

## KADINLARIN İŞGÜCÜNE KATILIM ORANI-İKTİSADİ BÜYÜME İLİŞKİSİ: TÜRKİYE'DEN AMPİRİK KANITLAR

Gülgün ÇİĞDEM\*

Burcu SAVAŞ ÇELİK\*\*

Süreyya İMRE BIYIKLI\*\*\*

Geliş Tarihi: 20.04.2023

Kabul Tarihi: 13.05.2023

### Özet

Ülkelerin beşerî sermayelerindeki artış, üretim faktörlerinin etkin ve verimli kullanılmasını sağlayarak sermaye yatırım oranlarını artırarak büyüme ve kalkınmalarını temin etmektedir. Toplumun yarısını oluşturan kadın bireylerin iktisadi faaliyetlere dâhil edilmemesi, ülkelerin büyüme ve kalkınmalarını sekteye uğratarak toplumsal refahı etkileyen önemli bir aksamadır. Kadın iş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi sınamayı amaçlayan bu çalışmada istihdam yaratmayan bir büyüme yaşayan Türkiye ele alınarak 1990-2021 dönemine ait UNDP'den alınan Kadın iş gücüne katılım oranı (%15 yaş ve üstü, yıllık) verileri ile Dünya Bankası'ndan alınan GSYİH büyümesi (% yıllık) verileri çeşitli analizlere tâbi tutulmuştur. Elde edilen bulgulara göre, kadınların iş gücüne katılım oranının istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Kadınların işgücüne katılım oranındaki %1'lik artış, büyümede %0,12'lik bir artışa neden olmaktadır. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisini sorgulamak amacıyla uygulanan Granger Nedensellik Testi'nden elde edilen bulgulara göre ise GSYİH'den kadın istihdamına doğru tek yönlü nedensellik olduğunu ortaya koymaktadır. Bu çalışma, tipolojii genişletmek yanısıra cinsiyete dayalı tercihlerin ve engellerin, ekonomik büyüme ve beraberinde toplumsal refaha

\* Doç. Dr. İstanbul Gelişim Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, İstanbul, Türkiye, [gciidem@gelisim.edu.tr](mailto:gciidem@gelisim.edu.tr), ID:0000-0001-5353-8638

\*\* Dr. Öğretim Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve İşletmecilik Bölümü, İstanbul, Türkiye, [bsavas@gelisim.edu.tr](mailto:bsavas@gelisim.edu.tr) ID:0000-0002-3896-5858

\*\*\* Dr. Araştırma Görevlisi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, Yönetim Bilişim Sistemleri Bölümü, İstanbul, Türkiye, [simre@gelisim.edu.tr](mailto:simre@gelisim.edu.tr) ID:0000-0001-8904-6635

olumsuz etkisini vurgulama açısından önemlidir.

**Anahtar Kelimeler:** GSYİH, Ekonomik Büyüme, Kadın İstihdamı, Kadın İşgücü, Granger Nedensellik Analizi

## THE RELATIONSHIP OF WOMEN'S LABOR PARTICIPATION AND ECONOMIC GROWTH: EMPIRICAL EVIDENCE FROM TURKEY

### Abstract

The increase in the human capital of countries ensures their growth and development by increasing the capital investment rates by ensuring the effective and efficient use of production factors. The fact that women, who make up half of the society, are not included in economic activities is an important disruption that affects social welfare by disrupting the growth and development of countries. In this study, which aims to test the relationship between the female labor force participation rate and economic growth, Turkey, which has experienced a growth that does not create employment, is taken into consideration, and the female labor force participation rate (15 years and over, annual) data obtained from the UNDP for the period 1990-2021, and the World Bank's data. GDP growth (% per annum) data from according to the findings, it has been determined that the labor force participation rate of women is statistically significant and has a positive effect on economic growth. A %1 increase in women's labor force participation rate causes a %0.12 increase in growth. According to the findings obtained from the Granger Causality Test, which was applied to question the causality relationship between the variables, it reveals that there is one-way causality from GDP to women's employment. This study is important in terms of expanding the typology as well as emphasizing the negative impact of gender-based preferences and barriers on economic growth and social welfare.

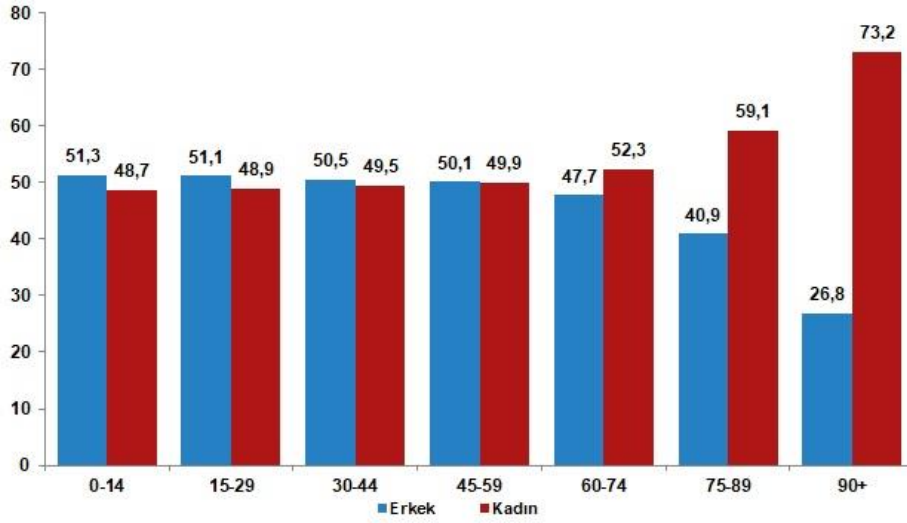
**Keywords:** GDP, Economic Growth, Female Employment, Female Work Force, Granger Causality Analysis

