

Avrupa Birliđi Ülkelerinde İhracat ve Doğrudan Yabancı Yatırımların Kadın İstihdamı Üzerindeki Etkisi: Panel Veri Analizi

Yrd. Doç. Dr. Özgür KOÇBULUT

Yrd. Doç. Dr. Serap BARIŞ

ÖZET

Birçok ülkede kadın işsizlik oranlarını artıran temel nedenlerden biri kadınların işgücüne katılımı açısından yaşanan cinsiyet ayrımcılığıdır. Bu sorun, uzun dönemde ülke ekonomileri açısından ekonomik ve sosyal maliyetler ortaya çıkarır. Bu konuda ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar (DYY) kadın istihdamının artırılmasında önemli bir çözüm aracı olabilir. Bu çalışma, Avrupa Birliđi ülkelerinde ihracat ve DYY'nin kadın istihdamı üzerindeki etkisini araştırmaktadır. Bu doğrultuda AB üyesi on bir ülke için 1987-2014 dönemi verileri ile dinamik panel veri analiz yöntemi kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Elde edilen tahmin sonuçlarına göre, AB ülkelerinde ihracat ve DYY değişkenleri uzun dönemde kadın istihdamını olumlu etkilemekte olup, bu ülkelerde ihracat düzeyindeki 1 birimlik artış kadın istihdamını 0,01 artırırken DYY'deki 1 birimlik artış ise kadın istihdamını 0,004 kadar artırmaktadır. Bu sonuçlara göre kadınların işgücüne katılımı ya da kadın istihdamının artırılması açısından, AB ülkelerinde DYY'lere göre, ihracatın daha etkin olduđu görülmektedir. Bu sebeple, AB ülkelerinde kadın istihdamının artırılması için uluslararası piyasalarda ihracatçıların rekabet gücünü arttıracak politikalar geliştirilerek ihracat teşvik edilmelidir.

Anahtar Kelimeler: Kadın istihdamı, ihracat, Doğrudan yabancı yatırımlar, panel eşbütünleşme

Jel Kodu: F21, F16, R23.

The Impact of Export and Foreign Direct Investment on Employment of Women in European Union Countries: Panel Data Analysis

Abstract

In many countries, one of the basic reasons increasing women unemployment rate is gender discrimination occurring in terms of participation of women in the workforce. This problem reveals the economic and social costs in terms of the countries' economies in the long term. In this regard, export and foreign direct investment (FDI) can be an important solution tool in increasing women employment. This study investigates the export in the EU countries and the effect of FDI on women employment. Accordingly, the analysis has been carried out by being used of the data of the 1987-2014 period and the techniques of dynamic panel data analysis for 11 countries which are the members of the EU. According to the results obtained, the variables of export and FDI have positively affected women employment in the long term in the EU countries. Furthermore, a unit increase in the export level increases women employment 0,01 while a unit increase in FDI increases women employment 0,004 in these countries. According to these results, it can be seen that export is more effective than FDI in the EU countries in terms of the participation of women in the workforce or of increasing women employment. Therefore, export should be encouraged by developing policies that improve the competitiveness of exporters in international markets in order to increase the employment of women in the EU countries.

Keywords: Women employment, Export, Foreign direct investment, Panel cointegration.

Jel Codes: F21, F16, R23.

Giriş

Kadınların işgücüne ve istihdama katılımı sürdürülebilir ekonomik büyüme ve kalkınmanın sağlanması açısından hem sosyal, hem ekonomik hem de politik nedenlerden dolayı oldukça önemlidir (Kelley, 2008: 289). Son yıllarda birçok ülkede yapılan çalışmalar kadınların işgücüne ve istihdama katılımındaki artışla birlikte, işgücü arzının ve dolayısıyla ekonomik büyümenin arttığını göstermektedir (Karpaz Çatalbaş, 215: 251). Çünkü kadın istihdamının artması kadın yoksulluğunu önlenmesi, haneye giren gelirin daha yüksek olması nedeniyle tasarruf oranlarının artması ve daha iyi yaşam koşullarının yakalanması anlamına gelir (Ecevit, 2010:2). Oysa bugün dünyanın hemen hemen her ülkesinde/bölgesinde cinsiyet açısından istihdam oranlarında farklılık olduğu ortadadır. Kadınların aleyhine olan bu farklılık, gelişmekte olan ülkelerde gelişmiş ülkelere göre daha fazladır. Örneğin Türkiye’de 2015 yılı verilerine göre erkek istihdam oranı (% 69,8), kadın istihdam oranından (%30,5) çok daha yüksek seviyededir (TÜİK, 2016). AB ülkelerinde de kadın istihdamı (2015 yılı %60,7) Türkiye’nin yaklaşık iki katı olmasına rağmen, erkeklere (2015 yılı 70,4) göre düşüktür (EUROSTAT, 2016). Bununla birlikte Avrupa İstihdam Stratejisi, ekonomik krizin olumsuz etkilerini vurgularken 60 yaş ve üzeri nüfusun 2007 yılından itibaren her yıl iki kat artacağı ve bu durumun sosyal güvenlik sistemlerinde sıkıntılara yol açacağını belirtmektedir. Bu nedenle 2020 yılı için kadın ve erkeklerde ayrı ayrı istihdam oranı hedefi %75 olarak belirlenmiştir (KEİG, 2013).

