

**Araştırma Makalesi**

**OECD ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Gelir Artışı ve İşgücüne Katılım Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünleşme Analizi**

*Relationship between Income Growth and Labor Force Participation in OECD and Emerging Countries: Panel Cointegration Analysis*

<b>Halil İbrahim KESKİN</b> Dr., Çukurova Üniversitesi. Balcalı Kampusu, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi. Ekonometri Bölümü. A-Blok. Sarıcam / ADANA <a href="mailto:hkeskin@cu.edu.tr">hkeskin@cu.edu.tr</a> , <a href="https://orcid.org/0000-0003-0839-609X">https://orcid.org/0000-0003-0839-609X</a>	<b>Emre AKSOY</b> Sorumlu Yazar, Doç. Dr., Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yahşihan Kampüs, Kırıkkale <a href="mailto:emreaksoy@kku.edu.tr">emreaksoy@kku.edu.tr</a> , <a href="https://orcid.org/0000-0003-3189-1427">https://orcid.org/0000-0003-3189-1427</a>
--	--

Makale Gönderme Tarihi	Revizyon Tarihi	Kabul Tarihi
17.01.2019	23.01.2019	26.01.2019

**Öz**

*Bu çalışma, farklı ekonomik yapıdaki ülkelerde, kişi başına gelirdeki değişimlerin kişilerin çalışma yönündeki isteğinin bir ifadesi olan işgücüne katılım oranlarını (İGKO) nasıl etkilediğini incelemektedir. Çalışmada, Yükselen Pazar ve OECD ülkelerinden oluşan iki ayrı ülke grubu için 1990-2015 yılları arası panel veri kullanılmaktadır. Panel eşbütünleşme testleri kişi başına gelir artışı ile işgücüne katılım arasında tüm ülkelerde uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Fakat OECD ülkeleri ve gelişmekte olan pazar ülkelerinde bu ilişkinin yönü farklıdır. Gelişmekte olan pazar ekonomilerinde, kişi başına gelir artışı, kadın ve erkeklerin işgücüne katılım oranlarını pozitif yönde etkilerken, OECD ülkelerinde bu etki negatif yöndedir. Tüm ülkelerde kişi başına gelirdeki artışlar, kadınları erkeklere kıyasla daha fazla işgücü piyasasında tutmaktadır. Kişi başına gelirin artması durumunda, yükselen Pazar ülkelerinde kadınların işgücüne katılım oranı, erkeklere kıyasla daha fazla artarken, OECD ülkelerinde kadınların işgücüne katılımı, erkeklere göre daha az düşüş göstermektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** İşgücüne Katılım, Kişi Başına Gelir, Panel Veri, Panel Eşbütünleşme, Panel Birim Kök Testi

**Jel Kodu:** J21, J22, C23, C33

**ABSTRACT**

*This study examines how per capita income (PCI) changes in countries with different economic structures affect labor force participation rates (LFPR), which is an expression of people's desire to work. In the study, panel data is used for two different countries groups consisting of emerging market and OECD countries, covering the years 1990-2015. Panel cointegration test results show a long-term relationship between PCI growth and LFPR in all countries. However, the direction of this relationship is different in OECD and emerging countries. While the increase in PCI in emerging market economies positively affects the women's and men's LFPR, this effect is negative in OECD countries. Increases in PCI in all countries keep women in the labor market more than men. In the case of rising PCI, the LFPR of women in emerging market countries increases more than men, while in the OECD countries women's LFPR decreases less than men's LFPR.*

**Keywords:** Labor Force Participation, Per Capita Income, Panel Data, Panel Cointegration, Panel Unit Root Test

**Önerilen Atıf / Suggested Citation**

Keskin, H. İ., Aksoy, E., 2019. OECD ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Gelir Artışı ve İşgücüne Katılım Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünleşme Analizi, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 54(1), 1-20

*Jel Code: J21, J22, C23, C33*

## 1. Giriş

Ekonomilerin istikrarlı büyüme trendi yakalayabilmesinin ardındaki en önemli unsurlardan biri, işgücünün üretim sürecine etkin biçimde katılabilmesi ve bunun da ötesinde yüksek katma değer sağlayabilmesidir. İşgücü piyasalarının durumu bir ekonominin işleyişi ve gelecekteki konumu açısından da önemli ipuçları sunar. Bu nedenle işgücü piyasalarına ilişkin göstergeler ekonomileri değerlendirmek ve potansiyellerini analiz etmek açısından öncelik taşır. Ayrıca söz konusu göstergeler sadece ekonomik anlam içermez, sosyal dinamiklere ilişkin bilgileri de yansıtır, bu yönü ile işgücü piyasaları diğer piyasalardan oldukça farklıdır.

İşgücü piyasalarının nabzını tutmak açısından önce çıkan göstergenin, işsizlik oranları olduğu söylenebilir. Fakat işsizlik oranları tek başına değerlendirilmemelidir. En az işsizlik oranları kadar önemli bir diğer gösterge de işgücüne katılım oranlarıdır. Çünkü işgücüne katılım oranları, işsizlik oranlarını belirleyen unsurlardan biridir. İşgücüne katılmayanlar işsiz olarak kabul edilmezler. İş bulmaktan umudunu kesmiş kesimlerin, belli dönemlerde işgücüne katılmamaları işsizlik oranlarının düşük görünmesine neden olabilir. Bunun yanında işgücüne katılımında görülen artışlar, iş olanaklarında artış olmaması halinde, işsizlik oranlarını hızla yukarı çekebilir. Bir başka anlatımla işsizlik oranlarını analiz edebilmek için işgücüne katılım oranlarını da izlemek gereklidir.

İşgücüne katılım sadece işsizlik oranlarını sağlıklı analiz etmek açısından anlam ifade etmez, aynı zamanda işgücü piyasasının işleyişi, emek sahiplerinin üretim sürecine katılma isteklerini de yansıtır. İşgücüne katılanların yaş, eğitim ve cinsiyet konusundaki dağılımları işgücünün yapısal özellikleri hakkında bilgi verir. Ayrıca işgücüne katılımı etkileyen faktörler, bir ülkenin en değerli üretim faktörü olan emeğin üretim sürecine katılması ardında yatan unsurları yansıtmaları açısından da önem taşır. Ancak bu bilgiler ekseninde, işgücünü istihdam piyasasına çekmeye yönelik doğru politikalar üretilebilir.

İşgücüne katılım, basitçe kişilerin çalışma yönündeki istek ve arzularının göstergesidir. Çalışmayı istemek, iş arayışına girmek ya da istihdam olmak aynı zamanda sahip olunan gelir ile de yakından ilgili bir durumdur. Diğer yandan istihdam olmanın da bir fırsat maliyeti vardır. İstihdam olan kişinin hayatının belirli bir bölümünü çalışmak için ayırmak zorunda olması yanında, enerjisinin de belirli bir bölümünü yaptığı iş için kullanmak zorundadır. Özetle işgücü piyasası fırsat maliyetleri barındırır, işsiz olmak ve ya bir işte çalışıyor olmak bireyin hayatını radikal biçimde değiştirir. İşgücüne katılım ülkelerin ekonomik yapıları dışında demografik, sosyal ve kültürel faktörlerden de etkilenir. Erkek ve kadınların işgücüne katılıma ilişkin davranışları kültür ve sosyal dinamiklere ile bağlantılı olarak farklılık arz edebilir. Aynı zamanda, iş bulma umudu, beklenen gelir, işgücü piyasası kurumları, ortalama yaşam süresi ve nüfusun ortalama yaşı gibi faktörler de işgücüne katılım üzerinde etkilidir.

Bu çalışma, farklı ekonomik düzeyde bulunan ülkelerde, kişi başına gelirlerindeki değişimlerin, kişilerin çalışma yönündeki isteğinin bir ifadesi olan işgücüne katılım oranlarını nasıl etkilediğini incelemektedir. Bu kapsamda iki farklı gelir düzeyindeki ülke grubu karşılaştırılmıştır. Eğer kişi başına gelir artışındaki değişimler işgücüne katılım üzerinde bir etkiye sahipse, söz konusu etki farklı yapıda ve refah düzeyindeki ülkeler için benzer midir? Ya da bu ilişki yakın gelir düzeyindeki ülkeler açısından benzer ve farklı gelir düzeyindeki ülkeler için değişiklik arz eder mi? Soruları yanıtlanmaya çalışılacaktır. Bu soruların yanıtları, ekonomide işgücüne katılımı etkileyen unsurları anlamak ve bu amaçla işgücü piyasasına yönelik politikalar üretmek açısından anlamlıdır. Çalışmada, yukarıda değinilen soruların cevapları araştırmadan önce, konuya ilişkin literatüre değinilecektir. Daha sonra veri seti model ve yöntem tanıtılacaktır. Ardından bulgular raporlanacak ve sonuç bölümünde elde edilen bulgular değerlendirilecektir.

