ LNKYOO	2	4.70	0.0949	Nedensellik YOK
LNGSYİH ⇒ LNTDH	2	6.95	0.0308	Nedensellik VAR
LNKYOO ⇒ LNKİKO	2	2.91	0.2329	Nedensellik YOK
LNKYOO ⇒ LNGSYİH	2	3.90	0.1422	Nedensellik YOK
LNKYOO ⇒ LNTDH	2	2.19	0.3331	Nedensellik YOK

Tablo 4.8. Blok Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Tablo 4.8’de görüldüğü gibi Türkiye’de 1988-2013 yılları arasında %5 önem düzeyinde kadınların işgücüne katılım oranından, yüksek okullaşma oranına ve toplam doğum hızına doğru bir nedensellik ilişkisi raporlanmaktadır. Ancak GSYİH’ya doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Yükseköğretim okullaşma oranından, kadınların işgücüne katılım oranına, GSYİH’ya ve toplam doğum hızına doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilirken. GSYİH’dan, kadınların işgücüne katılım oranına ve toplam doğum hızına doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Toplam doğum hızı oranından diğer değişkenlere doğru % 5 anlam seviyesinde tutarlı bir kısa dönemli nedensellik ilişkisi tespit edilememektedir.

#### 4.7. Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırması

VAR analiz yöntemi kullanılarak tahmin edilen katsayıların yorumlanması oldukça güç olduğu için başvurulan yöntem etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması olmaktadır. Bir makroekonomik değişken üzerindeki en etkili değişkeni belirlemede varyans ayrıştırması, etkisi saptanan değişkenin politika aracı olarak kullanılabilirliğini belirlemede ise etki-tepki analizi kullanılmaktadır (Özgen ve Güloğlu, 2004: 97).

**Şekil 4.4 Etki-Tepki Grafikleri**Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Şekil 4.4’deki Etki-Tepki grafikleri incelendiğinde değişkenler üzerinde meydana gelen şoklar neticesinde bir denge pozisyonuna ulaşmanın mümkün olmadığı görülmektedir. Ayrıca, mevcut trendin artarak devam edeceği de anlaşılmaktadır. Bununla birlikte kadınların işgücüne katılım oranlarının en büyük tepkiyi kadınların yükseköğretim okullaşma oranında meydana gelen değişikliklere vereceği saptanmaktadır. Kadınların yükseköğretim okullaşma oranının da benzer şekilde en büyük tepkiyi yükseköğretim okullaşma oranında meydana gelecek bir değişime vereceği görülmektedir. Toplam doğurganlık hızı ise en büyük tepkiyi kadınların işgücüne katılma oranlarına ve kendisinde meydana gelen değişikliklere vermektedir. Büyüme oranı ise bütün değişkenlerden pozitif yönlü bir tepki almaktadır. Değişkenlerde meydana gelen değişimlerin hangi ölçüde hangi değişkenden kaynaklandığını tespit etmek amacıyla varyans ayrıştırma analizi yapılmaktadır. Varyans ayrıştırma analizine ilişkin bulgular aşağıdaki Tablo 4.9’da yer almaktadır.

### KIKO değişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	S.E.	LNKIKO	LNGSYIH	LNKYOO	LNTDH
1	0.046630	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.061892	60.05207	3.113612	30.82400	6.010315
3	0.070881	46.57410	3.728461	27.78004	21.91740
4	0.082368	34.63415	16.39139	22.64371	26.33075
5	0.097167	30.10829	28.97120	17.49060	23.42991
6	0.112833	26.45019	38.94542	16.10972	18.49467
7	0.125301	25.11420	44.66307	14.85546	15.36727
8	0.135983	23.37082	49.78609	13.75161	13.09147
9	0.144964	22.45965	53.43480	12.57682	11.52872
10	0.152285	21.64364	56.00591	11.71101	10.63944