Dünya ekonomisinde 1970’li yılların sonlarından itibaren uygulanan ihracata yönelik sanayileşme politikaları, piyasaların büyük ölçüde liberalizasyonu ve sermaye hareketleri önündeki engellerin kaldırılması ile birlikte istihdamın artırılmasında ihracat ve DYY’lerin önemi artmıştır. Uluslararası sermaye hareketlerini kısıtlayan politikaların kaldırılması ve uluslararası sermaye yatırımlarını artırmaya yönelik uygulanan politikalar, küresel DYY’lerin son yirmi yılda iki kattan daha fazla artmasına neden olmuştur (Karluk, 2009: 571). DYY’ler yatırımın yapıldığı ev sahibi ülkede ekonominin üretim kapasitesinde artış, üretim artışı, istihdam yaratma, yeni teknoloji ve yönetim bilgisi getirme, döviz girişi sağlama, ihracatı artırma, rekabet ve vergi geliri sağlama gibi önemli kazançlar meydana getirmektedir (Seyidoğlu, 2007: 616-617). DYY’lerin istihdam etkisi özellikle gelişmekte olan ülkelerin en fazla önemsedikleri bir husustur. Bu ülkelerde işsizlik oranlarının yüksek olması nedeniyle DYY’ler, işsizliği azaltacak “kurtarıcı bir gemi” olarak görülmektedir. İstihdamın artırılmasında DYY’nin hem doğrudan hem de dolaylı etkileri mevcuttur. Doğrudan istihdam etkileri yeni yatırım yapma, üretim kapasitesini genişletme veya kapasite kullanım oranını

yükseltme durumunda ortaya çıkmaktadır. Dolaylı etki de ise yapılan bir yatırım yeni yatırımları teşvik ederek dinamik bir gelişme süreci başlatmakta, ileri ve geri besleyen ya da bağlantılı diğer yatırımları uyararak istihdamı arttırmaktadır (Alter, 1994: 6). İthal edilen hammadde ve girdilerin yurtiçi üretimin yapılması ve söz konusu üretimi girdi olarak kullanan yeni firmaların kurulması halinde istihdamda daha fazla artış sağlanabilmektedir. Teoriler genelde DYY'lerin istihdamı olumlu etkileyeceğini öngörmekle birlikte, bazı ampirik çalışmalar DYY'lerin istihdam etkilerinin yapılış şekline, yapıldığı sektöre ve ülkeye göre farklı biçimlerde ortaya çıkabileceğini göstermiştir. Eğer DYY'ler, sıfırdan başlayarak yeni bir fabrika veya sermaye tesisi kurulması şeklinde yapılıyorsa, bu yatırım girişi istihdamı, üretimi ve sermaye stokunu olumlu etkileyebilecektir. Ancak yabancı ülkede hâlihazırda mevcut bir tesisi satın almak, şirket birleşmeleri veya şirket satın alımları biçiminde oluyorsa, istihdamda önemli bir değişiklik olmayacaktır. Bu şekildeki yabancı sermaye yatırımlarının ancak yeni teknolojileri ve yeni yönetim bilgileri getirme, dış Pazar kanallarından yararlanma gibi etkileri söz konusu olabilir (Seyidoğlu, 2007: 599).

İktisat literatüründe DYY gibi ihracat artışının da istihdam üzerinde etkileri olacağı belirtilmektedir. İhracat ülkedeki üretim kapasitesini, dış dünya ile rekabeti ve kaliteli üretimi artıracaktır. Tüm bunların da verimliliği ve karlılığı yükselterek, istihdam hacminin artmasına destek olacağı kabul edilmektedir (Göçer vd., 2013:104; Fu ve Balasubramanyam, 2004).

İhracatın istihdam üzerindeki etkisi, uluslararası ticaret teorileri çerçevesinde ele alınmakta ve Heckscher-Ohlin teorisi ile açıklanabilmektedir. Teori basitçe şu şekilde ifade edilebilir: Bir ülke zengin olarak sahip olduğu üretim faktörünü yoğun biçimde gerektiren mallarda karşılaştırmalı üstünlük elde eder. Bu malları daha ucuza üretir ve bu alanlarda uzmanlaşır. Emek zengini ülkeler emek-yoğun mallarda, sermaye zengini ülkelerde sermaye-yoğun mallarda uzmanlaşmakta ve bu malları ihraç ederek dış ticaret kazançlarını artırmaktadırlar. Emegın yoğun olarak kullanıldığı yani emek yoğun malları ihraç eden ekonomilerde -ki bunlar genellikle gelişmekte olan ülkelerdir- ihracat emek yoğun sektörlerde üretimi ve dolayısıyla istihdamı artırmaktadır. Sermaye yoğun malları ihraç eden ekonomilerde ise sermaye kullanımı artmaktadır. Dolayısıyla Heckscher-Ohlin teorisi ihracat ile üretimin artırılabilirliğini ima etmektedir.

AB dâhil olmak üzere bugün birçok gelişmekte olan ülke, istihdamı özellikle de kadın istihdamını artırarak işsizliği azaltmaya çalışmaktadır. Bu ülkeler için ihracat ve DYY'ler kadın istihdamının artırılmasında önemli birer politika aracı olabilir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, AB üyesi 11 ülkede ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar ile kadın istihdamı arasındaki

ilişkiyi dinamik panel veri analiz teknikleri ile test etmektir. Alandaki bilgi birikimine katkı sağlayacak olan çalışma, DYY ve ihracatın kadın istihdamı üzerinde etkisini dinamik panel veri analiz yöntemini kullanarak inceleyen ilk çalışmadır. Bu kapsamda çalışmanın birinci bölümü ihracat, DYY ve kadın istihdamı arasındaki ilişkiye yönelik teorik ve ampirik literatür özetini içermektedir. İkinci bölümde izlenecek ekonometrik yöntem ve veri seti tanıtılmaktadır. Üçüncü bölümde yatay kesit bağımlılık testleri, dördüncü bölümde durağanlık testi, beşinci bölümde eşbütünleşme testi yapılarak altıncı bölümde ise uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilecektir.