## Giriş

Ekonomilerin en önemli makro-iktisadi hedeflerinden biri, ekonomik büyümedir. Büyümenin gerçekleşmesi, toplumsal refahın artmasını ve -hem iktisadi hem de sosyal boyutu olan- kalkınmanın gerçekleşmesini temin edecektir. Toplumlar açısından iktisadi büyüme önemlidir ve etkin politikalar geliştirilerek “sürdürülebilir” bir büyümenin sağlanması gereklidir. Genel olarak üretim kapasitesindeki bir artış olarak da ifade edilebilen ekonomik büyümenin temelinde sermaye stokundaki artış ve teknolojik gelişmelerin yer aldığına ilişkin iktisatçılar arasında fikir birliği sağlanmasına karşın, 1980’li yıllardan itibaren beşeri sermayenin de büyümenin önemli kaynaklarından biri olduğu görüşü yayılmaya başlamıştır. Beşerî sermaye, iktisadi faaliyetlere katılan bireylerin sahip olduğu, bilgi, beceri, tecrübe gibi tüm pozitif değerleri kapsamaktadır ve bu değerler, üretim faktörlerinin etkin ve verimli kullanılabilmesini sağlamaktadır (Eser ve Gökmen, 2009:43). Beşerî sermaye kapasitesi yüksek olan ülkeler, iktisadi büyüme ve kalkınma açısından önemli bir fark yaratmaktadırlar. Kişi başına düşen beşerî sermaye miktarındaki bir artış, fiziki ve beşeri sermaye yatırım oranının daha yüksek olmasını sağlayarak kişi başına düşen gelirden artışı beraberinde getirmektedir (Barro,1991:409). Bu nedenle, gücünü eğitimden alan beşerî sermayenin ülkelerin gelişmiş-az gelişmiş statüsünde yer almalarına neden olan önemli bir faktör olduğu gözardı edilmemelidir. Gelişmiş toplumlarda emek, bilgi gücüne dayalı bir faktör hâline dönüşmüştür. Ancak az gelişmiş ülkeler, -yaygın toplumsal cinsiyet eşitsizliğinin etkisi ile kadınları istihdamdan çekerek, engelleyerek, eğitilmiş ve beceri sahibi iş gücünden yoksun kalmayı tercih ederek, sosyal boyutu olan kalkınmalarını ve toplumsal refahlarını ötelemektedirler. Ekonomilerde iş gücüne katılma oranı önemli bir göstergedir, bu oranın azalması, toplumun iktisadi faaliyete katılan kısmının daralması demektir ki bu da toplum ihtiyaçlarının daha az nüfus tarafından karşılanması, beraberinde de bağımlılık oranının hızla artması anlamına gelmektedir (Özdemir vd., 2006: 98).

**Şekil1:**Cinsiyete ve yaş grubuna göre nüfus oranı (%) (2021 itibari ile)

**Kaynak:** TÜİK, İstatistiklerle Kadın, 2021.

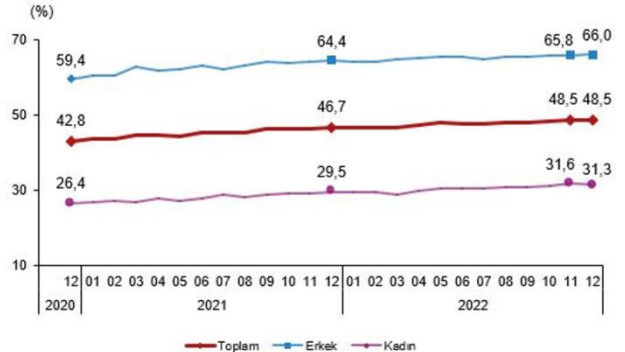
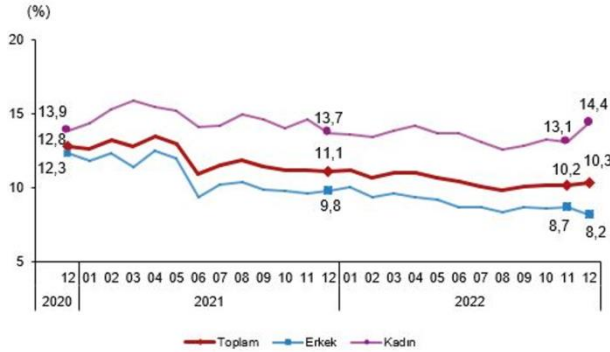


Şekil2:İşsizlik Oranı (2020:12-2022:12)

Şekil3:İstihdam Oranı (2020:12-

2022:12)  
Kaynak:TÜİK, İşgücü İstatistikleri, Aralık 2022.

Kaynak:TÜİK, İşgücü İstatistikleri,



Türkiye’de kadınlar nüfusun %49,9’unu, erkekler ise %50,1’ini oluşturmaktadır. İşgücüne katılma oranı (15+ yaş) %49,3 iken, iş gücüne katılım oranının %68,2’sini erkekler ve ancak %30,9’unu kadınlar oluşturmaktadır (TÜİK, 2021). Kadınların iktisadi faaliyetlere katılma oranının düşüklüğü, istihdam oranı (%31,3)’ndeki düşüklük ve işsizlik oranı (%14,4)’ndaki yükseklik ile teyit edilmektedir (Şekil 2-3). Bu kadar önemli bir iş gücüne sahip olan kadınların iktisadi faaliyetlere koşullar yerine çeşitli nedenlerde geri planda bırakılması, hatta olumsuz konjonktürel koşullarda ilk vazgeçilen olması, dikkat çekicidir. Peki Türkiye’de toplumsal cinsiyet eşitsizliğine maruz kalan kadınların iş gücüne katılımı (KİGK) ile iktisadi büyüme arasında bir ilişki var mı? İlişkinin varlığı durumunda nedenselliğin yönü nedir? Bu

önemli soruyu sınavan bu çalışmada öncelikle literatür taraması yapılacak ve sonrasında ampirik sınamalara geçilecektir.

### 1. Literatür

Gerçekleştirilen literatür taramasında KİGK ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki olup olmadığını ve ilişkinin varlığı durumunda nedenselliğin yönünü sorgulayan birçok çalışma olduğu görülmektedir. Farklı ülke/ülke gruplarını içeren çalışmalarda kullanılan analiz yöntemlerinin ve veri setlerinin çeşitlilik göstermesi nedeniyle sonuçlar farklılaşmaktadır. Tablo 1, KİGK ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik araştırma bulgularını içermektedir.