### GSYIH değişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	S.E.	LNKIKO	LNGSYIH	LNKYOO	LNTDH
1	0.122239	3.260018	96.73998	0.000000	0.000000
2	0.188318	22.31981	75.56767	0.091306	2.021220
3	0.233862	19.60415	65.12644	5.767453	9.501956
4	0.251389	19.89180	59.30883	5.598598	15.20077
5	0.262904	18.25421	55.89106	5.232988	20.62174
6	0.271647	17.28143	52.50531	5.047266	25.16600
7	0.280760	16.18891	49.20693	4.781931	29.82222
8	0.291417	15.10372	47.09340	4.737096	33.06578
9	0.304499	14.40372	46.22771	4.709982	34.65858
10	0.320004	13.80651	46.93637	4.871567	34.38555

### KYOO değişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	S.E.	LNKIKO	LNGSYIH	LNKYOO	LNTDH
1	0.073235	28.66899	0.065765	71.26525	0.000000
2	0.101158	18.46904	0.426199	75.70247	5.402293
3	0.114402	20.77584	0.485386	69.54195	9.196827
4	0.132638	21.90095	4.416282	62.22195	11.46082
5	0.152677	23.84798	7.531981	55.59122	13.02883
6	0.170874	23.46005	10.06152	51.17662	15.30181
7	0.186246	23.33095	11.76452	46.98644	17.91810
8	0.200287	22.71944	12.94793	43.36305	20.96958
9	0.212551	22.13994	13.19326	40.25502	24.41178
10	0.223061	21.27299	12.78547	37.68945	28.25209

### TDH değişkeni için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	S.E.	LNKIKO	LNGSYIH	LNKYOO	LNTDH
1	0.025937	5.057229	6.403419	3.686741	84.85261
2	0.038044	5.179604	18.59288	2.351416	73.87610
3	0.045141	4.371054	26.97513	2.505063	66.14875
4	0.050434	4.415859	34.88444	2.014900	58.68480
5	0.054370	4.660532	39.04941	1.733690	54.55637
6	0.057706	4.317292	42.74539	1.546453	51.39086
7	0.060607	4.137854	45.56807	1.531809	48.76227
8	0.063014	3.980065	48.09151	1.524079	46.40435
9	0.064780	3.897355	49.80601	1.603310	44.69333
10	0.066018	3.781928	50.96919	1.750380	43.49850

Tablo 4.9. Varyans Ayrıştırması



Serilerdeki değişimin nedenlerini belirlemek üzere kullanılan tekniklerden bir diğeri de VAR ayrıştırmasıdır. Tablo 4.9.’daki Kadınların işgücüne katılım oranı varyans ayrıştırması sonuçlarına göre 10. dönemin sonunda kadınların işgücüne katılım oranına ait öngörü hata varyansının %56’sının GSYİH ve %11,7’sinin ise KYOO ve %10,6’sının TDH tarafından belirlendiği ifade edilebilir. Yaklaşık %21,6’lık kısmı ise KİKO oranının kendisi tarafından açıklanmaktadır. GSYİH için varyans ayrıştırması sonucuna göre 10.dönemin sonunda GSYİH öngörü hata varyansının %13,8’i KİKO, %4,8’i KYOO ve 34,8’i TDH tarafından açıklanmaktadır. KYOO için bulunan varyans ayrıştırması sonucuna göre ise KYOO’nun öngörü hatası varyansının %21,8’inin KİKO, %12,7’sinin GSYİH ve 28,2’sinin TDH oranı tarafından açıklandığını göstermektedir. Son olarak da TDH varyans ayrıştırması sonuçlarına göre 10. dönemin sonunda TDH oranına ait öngörü hata varyansının %3,78’i KİKO, %50,9’u GSYİH %1,75’i KYOO tarafından açıklandığını göstermektedir.

## 5. SONUÇ

Dünyada liberal ekonomi politikalarının uygulanması ve 1980’li yıllarda ortaya çıkan küreselleşme olgusu ile birlikte Türkiye’de de liberal ekonomiye geçiş süreci yaşanmıştır. Küreselleşme olgusu ile birlikte kadınların işgücüne katılımı daha fazla önem kazanmıştır. Kadınların işgücüne katılımının yüksek olması, ülkelerin istikrarlı büyüme hedefleri açısından çok büyük bir önem arz etmektedir. Ancak Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranları OECD ve AB ülkelerinden, çok daha düşük düzeyde kalmıştır. Çalışmada kadınların işgücüne katılım oranlarının etkilediği düşünülen değişkenler ele alınarak işgücüne katılım oranına olan etkileri araştırılmıştır.