## 2. Literatür

İktisat yazınında yer alan işgücüne katılım oranları ile ilgili çalışmalar incelendiğinde, literatürün oldukça zengin olduğu görülmektedir. Söz konusu çalışmalar; ekonomik krizler, farklı yaş gruplarının eğilimleri, eğitim düzeyi, demografik etmenler ve uygulanan politika ile teşvikler gibi birbirinden farklı çok sayıdaki faktörü ele almıştır. Bu çalışmaların değişik faktörlerin işgücüne katılım oranları üzerindeki etkilerini, değişik ülke ve dönemler için araştırmış olduğu görülmektedir. Ayrıca bu makalede olduğu gibi cinsiyet farkı ve gelir değişimleri ile ekonomik büyümenin, işgücüne katılım oranları üzerindeki etkilerini de inceleyen araştırmaların da olduğu görülmüştür. Konuya ilişkin çalışmaların farklı yöntemler kullanılarak gerçekleştirilmiş olduğu izlenmektedir. Literatür hazırlanırken bu çalışma ile benzer konudaki araştırmalar arasından öne çıkanlar dikkate alınmıştır. Aşağıda, adı geçen çalışmaların bulguları kronolojik sıra ile değerlendirilmiştir.

Michael, 1985 yılında gerçekleştirdiği çalışmasında, OECD ülkelerinde kadınların işgücüne katılımlarının, çocuk sahibi olmalarından etkilendiğini göstermiştir. Daha önemlisi, çalışmaya göre çocuk sahibi olmak işgücüne katılım ile pozitif yönde bir ilişkiye sahiptir. Killingworth ve Heckman, 1985 yılında yaptığı çalışmada batı ülkelerindeki kadın işgücüne katılımı araştıran çok sayıdaki ampirik incelemeyi bir arada ele alarak sonuçlarını değerlendirmiştir. Buna göre, evli kadınların işgücüne katılım oranlarında artış olduğu vurgulanmıştır. Yukarıda değinilen iki çalışma benzer bulgulara sahiptir. Bu çalışmalara göre gelişmişlik düzeyi yüksek olan batı ülkeleri ve OECD ülkelerinde kadınlar için evli ve çocuk sahibi olmak işgücüne katılımı pozitif yönde etkileyen faktörlerdir.

Yukarıdaki çalışmalar ile aynı yıl gerçekleştirilen Gustafsson ve Jacobsson'ın çalışması, İsveç'te kadın erkek arasındaki ücret farklarındaki azalmanın kadınların işgücüne katılım oranlarını artırdığını rapor etmiştir. Konuya ilişkin bir başka çalışma yine 1985 yılında Shimada ve Higuchi tarafından Japonya için yapılmıştır. Bu araştırmaya göre kadınların eğitim düzeylerindeki ve ücretlerindeki artış kadın istihdamındaki artış ile önemli derecede ilişkilidir. Bu çalışmaların bulguları, gelişmiş ülkelerde, cinsiyete ayrımcılığı ve ücret farklılıklarının, işgücüne katılım ve istihdam oranlarını azaltarak kadınları işgücü piyasasından dışladığını işaret etmektedir.

Literatür incelendiğinde ilerleyen yıllar ile beraber, kadınların işgücüne katılımını araştıran çok sayıda araştırma yapılmaya başlanmış olduğu görülmekle beraber bu gibi çalışmaların farklı ülke grupları için farklı biçimlerde çok sık tekrarlanmış olduğu ve ülkelere göre farklı sonuçlara ulaştığı dikkat çekmektedir. Örneğin, Psacharopoulos ve Tzannatos 1993 tarihli çalışmasının bulguları, farklı ülkeler için yukarıda değinilen Michael ile Killingworth ve Heckman'ın çalışmalarındaki bulgulardan farklı sonuçlara işaret etmektedir. Bu çalışmaya göre, kadın işgücünün çocuk sahibi ve evli olması, araştırmaya konu olan on beş Latin Amerika ülkesinde kadınların işgücüne katılım oranlarının azaltıcı etkiye sahiptir. Söz konusu bulgu kadınların çocuk sahibi olması ile işgücüne katılımları arasındaki ilişkinin farklı ülkeler için farklı yönde olduğunu göstermesi adına dikkate değerdir. Bunun yanında Shimada ve Higuchi'nin çalışmasındaki bulgulara benzer olarak, Tansel'in 2002 yılında Türkiye için yaptığı çalışma, ekonomik büyüme ve eğitimin kadın işgücüne katılımı üzerinde önemli olumlu etkisinin olduğunu ortaya koymuştur. Bu faktörlerin yanında teknoloji ve yaşam koşullarındaki değişim, işgücüne katılımı etkilediğine yönelik araştırmalar da vardır. Greenwood, Seshadri, ve Yörükoğlu 2005 yılında gerçekleştirdikleri çalışmada ev işlerini kolaylaştıran beyaz eşyaların insan hayatına girmesi ile evli kadınların işgücüne katılım oranlarının artırdığını rapor etmektedir.

Literatür incelendiğinde, 2007 yılında Blau ve Kahn'ın ABD için yaptığı çalışmanın, bu makale çalışması ile yakın konuyu araştırmış olduğu görülmektedir. Çalışmanın bulguları, ABD'de ücretlerdeki artışların, kadın işgücüne katılım oranları üzerindeki etkisinin, erkek işgücüne katılım oranları üzerindeki etkisine kıyasla daha az olduğunu göstermektedir. Bu sonuca göre, ABD gibi gelişmiş bir ekonomide ücret artışları göz önüne alındığında, işgücüne katılım açısından kadınlar erkeklere göre daha az duyarlılık arz etmektedir. Literatür araştırıldığında bu

makale çalışmasına, Blau ve Kahn'ın çalışması dışında konu açısından yakın çalışmaların olmadığı görülmektedir.

Yıldırım ve Doğrul'un 2008 tarihli Türkiye için gerçekleştirdiği çalışmada da yukarıda daha önce yer verilen, Michael'in 1985 tarihli çalışmasına yakın bulgulara ulaşmıştır. Yıldırım ve Doğrul'a göre çocuk sahibi olmanın ek maliyetlere yol açması nedeni ile kadınların işgücüne katılımını düşürmediğini ileri sürmüştür. Falzone'nin ABD için 2010 yılında yaptığı araştırmaya göre, kadınların işgücüne katılmamasının iki önemli nedeni vardır. Bunlar, eşlerinin kazancı ve sahip oldukları çocukların yaşındır. Buna karşın eğitim düzeyi diğer pek çok çalışmada da benzer raporlandığı gibi Falzone'nin çalışmasında da kadın işgücüne katılımı artıran bir faktör olarak belirtilmiştir.

Michael'in 1985 yılında yaptığı çalışmanın bulgularının tersi yönde sonuçlar, Mishra vd. 2010 yılında G-7 ülkeleri için yaptıkları çalışmada ortaya çıkmıştır. Söz konusu çalışmanın bulgularına göre kadınların işgücüne katılımı ile doğurganlık oranları arasında uzun dönemli ters yönlü bir ilişki vardır. Ayrıca adı geçen çalışmada kadınların eğitimi olması, eşlerinin gelir düzeyi ile işi ve bunun yanında kadınların çocuk sahibi olması da kadın işgücünü etkileyen faktörler arasındadır. Tsani vd. 2012 yılında Güney Akdeniz ülkeleri için gerçekleştirdikleri çalışmada kadınların işgücüne katılım oranları ve güney Akdeniz ülkelerinde ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bulgulara göre, ekonomik büyüme oranlarının artması, kadınların işgücüne katılım oranlarını artırma yönünde etkiye sahip olabilir. Üçler ve Kızılkaya'nın 2014 yılında Türkiye için yaptıkları çalışmada demografik unsurların etkileri incelenmiştir. Bulgulara göre Türkiye'de kadınların işgücüne katılımı ile boşanma arasında pozitif yönde bir ilişki varken, çocuk sahibi olma ile kadınların işgücüne katılımı arasında negatif yönlü bir ilişkinin olduğu rapor edilmiştir.

