



Received / Makale Geliş Tarihi 26.08.2023  
Published / Yayınlanma Tarihi 29.10.2023  
Volume / Issue (Cilt/Sayı) 7 (29 Ekim 100. Yıl Özel Sayısı)  
ss / pp 01-09

Research Article / Araştırma Makalesi  
10.5281/zenodo.10051516  
Mail: editor@pejoss.com

**Dr. Öğr. Üyesi Ebru Arıcıoğlu**

<https://orcid.org/0000-0001-8278-0167>

Mersin Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, Mersin / TÜRKİYE

ROR Id: <https://ror.org/04nqdw39>

**Dr. Öğr. Üyesi M. Murat Kutlutürk**

<https://orcid.org/0000-0001-8826-4163>

Mersin Üniversitesi Anamur Uygulamalı Teknoloji ve İşletmecilik Yüksekokulu, Mersin / TÜRKİYE

ROR Id: <https://ror.org/04nqdw39>

## Kadınların İşgücüne Katılım Oranın Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Örneği

### The Impact of Female Labor Force Participation Rate on Economic Growth: Example of OECD Countries

#### ÖZET

Ekonomik büyümenin birçok bileşeni bulunmaktadır. Bu bileşenlerden bir tanesi de kadın istihdamıdır. Bir ülkenin nüfusunun yaklaşık yarısını kadınlar oluşturmaktadır. Dolayısıyla kadınların işgücüne katılımının ve istihdamının önündeki engeller bir ülkenin ekonomik büyüme potansiyelini ve genel olarak toplumun hem bugünkü hem de gelecekteki refahını etkilemektedir. Bu makale kadınların işgücüne katılımı oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi OECD ülkeleri için ortaya koymayı amaçlamaktadır. Bu doğrultuda ilk olarak genel bir çerçeve çizilmiş, daha sonra ise ilgili literatüre yer verilmiştir. Kadın istihdamı ile ekonomik büyümeyi ortaya koyabilmek için analizde 1996-2021 dönemi kadın istihdamı ve GSYİH verileri yıllık olarak kullanılmış ve panel veri yöntemi kullanılarak tahmin yapılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Ekonomik büyüme, kalkınma, işgücüne katılım oranı

#### ABSTRACT

Economic growth has many components. One of these components is women's employment. Approximately half of a country's population consists of women. Therefore, obstacles to women's participation and employment in the labor force affect a country's economic growth potential and society's current and future welfare. This article aims to reveal the relationship between women's labor force participation rate and economic growth for OECD countries. In this regard, a general framework is first drawn, and then the relevant literature is included. To reveal economic growth in women's employment, women's employment, and GDP data for 1996-2021 are used annually in the analysis, and estimations are made using the panel data method.

**Keywords:** economic growth, development, labor force participation rate

#### 1. GİRİŞ

Ekonomik büyüme, bir ülkenin ekonomisinin, belirli bir zaman diliminde genellikle reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) olarak ölçülen, önceki dönemlere göre artış göstermesi durumunu ifade eder. Ekonomik büyüme sonucunda ülkedeki üretim, istihdam, gelir seviyeleri ve yaşam standardını artırmak amacıyla daha fazla mal ve hizmet üretmeye yönelik kapasitesi artmış olur.

İktisat literatüründe ekonomik büyümenin verimlilik artışı, teknolojinin gelişmesi, uluslararası ticaret, fiziki ve beşeri sermaye artışı, doğrudan yabancı sermaye yatırımları gibi çeşitli faktörlerin bileşimi ve sonucu olarak gerçekleştiği vurgulanmaktadır.

Ekonomik büyümenin kaynakları kadar sürdürülebilir olması da önem kazanmıştır. Diğer bir ifade ile ülkeler açısından önemli olan sadece yüksek ekonomik büyüme oranlarının gerçekleştirilmesi değil aynı zamanda çevresel ve sosyal faktörlerin de göz önünde bulundurulması önemli hale gelmiştir. Aksi takdirde aşırı kaynak tüketimi, çevresel bozulma ve gelir eşitsizliği gibi sorunlar ortaya çıkabilir. Bu nedenle, ekonomik büyüme, sürdürülebilirlik ve toplumsal refah göstergeleri ile dengelenmelidir.