Çalışmada, 1988-2013 yılları arasında Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, Yükseköğretim Okullaşma Oranı, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla ve Toplam Doğurganlık Hızı arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Durağanlık analizi yapılarak durağan olduğu görülen değişkenler kullanılarak kurulan modelin varsayımlara uygun olduğu tespit edilmiştir.

Modelin değişkenlerinin kısa dönemli ilişkisinin yönü Granger Nedensellik Testi ile incelenmiştir. Analiz neticesinde; kadınların işgücüne katılım oranından, yükseköğretim okullaşma oranı ve toplam doğurganlık hızına doğru bir nedensellik gözlenmiştir. Ancak kadınların işgücüne katılım oranından, büyüme oranına doğru bir Granger nedensellik bağı tespit edilememiştir. Yükseköğretim okullaşma oranından diğer değişkenlere doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Aynı sonuç toplam doğurganlık hızı oranı içinde geçerlidir. Ancak; büyüme oranından, kadınların işgücüne katılım oranına ve toplam doğurganlık hızına doğru da bir nedensellik bağı tespit edilmiştir.

Analizler neticesinde elde edilen bulguları etki-tepki analizi ile desteklenerek, VAR analizi ile edilen rassal hata terimlerindeki bir standart sapmalı şokun bağımsız değişkenlere olan etkisi bulunmuştur. Bu kapsamda değişkenlere 10 yıllık dönem için etki-tepki yapılarak, değişkenler üzerindeki hem bugünkü hem de gelecekteki etkiler görülmüştür.

Değişkenlerde meydana gelen değişimlerin hangi ölçüde hangi değişkenden kaynaklandığını tespit etmek amacıyla varyans ayrıştırma analizi yapılmıştır. Analiz neticesinde; kadınların işgücüne katılım oranını etkileyen faktörlerin içerisinde GSYİH ve yüksekokullaşma oranının etkisinin daha fazla olduğu görülmüştür.

Çalışmayı benzer çalışmalarla karşılaştırdığımızda, çalışmanın sonucu, Robinson (2005), Euvals vd (2007), Abu Bakar ve Abdullah (2007) ve Bhalla ve Kaur (2011)’in bulguları ile benzer sonuçlar taşımaktadır.

Yapılan analizler sonucunda görülmektedir ki Türkiye’de kadınların işgücüne katılımını arttırmak için eğitim odaklı politikalar izlenmelidir. Kadınların eğitim seviyesi arttırıldığında işgücüne katılım oranları daha fazla artmaktadır.



Bunun yanı sıra makroekonomik açıdan sürekli ve istikrarlı büyümenin sağlanmasının da kadın işgücüne katılımını arttıracacağı düşünülebilir.

