
TÜRKİYE'DE KADIN İSTİHDAMI VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: SİMETRİK VE ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTLERİ İLE SEKTÖREL BİR ANALİZ¹

Uğur Korkut PATA²

Öz

İstihdam artışı ülkelerin temel makroekonomik politikaları arasında yer almaktadır. Günümüzde kadınların üretim sürecine dahil edilmesi ve istihdam alanlarının yaratılması, bu amaca ulaşmak için önem arz etmektedir. Türkiye için 1988-2015 dönemini kapsayan bu çalışmada kadın istihdamı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler simetrik ve asimetrik nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin sonuçlarına göre kadın istihdamından toplam ve hizmetler sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılaya doğru pozitif, tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinin sonuçları kadın istihdamının negatif şoklarından, toplam ve hizmetler sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılanın negatif şoklarına doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Ayrıca, hem simetrik hem de asimetrik nedensellik testinin sonuçlarına göre kadın istihdamıyla sanayi ve tarım sektörü arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur. Her iki nedensellik testinin sonucu da birbirini destekler niteliktedir. Sonuç olarak, kadın istihdamının tarım ve sanayi sektörü üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır. Kadın istihdamı ekonomik büyümeyi hizmet sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılaya katkıda bulunarak desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: Kadın İstihdamı, Ekonomik Büyüme, Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizleri, Türkiye.
JEL Sınıflandırması: C22, J21, O10

THE RELATIONSHIP BETWEEN FEMALE EMPLOYMENT AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: A SECTORAL ANALYSIS WITH SYMMETRIC AND ASYMMETRIC CAUSALITY TESTS

Abstract

Employment growth is one of the main macroeconomic targets of the countries. Nowadays, the inclusion of women in the production process and the creation of employment areas are important to achieve this goal. In this study, the relationships between female employment and economic growth are examined by the symmetric and asymmetric causality tests covering the period from 1988 to 2015 for Turkey. According to the results of Toda Yamamoto (1995) symmetric causality test, there is a unidirectional and statistically significant causality running from female employment to total and service sector's gross domestic product. The findings of Hatemi-J (2012) asymmetric causality test show that a unidirectional causality is moving from the negative shocks of female employment to the negative shocks of total and service sector's gross domestic product. In addition, both symmetric and asymmetric causality test results indicate that there is no causal relationship between female employment and industry and agriculture sectors. The result of both causality tests supports each other. Consequently, the empirical results show that female employment has no impact on the agriculture and industry sectors. Female employment is supporting to economic growth through the service sector in Turkey.

Keywords: Female Employment, Economic Growth, Symmetric and Asymmetric Causality Analyses, Turkey.
JEL Classification: C22, J21, O10

¹ Bu çalışma Viyana'da düzenlenen 8. International Conference of Strategic Research on Scientific Studies and Education kongresinde sunulan metnin gözden geçirilmiş halidir.

² Araş. Gör. Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, korkutpata@ktu.edu.tr; korkutpata@osmaniye.edu.tr, ORCID: 0000-0002-2853-4106

1. Giriş

Günümüzde üretim ve istihdamı arttırmak ülkelerin temel ekonomik hedefleri arasında yer almaktadır. İstihdam artışının sağlanmasında kadın işgücü özellikle 2000'li yıllardan itibaren önemli bir yere sahiptir. İktisatçılar kadınların işgücüne aktif olarak katılımının ekonomik büyümeyi pozitif olarak etkilediği konusunda fikir birliğine sahiptirler (Luci, 2009). Kadınların işgücü piyasasına katılım oranı arttıkça ekonomik durumları iyileşmekte ve bu durum ülke genelinde ekonomik gelişme potansiyelinin artarak ekonomik etkinliğin yükselmesine yardımcı olmaktadır (Mujahid ve Zafar, 2012).