Literatür incelendiğinde işgücüne katılımı etkileyen çok sayıda faktörün incelenmiş olduğu görülmektedir. Özellikle kadınların işgücüne katılımını etkileyen unsurların daha çok araştırılmış olduğu dikkat çekmektedir. Bunun yanında araştırmaların bulgularının tutarlılık arz etmediği görülmektedir. Bu durumun çalışmaların farklı ülkeler ve dönemler için yapılmış olduğundan kaynaklandığı düşünülebilir. Dolayısıyla bu sonuçlar ülkelerin sahip olduğu dinamiklerin işgücüne katılımı farklı şekillerde etkileyebileceği sorusunu da gündeme getirmektedir. Ayrıca literatürde, gelir artışı özelinde işgücüne katılımında yükselen piyasa ülkeleri ile OECD ülkeleri arasında bir farklılık olup olmadığını araştıran bir çalışmaya rastlanmamıştır.

### 3. Veri Seti ve Model

Bu çalışma tasarlanırken farklı ekonomik yapıdaki ülke grupları için işgücüne katılım ile kişi başına gelir artışları arasındaki ilişkiyi, kadınlar ve erkekler açısından analiz etmek hedeflenmiştir ve bu amaç ile iki farklı ülke grubu oluşturulmuştur. Birinci grup ülkeler olarak, ABD Ticaret Bakanlığı tarafından, ABD ihracatının yönelmesi gereken ve istihdam artışına katkı sağlayacak ülkeler grubu olarak tanımlanan en büyük on yükselen pazar olarak tanımlanan ülkeler dikkate alınarak seçilmiştir. Bu ülkeler, Arjantin, Brezilya, Çin, Hindistan, Endonezya, Meksika, Polonya, Güney Afrika, Güney Kore, Türkiye'dir.

Ülke grupları oluşturulurken ikinci grupta 23 OECD ülkesine yer verilmiştir. İkinci grupta yer alan ülkeler seçilirken, 1990 sonrasında OECD ye katılan ülkeler ile yükselen piyasa ekonomileri olarak tanımlanan ülkeler kişi başına gelir açısından daha düşük ekonomik gelişmişlik düzeyine sahip olmaları nedeni ile OECD ülkeleri grubu içerisinden çıkarılmıştır. Bu kapsamda farklı ekonomik gelişmişlik düzeyine sahip iki ülke grubu elde edilerek karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu ülke grupları, OECD ülkeleri ile gelişmekte olan yükselen pazar ülkeleri olarak tanımlanan ülkelerdir. Yükselen Pazar ve OECD ülkelerinden oluşan iki ayrı ülke grubu için 1990-2015 yıllarına ait panel veri yardımıyla, kişi başına gelirdeki artış ile işgücüne katılım oranı, kadın ve erkek için, aşağıda belirtilen iki ayrı model çerçevesinde incelenmiştir.

$$LPF_{it} = \beta_{0it} + \beta_{it}GDPGR_{it} + u_{it}$$

$$LPM_{it} = \beta_{0it} + \beta_{it}GDPGR_{it} + u_{it}$$

Burada GDPGR: kişi başına gayri safi yurt için hasıladaki büyüme oranını, LPF ve LPM sırasıyla 15 yaş üzeri kadın ve erkek için işgücüne katılım oranını göstermektedir. Çalışmada kullanılan verilerin tümü dünya bankası veri tabanından elde edilmiştir.

#### 4. Yöntem

Çalışmada ilk aşamada uygun yöntemin belirlenmesi için yatay kesit bağımlılığı ve eğitim parametresinin homojenliği araştırılmıştır. Uygun birim kök testi belirlendikten sonra serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Durağanlık sonucuna göre eş bütünleşme analizi gerçekleştirilmiştir. Son olarak, uygun tahminci ile uzun dönem ilişki tahmin edilmiştir.

##### 4.1. Yatay Kesit Bağımlılığının Testi

Çalışmada, öncelikle, değişkenlerin durağanlığı panel birim kök testleriyle incelenecektir. Fakat panel birim kök testlerinin varsayımlarına ilişkin iki alternatif durum ortaya çıkmaktadır. İlk nesil panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığının var olmadığı varsayımı altında geliştirilmişken, ikinci nesil birim kök testleri ise yatay kesit bağımlılığının var olduğunu varsaymaktadır. Panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılığının dikkate alınması gerektiğini Robertson ve Simons (2000), Anselin (2001), Pesaran (2004) çalışmaları ile ortaya koymuşlardır (Breusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bunun yanında, Phillips ve Sul (2003) çalışmasında, yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmamasının etkin olmayan tahminler verdiğini göstermektedir.

Yukarıda belirtildiği gibi çalışmada OECD ülkeleri ve gelişmekte olan ülkeler ayrı ayrı ele alınmaktadır. Dolayısıyla bu iki ülke grubu için yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmelidir. Yatay kesit bağımlılığı test edilirken, panel verinin birim boyunun zaman boyutundan büyük olduğu durumda Friedman (1937), Frees (1995) ve Pesaran (2004) yatay kesit bağımlılığı testleri, zaman boyutu birim boyutundan büyük olduğunda ise Breusch ve Pagan (1980), Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) veya Lagrange Çarpanı (LM) testleri tercih edilmektedir. Her iki boyutun da büyük olduğu durumda ise Pesaran (2004) Cross-Section Dependence (CD) testi tercih edilmektedir. Çalışmada zaman boyutu birim boyutundan büyük olduğu için yatay kesit bağımlılığının varlığı Breusch ve Pagan (1980), Pesaran's CD (2004) ve Pesaran, Ullah, Yamagata (2008) testleri yardımıyla incelenecektir.

##### 4.1.1. Breusch ve Pagan (1980) Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Breusch ve Pagan (1980) testinde  $N$  sabitken,  $T \rightarrow \infty$  durumlarında kalıntıların korelasyon katsayılarını temel alan bir Lagrange Çarpanı (LM) testidir. LM test istatistiği: ise aşağıdaki biçimde hesaplanmaktadır.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{N(N-1)/2}$$

Yukarıda  $\hat{\rho}_{ij}^2$   $i$ . ve  $j$ . birimleri arasında anlık korelasyonu göstermektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\rho}_{ij}^2 = \hat{\rho}_{ji}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)}$$

Burada  $e_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_i' x_{it}$  yardımıyla hesaplanmaktadır.

Lagrange Çarpanı (LM) testinin sıfır hipotezi,  $H_0 : \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0$  (yatay kesit bağımlılığı yoktur) biçimindedir.

#### 4.1.2. Pesaran's CD (2004) Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Breusch ve Pagan (1980) testi,  $N$  sabitken,  $T \rightarrow \infty$  durumunda geçerli bir testtir. Ancak bu test  $N$  büyük,  $T$  ise sonlu olduğu durumda, tutarlılık özelliğini kaybetmektedir. Bu nedenle Pesaran (2004) çalışmasıyla aşağıdaki alternatif test istatistiğini önermiştir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right)$$

Dolayısıyla  $N \rightarrow \infty$  ve  $T$  yeterince büyük olması durumunda, yatay kesit bağımlılığı olmadığı belirten boş hipotez altında  $CD \sim N(0,1)$  dağılımında uymaktadır. Boş hipotezin reddedilmesi durumunda birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığına karar verilmektedir (Pesaran, 2004).

#### 4.1.3. Pesaran, Ullah, Yamagata (2008) Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Breusch ve Pagan (1980) testi, grup ortalaması sıfır ve bireysel ortalamanın ise sıfırdan farklı olduğu durumda sapmalı sonuçlar verecektir. Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmiştir. Test istatistiği aşağıdaki gibi verilmektedir.

$$LM_{adj} = \left( \frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N \left[ \hat{\rho}_{ij}^2 \left( \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij}^2 - \hat{\mu}_{Tij}}{v_{Tij}} \right) \right] \sim N(0,1)$$

Yukarıda yer alan  $\hat{\mu}_{Tij}$  ortalamayı ve  $v_{Tij}$  varyansı temsil etmektedir. Bu test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılım gösterecektir. Testin hipotezleri ise aşağıdaki gibi verilmektedir.

$$H_0 : \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad \text{tüm } t \text{ 'ler için}$$

$$H_1 : \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0 \quad \text{tüm } t \text{ 'ler ve } i \neq j \text{ için}$$

$H_0$  hipotezinin  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde reddedilmesi paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğuna işaret etmektedir (Pesaran vd., 2008).

Bu çalışmada uygun birim kök testinin belirlenmesi için öncelikle yatay kesit bağımlılığının varlığı, Breusch ve Pagan (1980), Pesaran's CD (2004) ve Pesaran Ullah, Yamagata (2008) testleri yardımıyla test edilmiştir.