## KAYNAKÇA

- ABU BAKAR, N. and ABDULLAH, N. (2007). Labor Force Participation of Women in Malaysia In: International Economic Conference on Trade and Industry (IECTI), Georgetown, Penang. (Unpublished)
- BAUER, Gerrit and KNEİP, Thorsten. (2007). “Effects of Different Divorce Probabilities on Female Labor Force Participation and Fertility”, Arbeitspapiere – Working Papers, 102, pp. 1-24.
- BHALLA, S and KAUR, R. (2011). Labour Force Participation of Women in India: Some facts, some queries, LSE ASIA RESEARCH CENTRE WORKING PAPER 40
- BİLGİLİ, F. vd. (2007). *Büyüme, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları ve Yurtiçi Yatırımlar Arasındaki Etkileşim*. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 23 (2), 127-152.
- BLAU, Francine D. and LAWRENCE M. Kahn. (2007). *Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000*. Journal of Labor Economics. 393-438.
- BOZDAĞLIOĞLU, E. ve ÖZPINAR, Ö. (2011). *Türkiye’ye Gelen Doğrudan Yabancı Yatırımların Türkiye’nin İhracat Performansına Etkilerinin Var Yöntemi ile Tahmini*, D.E.Ü Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt:13, Sayı:3, 39-63.
- BREWSTER, K. and RİNDFUSS, R, R. (2000). *Fertility and women’s employment in industrialized nations*. Annual Review of Sociology, 26: 271-296.
- ÇİÇEK, H., GÖZEGİR, S. ve ÇEVİK, E. (2010), *Bir Maliye Politikası Aracı Olarak Borçlanma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi*, C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt 11, Sayı 1, ss. 141-156.
- DANTE, C. and GONZALO, P. (2010). *Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile*. Feminist Economics, 16: 2, 27 -46
- DE LAAT, J. and SEVİLLA, S. (2011). *The Fertility and Women's Labor Force Participation puzzle in OECD Countries: The Role of Men's Home Production*. Feminist Economics vol. 17, (2) Article PII 937703319, 87-119.
- EUWALS, R. KNOEF, M. and VUUREN, D. (2011). *The Trend in Female Labour Force Participation: What Can Be Expected for the Future?* Empirical Economics, 40(3), 729-753
- FALZONE, J. (2010). *Married Women’s Labor Force Participation and The Role of Human Capital Evidence from the United States* Clm.economía, sayı:17, 263-278.

- KARABIYIK, İ. (2012). *Türkiye’de Çalışma Hayatında Kadın İstihdamı*. Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi, 32, s. 231-260.
- KEARNEY, C. and MONADJEMI, M. (1990). *Fiscal Policy and Current Account: International Evidence on the Twin Deficit*. Journal of Macroeconomics, 12(2):197–217.
- KEATING, J.W. (1990). *Identifying VAR Models Under Rational Expectations*. Journal of Monetary Economics, 25(3), 453–476.
- KENNEDY, P. (2006). *Ekonometri Kılavuzu*, Çev: Muzaffer Sarımeşeli ve Şenay Açıkgöz, 5. Baskı, Gazi Kitabevi, Ankara.
- KHAN, R.E. and KHAN, T. (2009). *Labor Force Participation of Married Women in Punjab (Pakistan)*. Journal of Economic and Social Research, 11(2), 77-106.
- KNOEF, M. EUWALS, R. and VAN VUUREN, D. (2007). *The Trend in Female Labour Force Participation: What Can Be Expected for the Future*. IZA Discussion Paper No. 3225.
- KUMAR, V. ROBERT, L. and GASKINS, J. N. (1995), *Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures*, International Journal of Forecasting Elsevier, 11(3), 361-377.
- KUTLAR, A; ERDEM, E; AYDIN, Fatma F, (2012). *Kadınların İşgücüne Katılması ile Doğurganlık, Boşanma ve Ücret Haddi Arasında İlişki: Türkiye Üzerine Bir Araştırma*. Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi, VII (I), s. 149-168.
- KUTLAR, A. (2009). *Uygulamalı Ekonometri*, Nobel Yayınevi, Ankara.
- MISHRA, V. NIELSEN, I. and SMYTH, R. (2010). *On the Relationship Between Female Labour Force Participation and Fertility in G7 Countries: Evidence from Panel Cointegration and Granger Causality*, Empirical Economics, 38(2), s. 361-372.
- MİZALA, A. ROMAGUERA, P. and HENRÍQUEZ, P. (1999). *Female Labor Supply in Chile*. Centro de Economía Aplicada.
- NEFF, D. SEN, K. and KLING, V. (2012). *The Puzzling Decline in Rural Women’s Labor Force Participation in India: A Reexamination*. GIGA Working Papers No: 196
- OLİVETTİ, C. (2013). *The Female Labor Force and Long-run Development: The American Experience in Comparative Perspectiv*. NBER Working Paper , 1-50.
- ÖZER, M. ve BİÇERLİ, K. (2003). *Türkiye’de Kadın İşgücünün Panel Veri Analizi*. Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt: 3, Sayı: 155-85.
- ÖZGEN, F. B. ve GÜLOĞLU, B. *Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniği ile Analizi*. ODTÜ Gelişme Dergisi, Cilt:31, Sayı:1, 2004, 1-27.