1. Literatür Özeti

İhracat ve DYY'nin istihdam ile ilişkisinin ele alındığı literatür incelendiğinde, yapılan çalışmaların birkaçı dışında neredeyse hemen hemen hepsinin toplam istihdam verilerini kullandığı ve istihdamda cinsiyet boyutunun ihmal edilmiş olduğu görülmektedir. Halbuki bazı ampirik deliller (Özler, 2000; Nowbutsing ve Ancharaz, 2011; Braunstein, 2002; Vacaflores, 2007), ticari liberalizasyonla birlikte artan ihracat ve DYY'nin bir sonucu olarak, gelişmekte olan ülkelerde son 30 yıldır kadınların emek piyasasına katılımının ve istihdamdaki payının arttığını ileri sürmektedir (UNSRISD, 2005). Özellikle Güneydoğu Asya ve Latin Amerika'da ihracat genişlemesi artan kadın istihdamıyla sonuçlanmıştır. Bu ülkelerde tekstil, basit elektronik, hazır giyim, yiyecek sektörü gibi emek yoğun sektörlerde işgücü talebi artmıştır. Böylece hem ihracata yönelik endüstrilerde yurtiçi firmalar hem de çok uluslu şirketler tarafından kadınlar, düşük ücretli ve standart altı çalışma koşullarında çalışmayı kabul etmeleri; daha becerikli ve daha uyumlu olmaları nedeniyle tercih edilmişlerdir (Wamala ve Kawachi, 2007: 170; UN, 2011). Kadın istihdamı uluslararası ticaret ve DYY'nin yaygınlaşmasıyla artmıştır, ancak erkeklere kıyasla daha düşük ücretli, çalışma şartları zor olan, hüner gerektirmeyen ve kariyer açısından ilerleme şansı olmayan işlerde çalışmaktadırlar (Wamala ve Kawachi, 2007: 170). Gelişmekte olan ülkelerde durum böyle iken, gelişmiş ülkelerde ihracatın kadın istihdamı üzerindeki etkisi o kadar açık değildir. Wood (1991, 1994) ihracat genişlemesinin kadın istihdamını çok az artırdığı, Kucera (2001) ve Kongar (2005) da kadın istihdamını olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Literatürde DYY ve ihracatın kadın istihdamı üzerindeki etkisini inceleyen bu sınırlı sayıdaki çalışmalardan biri, Çağatay ve Berik'e (1990) aittir. İhracata yönelik sanayileşme politikasının Türk imalat sanayindeki kadın istihdamı üzerindeki etkisinin incelendiği araştırmada, Türkiye'de ihracata yönelik üretim kadın istihdamında oldukça küçük bir istihdam artışı sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Özler (2000), gelişmekte olan ülkelerde artan ihracatın kadın

istihdamını artırıp artırmadığını sorgulamıştır. 1983-1985 dönemi Türk imalat sanayine ait verilerle logit modelini kullanarak analiz yapmıştır. Ele aldığı dönemde imalat sanayinde firma düzeyinde ihracattaki bir artış, kadın istihdamının payını artırmaktadır. Braunstein (2002), DYY'lerin kadın emek arzı üzerindeki etkisini istihdam ve ücret verilerini kullanarak incelemiştir. Yazar Doğu ve Güneydoğu Asya ülkelerinde kadın istihdamını etkileyen, kadının özerkliği ve pazarlık gücü değişkenlerini de kullanarak karşılaştırmalı bir analiz yapmıştır. Sonuçta emek piyasasında kadın istihdamındaki artışın ticari açıklık, DYY ve liberalizasyonla güçlü bir şekilde ilişkili olduğunu belirtmiştir. Nordas (2003), Mauritius, Meksika, Peru, Filipinler ve Srilanka'da ihracatın kadınlar için iş fırsatları ortaya çıkarıp çıkarmadığını incelemiştir. 1990-2001 dönemi verileriyle ağırlıklı en küçük kareler yöntemini kullandığı çalışmada ihracatın kadınlar için iş olanakları yarattığını ve ayrıca bu ülkelerde ihracat ile kadın istihdamı arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Başlevent ve Onaran (2004), Türkiye'de ihracata yönelik büyümenin kadınların işgücüne katılımı ve istihdamı üzerindeki etkisini 1988-1994 dönemi hanehalkı işgücü anketleri verilerini kullanarak Probit modeliyle tahmin etmişlerdir. İhracata yönelik büyüme ile kadınların işgücüne katılımı ve kadın istihdamı arasında pozitif ilişki olduğunu ve bu ilişkinin evli olmayan kadınlarda daha belirgin ortaya çıktığını tespit etmişlerdir. Siegmann (2006), çalışmada Endonezya'nın kırsal kesimleri için DYY'nin emek piyasası üzerindeki etkisini incelemiştir. DYY'nin tarım sektöründe nisbi olarak kadın istihdamı üzerinde pozitif, ancak imalat sanayi ve hizmetler (otelcilik) sektöründe negatif etkisi olduğunu ortaya koymuştur. Pradhan (2006), Hindistan imalat sanayisine ait firma düzeyindeki verilerle ticaret, DYY ve teknolojinin istihdam üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, ihracat ile kadın istihdamı arasında pozitif ilişki bulunurken, DYY ile kadın istihdamı arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmamıştır. Vacaflores (2007), 17 Latin Amerika ülkesinde imalat sanayine ait firma düzeyindeki verilerle DYY'nin istihdam üzerindeki etkisini hem toplam istihdam hem de cinsiyet (erkek ve kadın istihdamı) açısından incelemiştir. Araştırma bulgularına göre DYY, hem toplam istihdamı hem de ayrı ayrı kadın ve erkek istihdamını olumlu etkilemekte olup, bu etki kadın istihdamında daha güçlüdür. Villarreal ve Yu (2007), yabancı yatırımın ve ihracatın kadın istihdamı üzerindeki etkisini Meksika için incelemiştir. İmalat sanayine ait firma düzeyinde 1992-2001 dönemi verilerini kullanarak regresyon analizi yapılan çalışmaya göre, yabancı firmalar ile ihracata yönelik sektörlerde faaliyet gösteren firmaların yurtiçi firmalara göre daha fazla kadın istihdam ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Nowbutsing ve Ancharaz (2011), Mauritius'da ihracat ve istihdam ilişkisini hem toplam hem de kadın-erkek istihdamı açısından incelemiştir. Yazarlar 1982-2010 dönemi verileriyle ARDL sınır testi yaklaşımını kullandıkları

çalışmalarında, ihracatın kadın istihdamıyla pozitif ilişkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. İhracattaki %1'lik artış, kadın istihdamını %0,49 artırmaktadır.