**Tablo1:**Literatür

Araştırmacı	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Bryant vd. (2004)	2001	Yeni Zelanda	Mikro Analiz	Kadınların istihdama katılması ile GDP arasında pozitif yönde ilişki tespit edilmiştir.
Klasen&Lamanna (2009)	1960-2000	MENA Ülkeleri, Sahra Altı Afrika ve Güney Asya – Orta Doğu ve Kuzey Afrika ve Güney Asya	Panel Veri Analizi	Özellikle 15 – 24 yaş arasındaki eğitimli kadınların ekonomik büyüme üzerinde büyük etkisi olduğu ileri sürülmüştür. Emek piyasasında istihdam edilen kadınların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi büyük ve anlamlı bir katsayıya sahiptir.
Luci (2009)	1964-2005	184 Ülke	Panel Veri Analizi	Kadın istihdamındaki artış, büyümeyi olumlu etkilemektedir ancak büyüme kadın istihdamı üzerinde bir etkiye sahip değildir.
Aydın (2011)	2019	ABD, Avustralya, Danimarka, Finlandiya, Hollanda, Hong Kong, İsviçre, İsveç, Kanada, Singapur	Panel Veri Analizi	Kadın istihdamının ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği ileri sürülmüştür.

Er (2012)	1998-2008	187 ülke	Panel Veri Analizi	Kadınların daha az doğurgan olması, tarım sektöründe daha az aktif olması, daha çok istihdam edilmesi, daha eğitilmiş olması ve siyasete daha fazla dâhil olması, yüksek gelirli ülkelerde ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Ayrıca kadınlar ne kadar sağlıklıysa, düşük, orta ve üst gelirli ülkelerde ekonomik büyüme oranının o kadar yüksek olduğu ileri sürülmüştür.
Cesim vd. (2013)	2000-2012	Türkiye-ABD	Regresyon ve Granger Nedensellik Analizi	Amerika Birleşik Devletleri'nde GSYİH'deki artışın kadın istihdamında artışa yol açarken, Türkiye'de karşılıklı olarak nedensel ilişki olduğu ileri sürülmektedir.
Fakih&Ghazalian (2015)	2007-2012	Cezayir, Mısır, Ürdün, Lübnan, Fas, Umman, Suriye ve Yemen	Kesirli Logit Model	Elde edilen bulgulara göre Cezayir'in GDP'si Yemen'in GDP'sinden 4 kat daha büyüktür. Bu durum imalat sektöründe Cezayir'in Yemen'den %32 oranında daha fazla kadın istihdam etmesiyle açıklanmaktadır.
Çondur vd. (2016)	2000:01-2015:04	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Kısa dönemde ekonomik büyüme ile istihdam arasında çift yönlü bir ilişki gözlemlenirken, uzun dönemde ise neden-sonuç ilişkisi istihdamdan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü olarak belirlenmiştir.
Özdemir (2016)	2000:01-2013:04	Türkiye	Johansen Eş Bütünleşme Testi, VAR, Granger Nedensellik Analizi	İstihdama katılan kadın sayısı → Büyüme
Ustabaş&Gülsoy (2020)	1990-2015	Türkiye	Korelasyon Analizi	Kadının emek piyasasına katılımı ile endüstri sektörü, hizmet sektörü ve kalkınma arasında pozitif ve güçlü bir ilişki bulunmaktadır.
Aziz&Azmi (2017)	1982-2013	Malezya	OLS ve Shapiro-Wilk Analizi	Kadınların istihdama katılması ile GDP arasında pozitif yönde ilişki bulunmaktadır.

Rodríguez (2018)	2003-2010	Latin Amerika Ülkeleri	Panel Veri Analizi	Kadınların iş gücüne katılmasının ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkisi olduğu hatta ekonomi yavaşlarken katılımlarının daha hızlı arttığı sonucunu ortaya konulmuştur.
Serel&Özdemir (2017)	2000:1-2013:4	Türkiye	Regresyon Analizi	Kadın istihdamında yaşanan %1'lik bir yükselme, reel GSYİH'ı %0.309 oranında artırmaktadır. Kadın istihdamında yaşanan %1 oranındaki azalış ise reel GSYİH'yı %0.206 oranında azaltmaktadır.
Türlüoğlu (2018)	1999-2017	Türkiye	Granger Nedensellik Analizi	Ekonomik Büyüme ↔ Kadın İstihdamı
Dilber (2019)	2000-2018	Türkiye	Zaman Serisi-VAR	Kadın istihdamı ile GSYİH arasında nedensellik saptanmamıştır.
Petek&Çelik (2019)	2000-2017	Türkiye ile Avrupa Birliği'ne katılan son 14 üye ülke	Cadf Birim Kök Analizi, Hadri-Kruzomi Birim Kök Analizi, Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenite Testi	Ekonomik büyümeden kadın istihdamına doğru nedensellik olduğu ancak kadın iş gücünden ekonomik büyümeye ise bir nedensellik olmadığı tespit edilmiştir.
Tütüncü & Zengin (2020)	1991-2016	E7 ülkeleri	Panel Nedensellik, Çok Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testleri	Kadın İstihdamı→Ekonomik Büyüme (Türkiye, Endonezya) Ekonomik Büyüme↔Kadın İstihdamı (Hindistan, Çin, Rusya) Ekonomik Büyüme→Kadın İstihdamı (Brezilya)
Kutluay Şahin (2022)	2009-2020	31 Avrupa ülkesi	Panel Veri Analizi	Bulgular, kadın istihdamının ekonomik büyümeyi olumlu yönde önemli ölçüde etkilediğini ortaya koymaktadır.
Thaddeus vd. (2022)	1991-2019	Sahra altı Afrika ülkelerinde	Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli ve Granger Nedensellik Analizi	Kadın istihdamı-ekonomik büyüme arasında uzun dönemde ilişki bulunmaktadır. Büyüme→Kadın istihdamı. Uzun dönemde kadın istihdam oranı ekonomik büyümeye anlamlı ve negatif yönde etki

				ederken kısa dönemde ise anlamsız ve negatif yönde etki etmektedir.
--	--	--	--	---

## 2. Ekonometrik Metodoloji ve Bulgular

Bu çalışmada kadınların iş gücüne katılımı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin varlığının sınanması amaçlanarak 1990-2021 dönemine ait UNDP (United Nations Development Programme)'den alınan KİGK (%15 yaş ve üstü) yıllık verileri ile Dünya Bankası'ndan alınan Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) büyümesi (% yıllık) verileri analizlerde kullanılmıştır. Öncelikle değişkenlere ait istatistiksel bilgiler elde edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo2:**Tanımlayıcı İstatistikler

	GSYH	İGK
Ortalama	4.735860	29.33687
Medyan	5.923846	29.88400
Maksimum	11.20011	34.46200
Minimum	-5.750007	23.17800
Std. Sapma	4.574987	3.529015

Elde edilen sonuçlara göre iki değişkene ilişkin minimum, maksimum, ortalama, medyan ve standart sapma değerleri görünmektedir. GSYH değişkeni için minimum değer -5.75 iken maksimum değer 11.20 olarak belirlenmiştir. İGK değişkeni için minimum değer 23.17 iken maksimum değer 34.46 olarak hesaplanmıştır. Aritmetik ortalama ve medyan değerlerine göre bir serinin simetrik olup olmadığı belirlenebilir. Buna göre GSYH değişkeni için ortalama değer 4.73, medyan değeri ise 5.92 olarak bulunmuştur. İGK değişkeni için ortalama değer 29.33, medyan değeri 29.88 olarak bulunmuştur. Medyan değeri ile ortalama değer birbirine yakın elde edilmiştir.