#### 4.2. Delta Heterojenlik Testi

Panel veri analizinde uygun birim kök ve eşbütünleşme testlerinin belirlenmesinde, homojenlik önemlidir. Dolayısıyla çalışmada delta testi kullanılarak eğim parametresinin homojenliği araştırılmıştır. Delta testine ait test istatistiği aşağıda verilmiştir (Pesaran ve Yamagata, 2008).

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right)$$

Eğim parametrelerinin homojenliğini gösteren boş hipotez altında, hata terimleri normal dağılırken, Delta test istatistiği standart normal dağılmaktadır. Küçük örnekler için düzeltilmiş delta test istatistiği geliştirilmiştir.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{Z}_{jt})}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{Z}_{jt})}}$$

$E(\tilde{Z}_{jt})$  ve  $\text{Var}(\tilde{Z}_{jt})$  sırasıyla  $k$  ve  $2k(T-k-1)/T+1$ 'i ifade etmektedir.

### 4.3. Panel Birim Kök Analizi

Panel birim kök analizinde, yatay kesit bağımlılığı olup olmaması durumuna göre farklı birim kök testleri geliştirilmiştir. Birinci nesil birim kök testleri olarak adlandırılan testler yatay kesit bağımlılığını dikkate almazken, ikinci nesil birim kök testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate alabilmektedir. Birinci nesil testler ise yatay kesitlerin homojen ya da heterojen olması durumuna göre ikiye ayrılmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Breitung ve Das (2005) ve Hadri (2000) homojenlik varsayımına dayanırken, Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) heterojenlik varsayımına dayanmaktadır. İkinci nesil birim kök testleri ise genel olarak üç farklı yaklaşıma dayanmaktadır. Bunlar sırasıyla Maddala Wu (1999) tarafından önerilen bootstrap, Bai ve Ng (2004) çalışmasında ortaya konulan faktör analizi ve Pesaran (2007) çalışmasıyla önerilen vekil değişkenler yaklaşımlarıdır. Çalışmada yatay kesit bağımlılığı testi sonucuna göre Pesaran (2007) panel birim kök testi kullanılmıştır.

#### 4.3.1. Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi

Pesaran (2007) çalışmasıyla yatay kesit bağımlılığını yok etmek için vekil değişkenler yöntemini önermektedir. Bu yöntem, ADF birim kök testinin gecikmeli yatay kesit ortalamaları ile genişletilmiş halini kullanmaktadır. Ayrıca bu regresyonun birinci farkı birimler arası korelasyonu yok etmektedir. Söz konusu yaklaşıma “Yatay Kesit Genelleştirilmiş Dickey Fuller (CADF)” denilmektedir (Tatoğlu, 2013 s.223). Pesaran (2007) birim kök testi için aşağıdaki regresyon denklemi ele alınmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + u_{it}$$

Yatay kesit bağımlılığını dikkate almak için hata terimi aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$u_{it} = \gamma f_t + \varepsilon_{it}$$

Yukarıda yer alan  $f_t$  değişkeni gözlenemeyen faktörleri ifade etmektedir ve durağan olduğu varsayılmaktadır. Bu testte modeldeki yatay kesit bağımlılığı gözlenmeyen faktörlerden kaynaklanmaktadır ve gözlenmeyen ortak faktör yerine modele  $\Delta \bar{y}_{it}$  ve  $\bar{y}_{i,t-1}$  eklenerek yatay kesit ortalamalarını vekil olarak modele katılmaktadır. Hata teriminde ya da faktörde otokorelasyon olmaması durumunda CADF regresyonu aşağıdaki gibi olmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i' y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it}$$

Yukarıdaki denklemde yer alan  $\bar{y}$  tüm N gözlemlerin zamana göre ortalamasıdır. Hata teriminde ya da faktörde otokorelasyon olması durumunda denkleme  $Y_{it}$  ve  $\bar{Y}_{it}$  'nin birinci derece farklarının ilave edilerek denklem genişletilir.

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=0}^p \beta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{i,t}$$

Burada  $p$  gecikme uzunluğu, her bir birey için ayrı ayrı ADF birim kök testinden elde edilen gecikme uzunluklarının ortalaması olarak ve tüm bireyler için ortak belirlenmektedir. Gecikme uzunluğu bilgi kriteri ya da ardışık testlerle seçilebilmektedir. CADF regresyonunu tahmin ettikten sonra,

Aşağıda yer alan CIPS istatistiğini hesaplamak için gecikmeli değişkenlerin t-istatistiklerinin ortalamaları alınmaktadır.

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i$$

CIPS istatistiği normal dağılıma uymamaktadır. Pesaran (2006) çalışmasında kritik değerler çeşitli T ve N değerleri için hesaplanmıştır.

#### 4.4. Panel Eşbütünleşme Testi

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak için uygun panel eşbütünleşme testinin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada ele alınan tüm seriler heterojendir. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığı bulunmaktadır. Dolayısıyla, çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan heterojen paneller için geliştirilmiş Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testinin uygulanmasına karar verilmiştir.

##### 4.4.1. Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi

Westerlund (2007) testi iki veya daha fazla değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin test edilebilmesi için hata düzeltme modeline dayanan bir eşbütünleşme testidir. Bu test zaman serileri için geliştirilen Banerjee, Dolado ve Mestre (1998) eşbütünleşme testinin panel veri için genişletilmiş halidir.

$$\Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it}$$

Bu testte tüm serilerin aynı dereceden ve birinci farkı alındığında, I(1), durağan olduğu varsayılmıştır. Burada  $\lambda'_i = -\alpha \beta'_i$  olarak tanımlanır. Bu modelde  $\alpha_i$  EKK yöntemi ile tahmin edilir.  $\alpha_i < 0$  ise  $y_{it}$  ve  $x_{it}$ 'nin eş-bütünleşik olduğu,  $\alpha_i = 0$  ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirtmektedir.

Westerlund (2007) tarafında önerilen koşullu hata düzeltme modeline dayalı eşbütünleşme testinin adımları aşağıdaki gibi sıralanmaktadır (Persyn ve Westerlund, 2008).

1. Aşağıda verilen koşullu hata düzeltme modelinin parametreleri her  $i$  için EKK yöntemi ile tahmin edilir.

$$\Delta y_{i,t} = \hat{\delta}'_i d_t + \hat{\alpha}_i y_{i,t-1} + \hat{\lambda}'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it}$$

Burada gecikme uzunluğu geleneksel seçim kriterlerine göre belirlenir.

2.  $\hat{e}_{it}$  ve  $\hat{\gamma}_{ij}$ 'ler elde edildikten sonra,  $\hat{u}_{it}$  ve  $\hat{\alpha}_i$  aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j=-q_i}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it} \text{ ve } \hat{\alpha}_i(1) = \frac{\hat{\omega}_{ui}}{\hat{\omega}_{yi}}$$

Yukarıdaki  $\hat{\omega}_{ui}$  ve  $\hat{\omega}_{yi}$  sırasıyla  $\hat{u}_{it}$  ve  $\Delta y_{it}$ 'nin Newey ve West (1994) uzun dönem varyans tahminidir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\omega}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{j=-M_i}^{M_i} \left[ \left( 1 - \frac{j}{M_i + 1} \right) \sum_{t=j+1}^T \Delta y_{it} \Delta y_{i,t-j} \right]$$

ve

$$\hat{\omega}_{ui}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{j=-M_i}^{M_i} \left[ \left( 1 - \frac{j}{M_i + 1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{i,t-j} \right]$$

3.  $G_a$  ve  $G_i$  olarak, grup ortalama test istatistikleri hesaplanır:

$H_0 : \alpha_i = 0$  eşbütünleşme ilişkisi yoktur.



$H_1 : \alpha_i < 0$  en az bir eşbütünleşme ilişkisi vardır.

$$G_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \text{ ve } G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}$$

4.  $P_a$  ve  $P_t$  test istatistiklerini hesaplamak için aşağıdaki yol izlenir. Öncelikle aşağıda verilen model Dinamik EKK ile tahmin edilir.