Ekonomik büyümenin belirleyicilerinden biri olan beşerî sermaye artışında genellikle çoğu ülkede kadın istihdamının rolü erkek istihdamına göre daha sınırlı kalmaktadır. Bu durumun işgücü piyasasındaki düzenlemeler, uygulanan sosyal politikaların azlığı, gelenekler ve ülkenin gelişmişlik düzeyi gibi birçok faktör ile bağlantısı vardır. Dünyadaki birçok ülkede, kadın nüfusun toplam nüfusun yarısını oluşturmaktadır. Bu kadar büyük bir nüfusun atıl olarak kalmasının ve/veya ekonomide etkin bir şekilde kullanılmamasının ülkelerin ekonomik büyüme potansiyelinin sınırlı kalmasına neden olacağı aşikârdır. Oysaki kadınların işgücüne katılması, işgücü piyasasının çeşitlenmesine ve iş gücünün daha fazla beceri ve yetenekle donatılmasına katkıda bulunabilir. Bu da işverenler için daha nitelikli çalışanlar ve işgücünün daha etkili kullanımı anlamına gelir. Kadınların istihdamı, aile gelirlerini artırarak sağlık hizmetlerine ve iyi yaşam koşullarına erişimi iyileştirebilir, dolayısıyla kadınların ekonomik olarak güçlenmesi, ailelerinin sağlığını ve refahını artırabilir. Bu da daha sağlıklı ve müreffeh gelecek nesillerin yetişmesini sağlayacaktır. Dolayısıyla kadın istihdamını, cinsiyet eşitliğini teşvik etmek ve kadınların ekonomik olarak güçlenmelerine yardımcı olmak ekonomik büyüme için kritik bir faktördür. Kadınların işgücüne katılımının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini teorik açıdan iki farklı yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki; modern neoklasik yaklaşıma dayanan ve ekonomik kalkınmanın tüm aşamalarında kadın işgücüne katılımında bir artış olacaktır. İkinci yaklaşım olan “feminizasyon U” hipotezi ise büyümenin kadınların işgücü piyasasına katılımı üzerinde dışbükey bir etkisi olduğunu ileri sürmekte ve bu hipotez ekonomik kalkınma sürecinde kadın istihdamının kırılganlığını vurgulamaktadır. “Feminizasyon U” hipotezi kalkınmanın ilk aşamalarında ekonomik büyüme ilk olarak kadınların işgücü piyasasına katılımını azaltırken, daha ileriki aşamalarında artırmaktadır (Luci, 2009: 100).

İkinci bölümde ilgili literatürde yer alan kadın istihdamı ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalara yer verilmiştir. 3. Bölümde ise OECD ülkeleri, AB, Euro alanı, G-7 ülkelerinde kadın ve erkeklere yönelik işgücü piyasasına yönelik çeşitli göstergelere yer verilmiştir. Burada OECD ülkelerinin işgücü piyasası hakkında karşılaştırma yapma amaçlanmıştır. Sonrasında yapılan ekonometrik analiz yöntemi hakkında bilgi verilmiştir. Kadınların işgücüne katılımı ile ekonomik büyüme ilişkisi, 1996-2021 yılları için OECD ülkeleri kapsamında panel veri yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Sonuç bölümünde de yapılan panel veri analizinin sonucu doğrultusunda kadın istihdamı ile ekonomik büyüme ilişkisi değerlendirilerek politika yapıcılara tavsiyelerde bulunulmuştur.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Knowles vd. (2002) çalışmalarında neoklasik büyüme modelini kadın ve erkek eğitim düzeyini değişkenlerini ekleyerek 1960-1990 yılları aralığında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için tahmin etmişlerdir. Çalışmadan elde ettikleri sonuçlara göre kadın eğitiminin işgücü verimliliği üzerindeki etkisi pozitifdir, dolayısıyla kadınların eğitim düzeyinin artması ve bunlara yönelik uygulamalar uzun dönemli ekonomik büyümenin sağlayacak faktörler arasında yer almaktadır.

Tansel (2002), Türkiye’de kadınların işgücüne katılımı ile iktisadi kalkınma arasındaki ilişkiyi 67 il 1980, 1985 ve 1990 yılları için analiz etmiştir. Elde ettiği bulgulara göre kadınların işgücüne katılım oranı iktisadi kalkınma sürecinde U-biçimli bir eğri sergilemekte dolayısıyla ve “feminizasyon U” hipotezini doğrulamaktadır. Ayrıca çalışmadan elde edilen diğer sonuçlara göre; kadınların işgücüne katılım oranı üzerinde işsizliğin etkisi negatif iken, öğrenim durumunun etkisi pozitifdir. Ayrıca çalışmada gizli işsizlik hesaplamalarının şehirlerde kadın işsizlik oranının olduğundan eksik hesaplandığı ve ümidini yitirmiş işçi etkisinin kadınlarda yüksek olduğu vurgulanmaktadır.

Luci (2009), 184 ülke ve 1965 ile 2005 dönemi için “feminizasyon U” hipotezini test etmiştir. Elde ettiği analiz sonuçları “feminizasyon U” hipotezini doğrulamaktadır. Bu doğrultuda uzun dönemli ekonomik büyümenin sağlanabilmesi için özellikle kadınların işgücü piyasasına katılımını teşvik etmek için gelişmekte olan ülkelerde aktif işgücü piyasası politikalarına ihtiyaç vardır.