2. Ekonometrik Yöntem ve Veri Seti

AB ülkelerinde, kadın istihdamı ile ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi test etmek için oluşturulan model, (1) nolu eşitlikte olduğu gibi düzenlenmiştir.

$$EMP_i = \alpha_{0i} + \beta_{1i}EXP_i + \delta_{2i}FDI_i + e_i \quad (1)$$

Modelde, EMP kadın istihdamını, EXP ihracatı, FDI doğrudan yabancı yatırımları ve e hata terimini ifade etmektedir. Modelde kullanılan parametrelerden α_0 ; sabiti, β_1 ; EXP değişkeninin EMP değişkeni ile ilişkisini, δ_2 ise FDI değişkeninin yine EMP değişkeni ile ilişkisini, $i(i=1.....N)$ ülkeleri göstermektedir. Modelde kullanılan ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar değişkenlerinin kadın istihdamını olumlu etkilemesi beklenmektedir.

Çalışmada seriler arasında eş bütünleşme ilişkisini analiz etmeden önce paneli oluşturan yatay kesitler arasında bir bağımlılık olup olmadığını ortaya koymak için Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD (Cross Section Dependent) ve CD_{LM} testleri ile Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testleri kullanılmıştır. Çalışmada, seriler için birim kök analizi, yatay kesit bağımlılığı altında, ikinci kuşak panel birim kök testlerinden Hadri-Kurozumi (2012) testi ile yapılmıştır. Seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığı; Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen panel bootstrap eş bütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Panelin geneli için uzun dönem eş bütünleşme katsayıları ise, Pesaran (2006) tarafından geliştirilen ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan CCE (Common Corelated Effect) tahmincisi ile tahmin edilmiştir.

Uygulamada, kullanılacak verilerin elde edilebilirliğine göre 11 AB üyesi ülke (Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, Portekiz, İspanya, İngiltere) analize dahil edilmiştir. Modelin tahmin edilmesinde 1987-2012 dönemi yıllık verileri kullanılmış olup, değişkenlere ilişkin veriler, Dünya Bankası ve UNCTAD istatistiklerinden derlenmiştir. Analiz için Gauss-10 programı kullanılmıştır.

3. Yatay Kesit Bağımlılık Testleri

Panel veri analizlerinin yapıldığı çalışmalarda paneli oluşturan yatay kesit (ülkelerin) birimlerinin birbirlerinden bağımsız olması durumu, analiz sonuçları üzerinde oldukça önemlidir. Yatay kesit bağımsızlığı, paneli oluşturan birimlerden herhangi birine gelen bir

şoktan tüm ülkelerin etkilenme derecelerinin aynı olması ve ülkelerin herhangi birinde ortaya çıkan bir makroekonomik şoktan paneli oluşturan diğer ülkelerin etkilenmediği varsayımına dayanmaktadır. Bugün dünyamızda küreselleşmenin, uluslararası ticaret düzeyinin ve finansal entegrasyon derecesinin artması ile birlikte, 2008 yılında ortaya çıkan küresel finansal krizde olduğu gibi herhangi bir ülkede ortaya çıkan ekonomik şokun, diğer ülkeleri farklı şekilde etkileyeceği daha gerçekçi olacaktır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan yapılan analizlerde elde edilen sonuçlar sapmalı ve tutarsız olacağından dolayı, analize başlamadan önce yatay kesitler arasında bir bağımlılık olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Mercan, 2014: 235; Menyah vd., 2014: 389).

Yatay kesit bağımlılık testlerinden ilki, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen ve eşitlik (2)' de görülen Lagrange Multiplier (Lagrange Çarpanı, LM) testidir.

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

(2) nolu eşitlikte, $\hat{\rho}$, kalıntıların ikili korelasyonunun örnek tahminidir. Bu testte H_0 hipotezi yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığını ve $T \rightarrow \infty$ iken N sabit ise $\frac{N(N-1)}{2}$ serbestlik

derecesinde ki-kare asimptotik dağılıma sahip olduğu ve testin, zaman boyutu T 'nin, yatay kesit boyutu N 'den büyük olduğu durumlarda kullanılacağı varsayılmaktadır (Pesaran, 2004: 4; Guloglu ve Ivrendi, 2010: 384).

(3) nolu eşitlikte görülen ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} testi hem N ve hem de T 'nin büyük olduğu durumlar için uygulanabilmektedir. Bu test Breusch ve Pagan (1980) testinin geliştirilmiş halidir.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{\rho}_{ij}^2 - 1)} \quad (3)$$

Bu teste göre $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğu durumda yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayılır. Ancak $N > T$ olduğu durumlarda ise CD_{LM} testi önemli düzeyde bozulmalar göstermekte ve N büyüdükçe sapmalar daha da artmaktadır. Bu durum bazı ampirik çalışmalarda ortaya çıkabilir. Bu yüzden Pesaran (2004), $N > T$ olduğu durumlarda yatay kesit bağımlılığı için CD testini geliştirmiştir. (4) nolu eşitlikte görülen bu test N 'nin T 'den büyük olması ($N > T$) durumunda kullanılmaktadır.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}} \quad (4)$$