### 2.1. Doğrusallık Testleri

Doğrusal modellerle açıklanan bir ilişkinin doğrusal olmayan bir modelle daha iyi açıklanabilmesi durumu göz önüne alındığında son yıllarda doğrusal olmayan



modellerin analizlerde daha sık kullanıldığı bilinmektedir. Bir serinin doğrusal olup olmadığını belirlemek için doğrusallık testleri uygulanmaktadır. Doğrusallık testleri sonucunda bir zaman serisinin doğrusal olmayan bir özelliği belirlenirse, doğrusal olmayan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir.

Doğrusallığın tespit edilmesi amacıyla Brock, Dechert ve Scheinkman (1986) testi, McLeod ve Li (1983) testi, Tsay (1986) testi ve Keenan(1985) testi gibi çeşitli testler kullanılmaktadır. Bu çalışma kapsamında kullanılan doğrusal olmayan testler ise Harvey ve Leybourne (2007) ile Harvey, Leybourne ve Xiao (2008) testidir.

Harvey ve Leybourne (2007), mevcut doğrusallık testlerinden farklıdır, çünkü serilerin hem I(0) hem I(1) düzeyde durağan olmasına izin vermektedir. Doğrusallığı savunan sıfır hipotezini test etmek amacıyla hem I(0) hem I(1)'e birlikte izin veren regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılmaktadır. Aşağıda yer alan regresyon testi, zaman serisinin hem düzeyinin hem birinci farkının kareli ve küplü ifadesini içermektedir (Harvey&Leybourne, 2007).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \beta_4 \Delta y_{t-1} + \beta_5 (\Delta y_{t-1})^2 + \beta_6 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sıfır hipotez doğrusallığın, alternatif hipotez ise doğrusal dışılığın göstergesidir ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$H_0 := \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6 = 0 \quad (2)$$

$H_1: \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$  değerlerinden en az bir tanesi sıfırdan farklıdır.

Harvey ve Leybourne ve Xiao (2008) tarafından gerçekleştirilen test ise serilerin I(0) ve I(1) olduğu durumları ayrı ayrı incelemektedir. Dolayısıyla serinin durağan olup olmadığı kesin olarak bilinmediğinde kullanılır. Bu amaçla serilerin düzeyde ve birinci farklarında durağan olduğu iki durum için ayrı ayrı Wald test istatistikleri hesaplanmıştır.

Birinci test regresyonu, seri I(0) süreci tarafından üretildiğinde kullanılmaktadır ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Harvey, Leybourne, &Xiao, 2008);

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_4 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$H_0: \lambda_2, \lambda_3 = 0 \rightarrow W_1 \quad (4)$$

Bu iki doğrusallık testinin sonuçları farklılaştığında Harvey, Leybourne ve Xiao

(2008) testinin sonuçlarının dikkate alınması önerilmektedir. Çünkü Harvey ve Leybourne (2007) tarafından geliştirilen teste kıyasla daha güçlü olduğu ve daha iyi sonlu örnek boyutu özelliklerine sahip olduğu gösterilmiştir. Ayrıca bu testler sonucu zaman serisi doğrusal dışı bulunursa doğrusal olmayan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu bilgiler ışığında değişkenlere ait doğrusallık testi bulguları Tablo 3'te verilmiştir.

**Tablo3:**Doğrusallık Testi Sonuçları

	Harvey(2008)Test İstatistiği	Harvey (2007) Test İstatistiği ( $W^*$ )		
	$W_\lambda$	10%	5%	%1
GSYH	11.13*	10.45	9.72*	13.56
İGK	10.47*	12.71	12.96*	13.42

**\*, %5 Kritik tablo değerine göre sıfır hipotezi reddedilmektedir.**

Harvey ve Leybourne (2007) ile Harvey, Leybourne ve Xiao (2008) doğrusallık testinde kullanılan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0$  : Değişkenler doğrusaldır.

$H_1$  : Değişkenler doğrusal değildir.

Gayrisafi yurtiçi hasıla oranı ve kadın iş gücüne katılım oranı değişkenleri için hesaplanan değerler (11.17 ve 10.47), Harvey (2008) test istatistiği 2 serbestlik dereceli ki-kare değerinden(5.99) büyük olması nedeniyle sıfır hipotezi reddedilir. Aynı şekilde Harvey ve Leybourne (2007) test istatistiğine göre %5 anlamlılık düzeyi için hesaplanan değerler (9.72 ve 12.96), 4 serbestlik dereceli ki-kare değeri olan 9,48'den büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilir. Böylece analizde kullanılan doğrusallık testleri sonucuna göre serilerin doğrusal dışılığı tespit edilmiştir.

### **2.2. Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi**

Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) birim kök testi doğrusal olmayan birim kök testlerinin temelini oluşturmaktadır. Hem model yapısında lojistik fonksiyon barındırması hemde bu lojistik fonksiyonun yumuşak kırılmayı temsil etmesi sebebiyle yumuşak yapısal kırılmalı doğrusal olmayan birim kök testi olarak nitelendirilmektedir. Bu testte

yapısal kırılma, yumuşak kırılma şeklinde aşamalı şekilde ortaya çıkacağı düşüncesiyle geliştirmiştir.