Tsani vd. (2013), Güney Akdeniz ülkelerinde kadınların işgücüne katılımı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ekonometrik sonuçlar, ekonomik büyüme ile kadınların işgücüne katılım oranları arasındaki U şeklindeki ilişki olduğunu doğrulamaktadır. Ayrıca Güney Akdeniz ülkelerine ilişkin simülasyon sonuçları, kadınların işgücüne katılım oranının daha düşük olmasının bölgedeki makroekonomik sonuçlar üzerinde etkisinin marjinal olabileceğini buna karşılık kadınların işgücü piyasasına girişinin önündeki engellerin kaldırılması ve katılımlarının artmasının ekonomik büyümeye önemli katkı sağlayabileceğini göstermektedir. Dolayısıyla, kadınların işgücüne katılımının önündeki bölgeye özgü engellerin kaldırılmasını amaçlayan politikaların yürütülmesi gerekmektedir.

Sevinç vd. (2016), çalışmasında ekonomik büyümenin sağlanmasında kadın işgücüne katılımın rolü araştırmış, yüksek ve üst orta gelirli ülkeler için 1990-2013 dönemi için mutlak ve koşullu yakınsama analizleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre her iki ülke grubunda da kişi başına düşen gelirin süreç boyunca arttığı, ayrıca kadın işgücüne katılım oranlarının yüksek gelirli ülkelerde ekonomik büyümeye olumlu yönde, üst orta gelirli ülkelerde ise olumsuz yönde etkilerde bulunduğunu ortaya koymuştur. Dolayısıyla üst orta gelirli ülkelerin yüksek gelirli ülkeler sınıfına yükselebilmesi için kadın işgücüne katılımı artıracak politikaların geliştirilmesi gerekliliği sonucu elde edilmiştir.

Choudhry ve Elhorst (2018), çalışmalarında 1960–2005 dönemi için 40 ülkede ekonomik kalkınma ile kadın işgücüne katılımı arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir ve çalışmalarının sonuçları “feminizasyon U” hipotezini desteklemektedir. Çalışmada düşük gelirli ülkelerin ilk önce dipten geçmeleri, sonra da gelişmiş ülkeler ile aralarındaki marjı ortadan kaldırmak için ısrarla mücadele etmeleri gerektiği vurgulanmaktadır. Düşük ve orta gelirli ülkeler, bu geçiş sırasında yüksek gelirli ülkeler tarafından benimsenen politikaları öğrenebilirler, uluslararası kuruluşlar ise bu politikaları kendilerine uyumlaştırma konusunda onlara yardımcı olabilir.

Kutluay Şahin (2022) ise çalışmasında 2009-2020 döneminde 31 Avrupa ülkesi için kadın istihdamı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmiş ve elde edilen analiz bulgularına göre kadın istihdamının ekonomik büyümeyi pozitif yönde önemli ölçüde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

### 3. ÇALIŞMANIN MOTİVASYONU VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Genel olarak konuya iktisadi açıdan bakılırsa en nesnel düzlemde kadınlar dünya nüfusunun yarısını oluşturmaktadır. Eğer bu değerli kaynak işgücüne tam katılımı sağlanırsa daha yüksek üretkenlik ve ekonomik büyümeye yol açabilir. Kadınların katılımının ekonomik büyümeyi nasıl etkilediğini anlamak, toplumsal cinsiyet eşitliğini teşvik etmenin faydalarına ilişkin politika geliştirilmesine yönelik anlayışın gelişmesine de katkı sağlayabilir.

Diğer yandan bu çalışmanın sonuçları, kadınların işgücüne katılımını üzerine daha geniş bir sosyo-kültürel bakış sağlayabilir. Eğer çalışmada kadınların işgücüne katılım oranını, GFCF (sermaye artışı) hesaba katıldıktan sonra bile GSYİH büyümesine olumlu katkı sağlıyorsa; politika yapımcıların toplumsal cinsiyet eşitliği, kadınlara daha fazla eğitim fırsatı sağlaması ve işyeri eşitsizliklerini ortadan kaldırması gibi politikaları savunmaları için güçlü bir argüman oluşturulabilir.

Bunlara ek olarak çok sayıda çalışma kadın işgücüne katılım oranı ile GSYİH büyümesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Ancak kontrol değişkeni olarak GFCF'nin eklenmesi önceki çalışmalara katkı sağlayacak şekilde daha kapsamlı bir ekonomik analiz yapılmasını sağlamaktadır. Hem beşeri sermayeyi (LFPR) hem de fiziksel sermayeyi (GFCF) hesaba katarak ekonomik büyümenin çok yönlü doğasını dikkate alınmış olmaktadır.

Son tahlilde, bu çalışma kadın işgücüne katılım oranının GSYİH büyümesi üzerindeki etkisini inceleyerek ve GFCF'yi kontrol değişkeni olarak modele dahil edilmesi nedeniyle, akademik literatüre katkıda bulunma, politika oluşturma sürecine katkıda bulunma ve toplumsal cinsiyet eşitliğinin daha geniş ekonomik kalkınma bağlamında önemini vurgulama fırsatı sunmaktadır.