İlk olarak kadın istihdamının rolü sanayi devrimi ile ortaya çıkmış, ardından birinci ve ikinci dünya savaşında erkeklerin zorunlu görevleri itibarıyla kadınlar üretim safhasında daha fazla rol almaya başlamışlardır (Aydın ve Ekrem, 2014). İngiltere, Almanya ve Fransa'nın 18.yy'ın sonlarından itibaren kullanmaya başladıkları kadın istihdamını arttırıcı politikalar o dönemde sanayi sektörünün ağır yapısından dolayı başarısız olmuştur (Sevinç vd. 2016). Zamanla tarım sektöründen ağır sanayi sektörüne doğru gerçekleşen ülkelerin ekonomi yapılarındaki dönüşüm yerini hizmet sektörüne bırakmaya başlamıştır. Hizmet sektöründeki gelişim ile birlikte sanayi sektöründe de ağır sanayi ürünlerinin üretiminin ağırlığı azalarak hafif sanayi ürünlerinin üretimine geçilmiştir. Tüm bu ekonomik dönüşüm, kadınların istihdam edilebilmesi için daha fazla ve uygun alanların yaratılmasına yardımcı olmuştur. Gelişmiş ülkelerde daha erken gerçekleşen bu durum kadınların işgücüne gelişmekte olan ülkelere göre daha fazla katılmasını sağlamıştır. Bu nedenle yüksek gayrisafi yurtiçi hasıla düzeyine sahip olan ülkelerde kadınların işgücüne katılım oranı ve parlamentodaki kadın sayısı, gayrisafi yurtiçi hasılası düşük olan ülkelere göre daha fazladır (Löfström, 2009). Kadın istihdamının artışı, bir nevi ülkelerin ekonomik olarak gelişim düzeyinin yüksek olduğunun bir göstergesidir. Kadın istihdamındaki artışla sağlanan ekonomik kalkınma, kadınların toplumsal ve aile içindeki statüsünü de pozitif yönde etkilenmektedir (Dücan ve Polat, 2017).

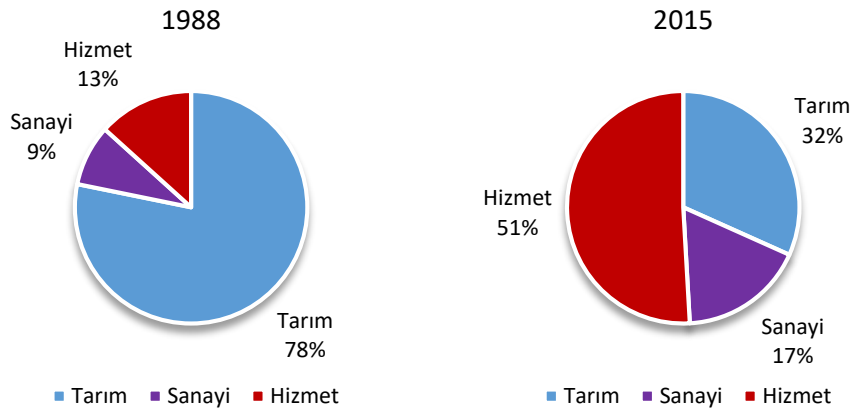
Kadın istihdamını arttırmak, ülke genelindeki işsizliği azaltmak için oldukça önemlidir. Kadınların işgücü arzını arttırmaları ikame ve gelir olmak üzere iki türlü etkiye bağlıdır (Mammen ve Paxson, 2000). İkame etkisi kadınların eğitim düzeyine, deneyimine ve yeteneklerine uygun olarak verilen yüksek ücret ile kadınların daha fazla istihdam edilmeyi tercih etmeleri durumunu ifade etmektedir. Gelir etkisi ise kadınların eşlerinin kazandıkları gelirin veya diğer gelir ve transferlerin artışı ile birlikte maddi durumlarının iyileşerek çalışma saatlerini azaltmalarını ve hatta istihdam edilmekten vazgeçmelerini belirtmektedir. Gelir ve ikame etkisinden hangisi baskın ise kadın istihdamı ona göre artmakta veya azalmaktadır. Bu sebeple ikame etkisine göre kadın istihdamının arttırılması için ücretlerin ve çalışma ortamlarının iyileştirilmesi gerekmektedir.