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} - \sum_{j=-q_i}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j}$$

$$\tilde{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \tilde{\lambda}'_i x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} - \sum_{j=-q_i}^{p_i} \tilde{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j}$$

Daha sonra, panelin tümü için hata düzeltme katsayısı ve bu katsayının standart sapması hesaplanmaktadır:

$$SE(\hat{\alpha}) = \left( (\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2}$$

Son adımda, panel eşbütünleşme istatistikleri aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$P_t = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \text{ ve } P_\alpha = T\hat{\alpha}.$$

Panel test istatistiklerine ilişkin hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır:

$H_0 : \alpha_i = 0$  eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_1 : \alpha_i = \alpha < 0$  eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Westerlund (2007), serilerin yatay kesit bağımlılığı içerdiği durumda Chang (2004) tarafından önerilen bootstrap kritik değerlerin kullanılmasını önermektedir (Westerlund, 2007). Dolayısıyla heterojenliğin ve yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda panel bootstrap kritik değerleri dikkate alınarak yorum yapılması gerekmektedir.

#### 4.5. Ortak İlişkili Etkiler (Common Correlated Effects (CCE)) Tahmincisi

Çalışmada heterojenlik, yatay kesit bağımlılığı ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı altında uzun dönem eşbütünleşme vektörü Pesaran (2006) çalışmasıyla ortaya konulan Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Correlated Effects -CCE) yardımıyla tahmin edilmiştir. Bu model, panel veri analizinde çeşitli yöntemlerle yatay kesit birimleri için tahmin edilen regresyon katsayılarının her bir yatay kesit birimi için tek tek elde edilmesini sağlamaktadır (Erataş, 2012 s.46). CCE modelinde yatay kesit bağımlılığını dikkate alarak açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem regresyon katsayılarının tahmin edilmesine yarayan iki ayrı tahminci geliştirilmiştir. Bun tahmincilerden ilki Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (CCEMG) tahmincisi, diğeri ise Ortak İlişkili Etkiler Havuzlanmış (CCEP) tahmincisidir. CCEMG yaklaşımında açıklayıcı değişkenlere ait uzun dönem parametreler her bir yatay kesit için bulunan katsayıların aritmetik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. CCEMG ve CCEP yaklaşımında panel eşbütünleşme katsayısı sırasıyla aşağıdaki gibi elde edilmektedir (Pesaran ve Yamagata, 2008; Erataş ve Nur, 2013).

$$\hat{b}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i$$

Burada  $\hat{b}_i (\hat{b}_i = (x_i M_w x_i)^{-1} x_i M_w y_i)$  dir.

$$b_{CCEP}' = \left( \sum_{i=1}^N \theta_i X_i M_w X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i X_i M_w X_i$$

Pesaran (2006) çalışmasında CCE tahmin edicisinin küçük örneklerde CCEMG tahmin edicisinden daha iyi sonuçlar verdiğini Monte Carlo Simülasyonu ile göstermiştir. Ayrıca CCE yönteminin yatay kesit bağımlılığını dikkate alamayan yöntemlerden daha etkin olduğunu göstermiştir (Pesaran, 2006; Nazlıoğlu, 2010 s.102).

## 5. Bulgular

Çalışmada ilk ülke grubu, yukarıda değinildiği gibi 1993 yılında ABD ticaret bakanlığının tanımladığı en büyük on yükselen pazar ülkelerdir. Bu ülkelere ilişkin 1990-2015 yılları arasındaki 26 yıl dikkate alındığından LM testleri kullanılmıştır. Diğer ülke grubu ise OECD ülkeleridir. İkinci ülke grubunda 23 ülkeye ait 1990-2015 yılları arasında toplam 26 yıllık veri kullanıldığında, hem LM testleri hem de Pesaran (2004) CD testi birlikte uygulanmıştır ve Aşağıda yer alan tablodaki sonuçlar ede edilmiştir.

**Tablo1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testlerine Ait Sonuçlar, Gelişmekte Olan Ülkeler ve OECD Ülkeleri, 1990-2015**

	Yükselen Piyasa Ekonomileri		OECD Ülkeleri	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
<b>Erkek İşgücüne Katılım Oranı</b>				
(Breusch,Pagan 1980)	541,1	0,00***	312,0	0,00***
(PUY, 2008)	148,2	0,00***	359,6	0,00***
(Pesaran 2004)	14,55	0,00***	36,36	0,00***
<b>Kadın İşgücüne Katılım Oranı</b>				
(Breusch,Pagan 1980)	541,1	0,00***	221,0	0,00***
(PUY, 2008)	148,2	0,00***	244,8	0,00***
(Pesaran 2004)	14,55	0,00***	35,44	0,00***
<b>Büyüme Oranı</b>				
(Breusch,Pagan 1980)	97,227	0,00***	441,701	0,00***
(PUY, 2008)	2,203	0,014**	-0,145	0,058*
(Pesaran 2004)	5,505	0,00***	8,389	0,00***

Not 1: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Not 2: PUY Test olasılık değeri, bootstrap yöntemi kullanılarak 1000 yinelemeyle üretilmiş, %5 anlamlılık düzeyindeki değerdir.

Tablo 1'deki sonuçlara göre  $H_0$  yatay kesit bağımlılığı yoktur hipotezi reddedilmektedir, elde edilen sonuçlar %5 anlam düzeyinde yatay kesit bağımlılığı olduğunu göstermektedir. Bu sonuca göre panel verideki ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla ülkelerden birisindeki işgücüne katılım paneldeki diğer ülkeleri de etkilemektedir. Ayrıca büyüme oranında da ülkeler arasında bir bağımlılık bulunmaktadır. Buna göre çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel birim kök testleri ile yatay kesit bağımlılığını dikkate alan panel eşbütünleşme analizi yöntemi kullanılmasına karar verilmiştir.

Delta testine ilişkin sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir. Elde edilen sonuçlar %5 anlam düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Buna göre OECD ülkelerindeki kadın işgücüne katılım oranı dışındaki eğitim parametresi ülkelere özgü heterojendir.

**Tablo2. Delta Testi Sonuçları**

Yükselen Piyasa Ekonomileri				OECD Ülkeleri			
<b>Erkek</b>				<b>Erkek</b>			
$\tilde{\Delta}$	3.512	Olasılık:	0.00	$\tilde{\Delta}$	1.940	Olasılık:	0.026
$\tilde{\Delta}_{adj}$	3.725	Olasılık:	0.00	$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.057	Olasılık:	0.021
<b>Kadın</b>				<b>Kadın</b>			
$\tilde{\Delta}$	3.938	Olasılık:	0.00	$\tilde{\Delta}$	0.705	Olasılık:	0.240
$\tilde{\Delta}_{adj}$	4.177	Olasılık:	0.00	$\tilde{\Delta}_{adj}$	0.748	Olasılık:	0.227

Not: Ols: Olasılık anlamına gelmektedir.

Çalışmada gelişmekte olan ülkeler ile OECD ülkeleri için ele alınan serilerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığını altında geliştirilmiş olan ikinci nesil panel birim kök testlerinden, Pesaran (2007) testi yardımıyla araştırılmıştır. Pesaran (2007) panel birim kök testi sadece sabitli model ile sabitli ve trendli model için hesaplanmıştır. CADF testine ilişkin sonuçlar ise aşağıdaki tabloda verilmiştir.

**Tablo 3. Pesaran Panel Birim Kök Test Sonuçları, Gelişmekte Olan Ülkeler ve OECD Ülkeleri, 1990-2015**

Değişkenler	Yükselen Piyasa Ekonomileri				OECD Ülkeleri			
	Seviye		Birinci sıra fark		Seviye		Birinci sıra fark	
	t-bar	%5	t-bar	%5	t-bar	%5	t-bar	%5
<b>Kadın İşgücüne Katılım Oranı</b>								
Sabit terimli	-0,939	-2,33	2,984*	-2,33	-1,577	-2,15	-3,269*	-2,15
Sabit terimli ve trendli	-1,717	-2,86	-3,086*	-2,86	-1,419	-2,66	-3,631*	-2,66
<b>Erkek İşgücüne Katılım Oranı</b>								
Sabit terimli	-1,408	-2,33	-2,972*	-2,33	-1,662	-2,15	-3,357*	-2,15
Sabit terimli ve trendli	-2,177	-2,86	-3,009*	-2,86	-1,871	-2,66	-3,655*	-2,66
<b>Büyüme Oranı</b>								
Sabit terimli	-1,778	-2,33	-4,029	-2,33	-1,517	-2,15	-3,805*	-2,15
Sabit terimli ve trendli	-2,025	-2,86	-4,032	-2,86	-1,785	-2,66	-3,812*	-2,66

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre büyüme oranı ile işgücüne katılım oranı hem kadın hem de erkek için düzeyde durağan değilken, birinci sıra farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Buna göre hem gelişmekte olan ülkeler hem de OECD ülkeleri için analizde kullanılan tüm değişkenler I(1) yani birinci sıra fark durağandır. Elde edilen bu bilgiler sonrasında seriler arasında olası eşbütünlük ilişkisinin incelenmesine karar verilmiştir.

Çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan heterojen paneller için geliştirilmiş Westerlund (2007) panel eşbütünlük testine ilişkin sonuçlar Tablo 4’te verilmiştir. Çalışmada dört

eşbütünleşme test istatistiği için güçlü standart hatalar 1000 tekrarlı bootstrap yöntemiyle elde edilmiştir.

**Tablo 4. Westerlund (2007) ECM Test Sonuçları, Gelişmekte Olan Ülkeler ve OECD Ülkeleri, 1990-2015**

İstatistik	Yükselen Piyasa Ekonomileri		OECD Ülkeleri	
	Değeri	Bootstrap P-değeri	Değeri	Bootstrap P-değeri
<b>Kadın İşgücüne Katılım Oranı</b>				
Gt	-2,878	0,05*	-2,389	0,39
Ga	-11,414	0,06*	-6,005	0,06*
Pt	-9,236	0,01**	-7,939	0,79
Pa	-12,674	0,00***	-6,262	0,04**
<b>Erkek İşgücüne Katılım Oranı</b>				
İstatistik	Değeri	Bootstrap P-değeri	Değeri	Bootstrap P-değeri
Gt	-2,612	0,13	-2,137	0,47
Ga	-9,934	0,10	-4,122	0,21
Pt	-9,546	0,00***	-7,08	0,38
Pa	-11,62	0,00***	-5,281	0,07*

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Westerlund (2007) eşbütünleşme testinden elde edilen sonuçlara göre, gelişmekte olan piyasalara sahip ülkelerde kişi başına gelirdeki artış ile kadın işgücüne katılım oranı arasında uzun dönem ilişki vardır. Ayrıca, elde edilen test sonuçları kişi başına gelirdeki artış ile erkek işgücüne katılım oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını doğrulamaktadır. Diğer taraftan, OECD ülkeleri için kişi başına gelirdeki artış ile kadınların ve erkeklerin işgücüne katılım oranı arasında uzun dönem ilişki olduğu görülmüştür.

Panel eşbütünleşme sonucuna göre değişkenler arasında uzun dönem ilişki bulunmuştur. Dolayısıyla uzun dönem eşbütünleşme vektörünün uygun yöntemle tahmin edilmesi gerekmektedir. Çalışmada heterojenlik, yatay kesit bağımlılığı ve eşbütünleşme ilişkisinin varlığı altında uzun dönem eşbütünleşme vektörü Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Correlated Effects Model-CCE) ile tahmin edilmiştir. Böylece eğim parametresinin yatay kesitler boyunca değişimine izin verilmiştir (Pesaran, 2006).

**Tablo 5. CCE Tahmin Sonuçları Gelişmekte Olan Ülkeler ve OECD Ülkeleri, 1990-2015**

Değişkenler	Yükselen Piyasa Ekonomileri		OECD Ülkeleri	
	Erkek	Kadın	Erkek	Kadın
GDPGR	0,475*	1,020***	-0,243***	-0,212***
	(0,287)	(0,179)	(0,0873)	(0,117)
Sabit	-6,809	15,00	0,936	-8,079
	(22,33)	(37,97)	(10,09)	(8,414)

Gözlem Sayısı	260	260	598	598
Ülke Sayısı	10	10	23	23

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. GDPGR: Kişi başına GSYİH büyüme oranı

Yukarıda yer alan tablodaki eşbütünleşme parametreleri gelişmekte olan ülkelerde kişi başına gelirdeki artışı ile kadın ve erkek işgücüne katılım oranı arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Panel CCE tahmin sonuçları gelişmekte olan ülkelerde kişi başına gelirdeki %1 oranındaki artışın kadınların işgücüne katılımını %1.02 oranında arttırmaktadır. Erkeklerde ise yaklaşık % 0,5 oranında arttırmaktadır. Diğer taraftan OECD ülkelerine baktığımızda kişi başına gelirdeki artışın erkeklerin işgücüne katılımını negatif yönde etkilemektedir fakat kadınların işgücüne katılım oranıyla pozitif ilişkilidir. Buna göre kişi başına gelirdeki %1'lik artışın OECD ülkelerinde erkeklerde işgücüne katılma oranını % 0,24 oranda azalttığı, kadınlarda ise %0,21 oranında azalttığı görülmüştür. Çalışmada ele alınan yükselen piyasa ekonomisi olarak kabul edilen ülkelere ait yorumlar yapılabilmektedir. Yükselen piyasa ekonomisi olarak belirtilen her bir ülke için hesaplanan uzun dönem katsayılar aşağıdaki tabloda verilmiştir.

**Tablo 6. CCE Bireysel Tahmin Sonuçlar, OECD Ülkeleri, 1990-2015**

Ülkeler	İşgücüne Katılım	Standart	İşgücüne Katılım	Standart
	Oranı Erkek	Hata	Oranı Kadın	Hata
Avustralya	-0,236	0,404	-0,11	0,087
Avusturya	0,022	0,267	-0,225*	0,053
Belçika	0,618*	0,344	-0,179*	0,04
Kanada	-0,736	0,477	-0,133	0,132
Danimarka	-0,29	0,312	-0,009	0,218
Finlandiya	-0,45	0,747	-0,319	0,347
Fransa	-0,031	0,271	-0,364*	0,075
Almanya	0,001	0,324	-0,119	0,14
Yunanistan	-0,256	0,904	-0,48*	0,183
İzlanda	-0,407	0,558	-0,234	0,436
İrlanda	-1,206*	0,481	-0,309*	0,148
İtalya	-0,031	0,218	-0,549*	0,098
Japonya	-0,601*	0,259	0,499	0,432
Lüksemburg	0,306	0,349	-0,213*	0,077
Hollanda	-0,11	0,121	-0,175*	0,031
Yeni Zelanda	-0,575	0,609	-0,02	0,133
Norveç	-0,478*	0,191	-0,511*	0,078
Portekiz	-0,492	0,337	-0,445*	0,132
İspanya	-0,115	0,193	-0,175*	0,03
İsveç	-0,26	0,219	-0,366*	0,142
İsviçre	-0,709*	0,172	-0,006	0,101
Birleşik Krallık	-0,172	0,265	-0,352*	0,129
ABD	0,615*	0,296	-0,088	0,225

Not: \* %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre Avusturya Belçika Almanya Lüksemburg ve Amerika Birleşik Devletlerinde kişi başına gelirdeki artış ile erkeklerin işgücüne katılım oranı arasında pozitif bir ilişki bulunmuşken, diğer ülkelerde bu ilişki negatif olarak bulunmuştur. Kadınlarda ise Japonya dışındaki çalışmada dikkate alınan tüm OECD ülkelerinde kişi başına gelirdeki artış ile kadınların işgücüne katılım oranı negatif ilişkilidir.

**Tablo 7. CCE Bireysel Tahmin Sonuçlar, Yükselen Piyasa Ekonomileri, 1990-2015**

Ülkeler	İşgücüne Katılım	Standart	İşgücüne Katılım	Standart
	Oranı Erkek		Oranı Kadın	
Arjantin	1,426*	1,266	-0,019	0,277
Brezilya	1,167*	0,569	0,324*	0,161
Çin	-0,197	0,423	0,051	0,103
Hindistan	0,152*	0,511	-0,226*	0,115
Endonezya	0,809*	0,845	0,835	0,831
Güney Kore	-0,857	0,909	-1,092	0,734
Meksika	1,624*	0,897	0,008	0,162
Polonya	-0,869	0,254	-0,255	0,24
Güney Afrika	1,152*	0,423	0,568*	0,17
Türkiye	0,345*	0,577	0,029	0,287

Not: \* %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tabloya göre Çin, Güney Kore ve Polonya dışındaki diğer ülkelerde kişi başına gelirdeki artış ile erkeklerin işgücüne katılım oranı arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Diğer taraftan, kişi başına gelirdeki artış ile kadınlarda işgücüne katılım oranı arasında Polonya Hindistan ve Arjantin dışında pozitif bir ilişkinin olduğu görülmektedir.