### 4. AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada hedefimiz 1996'dan 2021'e kadar 38 OECD ülkesi için panel veriler kullanılarak, kadınların işgücüne katılımının (LFPR), GSYİH büyüme oranı üzerindeki etkisini analiz etmektir. Çalışmanın sağlıklı sonuçlar vermesi için modelde kontrol değişkeni olarak Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumunu (GFCF) eklenmiştir. Elde edilen panel veri Dünya Bankası Veri Bankasının, Dünya Kalkınma Göstergeleri sayfasından (World Development Indicators) alınmıştır (<https://databank.worldbank.org/>). Modele dâhil edilen bağımlı değişken GSYH büyüme oranı (yıllık yüzde), bağımsız değişken Kadınların İşgücüne Katılım Oranı, (15-64 yaş arası kadın nüfusun yüzdesi) ve son olarak kontrol değişkeni GSYH'nin yüzdesi olarak Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumudur (GFCF). Model 1996 ile 2021 yıllarını kapsamaktadır.

#### 4.1. Model

Yukarıdaki bilgiler ışığında oluşturduğumuz model aşağıda ifade edilmiştir.

$$GSYİH_{büyüme_{it}} = \beta_0 + \beta_1 LFPR_{kadin_{it}} + \beta_2 GFCF_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Burada:

-  $GSYİH_{büyüme_{it}}$ , i ülkesi için t yılındaki GSYİH büyüme oranıdır.

-  $LFPR_{kadin_{it}}$ , t yılında i ülkesi için kadın LFPR'dir.

-  $GFCF_{it}$ , t yılında i ülkesi için GSYİH'nin yüzdesi olarak GFCF'dir

-  $\mu_i$ , gözlemlenemeyen ülkeye özgü etkileri yakalar

-  $\varepsilon_{it}$ , hata terimidir

#### 4.2. Yatay Kesit Bağımlılığı

Breusch-Pagan LM ve Paseran CD testi vb., panel veri modellerinde yatay kesit bağımlılığını kontrol etmek için kullanılan modellerdendir. GFCF'nin kontrol değişkeni olarak dahil edildiği modelde, kadın LFPR'sinin GSYİH büyüme oranının üzerine etkisinin sürecinde regresyon sonrasında elde edilen artıkların (hata terimlerinin) panel veri setinde yer alan 38 ülkeye ilişkin veriler arasında korelasyon olup olmadığını test edilmek için bazı testler kullanılır. Aşağıdaki tabloda yatay bağımlılığa ilişkin yapıla test sonuçları özetlenmiştir. Bu süreçte GSYİH değişkeninin logaritması alınmıştır.

**Tablo 1.** Hata Terimlerine İlişkin Yatak Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Test	İstatistik	s.d.	Olasılık
Breusch-Pagan LM	9458.289	703	0.0000
Pesaran scaled LM	233.4951		0.0000
Bias-corrected scaled LM	232.7351		0.0000
Pesaran CD	20.58931		0.0000

Burada hipotezler şu şekilde oluşturabilir:

Boş Hipotez ( $H_0$ ): ülkeler arasında hata terimleri itibariyle bir yatay kesit bağımlılığı yoktur.

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ): ülkeler arasında hata terimleri itibariyle bir yatay kesit bağımlılığı vardır.

Breusch-Pagan LM ve Paseran CD de dâhil olmak üzere tüm istatistiklerin olasılık değerleri kritik değer olan alfa değerinden ( $p = 0,000 < \alpha = 0,05$ ) daha küçük olduğu için boş hipotezi kabul edilemez. Yani, boş hipotezinin reddedilmesi, 38 ülke genelinde hata terimlerinde yatay kesit bağımlılığına dair kanıtlar olduğu anlamına gelmektedir. Yani Breusch-Pagan LM testi, modelinizin artıklarında kesit bağımlılığı olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, bir ülkedeki gözlemlenemeyen şokların veya diğer faktörlerin başka bir ülkedekilerle ilişkili olabileceğini göstermektedir. Böyle bir durumda yani yatay kesit bağımlılığı mevcutsa ve hesaba katılmamışsa, regresyon katsayılarınızın standart hataları yanlış (biased) olabilir. Bu da modeldeki ilişkiler hakkında yanlış çıkarımlarda bulunulmasına yol açabilir.

#### 4.3. Homojenlik Testi

Pesaran ve Yamagata heterojenlik testi Pesaran & Yamagata (2008), bir panel veri modelindeki eğim katsayılarının yatay kesit birimleri arasında homojen bir yapı olup olmadığını test etmek için özel olarak tasarlanmıştır.

Boş Hipotez ( $H_0$ ): Eğim katsayıları yatay kesit birimleri arasında homojendir.