Türkiye'de kadın istihdamının gelişim süreci geç başlamıştır. Bu yüzden günümüzde kadınların işgücüne katılım oranı oldukça düşük seviyededir. TÜİK (2016)'in verilerine göre 2015 yılında Türkiye'de nüfusun %49,8'ini yaklaşık 39 milyon kişi ile kadınlar oluşturmaktadır. Nüfusunun yarısı kadınlardan oluşan bir ülke için kadın istihdamının etkinliği oldukça önemlidir. Türkiye'de aynı eğitim düzeyinde olan kadınlar, erkeklere göre daha düşük ücretle istihdam edilmektedir. Ayrıca kadınlar siyasi alanda erkeğe göre daha az yer almaktadır. Mevcut hükümet ile 1935 yılında %4,5 olan TBMM kadın vekil oranı, günümüzde %15'lere kadar yükselmiştir. Ancak Avrupa Birliği üyeleri İsveç ve Finlandiya'da %40'larda seyreden bu oran, ülkemizde parlamentoda kadın temsiliyetinin iyileşmesine karşın istenilen düzeyde olmadığını göstermektedir.

Grafik 1'de Türkiye'de istihdam edilen kadınların sektörel dağılımları gösterilmektedir. Dünya Bankası (2017)'na göre, 1988 yılında istihdam edilen kadınların %78,2'si tarım, %8,5'i sanayi ve %13,3'ü hizmet sektöründe çalışmaktayken, 2015 yılına gelindiğinde kadınların %50,9'u hizmet, %31,7'si tarım ve %17,4'ü sanayi sektöründe istihdam edilmektedir. GSYH'nin 1988 yılında %48,2'sini oluşturan hizmet sektörü, 2015 yılına gelindiğinde ülke ekonomisinin yaklaşık %65'ini kapsamaktadır. 1998 yılından 2015 yılına gelindiğinde hafif sanayi üretimine de başlanması itibarı ile sanayi sektöründeki kadın istihdamının payının %9'dan %17'ye yükseldiği görülmektedir.

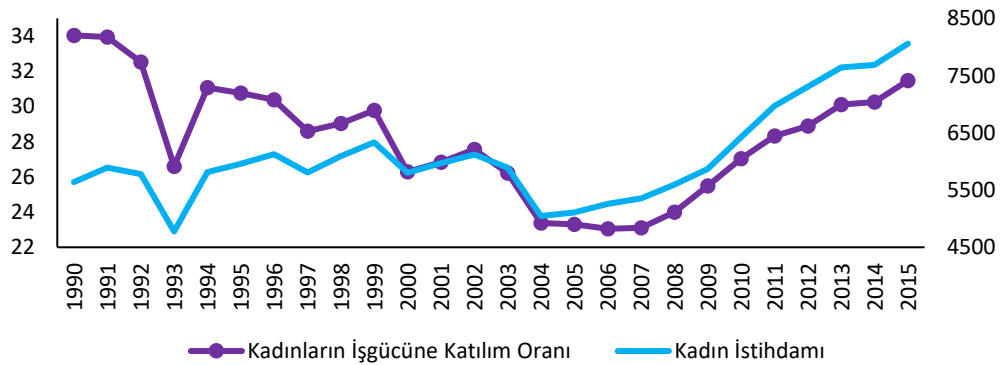
Kadınların hangi sektörde istihdam edilmesi gerektiği ülkenin ekonomik büyüme ve kalkınma politikaları için önem arz etmektedir. Yaklaşık bu otuz yıllık dönem itibariyle kadın istihdamında tarım sektöründen hizmet sektörüne doğru ciddi bir dönüşüm söz konusudur. Hizmet sektöründeki bu gelişim ile kadınlara istihdam imkanı sağlanmıştır. Türkiye’de özellikle 2000’li yıllar itibariyle kadın istihdamında önemli bir artış gerçekleşmiştir. Tarım sektöründen hizmet sektörüne gerçekleşen bu dönüşümle 2015 yılında 8 milyon kadın, ekonominin her üç sektöründe de istihdam edilmiştir.