Tüm bu bilgiler ışığında Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV) (1998) yumuşak kırılmalı birim kök testi geliştirmiştir. LNV(1998) birim kök testinde iki rejim arasında aşamalı ve yumuşak bir şekilde değişen deterministik bir bileşen etrafındaki bir serinin I(1) olup olmadığı test edilmektedir. Burada yumuşak geçiş modeli I(1) süreçlerine genişletilerek uygun bir yumuşak geçiş regresyonundan kalan artıklara dayalı olarak genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) tipi bir test önerilmektedir. LNV (1998) birim kök testinde A, B ve C olarak adlandırılan üç farklı model aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Leybourne, Newbold, & Vougas, 1998);

#### Model A

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + v_t(5)$$

#### Model B

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + v_t(6)$$

#### Model C

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\lambda, \tau) + \beta_2 t S_t(\lambda, \tau) + v_t(7)$$

Model A sabit terimde bir yumuşak kırılmayı, Model B deterministik trendin varlığında sabit terimde bir yumuşak kırılmayı ve Model C hem sabit terimde hem de deterministik trendde bir yumuşak kırılmayı temsil eden modellerdir (Leybourne, Newbold, & Vougas, 1998). Bu modellerde yer alan T örneklem boyutu,  $S_t(\lambda, \tau)$  lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu olup bir yumuşak yapısal kırılma ile modellenmektedir. Lojistik yumuşak geçiş fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$S_t(\lambda, \tau) = [1 + \exp\{-\lambda(t - \tau T)\}]^{-1} \quad \lambda > 0(8)$$

Bu fonksiyon sayesinde yapısal kırılmalar aşamalı (kademeli) olarak modellenabilmektedir. Lojistik yumuşak geçiş fonksiyonunda yer alan  $\lambda$  parametresi iki rejim arasındaki geçiş hızını belirleyen parametreyken, parametresi ise yumuşak yapısal kırılmanın gerçekleştiği kırılma noktasıdır. Lojistik yumuşak geçiş fonksiyonunda yer alan deterministik trend değişkenini göstermektedir.

LNV (1998) birim kök testi iki aşamalı bir prosedürden oluşmaktadır. İlk aşamada lojistik yumuşak geçiş fonksiyonunun varlığı ve bu fonksiyonlarda yer alan doğrusal olmayan parametreler nedeniyle A, B ve C modelleri doğrusal olmayan en küçük kareler

yöntemi ile tahmin edilmekte ve modellere ait kalıntılar elde edilmektedir. Testin ilk aşamasında elde edilen kalıntılar aşağıda gösterildiği gibidir (Leybourne, Newbold, & Vougas, 1998):

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (9)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{a}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (10)$$

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{a}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{a}_2 S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\lambda}, \hat{\tau}) \quad (11)$$

İkinci aşamada, ilk aşamada elde edilen kalıntılara ADF birim kök testi uygulanarak aşağıdaki test regresyonu dikkate alınmakta ve en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir:

$$\Delta \hat{v}_t = \delta \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Psi_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Test istatistiğinin ( $\delta$ ), negatif işaretli olması gerekir. Model A için kullanılan test istatistiği  $S_\alpha$ , Model B için  $S_{\alpha(\beta)}$ , Model C için  $S_{\alpha\beta}$  olarak ifade edilmektedir. LNV (1998) birim kök testinde hipotezler aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$H_0 : \delta = 0 \quad (13)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (14)$$

Sıfır hipotezi birim kökün varlığını ifade ederken, alternatif hipotez yumuşak kırılmalı durağanlığı göstermektedir. LNV (1998) birim kök testinde hesaplanan uygun test istatistiğinin, LNV (1998) tarafından elde edilen kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmektedir ve zaman serisinin yumuşak kırılmalı durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Analizde kullanılan değişkenler için LNV (1998) birim kök testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

**Tablo4:**Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) Birim Kök Testi Sonuçları

	$LNV_C$	$S_{\alpha\beta}$
GSYH	-2.37431	-5.395
İGK	-1.26934	-5.395

N=32, sabitli +trendli model ve %5 için kritik değer -5.395

Sonuçlara göre hesaplanan değer ile kritik değerler mutlak değerce karşılaştırıldığında

serilerin birim köklü olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu aşamada serilerin durağanlık mertebeleri LNV (1998) yöntemiyle sınanamamaktadır. Çünkü serilerin birinci dereceden farkı alındığında deterministik bileşenler yok olmakta, bu sebeple geleneksel birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Çalışma kapsamında Genişletilmiş Dickey ve Fuller (1979,1981) (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 5’de verilmiştir.

**Tablo5:**Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

GSYH	Sabitli ve Trendli	İGK	Sabitli ve Trendli
Test İstatistiği	-4,297000	Test İstatistiği	-6,240978
%1	-4,374307	%1	-4,296729
%5	-3.603202	%5	-3,568379
%10	-3,238054	%10	-3,218382

Her iki seri için de test istatistiklerinin %1, %5, %10 kritik değerlerden daha küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda birim köklü durumu öne süren sıfır hipotez reddedilerek serilerin I(1) düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

### 2.3. Hepsağ (2021) Koentegrasyon Testi

Hepsağ (2021) doğrusal olmayan koentegrasyon testinde kısa dönemde meydana gelen pozitif ve negatif şokların uzun dönemde dengeye gelme sürecinde farklı etkiye sahip olacağı diğer bir değişle asimetric ESTAR süreç izleyeceği varsayılmaktadır. Bu varsayım doğrultusunda iki aşamalı testin ilk aşamasında değişkenlerin düzey değerleri ile uzun dönem modeli olarak adlandırılan regresyon modeli en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmekte ve modele ait kalıntılar elde edilmektedir. İkinci aşamada ise ilk aşamadan elde edilen kalıntıların asimetric doğrusal olmayan üssel yumuşak geçişli otoregresif (AESTAR) süreç izlediği varsayılarak aşağıdaki asimetric doğrusal olmayan “Üssel Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (AESTAR-ECM)” dikkate alınmaktadır (Hepsağ, 2022).

$$\Delta y_t = G_t(\theta_1, u_{t-1})\{S_t(\theta_2, u_{t-1})\gamma_1 + (1 - S_t(\theta_2, u_{t-1}))\gamma_2\}u_{t-1} + \Psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i' \Delta z_{t-i} + \eta_t \quad (16)$$

$$G_t(\theta_1, u_{t-1}) = 1 - \exp(-\theta_1(u_{t-1}^2)) \quad \theta_1 \geq 0 \quad (17)$$

$$S_t(\theta_2, u_{t-1}) = [1 + \exp(-\theta_2 u_{t-1})]^{-1} \theta_2 \geq 0 \quad (18)$$