Bu test yatay kesit kalıntıları arasındaki korelasyon katsayılarının toplamına dayandırılmaktadır. Yatay kesitler arasında ilişkinin olmadığını gösteren H_0 hipotezi altında bu

test istatistiği standart normal dağılım gösterir (Pesaran, 2004: 9; Guloglu ve Ivrendi, 2010: 384; Menyah vd., 2014: 390). Yatay kesit bağımlılık testlerinden bir diğeri (5) nolu eşitlikte görülen ve Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen sapması düzeltilmiş LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testidir.

$$LM_{adj} = \sqrt{\left(\frac{2}{N(N-1)}\right) \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k) \hat{\rho}_{ij}^2}{\sqrt{v_{Tij}^2}}} \quad (5)$$

Burada k regresör numarasını gösterirken, μ_{Tij} , $(T-k) \hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin ortalamasını, v_{Tij}^2 ise $(T-k) \hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin varyansını göstermektedir. Bu eşitliğe göre elde edilen test istatistiği, asimptotik olarak standart normal dağılım göstermektedir (Pesaran vd., 2008: 108; Menyah vd., 2014: 390).

Bu testler için oluşturulan hipotezler;

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Test sonuçlarına göre H_0 hipotezinin kabul edilmesi durumu, ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı anlamına gelmektedir. Bu durumda analize birinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilir. Ancak, H_0 hipotezi reddedilir ve ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilirse bu durumda da analize ikinci nesil panel birim kök testleri ile devam edilmelidir (Baltaği, 2008: 284).

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişkenler	Testler			
	LM Testi	CD _{LM} Testi	CD Testi	LM _{adj} Testi
EMP	285.601[0.000]	21.987 [0.000]	-2.917 [0.002]	38.504 [0.000]
EXP	279.973[0.000]	21.450[0.000]	-2.879 [0.002]	21.781[0.000]
FDI	326.391[0.000]	25.876[0.000]	-3.263 [0.001]	4.790 [0.000]

Eşbütünleşme				76.187[0.000]
Denklemi	960.076[0.000]	86.296[0.000]	30.591[0.000]]

Not: CD test istatistiklerinde tablodaki köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir. Olasılık değerlerinin asimptotik olarak normal dağıldığı varsayılmaktadır.

Tablo 1'de görüldüğü gibi, LM, CD_{LM}, CD ve LM_{adj} testlerinde kadın istihdamı (*EMP*), ihracat (*EXP*) ve doğrudan yabancı yatırımlar (*FDI*) değişkenleri ile eşbütünleşme denkleminde ait olasılık değerleri 0,05'ten küçük olduğu için H₀ hipotezi reddedilerek serilerde yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığı, analize katılan herhangi bir ülkede ortaya çıkan şokun diğer ülkeleri de etkileyeceğini ifade ettiği için bu ülkelerdeki politika yapıcılar diğer ülkelerde uygulanan ekonomi politikalarını da dikkate almak durumundadırlar.

4. Panel Birim Kök Analizi

Çalışmada serilerin birim kök içerip içermediği ikinci nesil panel birim kök testlerinden yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve hata terimlerinde oto korelasyona izin veren Hadri-Kurozumi (2012) testi ile analiz edilmiştir. Testin modeli eşitlik (6)'da olduğu gibi düşünülmüştür (Hadri ve Kurozumi, 2012:31).

$$y_{it} = z_t' \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + v_{it} \quad (6)$$

$i = 1, \dots, N$ $t = 1, \dots, T$ olmak üzere z_t deterministik terimdir. Modelde, $z_t' \delta_i$ bireysel etkileri, f_t , gözlemlenemeyen bir boyutlu ortak faktörleri, γ_i , yüklem faktörünü, ε_{it} ise $AR(P)$ sürecini izleyen bireysel spesifik hata terimini ifade etmektedir. Testin hipotezleri ise aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

$$H_0 : \phi_i(1) \neq 0 \quad \forall_i \text{ için (birim kök yoktur)}$$

$$H_1 : \phi_i(1) = 0 \quad \exists_i \text{ için (birim kök vardır)}$$

Testte yatay kesit bağımlılığının doğrulanması için y_{it} , $w_t = [z_t', \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$ üzerine regrese edilir ve y_{it} eşitliği en küçük kareler yöntemi ile \bar{y}_t 'nin gecikmeleri kullanılarak $AR(P)$ süreci şeklinde düzenlendiğinde eşitlik (7) elde edilir.

$$y_{it} = z_t' \hat{\delta}_i + \hat{\phi}_{i1} y_{it-1} + \dots + \hat{\phi}_{ip} y_{it-p} + \hat{\psi}_{i0} \bar{y}_t + \dots + \hat{\psi}_{ip} \bar{y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (7)$$

Bu eşitliğin tahmininde uzun dönem varyans $\hat{\sigma}_{ISPC}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{vi}^2}{(1 - \hat{\phi}_i)^2}$ kullanılarak, (8) nolu eşitlikte

olduğu gibi Z_A^{SPC} test istatistiği elde edilebilir. Uzun dönem varyans denkleminde;

$$\hat{\phi}_i = \min \left\{ 1 - \frac{1}{\sqrt{T}}, \sum_{j=1}^p \hat{\phi}_{ij} \right\} \text{ ve } \hat{\sigma}_{vi}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}.$$

$$Z_A^{SPC} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{ISPC}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (8)$$

Hadri-Kurozumi (2012) testinde Z_A^{LA} test istatistiği ise y_{it} eşitliği $AR(P + 1)$ süreci şeklinde, eşitlik (9)'de olduğu gibi düzenlenerek elde edilir (Hadri ve Kurozumi, 2012:32).

$$y_{it} = z_t' \tilde{\delta}_i + \tilde{\phi}_{i1} y_{it-1} + \dots + \tilde{\phi}_{ip} y_{it-p} + \tilde{\phi}_{i(p+1)} y_{it-p-1} + \tilde{\psi}_{i0} \bar{y}_t + \dots + \tilde{\psi}_{ip} \bar{y}_{t-p} + \tilde{v}_{it} \quad (9)$$

$$Z_A^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{ILA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (10)$$