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ): Eğim katsayıları heterojendir.

**Tablo 2:** Eğim heterojenliğinin test edilmesi

	İstatistik	p-değeri
Delta Tilde	36.365	0.000
Delta Tilde adj.	39.533	0.000

Bu test istatistiğine dayanarak ( $p = 0,000 < \alpha = 0,05$ ) sıfır hipotezinin reddedilmesi, panelinizdeki yatay kesit birimleri arasında eğim katsayılarında önemli bir heterojenlik olduğunu göstermektedir. Yani, bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki ilişkinin ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Test sonucu, panelinizin yatay kesit birimlerindeki eğimlerde önemli heterojenlik olduğunu göstermektedir. Yani, kadınların işgücüne katılım oranının (LFPR) GSYH büyümesi üzerindeki etkisi ülkeler arasında farklılık gösterebilir. Heterojenliğin sebepleri kültürel farklılıklar, farklı gelişmişlik düzeyleri veya politika uygulamaları gibi faktörler olabilir. Çalışmada kullanılan verilerde i hem heterojenlik hem de değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edildiği için ikinci kuşak Pesaran Panel birim kök sınaması kullanmak uygundur.

#### 4.4. Birim Kök Sınama Sonuçları

PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components) testi, Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen bir panel birim kök testidir. Panic panel birim kök testi yatay kesit bağımlılığı varsa yapılabilmektedir. Panel verilerindeki durağanlığı ortak faktörler ve kendine özgü bileşenler olmak üzere iki kaynağa ayırma temeline göre tasarlanmıştır. PANIC testi, ortak faktörlerden kaynaklanan durağan olmama ile kendine özgü bileşenlerden kaynaklanan durağan olmama arasında ayırım yapılmasına olanak tanır. Eğer p-değeri ortak faktörlerde durağanlık olmadığını ancak kendine özgü bileşenlerde durağanlık olduğunu gösteriyorsa, bu durum ortak faktörlerin paneldeki durağanlığı oluşturduğunu göstermektedir. Tersine, eğer kendine özgü bileşenler durağan değilse (p-değerine göre) ancak ortak faktörler durağansa, bu durum bireysel, birime özgü unsurların durağanlığa yol açtığını göstermektedir.

Panic testinde hipotezler;

Boş Hipotez ( $H_0$ ): Seri birim kök taşır yani durağan değildir.

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ): Seri birim kök taşımaz yani durağandır.

**Tablo 3:** PANIC Panel Unit Root Test

Düzye	Sabitli		Sabit ve Trendli	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
<u>GSYİH</u>				
$Z_e^c$	11.1932	0.000***	9.3667	0.000***
$P_e^c$	213.9988	0.000***	191.4810	0.000***
<u>LFPR</u>				
$Z_e^c$	11.9665	0.172	7.5408	0.546
$P_e^c$	223.5327	0.167	168.9691	0.513
<u>GFCE</u>				
$Z_e^c$	-0.0215	0.508	1.6408	0.410
$P_e^c$	31.8284	0.475	34.1266	0.109
<u>Birinci Fark</u>				
<u>GSYİH</u>				
$Z_e^c$	18.4932	0.000***	18.4932	0.000***
$P_e^c$	304.0000	0.000***	304.0000	0.000***
<u>LFPR</u>				
$Z_e^c$	13.2345	0.000***	17.9135	0.000***
$P_e^c$	341.8761	0.000***	296.8519	0.000***
<u>GFCE</u>				
$Z_e^c$	5.9385	0.000***	2.5824	0.000***
$P_e^c$	79.5080	0.000***	52.6590	0.000***

$P_e^c$  is a Fisher's type statistic based on p-values of the individual ADF tests.  $Z_e^c$  is a standardized Choi's type statistic for large N samples. Maksimum ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır.

Probabilities are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* denote statistical significance at the 1, 5, and 10% level of significance, respectively.

Düşük p-değeri (tipik olarak  $< 0,05$ ): Sıfır hipotezini ret edilir. Bu durumda seride (veya bileşenlerinde) durağanlık vardır. Düzey GSYİH değişkeni hem sabit hem de sabit+trend için durağan çıkmıştır ( $p = 0,000 < \alpha = 0,05$ ). Ancak diğer değişkenler düzeyde her iki durum için de durağan çıkmamışlardır ( $p = 0,000 > \alpha = 0,05$ ). Ancak değişkenlerin ilk farkları alındığında hem sabit hem de sabit+trend için durağan oldukları gözlemlenmiştir ( $p = 0,000 < \alpha = 0,05$ ).