Burada  $z_t = (y_t, x_t)'$   $n \times 1$  boyuta sahip birinci mertebeden durağan değişken olarak tanımlanmaktadır.  $y_t$  bağımlı değişken,  $x_t' = (x_{1t}, \dots, x_{1t})$  ise  $k \times 1$  boyutlu bağımsız değişken vektörüdür ve  $u_t$ , uzun dönem modeline ait hata terimi olup  $u_t = y_t - \beta_x' x_t$  şeklinde ifade edilmektedir. Aşağıda gösterildiği gibi sıfır hipotez koentegrasyonun olmadığını, alternatif hipotez ise doğrusal olmayan simetrik veya asimetrik ESTAR koentegrasyonun varlığını ifade etmektedir.

$$H_0: \theta_1 = 0 \quad (19)$$

$$H_1: \theta_1 > 0 \quad (20)$$

Ancak AESTAR-ECM'de yer alan diğer parametrelerin  $(\theta_2, \gamma_1, \gamma_2)$  sıfır hipotezinde tanımlı olmaması sebebiyle koentegrasyon varlığı test edilememektedir. Bu sorunu çözmek amacıyla AESTAR-ECM'ye birinci mertebeden Taylor açılımı uygulanmakta ve koentegrasyon varlığının sınanabileceği birinci test regresyonu aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Hepsağ, 2022):

$$\Delta y_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \Psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Test regresyonunda  $\hat{u}_t$ , ilk aşamada uzun dönem modelinden elde kalıntıları temsil etmektedir. Hepsağ (2021) koentegrasyon testi kapsamında geliştirilen ikinci test regresyonu, ilk aşamada tahmin edilen uzun dönem modeline ait kalıntıların dikkate alındığı test regresyonudur (Hepsağ, 2022):

$$\Delta \hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \xi_t \quad (22)$$

İki test regresyonu için kullanılan hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0 \quad (23)$$

$$H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \neq 0 \quad (24)$$

Sıfır hipotez koentegre ilişkinin olmadığı, alternatif hipotez doğrusal olmayan simetrik ya da asimetrik ESTAR koentegrasyon varlığı şeklinde kurulmaktadır.  $F_{ANEC}$  ve  $F_{ANEG}$  test istatistikleri aynı formalizasyon ile aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$F_{ANEC}, F_{ANEG} = \frac{(ESS_R - ESS_{UR})/2}{ESS_{UR}/(n-k)} \quad (25)$$

Burada  $ESS_R$  kısıtlı modele ait kalıntı kareler toplamını,  $ESS_{UR}$  kısıtsız modele ait kalıntı kareler toplamını,  $n$  gözlem sayısını ve  $k$  kısıtsız modele ait parametre sayısını ifade etmektedir. Hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Hepsağ (2021) tarafından geliştirilen asimetrik doğrusal olmayan koentegrasyon testinde, değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin belirlenmesi durumunda simetrik ESTAR koentegrasyonun asimetrik ESTAR koentegrasyona karşı sınanması mümkündür (Hepsağ, 2022). Simetrik ESTAR koentegrasyon ve asimetrik ESTAR koentegrasyonun geçerliliğinin test edilebilmesi için yukarıdaki iki test regreyonu dikkate alınarak aşağıdaki hipotezler sınanmaktadır.

$$H_0: \theta_2 = 0 \quad (26)$$

$$H_1: \theta_2 \neq 0 \quad (27)$$

$F$  test istatistiğinin standart  $F$  dağılımına ait kritik değerlerden büyük olduğu durumda asimetrik ESTAR koentegrasyon durumu geçerli olmaktadır. Buna göre kısa dönemde meydana gelecek pozitif ve negatif şoklar uzun dönemde dengeye gelme sürecinde asimetrik etkiye sahip olacaktır. Bu testin uygulanabilmesi için test istatistiklerinde yer alan küplü ifadenin katsayısı,  $\emptyset_1$  parametresinin negatif değer alması gerekmektedir. Bu kapsamda yapılan Hepsağ(2021) Koentegrasyon testi sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo6:**Hepsağ (2021) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Model	$F_{ANEC,t}$	Koentegrelişki	F Testi	Koentegrasyon Türü
GSYH=f(İGK)	7.57514	VAR	0.764707 (0.39)	Simetrik ESTAR
Model	$F_{ANEG,t}$	Koentegrelişki	F Testi	Koentegrasyon Türü
GSYH=f(İGK)	7.79058	VAR	1.493373 (0.23)	Simetrik ESTAR

Hepsağ (2021) Koentegrasyon testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişki saptanmıştır. Bu aşamayı takiben değişkenler arasında belirlenen koentegrasyon durumunun simetrik ESTAR koentegrasyon mu asimetrik ESTAR koentegrasyon mu olduğunun belirlenmesi için  $F$  testinin uygulanması mümkündür. Bu sınama için hesaplanan  $F$  test istatistiğinin olasılık değerine göre sıfır hipotezi olan simetrik ESTAR koentegrasyon hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuca göre kısa dönemde meydana gelecek pozitif ve negatif şoklar uzun dönemde dengeye gelme sürecinde aynı etkiye sahip olmaktadır.

Hepsağ (2021) koentegrasyon testi sonrası uzun dönem ve kısa dönem analizleri doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle gerçekleştirilmiştir ve bulgular Tablo 7’de gösterilmiştir.

**Tablo7:Uzun Dönem ve Kısa Dönem Denklemine Ait Katsayılar**

*Uzun Dönem Katsayı Tahmini*

*Bağımlı Değişken: GSYH*

	Katsayılar	t-istatistikleri
$\dot{I}GK$	0.119991454	0.52

*Kısa Dönem Katsayı Tahmini*

*Bağımlı Değişken:  $\Delta GSYH$*

	Katsayılar	t-istatistikleri
$\hat{u}_{t-1}^3$	-0.020352465	-1.88842
$\hat{u}_{t-1}^4$	-0.000907332	-0.87448
$D\dot{I}GK$	-0.925470787	-2.20344
$DGSYH(1)$	-0.094768171	-0.607131
$D\dot{I}GK(1)$	0.602385063	1.36337

Sonuçlara göre  $\dot{I}GK$ , istatistiksel açıdan anlamlıdır ve ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu saptanmıştır.  $\dot{I}GK$ ’ndaki %1’lik artış, büyümede %0.12’lik bir artışa neden olmaktadır.