Tablo 2. Birim Kök Analizi (Hadri-Kurozumi 2012) Sonuçları

SERİLER	SABİTLİ		SABİTLİ-TRENDLİ	
	Z_A^{SPC}	Z_A^{LA}	Z_A^{SPC}	Z_A^{LA}
<i>EMP</i>	6.674[0.000***]	14.151[0.000***]	15.328 [0.000***]	31.191 [0.000***]
<i>EXP</i>	1.595[0.055**]	2.452 [0.007***]	12.521[0.000***]	15.694[0.000***]
<i>FDI</i>	2.989[0.001***]	2.917[0.001***]	5.781 [0.000***]	6.086 [0.000***]

Not: Hadri-Kurozumi-2012 test istatistiklerinde tablodaki köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir. Test istatistikleri sonuçlarına göre *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 2'deki Hadri-Kurozumi (2012) test sonuçlarına göre üç değişken içinde elde edilen olasılık değerleri gerek sabitli (sabitli modelde *EXP* değişkeni dışında) gerekse sabitli trendli modelde 0,05'ten küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek, serilerde birim kökün olduğunu gösteren H_1 hipotezi kabul edilmektedir.

5. Panel Eşbütünleşme Testi

Panel veri analizlerinde eşbütünleşme teknikleri, zaman serisi (T) ve yatay kesit (N) boyutunda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için kullanılır. Çalışmada

eşbütünleşme analizi için Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen panel bootstrap eşbütünleşme testi kullanılacaktır. McCoskey ve Kao (1998) tarafından ileri sürülen lagrange multiplier testine dayalı bu test yatay kesit bağımlılığının olduğu yada olmadığı durumlarda kullanılabilir. Fakat testte yatay kesit bağımlılığının devam ettirilebilmesi için bootstrap çözümlerinin regresyon hatalarının ortak ampirik dağılımından elde edilmesi gerekir. Bootstrap test sonuçlarının geçerliliği küçük simülasyon çalışmalarında gösterilmektedir (Westerlund ve Edgerton, 2007:185-186).

Lagrange Multiplier sürecinin izlendiği bu testte skalar değişken y_{it} , eşitlik (11)'de olduğu gibi elde edilir.

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}'\beta_i + z_{it} \quad (11)$$

Eşitlik (11)'de $t = 1, \dots, T$ ve $i = 1, \dots, N$ indeksleri sırasıyla zaman serisi ve yatay kesit birimlerini göstermektedir. z_{it} , ise $z_{it} = u_{it} + v_{it}$ şeklinde hata terimidir. z_{it} hata terimi bileşenlerinden v_{it} ise $v_{it} = \sum_{j=1}^t \eta_{ij}$ şeklinde yazılabilir. v_{it} eşitliğinde, η_{ij} , bağımsız normal dağılım gösteren, sıfır ortalamalı ve varyansı σ_i^2 olan bir hata terimini temsil eder. Buna göre testin hipotezleri şu şekilde oluşturulur.

$H_0 : \sigma_i^2 = 0$ tüm i ler için seriler arasında eşbütünleşme vardır.

$H_0 : \sigma_i^2 > 0$ bazı i ler için seriler arasında eşbütünleşme yoktur.

Bu hipotezlerin sınanması için Westerlund ve Edgerton (2007) LM istatistiği, (12) nolu eşitlikte olduğu gibi hesaplanmaktadır.

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_i^{-2} S_{it}^2 \quad (12)$$

Eşitlik (12)'de S_{it} , test istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan z_{it} hata terimlerinin kısmi toplamını, $\hat{\omega}_i^2$ ise Δx_{it} 'ye bağlı u_{it} 'nin uzun dönem varyansını göstermektedir. Westerlund ve Edgerton (2007) panel bootstrap eşbütünleşme testine göre; yatay kesit bağımlılığı durumunda bootstrap süreciyle elde edilen kritik değerler kullanılmaktadır (Westerlund ve Edgerton, 2007:186-187). Testten elde edilen sonuçlar Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3. Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

	Sabitli	Sabitli-Trendli
--	---------	-----------------

Test	İstatistik	Asimptotik	Bootstrap	İstatistik	Asimptotik	Bootstrap
		p-değeri	p-değeri		p-değeri	p-değeri
LM_N^+	-0.355	0.639	0.809	4.023	0.000	0.129

Not: Bootstrap olasılık değerleri 1.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir.

Tablo 3'deki sonuçlar incelendiğinde gerek sabitli gerekse sabitli-trendli modelde testin bootstrap olasılık değerleri 0,05'ten büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilememekte ve seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu görülmektedir.

6. Uzun Dönem Eşbütünlük Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Yatay kesit bağımlılığı ve eşbütünlük ilişkisi tespit edilmiş olan modele ait uzun dönem eşbütünlük vektörü Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE (Common Correlated Effects) tahmincisi ile tahmin edilmiştir. Uzun dönem eşbütünlük katsayılarının tahmin edilmesini sağlayan CCE tahmincisi $N, T \rightarrow \infty$ olduğunda tutarlıdır ve asimptotik dağılım gösterir (Pesaran, 2006: 969).

CCE tahmincisi, eşitlik (13)'deki doğrusal panel veri modeline göre oluşturulmuştur.