#### 4.5. Eşbütünleşme Analizi

Panel eşbütünleşme analizi bağlamında Hata Düzeltme Modeli (ECM) Kao & Chiang (2000) değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisini incelerken aynı zamanda kısa dönem dinamiklerini de hesaba katmak için kullanılır. Bu gruptaki testlerden Grup Tau ve Panel Tau uzun dönemli ilişkiden elde edilen hata terimleri üzerindeki bireysel birim kök testlerine odaklanmaktadır. Tau testleri Augmented Dickey-Fuller (ADF) testlerine benzer ancak panel bağlamındadır. Grup Alfa ve Panel Alfa ise uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimlerinin zaman serisi özelliklerini dikkate alır. Alfa testleri ECM'deki hata düzeltme testlerine benzemektedir. Burada hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır:

Boş Hipotez ( $H_0$ ): Eşbütünleşme yok (yani, uzun dönem denge ilişkisi yok).

Alternatif Hipotez ( $H_1$ ): Eşbütünleşme vardır.

**Tablo 4:** ECM (Error Correction Model) Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

Testler	Sabit			Sabit ve Trend		
	İstatistik	Asimptotik Olasılık	Bootstrap Olasılık	İstatistik	Asimptotik Olasılık	Bootstrap Olasılık
<b>Error Correction Model</b>						
Group Tau	-19.556	0.000***	0.000***	-19.484	0.000***	0.000***
Group Alpha	-22.397	0.000***	0.000***	-15.409	0.000***	0.005***
Panel Tau	-16.825	0.000***	0.000***	-16.515	0.000***	0.000***
Panel Alfa	-26.074	0.000***	0.000***	-17.211	0.000***	0.002***

**Not:** Bootstrap olasılık değerleri 1.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* değerleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlam seviyelerini göstermektedir.

Kritik olasılık değer olan p-değeri  $< 0,05$  ise sıfır hipotezini ret edilmesi anlamına gelmektedir. Yani eşbütünleşme lehine kanıt sağlar ve modelinizdeki değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olduğunu gösterir. Aksi durumda eşbütünleşme yani uzun dönemli bir ilişki olmadığını söyleyebilir.

Asimptotik olasılık değerleri, örneklem büyüklüğü sonsuza giderken test istatistiklerinizin belirli bir dağılıma yakınsayacağı varsayımına dayanır. Bootstrap olasılık değeri ise test istatistiği için bir dağılım oluşturmak üzere verilerinizi tekrar tekrar örnekleyerek ampirik olarak türetilir. Bu yöntem özellikle asimptotik dağılım karmaşık veya bilinmiyorsa kullanışlıdır.

Burada önemli bir bilgi de hem asimptotik hem de bootstrap olasılık aynı sonuca götürüyorsa sonuçların robust/güçlü olduğu kabul edilebilir olduğudur. Tablo 4'te hesaplanan olasılık değerlerinin hepsinin istatistik olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Yani elde edilen sonuçlar robust/güçlü bir şekilde uzun dönem bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Bu bağlamda eşbütünleşme analizi sonuçları değişkenlerin kısa vadede dengeden sapabilirken, uzun vadede birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Bu uzun dönemli ilişki ekonomik olarak anlamlı olabilir ve ECM bu dengeden sapmaların zaman içinde nasıl düzeltildiğine dair sezgisel bir yaklaşım sağlayabilir.

#### 4.6. Nedensellik Analizi

Canning ve Pedroni (2008) nedensellik testi, bir panel veri ortamında değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemek için kullanılır. Granger nedenselliğine dayanana Canning ve Pedroni testi panel veri setleri için geliştirilmiştir. Granger nedenselliği değişkenin geçmiş değerlerinin başka bir değişkeni tahmin etmeye yardımcı olup olamayacağını test eder. Tablo 5'te bu test istatistiğine ilişkin elde edilen bulgular özetlenmiştir.



**Tablo 5:** Canning ve Pedroni (2008) Nedensellik Testi Sonuçları

	LFPR $\nrightarrow$ GSYİH Wald	Olasılık	GSYİH $\nrightarrow$ LFPR Wald	Olasılık
<b>Fisher (Lamda Person)</b>	92.34459	0.00***	180.1752	0.09*
	GFCF $\nrightarrow$ GSYİH Wald	Olasılık	GSYİH $\nrightarrow$ GFCF Wald	Olasılık
<b>Fisher (Lamda Person)</b>	84.25548	0.24	245.4266	0.00***

**Not:** \*\*\*,\*\* ve \* değerleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlam seviyelerini göstermektedir.

LFPR'den GSYİH'ye (LFPR $\nrightarrow$ GSYİH) nedenselliğe bakıldığında, Wald İstatistiği, 92.34459 ve buna ilişkin olasılık (p-değeri)= 0.00 olarak belirlenmiştir. Bu nedenle  $\alpha = 0,05$  anlamlılık düzeyinden düşük olan p-değeri = 0,00 ile “LFPR'nin GSYH'ye Granger nedenselliğinin olmadığı” boş hipotezini reddedilir. Bu, LFPR'nin geçmiş değerlerinin GSYH'yi tahmin etmeye yardımcı olabileceğini ve LFPR'den GSYH'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla LFPR'den GSYH'ye doğru tek yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Bu, kadınların işgücüne katılım oranındaki değişikliklerin GSYH'deki değişiklikleri açıklamada tahmin gücüne sahip olabileceği anlamına gelmektedir.