#### 2.4. Nedensellik Testi



Değişkenler arasında koentegre ilişki olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilmesi üzerine kısa dönem Granger Nedensellik ilişkisi tespit edilebilir. Hepsağ (2021) tarafından önerilen AESTAR-ECM kullanılarak nedensellik aşağıdaki şekilde gösterilmiştir (Akkaya &Hepsağ, 2021).

$$\Delta y_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1}^3 + \phi_2 \hat{u}_{t-1}^4 + \psi' \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \omega_i' \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$z_t = (y_t, x_t')' = (GSYH, İGK') \quad (29)$$

$$x_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt}) = (İGK) \quad (30)$$

Ortak F testi istatistikleri sıfır hipotezlerini ( $\omega_i=0$  ve  $\psi_i=0$ ) test etmek için hesaplanır.

$\omega_i=0$  sıfır hipotezi reddedilirse,  $x_t y_t$ 'nin Granger nedenidir.

$\psi_i=0$  sıfır hipotezi reddedilirse,  $y_t x_t$ 'nin Granger nedenidir.

Hepsağ (2021) FANEC koentegrasyon yönteminde kullanılan denklemde  $\hat{u}_{(t-1)}$ 'in düzey değeri yer almadığı için bu modelde sadece kısa dönem nedensellik sınaması yapılabilmektedir (Akkaya &Hepsağ, 2021). Bu bilgiden hareketle elde edilen kısa dönem Granger Nedensellik Analizi sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

**Tablo8:** Nedensellik Testi Sonuçları

Nedensellik İlişkisinin Yönü	F testi
$GSYH \rightarrow İGK$	3.800542

Değişkenler arasındaki nedenselliği araştırmak amacıyla doğrusal olmayan Granger Nedensellik Analizi yapılmış ve GSYİH'dan İGK'na doğru tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. Sonuç itibari ile, kadınların iş gücüne katılımı, iktisadi büyüme açısından önemlidir, bu çalışma ampirik olarak bunu ortaya koymaktadır. Büyüme de kadın iş gücüne katılım oranının bir Granger nedenidir.

**Sonuç ve Değerlendirme**

Toplumun yaklaşık yarısını oluşturan kadınların iktisadi faaliyetlere katılımı, sürdürülebilir bir GSYİH artışı ve beraberinde toplumsal refahın da artması açısından oldukça önemlidir. Ancak toplumun bazı sosyal sınıflar tarafından belirli normlara göre yeniden üretilmeleri aşamasında, kadınların birçok alandan geri çekilmesi yanında üretimden de çekilmesi, iktisadi açıdan önemli bir kayba neden olmaktadır. Bu çalışma, bu kaybı ampirik olarak sorgulamayı amaçlamaktadır ve bu amaçla

kadınların iş gücüne katılımı ile iktisadi büyüme arasında bir ilişkinin var olup olmadığı ampirik olarak sınanmıştır. 1990-2021 dönemine ilişkin kadın iş gücüne katılım oranı (%15 yaş ve üstü) UNDP'den, Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) büyümesi (%) verileri de Dünya Bankası'ndan alınmıştır. Veriler, yıllık verilerdir. Gerçekleştirilen analizlerden elde edilen bulgulara göre;

-KİGK istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği belirlenmiştir. KİGK'nda %1'lik bir yükselme, büyümede %0.12'lik bir artışa neden olmaktadır. Bu bulgular, Klasen&Lamanna (2009), Luci (2009), Aydın (2011) Er (2012), Cesim vd. (2013), Aziz & Azmi (2017), Bryant vd. (2004), Fakih&Ghazalian (2015), Özdemir (2016), Serel&Özdemir (2017), Ustabaş& Gülsoy (2020), Kutluay Şahin (2022), Rodríguez (2018)'in çalışmalarını desteklemektedir. Buna karşın Thaddeus vd. (2022)'nin tespitleri ile çelişmektedir.

- GSYİH'dan KİGK'na doğru tek yönlü bir nedensellik saptanmıştır. Bu sonuç, Petek&Çelik (2019)'in, Thaddeus vd. (2022)'nin ve Tütüncü & Zengin (2020)'in Brezilya için elde ettikleri analiz sonuçlarını desteklemektedir.

Âdil, etkin ve verimli bir üretim sürecini sağlamak üzere bireylerin cinsiyetlerine bakılmaksızın üretim sürecine dâhil edilmeleri gerekmektedir. Üretim sürecinde kadınlara yönelik ayrımcılık, ele alınması gereken önemli bir sorundur ve bu sorunu çözenin bir yolu, kadınların eğitim seviyelerini yükseltmektir. Toplumsal cinsiyet eşitliğini sağlamaya yönelik politikaların uygulanmasının yanı sıra, engellerin ortadan kaldırılarak erişilebilir istihdam olanaklarının yaratılması yaşamsaldır. Ayrıca, yaşlı ve çocuklara yönelik bakım yükünün de yüklenilerek üretim sürecinden uzaklaştırılan kadınlara yönelik esnek çalışma modelleri geliştirilmeli ve yasal olarak güvence altına alınmalıdır. Bu adımlar, herkesin gelişebileceği daha kapsayıcı ve üretken bir çalışma ortamının yaratılmasını sağlayarak GSYİH'nın ve beraberinde toplumsal refahın artışına katkıda bulunacaktır. Ayrıca, ekonomik büyüme ve işsizlik ile istihdam arasındaki asimetrik ilişkilerin de dikkate alınması gerekmektedir (Boğa, 2020:32). Bu çalışma, cinsiyete dayalı tercihler ve engeller ile ekonomik büyüme ve sosyal refah arasındaki ilişkinin anlaşılması açısından önemli çıkarımlara sahiptir. Çalışma, cinsiyete dayalı tercihlerin ve engellerin tipolojisini genişleterek, cinsiyet eşitsizliğinin iktisadi bir perspektiften tüm toplumu nasıl etkilediğine ilişkin somut

ampirik kanıtlar sunmaktadır. Ayrıca çalışma, bu tercihlerin ve engellerin hem ekonomik büyüme hem de sosyal refah üzerindeki olumsuz etkisini vurgulayarak, kalkınma çabalarının çok önemli bir bileşeni olarak toplumsal cinsiyet eşitsizliğine işaret etmektedir. Genel olarak bu çalışma, -aslında bir bakıma- daha âdil ve sürdürülebilir bir geleceği sağlamak için politika ve karar verme süreçlerinde toplumsal cinsiyet eşitliğini dikkate almanın önemini vurgulamaktadır.