- ROBINSON, J. (2005). “Female Labor Force Participation in the Middle East and North Africa.” Wharton Research Scholars Journal, University of Pennsylvania [http://repository.upenn.edu/wharton\\_research\\_scholars/28](http://repository.upenn.edu/wharton_research_scholars/28). (28.11.2014)
- SEVÜKTEKİN, M. ve Nargeleçekenler M. (2007). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: E-Views Uygulamalı*. 2. Baskı, Nobel Yayınları, Ankara.
- TALAŞ, E. ve ÇAKMAK, F. (2013). *Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılımlarının Kohort Analizi*. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi Sayı:18 yıl 2013 ss.18-34
- TARI, R ve BOZKURT H. (2006). *Türkiye’de İstikrarsız Büyümenin VAR Modelleri ile Analizi (1991.1 -2004.3)*. İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 4: 12 – 28.
- TARI, R, (2010), *Ekonometri*, 6.Basım, Umuttepe Yayınları, Yayın No:32, Kocaeli.
- THORSTEN. K and GERRİT, B. (2007). *Effects of Different Divorce Probabilities on Female Labor Force Participation and Fertility*. Arbeitspapiere – Working Papers, 102, 1-24.
- TSANİ, S. PAROUSSOS, L. and FRAGİADAKİS, C. CHARALAMBİDİS, I and CAPROS,P, (2012). *Female Labour Force Participation and Economic Development in Southern Mediterranean Countries: What scenarios for 2030*. MEDPRO Technical Report No. 19
- ÜÇLER, G. ve KIZILKAYA O. (2014). *Kadın İstihdamının Boşanma ve Doğurganlık Üzerine Etkileri: Türkiye Üzerine Bölgesel Panel Veri Analiz*. Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi, Yıl: 2, Sayı: 2/2, s. 28-43
- VİSWANATHAN, K. LEONE, R. and GASKİNS, J. (1995). *Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures*. International Journal of Forecasting Elsevier, 11(3): 361-377
- YILMAZ, Ö. KAYA, V. ve AKINCI, M. (2011). *Türkiye’de Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Ekonomik Büyümeye Etkisi (1980-2010)*. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt: 25, Sayı: 3-4
- [http://databank.worldbank.org/data/views/variableSelection/selectvariables.aspx?source=education-statistics--all-indicators#s\\_a](http://databank.worldbank.org/data/views/variableSelection/selectvariables.aspx?source=education-statistics--all-indicators#s_a) (05.11.2014)
- <http://www.tuik.gov.tr> (08.11.2014)

## An Econometric Analysis for the Determinants of Women’s Participation to the Labour Force at Turkey

Doğan UYSAL

Rıdvan KESKİN

Yasin SERTKAYA

University of Celal Bayar

University of Celal Bayar

### ABSTRACT

Using the maximum level of labor factors of production, which is of great importance in terms of countries. Lack of labor supply equals labor demand resulting from the problem of unemployment among women due to less participation of women in the labor market, which appears to be at higher levels than men. The participation of women in the labor force, labor force participation of women in Turkey despite being at high levels in OECD and EU countries remained at a lower level. There are many reasons of this low rate which includes cultural, social and economic trends. This study for the period 1988-2013 aims to provide recommendations to improve the participation of women in the labor force by using time series of factors that determine labor force participation of women in Turkey and by testing with Vector Auto Regression (VAR Analysis). Results of the analysis demonstrate that, the increase of women's higher education enrollment rate has emerged as a result affect the participation rate of women in the workforce.

**Keywords:** *Women's Labor Force Participation Rate, Women's Higher Education Enrolment Ratio, Gross Domestic Product, Total Fertility Rate*

**JEL Classifications:** J21, I23, O43, J11