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

(13) nolu eşitlikte d_t , $n \times 1$ boyutlu gözlemlenebilir ortak etkiler vektörü ($d_t = d'_{1t}, d'_{2t}, \dots, d'_{nt}$ gibi sabit veya mevsimsel kuklalar). x_{it} ise, $k \times 1$ boyutlu gözlemlenen bireysel spesifik regresör vektörüdür.

$$e_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14) nolu eşitlikte f_t , $m \times 1$ boyutlu gözlemlenemeyen ortak etkiler vektörü, ε_{it} ise bireysel spesifik hatadır (Pesaran, 2006: 971; Pesaran ve Tosetti, 2011: 183). Pesaran, panel veri analizlerinde uzun dönem eşbütünlük katsayılarının tahmin edilebilmesinde CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group) ve CCEP (Common Correlated Effects Pooled) olmak üzere iki tahminci geliştirmiştir. CCEMG tahmincisi her bir yatay kesit için uzun dönem eşbütünlük katsayılarını eşitlik (15) ile hesaplar.

$$\hat{a}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{a}_i \quad (15)$$

(15) nolu eşitlikte \hat{a}_i her bir yatay kesitin bireysel eğim katsayısı için CCE tahminini verir.

$$\hat{a}_i = \left(X_i' \overline{M}_D X_i \right)^{-1} X_i' \overline{M}_D y_i$$

$$y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})' \quad X_i' = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})$$

$$M_D = I_T - D(D'D)^{-1} D' \quad D' = (d_1, d_2, \dots, d_T) \text{ dir.}$$

CCEMG tahmincisi, her bir yatay kesite ait katsayıların aritmetik ortalamasını alarak uzun dönem eşbütünleşme katsayılarını hesaplar. CCEP tahmincisi ise her bir yatay kesit birimi için eğim katsayıları (β_i) aynı olduğunda ($\beta_i = \beta$) (sabit etkiler veya havuzlanmış), yatay kesitler üzerine gözlemlenebilir ortak etkilerin havuzlanmasından dolayı daha etkili sonuçlar ortaya koymaktadır. β 'nın havuzlanmış tahmincisi CCEP, (16) nolu eşitlikte olduğu gibi tanımlanır (Pesaran, 2006: 982-986; Pesaran ve Tosetti, 2011: 185):

$$\hat{a}_p = \left(\sum_{i=1}^N \theta X_i' \overline{M}_D X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta X_i' \overline{M}_D y_i \quad (16)$$

Tablo 4'den izlenebileceği gibi; CCE tahmincisinden elde edilen *EXP* ve *FDI* değişkenlerine ait uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının, beklentilere uygun işaret aldıkları ve istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Bu sonuçlara göre, AB ülkelerinde ihracat ve doğrudan yabancı yatırım değişkenleri uzun dönemde kadın istihdamını olumlu etkilemektedir. AB ülkelerinde ihracat düzeyindeki 1 birimlik artış kadın istihdamını 0,01 artırırken doğrudan yabancı yatırımlardaki 1 birimlik artış ise kadın istihdamını 0,004 kadar artırmaktadır.

Tablo 4. CCE Tahmincisi Test Sonuçları

Seriler	Katsayılar
EXP	0.010 (0.018)
FDI	0.004 (0.031)

Not: Test sonuçlarına göre (...) standart hata katsayılarını göstermektedir.

Sonuç

Bu çalışmada, AB ülkelerinde ihracat ve doğrudan yabancı yatırımların kadın istihdamı üzerindeki etkisi, 1987-2014 dönemi yıllık verileri kullanılarak, dinamik panel veri analiz teknikleri ile incelenmiştir. Oluşturulan modelde, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu tespit edilmiş ve buna dayanarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edilmiştir.

Temel modelin tahmininden elde edilen sonuçlara göre; AB ülkelerinde ihracat ve DYY değişkenleri ile kadın istihdamı arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır. Buna göre gerek ihracat gerekse DYY'lerdeki bir artış kadın istihdamını olumlu etkilemektedir. Bu ülkelerde ihracat düzeyindeki 1 birimlik artış kadın istihdamını 0,01 artırırken, DYY'deki 1 birimlik artış ise kadın istihdamını 0,004 kadar artırmaktadır. Teorik beklentilere uygun olarak elde edilen bu sonuçlar, kadınların işgücüne katılımı ya da kadın istihdamının artırılması açısından AB ülkelerinde ihracatın doğrudan yabancı yatırımlara göre daha etkin olduğunu göstermektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, AB ülkelerinde kadın istihdamının artırılabilmesi için hükümetlerin öncelikle ihracatta vergi indirimi, girdi teşvikleri gibi ihracatı teşvik edici politikalara önem vermeleri gerekir. Ayrıca uluslararası piyasalarda ihracatçıların rekabet gücünü artıracak politikalar belirlenmeli ve ülke içinde üretilen katma değeri yüksek ürünlerin üretim ve ihracatı kolaylaştırılmalıdır. Küreselleşmenin bir parçası olan DYY'da, AB ülkelerinde kadın istihdamının artırılmasında önemli bir etkendir. Ancak ülkeye gelen yabancı sermayenin, yerli bir firmayı devralması ya da o firmaya ortak olması değil, yapılan yabancı yatırımın yeni istihdam alanları yaratacak; yeni üretim birimleri ve tesisler kurulması şeklinde olması gerekir.