### Kaynakça

- Aydın, F. (2011). Kadın İstihdamının Rekabet Gücü ve Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye İle Rekabet Gücü En Yüksek Ülkelerin Karşılaştırılması. *Erciyes Üniversitesi, Doktora Tezi*.
- Aziz, R. N. A. R., & Azmi, A. (2017). Factors Affecting Gross Domestic Product (GDP) Growth in Malaysia. *International Journal of Real Estate Studies*, 11(4), 61-67.
- Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Boğa, S. (2020). Investigating the Asymmetry between Economic Growth and Unemployment in Turkey: a Hidden Cointegration Approach. *Journal of Economics, Finance and Accounting (JEFA)*, 7(1), 22-33.
- Brock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D., & LeBaron, B. (1986). A Test for Independence Based on the Correlation Dimension. *Econometric Reviews*, 197-235.
- Bryant, J., Jacobsen, V., Bell, M., & Garrett, D. (2004). Labour force participation and GDP in New Zealand (No. 04/07). *New Zealand Treasury Working Paper*.
- Cesim, D. T., Yücel, A. S., Korkmaz, M., & Aras, G. (2013). Türkiye'de Kadın İstihdamının Amerika Birleşik Devletlerindeki Kadın İstihdamı ile Karşılaştırılması. *Electronic Turkish Studies*, 8(9).
- Çondur, F., Erol, H., & Göçekli, S., G., B. (2016). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ve İstihdam İlişkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(5), 1065-1080.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Taylor & Francis*, 427-431.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 1057-1072.
- Dilber, T. (2019). Kadın İstihdamı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki-Türkiye Örneği (Master's Thesis, Sosyal Bilimler Enstitüsü).
- Er, Ş. (2012). Women Indicators of Economic Growth: a Panel Data Approach. *Economic Research Guardian*, 2(1), 27-42.
- Eser, K., & Gökmen, Ç. E. (2009). Beşeri Sermayenin Ekonomik Gelişme Üzerindeki Etkileri: Dünya Deneyimi ve Türkiye Üzerine Gözlemler. *Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi*, 1(2), 41-56.

- Fakih, A., & Ghazalian, P. L. (2015). Female Employment in MENA's Manufacturing Sector: the Implications of Firm-related and National Factors. *Economic Change and Restructuring*, 48(1), 37-69.
- Harvey, D., & Leybourne, S. (2007). Testing for Time Series Linearity. *Econometrics Journal*, 149-165.
- Harvey, D., Leybourne, S., & Xiao, B. (2008). A Powerful Test for Linearity When the Order of Integration is Unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 1-22.
- Hepsağ, A. (2021). Testing for Cointegration in Nonlinear Asymmetric Smooth Transition Error Correction Models. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 50(2), 400-412.
- Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizlerinde Güncel Yöntemler (WinRATS Uygulamalı)*. İstanbul: DER Yayınları.
- Keenan, D. M. (1985). A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity. *Biometrika*, 39-44.
- Klasen, S., & Lamanna, F. (2009). The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
- Kutluay Şahin, D. (2022). Kadın İstihdamının Ekonomik Büyümeye Etkisi: Ampirik Bir Analiz. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 8 (2) 2022, 277-288.
- Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit Roots and Smooth Transitions. *Journal of Time Series Analysis*, 83-97.
- Luci, A. (2009). Female Labour Market Participation and Economic Growth. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 4(2), 97-108. <https://doi.org/10.1504/IJISD.2009.028065>
- McLeod, A. I., & Li, W. K. (1983). Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 269-273.
- Özdemir, B. S. (2016). Kadın İstihdamının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği (Master's thesis, Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü).
- Özdemir, S., Ersöz, H. Y., & Sarıoğlu, İ. (2006). İşsizlik Sorununun Çözümünde KOBİ'lerin Desteklenmesi. İstanbul: İTO Yayını.
- Petek, A. & Çelik, N. (2019). Kadın İş Gücü İstihdamı İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Türkiye-Seçilmiş AB Ülkeleri Açısından Karşılaştırmalı Nedensellik Analizi. İçinde: *İstihdam ve Büyüme Araştırmaları I* (Ed. Harun BAL). Ankara: Akademisyen Yayınevi.
- Rodríguez, A. V. (2018). Economic Growth and Gender Inequality: an Analysis of Panel Data for Five Latin American Countries. *CEPAL Review*, 2017(122), 79-106.
- Serel, H., & Özdemir, B. S. (2017). Türkiye'de Kadın İstihdamı ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15(3), 132-148.
- Thaddeus, K. J., Bih, D., Nebong, N. M., Ngong, C. A., Mongo, E. A., Akume, A. D., & Onwumere, J. U. J. (2022). Female Labour Force Participation Rate and Economic Growth in Sub-Saharan Africa: "a Liability or an Asset?". *Journal of Business and Socio-economic Development*, 2(1), 34-48. <https://doi.org/10.1108/JBSED-09-2021-0118>

Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity Tests for Time Series. *Biometrika*, 461-466.

TÜİK (2021). İstatistiklerle Kadın, 2021.  
<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Istatistiklerle-Kadin-2021-45635#:~:text=T%C3%9C%C4%B0K%20Kurumsal&text=Adrese%20Dayal%C4%B1%20N%C3%BCfus%20Kay%C4%B1t%20Sistemi,1'ini%20ise%20erkekler%20olu%C5%9Fturdu.>

TÜİK (2022). İşgücü İstatistikleri, Aralık 2022.  
<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Isgucu-Istatistikleri-Aralik-2022-49383>  
Erişim Tarihi: 12.02.2023.

Türlüoğlu, E. (2018). Kadın istihdam ve büyüme ilişkisi: Var modeli analizi. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(9), 59-68.

Tütüncü, A., & Zengin, H. (2020). E7 ülkelerinde kadın istihdamı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 16(1), 1-16.

Ustabaş, A., & Gülsoy, T. Y. (2020). The Relationships Between the Female Labor Force Participation Rate and Economic Development: A Correlation Analysis for Turkey. In *Proceeding International Conference on Eurasian Economies* (pp. 104-113).