GSYİH'dan LFPR'ye (GSYİH $\nrightarrow$ LFPR) nedenselliğe baktığımızda Wald İstatistiği, 180.1752, olasılık (p-değeri), 0.09 olarak hesaplanmıştır. Bu bağlamda  $\alpha = 0,05$  anlamlılık düzeyinden daha büyük olan 0,09'luk bir p-değeri ile “GSYH'nin LFPR'ye Granger nedenselliğinin olmadığı” boş hipotezi reddedilemez. Bu, GSYİH'nin geçmiş değerlerinin LFPR'yi tahmin etmede önemli ölçüde yardımcı olmadığını göstermektedir.

Sonuç olarak, Canning ve Pedroni nedensellik testi sonuçları, panel verilerinizde LFPR'den GSYH'ye doğru tek yönlü bir öngörücü ilişki olduğunu ve tersine dair önemli bir kanıt bulunmadığını göstermektedir. Bu durum, panelin yatay kesit birimlerinde kadınların işgücüne katılımı ile ekonomik çıktı arasındaki dinamikler hakkında değerli bilgiler sağlamaktadır.

İkinci olarak Canning ve Pedroni (2008) GSYİH ile Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu (GFCF) arasındaki ilişki için nedensellik testi yapmıştır.

GFCF'den GSYİH'ye ,(GFCF $\nrightarrow$ GSYİH), nedensellik analizine bakıldığında Wald İstatistiği: 84.25548 ve buna bağlı olasılık (p-değeri) 0.24 olarak hesaplanmıştır. Kritik değer olan  $\alpha = 0,05$  anlamlılık düzeyinden daha büyük olan p-değeri (0,24) ile “GFCF'nin GSYH'ye Granger nedenselliğinin olmadığı” boş hipotezi reddedilemez. Bu, GFCF'nin geçmiş değerlerinin GSYH'yi tahmin etmede önemli ölçüde yardımcı olmadığını göstermektedir. Bununla birlikte GSYİH'dan GFCF'ye (GSYİH $\nrightarrow$ GFCF) nedenselliği incelendiğinde, Wald İstatistiği, 245.4266 ve bununla ilgili olasılık (p-değeri) değerinin 0.00 olarak tespit edilmiştir. Hesaplanan p-değeri=0,00, anlamlılık düzeyi olan  $\alpha = 0,05$ 'den daha küçük olduğu için “GSYH'den GFCF'ye doğru bir Granger nedenselliğinin olmadığı” boş hipotezini reddedilemez. Bu, GSYH'nin geçmiş değerlerinin GFCF'yi tahmin etmeye yardımcı olabileceğini ve GSYH'den GFCF'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, GFCF'den GSYH'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu gösteren önemli bir kanıt ulaşılamamıştır. Bu da Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumundaki değişimlerin GSYİH'deki değişimleri istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde öncelemediği anlamına gelmektedir. Ancak GSYH'den GFCF'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu gösteren bulgulara ulaşılmıştır. Bu sonuç GSYH'deki değişikliklerin Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumundaki değişiklikleri açıklamada tahmin gücüne sahip olduğu anlamına gelmektedir.

Bu sonuçlar, GSYİH değişikliklerinin sabit sermaye yatırımlarını etkileyebildiğini göstermektedir. Yani bulgularımız ekonomiler büyüdükçe işletmelerin yatırım yapmaya daha meyilli olabileceği gerçeğini teyit etmektedir. Buna ek olarak GSYH'den GFCF'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu ve bunun tersine dair önemli bir kanıt bulunamaması, yatay kesit birimlerinde büyüme ve sabit sermaye yatırımları arasındaki farklı dinamikler olduğunu göstermektedir. Bu konu da daha derinlemesine yapılacak araştırmalara ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

## 5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada OECD ülkeleri için kadınların işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1996-2021 dönemi için panel veri yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre kadınların işgücüne katılımı ekonomik büyümeyi arttırmaktadır. Çalışmadan elde edilen bu bulgu Luci (2009), Tsani vd. (2013) ve Kutluay Şahin (2022) gibi literatürdeki birçok çalışma ile uyumludur. Ayrıca çalışmadan elde edilen diğer bir önemli bulgu da bu ilişkinin tek yönlü olduğu, diğer bir ifade ile kadınların işgücüne katılımından ekonomik büyümeye doğru olduğudur. Bu bulgu aslında az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için önemli bir yol haritası çizmektedir. Kadınların işgücüne katılımının önündeki engellerin, cinsiyetçi uygulamaların kaldırılmasının, eşit işe eşit ücret yaklaşımının benimsenmesinin ve kadınların işgücü piyasasına girişinin teşvik edilmesinin, eğitimde fırsat eşitliğinin önemini göstermektedir. Dolayısıyla ülkeler sürdürülebilir bir şekilde büyümeyi hedefliyorlarsa, kadınların işgücüne katılımını teşvik eden ve katılımının önündeki engelleri kaldıran politikalar tasarlamalıdır. Bu politikalar, ülkelere özgü olmalı ve daha da önemlisi bu politikalar hayata geçirilmelidir.