Kaynakça

- Alter, R. (1994), "Foreign Investment: Engine For Employment?", *Organisation For Economic Cooperation and Development*, The OECD Observer. Paris: Oct/Nov Iss. 190.
- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data (Fourth Edition)*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Başlevent, C. ve Onaran, Ö. (2004), "The Effect of Export-Oriented Growth on Female Labor Market Outcomes in Turkey", *World Development*, 32(8), 1375-93.
- Braunstein, E. (2002), "Gender, FDI, and Women's Autonomy: a Research Note on Empirical Analysis", In *conference on Global Labor Standards and Living Wages*, *Political Economy Research Institute, University of Massachusetts*, http://www.peri.umass.edu/fileadmin/pdf/working_papers/working_papers_1-50/WP49.pdf (Erişim,13.04.2016).
- Breusch, T.S. ve Pagan, A.R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Modelspecification Tests in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-53.
- Çağatay, N. ve Berik, G. (1990), "Transition to ExportLed Growth in Turkey: Is There a Feminization of Employment?", *Review of Radical Political Economics*, 22(1), 115-134.
- Ecevit, Y. (2010), *İşgücü Piyasasında Toplumsal Cinsiyet Eşitliği El Kitabı*. Ankara: Pelin Ofset.
- EUROSTAT (2016), <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (Erişim, 05.04.2016).
- Fu, X., ve Balasubramanyam, V. N. (2004), *Exports, FDI, Growth of Small Rural Enterprises and Employment in China*, ESRC Centre for Business Research, University of Cambridge.
- Göçer, İ., Mercan, M. ve Peker, O. (2013), "İhracat, Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İşsizlik: Türkiye Örneği", *Business and Economics Research Journal*, 4(1), 103-120.
- Guloglu, B. ve Ivrendi, M. (2010), "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America", *Applied Economics Letters*, 17, 381-386.
- Hadri, K. ve Kurozumi, E. (2012), "A Simple Panel Stationarity Test in the Presence of Serial Correlation and a Common Factor", *Economics Letter*, 115, 31-34.
- Karluk, R. (2009), *Cumhuriyetin İlanından Günümüze Türkiye Ekonomisi'nde Yapısal Dönüşüm*, 12. Baskı, İstanbul: Beta Yayınevi.

Karpat Çatalbaş, G. (2015), “Kadınların İşgücüne Katılımını Belirleyen Faktörlerin Belirlenmesi: Panel Veri Yaklaşımı" KAÜ İİBF Dergisi, 6(10), 249-280.

Kelley, J. E. (2008), “Trends in Women’s Labor Force Participation in Australia: 1984-2002”, *Social Science Research*, 37(1), 287-310.

KEİG (2013), *Türkiye’de Kadın Emeği ve İstihdamı, Sorun Alanları ve Politika Önerileri*, İstanbul.

Kongar, E. (2005), “Importing Equality or Exporting Jobs?: Competition and Gender Wage and Employment Differentials in U.S. Manufacturing”, Department of Economics, University of Utah Working Paper No. 2005- 13.

Kucera, D. (2001), “Foreign Trade of Manufactures and Men and Women’s Employment and Earnings in Germany and Japan”, *International Review of Applied Economics*, 15(2), 129-49.

Menyah, K., Nazlıoğlu, Ş. ve Wolde-Rufael, Y. (2014), “Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach”, *Economic Modelling*, 37, 386-394.

Mercan, M. (2014), “Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırımlı Dinamik Panel Veri Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 14(2), 231-245.

Nordas, H.K. (2003), “Is Trade Liberalization a Window of Opportunity for Women?” *Staff Working Paper ERSD-2003-03, WTO*.

Nowbutsing, B. M. ve Ancharaz, V. (2011), “Trade, Employment and Gender: Case Study of Mauritius”, <http://www.oecd.org/site/tadicite/48735530.pdf> (Erişim, 24.04.2016).

Özler, S. (2000), “Export Orientation and Female Share of Employment: Evidence from Turkey”, *World Development*, 28, 1239-1248.

Pesaran, H. M. (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *University of Cambridge Working Paper*, 0435.

Pesaran, M. H. (2006), “Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure”, *Econometrica*, 74(4), 967-1012.

Pesaran, M. H. ve Tosetti, E. (2011), “Large Panels with Common Factors and Spatial Correlation”, *Journal of Econometrics*, 161, 182-202.

Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008), “A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence”, *The Econometrics Journal*, 11(1), 105–127.

Pradhan, J. P. (2006), “How Do Trade, Foreign Investment and Technology Affect Employment Patterns in Organized Indian Manufacturing?”, *Indian Journal of Labour Economics*, 49(2), 249-72.

Seyidođlu, H. (2007), *Uluslararası İktisat*, 16. Baskı, No:22, İstanbul: Güzem Yayınları.

Siegmann, K. A. (2006), “Globalisation, Gender, and Equity-Effects of Foreign Direct Investment on Labour Markets in Rural Indonesia”, *Intervention: Journal Of Economics/Intervention: Zeitschrift fur Okonomie*, 3(1), 113-30.

TÜİK (2016), İşgücü İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1007 (Erişim, 10.04.2016).

UN (2011), Gender Equality & Trade Policy http://www.un.org/womenwatch/feature/trade/gender_equality_and_trade_policy.pdf (Erişim, 10.04.2016).

UNRISD (2005), *Gender Equality: Striving for Justice in an Unequal World*. Policy Report on Gender and Development: 10 year after Beijing. Geneva: United Nations Research Institute for Social Development.

Vacaflares Rivero, D. E. (2007), “Capital Flows to Latin American Countries: Effects of Foreign Direct Investment and Remittances on Growth and Development”, Doctoral Dissertation, Texas A&M University <http://oaktrust.library.tamu.edu/bitstream/handle/1969.1/Etd-Tamu1475/Vacaflares-Rivro-Issertation.pdf?sequence=1> (Erişim, 12.04.2016)

Villarreal, A. ve Yu, W. H. (2007), “Economic globalization and women's employment: the case of manufacturing in Mexico”, *American Sociological Review*, 72(3), 365-389.

Wamala, S. ve Kawachi, I. (2007), “Globalization and Women’s Health”, in *Globalization and Health* (Ed. S. Wamala, I. Kawachi), Oxford University Press.

Westerlund, J. ve Edgerton, D.L. (2007), “ A Panel Bootstrap Cointegration Test”, *Economic Letters*, 97, 185-190.

Wood, A. (1991), “North-South Trade and Female Labour in Manufacturing: An Asymmetry”, *The Journal of Development Studies*, 27(2), 168-89.

Wood, A. (1994), *North-South Trade, Employment, and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*, Oxford: Oxford University Press.