## 6. Sonuç

Kişi başına gelir ile işgücüne katılım arasında tüm ülkelerde uzun dönemli bir ilişki görülmüştür. Fakat OECD ülkeleri ve gelişmekte olan pazara sahip ülkelerde bu ilişkinin yönü farklıdır. Gelişmekte olan pazar ekonomilerinde, kişi başına gelir artışı, kadın ve erkeklerin işgücüne katılımını pozitif yönde etkilemektedir. Kişi başına gelirden %1'lik bir artış, kadınlarda %1,02 ve erkeklerde %0,5 oranında işgücüne katılımı pozitif yönde etkilemektedir. Bu durum erkeklerin işgücüne katılmaları üzerinde kişi başına gelir artışlarından daha etkili faktörlerin olduğunu, ayrıca kadınların işgücüne katılmalarında kişi başına gelirden görülen artışlara daha duyarlı olduklarını yansıtmaktadır.

Gelişmekte olan pazar ekonomisi altı ülke için değişik sonuçlar ile karşılaşmıştır. Çin, Güney Kore ve Polonya'da kişi başına gelir artışı, erkeklerin işgücüne katılımını pozitif yönde etkilememektedir. Ayrıca Polonya, Hindistan ve Arjantin'de kişi başı gelir artışı ile kadınların işgücüne katılmaları arasında pozitif bir ilişki olmadığı görülmektedir. Bu farklı sonuçlar; Güney Kore'nin kişi başına gelir, ekonomik gelişmişlik yönünden yer aldığı ülke grubundan farklı olması, bunun yanında Polonya'dan diğer AB ülkelerine yönelik işgücü akımları ile açıklanabilir. Ayrıca, Çin ve Hindistan'ın önemli ölçüde diğer ülkelerden yapısal olarak farklı olmaları ve Arjantin ekonomisinin istikrarsız işgücü piyasası, göz önüne alındığında söz konusu altı ülke için ortaya çıkan farklı bulgular şaşırtıcı değildir.

OECD ülkeleri için bulgular farklıdır, bu ülkelerde kişi başına gelir artışı kadın ve erkeklerin işgücüne katılımını negatif yönde etkilemektedir. Kişi başına gelirin %1 artması kadınların

işgücüne katılımını %0,21 ve erkeklerin işgücüne katılımını %0,24 negatif etkilemektedir. Daha yüksek gelire sahip OECD ülkelerinde, kişilerin gelirlerindeki artış, çalışma isteklerinin bir göstergesi olan işgücüne katılımlarını düşürmektedir. Bu düşüşün küçük bir farkla olsa dahi erkeklerde daha fazla olması ilgi çekicidir. Buna karşın OECD ülkelerinden Avusturya, Belçika, Almanya, Lüksemburg ve Amerika Birleşik Devletleri'nde kişi başına gelirdeki artış ile erkeklerin işgücüne katılımı arasında pozitif bir ilişki olduğu görülmüştür. Ayrıca kadınlar için Japonya dışındaki tüm OECD ülkelerinde kişi başına gelirdeki artış ile kadınların işgücüne katılım oranı negatif ilişkilidir.

OECD ülkelerinin çoğunluğunda, kişi başına gelir artışları işgücüne katılımı uzun dönemli ve negatif etkilemektedir. Başka bir anlatım ile kişi başına gelirin yüksek olduğu ülkelerin çoğunda kişi başına gelirden görülen artışlar, kadın ve erkeklerde işgücüne katılımı düşürmektedir. Diğer yandan gelişmekte olan piyasalar olarak tanımlanan ülkelerin çoğunda kişi başı gelirdeki artış, işgücüne katılımı artırmaktadır. Bu artış gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde, kadınlar için dikkate değer biçimde daha fazladır.

Farklı refah düzeyindeki ülkelerde kişi başına gelirin işgücüne katılımına olan etkisi farklılık göstermekle beraber yakın refah düzeyindeki ülkelerde bu benzer olmaktadır. Yüksek gelire sahip ülkelerdeki kişi başına gelir artışları kadın ve erkeklerin işgücüne katılımını azaltırken gelişmekte olan pazara sahip ülkelerde artmaktadır. Ayrıca tüm ülkelerde kişi başına gelirdeki artışlar, kadınları erkeklere kıyasla daha fazla işgücü piyasasında tutmaktadır. Kişi başına gelirin artması durumunda, yükselen pazara sahip ülkelerde kadınların işgücüne katılımları, erkeklere kıyasla daha fazla artarken, OECD ülkelerinde kadınların işgücüne katılımları, erkeklere göre daha az düşüş göstermektedir.

#### **Kaynakça**

- Anselin, L. (2001), "Spatial Econometrics", In Baltagi, B. (Eds.), *A Companion to Theoretical Econometrics* pp: 301-330, Blackwell Publishers, Massachusetts.
- Bai, J., Ng, S. (2004), "A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration," *Econometrica*, Vol:72, No:4, pp:1127-1177.
- Banerjee, A., Dolado, J., Mestre, R. (1998), "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework," *Journal of Time Series Analysis*, Vol:19, No:3, pp:267-283.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2007), "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980–2000", *Journal of Labor Economics*, Vol:25, No:3, pp:393-438.
- Breitung, J., Das, S. (2005), "Panel Unit Root Tests Under Cross-Sectional Dependence", *Statistica Neerlandica*, Vol:59, No:4, pp:414-433.
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, Vol:47, No:1, pp:239-253.
- Chang, Y. (2004), "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, Vol:120, No: 2, pp:263-293.
- Eberhardt, M. (2013), "XTMG: Stata Module to Estimate Panel Time Series Models with Heterogeneous Slopes", Statistical Software Components S457238, Boston College Department of Economics, revised 25 Jul 2013.
- Erataş, F. (2012), "Döviz Kuru ve Ekonomik Büyüme Ekseninde Krugman 45 Derece Kuralı'nın Geçerliliği: Küresel Bir Analiz", Doktora Tezi, **DEÜ Sosyal Bilimleri Enstitüsü**, İzmir.
- Erataş, F., Başçı Nur, H. (2013), "Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: "Yükselen Piyasa Ekonomileri" Örneği", **Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi**, Cilt:35, Sayı:2, ss:207-23

- Falzone, J. S. (2010) "La Participación De La Mujer Casada En La Población Activa Y El Papel Del Capital Humano. Evidencia En Estados Unidos. [Married Women's Labor Force Participation and The Role Of Human Capital Evidence From The United States.]", *Clm. economía: Revista económica de Castilla-La Mancha*, Vol:17, pp:263-278.
- Frees, E. W. (1995), "Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol:69, No:2, pp:393-414.
- Friedman, M. (1937), "The Use of Ranks to Avoid The Assumption of Normality Implicit in The Analysis of Variance", *Journal of the American Statistical Association*, Vol:32, No:200, pp:675-701.
- Greenwood, J., Seshadri, A., Yorukoglu, M. (2005), "Engines of Liberation. University of Rochester", *Review of Economic Studies*, Vol:71, No:1, pp:109-133.
- Gustafsson, S., Jacobsson, R. (1985), "Trends in Female Labor Force Participation in Sweden", *Journal of Labor Economics*, Vol:3, No:1, Part 2, pp:256-274.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *The Econometrics Journal*, Vol:3, No:2, pp:148-161.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, Vol:115, No:1, pp:53-74.
- Killingsworth, M., Heckman J. (1985), "Female Labor Supply: A Survey", In O. Ashenfelter and R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics* pp: 103-204, North-Holland: Amsterdam.
- Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol:108, No:1, pp:1-24.
- Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002), "Unit root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, Vol:108, No:1, pp:1-24.
- Maddala, G. S., Wu, S. (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol: 61, No:S1, pp:631-652.
- Michael, R. T. (1985), "Consequences of The Rise in Female Labor Force Participation Rates: Questions and Probes", *Journal of Labor Economics*, Vol:3, No:1, Part 2, pp:117-146.
- Mishra, V., Nielsen, I., 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*, Vol:38, No:2, pp:361-372.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010), "Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma", Doktora Tezi, **TC Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, Kayseri.
- Newey, W. K., West, K. D. (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *The Review of Economic Studies*, Vol:61, No:4, pp:631-653.
- Persyn, D., Westerlund, J. (2008), "Error-Correction-Based Cointegration Tests for Panel Data", *Stata Journal*, Vol:8, No:2, pp:232-241.
- Pesaran, M. H. (2004), **General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels**, <http://ftp.iza.org/dp1240.pdf> (21.10.2017)
- Pesaran, M. H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with A Multifactor Error Structure", *Econometrica*, Vol:74, No:4, pp:967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, Vol:22, No:2, pp:265-312.



- Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panels”, **Journal of Econometrics**, Vol:142, No:1, pp:50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., Yamagata, T. (2008), “A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence”, **The Econometrics Journal**, Vol:11, No:1, pp:105-127.
- Phillips, P. C., Sul, D. (2003), “Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence”, **The Econometrics Journal**, Vol:6, No:1, pp:217-259.
- Psacharopoulos, G., Tzannatos, Z. (1993), “Economic and Demographic Effects on Working Women in Latin America”, **Journal of Population Economics**, Vol:6, No:4, pp:293-315.
- Robertson, D., Symons, J. (2000), “Factor Residuals in SUR Regressions: Estimating Panels Allowing for Cross Sectional Correlation”, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Shimada, H., Higuchi, Y. (1985), “An Analysis of Trends in Female Labor Force Participation in Japan”, **Journal of Labor Economics**, Vol:3, No:1, Part 2, pp:355-374.
- Tansel, A. (2002), “Economic Development and Female Labor Force Participation in Turkey: Time-Series Evidence and Cross-Section Estimates”, METU/ERC Working Paper No. 02/3.
- Tatođlu, F. Y. (2012). **İleri Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı**, Beta Yayıncılık, İstanbul, Türkiye
- Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., 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., KIZILKAYA, O. (2014), ”Kadın İstihdamının Boşanma Ve Doğurganlık Üzerine Etkileri: Türkiye Üzerine Bölgesel Panel Veri Analizi”, **Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi**, Cilt:2,Sayı: 2/2, ss:28-43.
- Westerlund, J., Edgerton, D. L. (2007), “A Panel Bootstrap Cointegration Test”, **Economics Letters**, Vol:97, No:3, pp:185-190.
- Yıldırım, K., Doğrul, G. (2008), “Çalışmak Ya Da Çalışmamak”: Türkiye’de Kentsel Alanlarda Yasayan Kadınların İşgücüne Katılmama Kararlarının Olası Belirleyicileri”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt:8, Sayı:1, ss:239-262.

***Research Article***

**OECD ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Gelir Artışı ve İşgücüne Katılım Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünleşme Analizi**

*Relationship between Income Growth and Labor Force Participation in OECD and Emerging Countries: Panel Cointegration Analysis*

<p><b>Halil İbrahim KESKİN</b> Dr., Çukurova Üniversitesi. Balcalı Kampusu, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi. Ekonometri Bölümü. A-Blok. Sarıcam / ADANA <a href="mailto:hkeskin@cu.edu.tr">hkeskin@cu.edu.tr</a>, <a href="https://orcid.org/0000-0003-0839-609X">https://orcid.org/0000-0003-0839-609X</a></p>	<p><b>Emre AKSOY</b> Sorumlu Yazar, Doç. Dr., Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yahşihan Kampüsü, Kırıkkale <a href="mailto:emreaksoy@kku.edu.tr">emreaksoy@kku.edu.tr</a>, <a href="https://orcid.org/0000-0003-3189-1427">https://orcid.org/0000-0003-3189-1427</a></p>
--	--

**EXTENSIVE SUMMARY**

The situation of labor markets provides important clues to the functioning and future position of an economy. The most prominent indicator in the labor market is the unemployment rate. Another indicator which is as important as unemployment rates is the labor force participation rate (LFPR). Those who do not participate in the labor force are not considered as unemployed. It is necessary to monitor LFPR in order to analyze unemployment rates. This study examines how changes in per capita incomes (PCI) of countries at different economic levels affect LFPR. In this context, two groups of countries with different income levels were compared. If changes in PCI have an impact on LFPR, another aim of the study is to investigate whether it leads to similar effects for countries with different welfare levels.

In the economic literature, there are many studies on LFPR. These studies were done for different countries and periods. The findings of the studies have differed from each other. These results suggest that the characteristics of countries can affect LFPR in different ways. Also, in the literature, we could not find any study examining a similar issue in this study.

In the study, it has been aimed to analyze the relationship between LFPR and PCI increases for two groups of different economic structures. This relationship was also examined for different genders. For this purpose, two different country groups were formed. The first group of countries is the top ten emerging market countries according to the definition made by the US Department of Commerce which are Argentina, Brazil, China, India, Indonesia, Mexico, Poland, South Africa, South Korea, and Turkey. In the second group, 23 OECD countries were selected. Those with lower PCI were excluded from the OECD group. In this way, two countries with different levels of economic development were formed and compared.

In our analysis, the cross section dependence and slope homogeneity are firstly investigated to determine the appropriate unit root test. To test the cross-sectional dependency, when the time dimension is greater than the number of unit as in our study, Breusch and Pagan (1980), Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) or Lagrange Multiplier (LM) tests are performed. The null hypothesis in these tests is no cross-sectional dependence, against the alternative hypothesis of cross-sectional dependence. When N is large and T is finite, Pesaran (2004) CD test is proposed. The null hypothesis states that there is no cross-sectional dependency. The Breusch and Pagan (1980) test is biased, when the group mean is zero and the individual mean is different from zero. Pesaran, Ullah and Yamagata (2008) corrected this bias by adding variance and average to the test statistics. According to the results obtained, we found the existence of cross-sectional dependency

across the countries. Homogeneity is important in determining the proper unit root and cointegration tests in panel data analysis. Therefore, we use delta test to test whether the slope coefficients are homogenous. Our results confirm the country-specific heterogeneity.

The existence of heterogeneity and cross-sectional dependence indicates the need for the use of a second-generation unit root test. Pesaran (2007) panel unit root test which uses ADF regression as an extended version with lagged cross-sectional averages was used to test the stationarity of the series in the study. The test is also called Cross Section Augmented Dickey-Fuller (CADF). After estimating the CADF regression, the CIPS statistics proposed by Pesaran are calculated. According to the results obtained, all variables used in the analysis are stationary of first order.

To investigate whether a cointegration exists between variables, we utilized Westerlund (2007) panel cointegration test. This test uses four different test statistics; two of them are panel test statistics and the two others are group mean statistics. Null hypothesis of this test represent no-cointegration. Alternative hypothesis for the first two test statistics indicate cointegration whereas the alternative hypothesis for the latter two statistics indicates the existence of at least one cointegration relationship.

Finally, the long-run relationship between per capita GDP growth rate and LFPR was estimated with the Common Correlated Effects Model (CCE), developed by Pesaran (2006), which gives consistent estimation results in the presence of heterogeneity, cross-sectional dependence and cointegration relationship. In the study, long-term relationship was found between PCI and LFPR in all countries. However, the direction of this relationship is different in OECD and emerging market countries. The increase in PCI in emerging market countries positively affects the participation of women and men in the labor force. A 1% increase in per capita income has positively affected by women by 1.02% and men by 0.5% showing that men have more effective factors on their participation in the labor force than PCI growth. It is also understood that women are more sensitive to PCI increases in terms of LFPR.

Different results have been achieved for the six countries in the emerging market economy. PCI growth in China, South Korea and Poland does not positively affect men's LFPR. In addition, there is no positive correlation between PCI growth and female LFPR in Poland, India and Argentina. These different results are predicted to be due to the following reasons: South Korea is different from the country group in terms of income per capita and economic development. There are labor flows from Poland to other EU countries. Moreover, China and India are significantly different from other countries structurally. Finally, the Argentine economy and the labor market are quite unstable compared to other countries. Considered these differences, the distinct findings for these six countries are not surprising.

According to the results of the study, the findings for OECD countries are different compared to emerging market countries. The increase in PCI in these countries negatively affects the participation of female and male in the labor force. The 1% increase in PCI decreases female's LFPR by 0.21% and male's LFPR by 0.24%. In OECD countries with higher incomes, the increase in PCI reduces LFPR. It is interesting to note that this decrease is higher in males, even with a small difference. On the other hand, there is a positive relationship between the increase in PCI and male LFPR in Austria, Belgium, Germany, Luxembourg and the United States. In addition, increases in PCI and female LFPR in Japan are positively related. This relationship is negative in other countries of Japan in the same group. In the majority of OECD countries, PCI increases affect LFPR in the long term negatively. On the other hand, for the most of the countries identified as emerging markets, the rise in PCI increases LFPR. Moreover, the increase is considerably higher for female in emerging market economies.

The impact on PCI in LFPR varies in countries with different welfare levels, but this is similar in countries with close welfare levels. In high-income countries, the increase in PCI decreases female's and male's participation in the labor force while it increases in the emerging market. In addition to these results, increases in PCI in all countries keep females in the labor market more

than males. In the case of an increase in per capita income, the LFPR of female in the emerging market has increased more than male. When PCI increases, the decrease in female's LFPR in OECD countries is less than males.