Bu makalede, kadınların işgücüne katılımı ile ilgili yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak GSYİH değişimi ile gayri safi sabit sermaye yatırımları arasındaki ilişki de analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre gayri safi sabit sermaye oluşumundaki değişimler GSYİH'deki değişimleri etkilememekte tam tersine GSYH'deki değişikliklerin gayri safi sabit sermaye oluşumundaki değişiklikleri etkilediği sonucu elde edilmiştir. Diğer bir ifade ile ekonominin büyümesi sabit sermaye oluşumunu teşvik etmekte, yatırımları arttırmaktadır. Bu durum aslında büyüme ve sabit sermaye yatırımları arasındaki farklı dinamikler olduğunu ve yatırımı teşvik eden güdülerin, motivasyonların derinlemesine araştırılması gerektiğini göstermektedir.

Gelecekte yapılacak çalışmalar, yatırımların özellikle sabit sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme olan ilişkisini ve bu ilişkinin dinamiklerini analiz edebilir ve bunu farklı ülke grupları için ortaya koyabilirler. Kadınların işgücüne katılımı ile ilgili olarak ise alt ülke gruplar oluşturularak ve bu grupların karşılaştırarak ülkeler arasındaki bu farklılıkların kaynaklarının araştırılması ve bu farklılıklara yönelik politikaların tasarlanması da daha sonraki çalışmaların konusu olabilir.

## KAYNAKÇA

- Bai, J., Ng, S., Tu, Y., Yao, Q., Zhang, R., Rafaty, R., Dolphin, G., Pretis, F., Conflitti, C., Luciani, M., Rodríguez, A. F., Valdés, M. N., Shahbaz, M., Khraief, N., Hammoudeh, S., Moon, H. R., Weidner, M., Heinemann, A., Colombier, C., . . . Fiess, N. (2004). A Panic Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177. <https://doi.org/3598781>
- Breusch, T. S., Pagan, A. R., Carrera, J., Gninnassoun, B., Mignon, V., Restout, R., Pervaiz, R., Faisal, F., Bhatia, A., Sharma, H. R., Njuki, E., Bravo-Ureta, B. E., Gonçalves, C., Andraz, G., Guerreiro, J., Fernandes, S., Salam, M., Iqbal, J., Hussain, A., . . . Montiel, I. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/2297111>
- Canning, d., & Pedroni, P. (2008). Infrastructure, Long-Run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels. *The Manchester School*, 76(5), 504-527. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2008.01073.x>
- Choudhry, M.T.&Elhorst, P. (2018). Female labour force participation and economic development. *International Journal of Manpower*, 39(7), 896-912. <https://doi.org/10.1108/IJM-03-2017-0045>
- Sevinç, H., Bozkurt, E. & Eroğlu Sevinç, D. (2016). Ekonomik büyümede kadın istihdamının rolü? Yakınsama temelli kanıtlar. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 17 (1), 57-69.
- Knowles, S., Lorgelly, P. and Dorian, O. (2002) Are Educational Gender Gaps a Brake on Economic Development? Some Cross-Country Empirical Evidence. *Oxford Economic Papers*, 54, 118-149. <https://doi.org/10.1093/oep/54.1.118>
- Luci, A. (2009). Female labor market participation and economic growth. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 4(2), 1-12.



- Kao, C. and Chiang, M.-H. (2001) On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, Baltagi, B.H., Fomby, T.B. and Carter Hill, R. (Editors.) in *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (Advances in Econometrics, Vol. 15 pp. 179-222), Emerald Group Publishing Limited, Bingley, [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15007-8](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15007-8)
- Kutluay Şahin, D. (2022). Kadın İstihdamının Ekonomik Büyümeye Etkisi: Ampirik Bir Analiz. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 8 (2), 277-288. DOI: 10.20979/ueyd.1135131
- Tansel, A. (2002). *İktisadi kalkınma ve kadınların işgücüne katılımı: Türkiye'den zaman-serisi kanıtları ve illere göre yatay kesit kestirimleri*. ERC Working Papers in Economics.
- Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., & Capros, P. (2013). Female labour force participation and economic growth in the South Mediterranean countries. *Economics Letters*, 120(2), 323-328. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.04.043>
- Pesaran, M. H. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*'. University of Cambridge Cambridge Working Papers in Economics 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H, & Yamagata, T. (2007). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>