Grafik 1: Türkiye’de Kadın İstihdamının Sektörel Dağılımı



Grafik 2’de Türkiye’de kadın istihdamı ve kadınların işgücüne katılım oranı 1990-2015 dönemi itibariyle gösterilmektedir. Her iki değer de birlikte hareket etmektedir. 2004 yılından itibaren kadın istihdamı ve kadınların işgücüne katılım oranında sürekli bir artış görülmektedir. 2015 yılında yaklaşık 8 milyon kadın istihdam edilirken kadınların işgücüne katılım oranı %31 düzeyine gelmiştir. Bu oran 1990 yılına göre hala düşüktür. Türkiye’de kırsal kesimde çalışıp işgücü katılan kadınlar, kırdan kente göç oldukça ev işleri yaparken işgücü katılım oranına dahil edilmemektedirler (Önder, 2013). Türkiye’de 1990 yılında %59 kentleşme oranı ile 32 milyon kişi kentlerde yaşarken, bu oran 2015 yılına gelindiğinde 57 milyon kişi ile %73 düzeyine yükselmiştir. Kadınlar evde ev işlerinin yapımı ve çocuklarını başkalarına baktırma maliyetlerini karşılar düzeye gelip istihdam edilinceye kadar, kentleşme oranlarının artışı kadın istihdamının azalmasına sebebiyet verecektir.

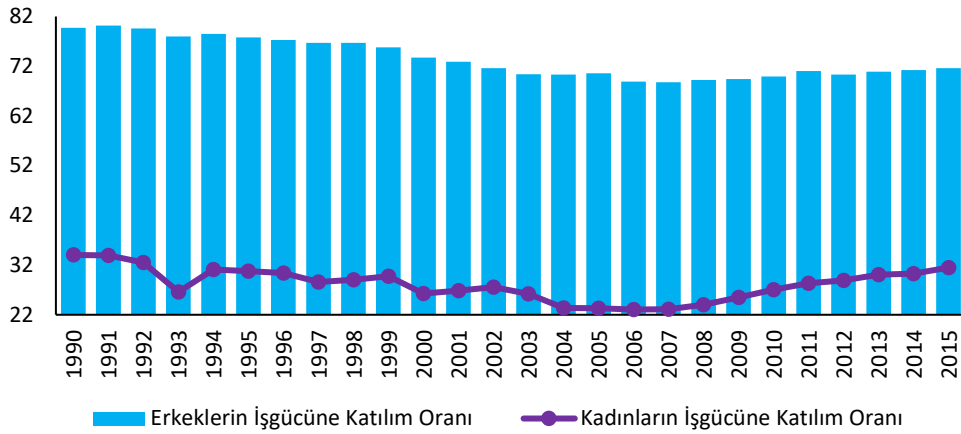
Grafik 2: Türkiye’de Kadınların İşgücüne Katılım Oranı (%) ve Kadın İstihdamı (Bin Kişi)



Kaynak: Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri, 2017.

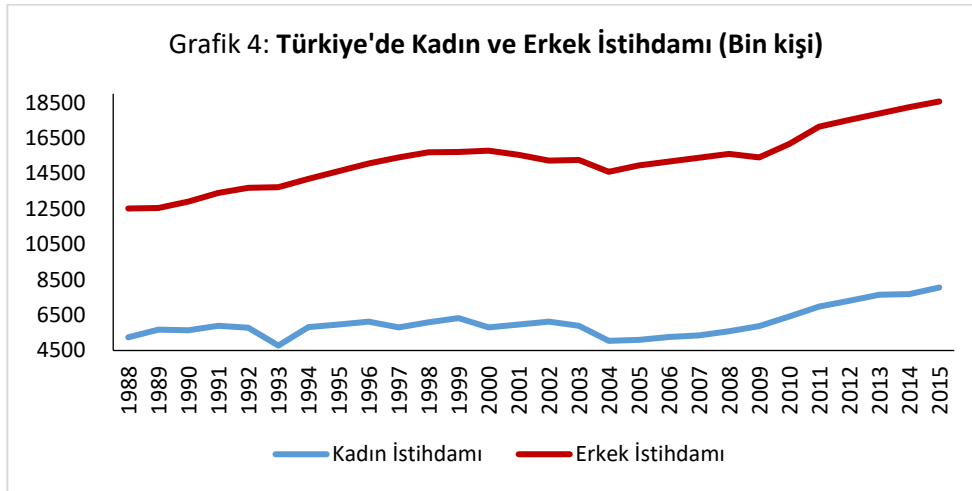
Grafik 3'te Türkiye'de kadın ve erkeklerin işgücüne katılım oranları gösterilmektedir. Erkek işgücüne katılım oranının 2002-2015 yılları arasında %69-72 düzeyinde fazla değişime uğramadığı görülmektedir. Kadınların işgücüne katılım oranı ise özellikle 2007 yılından itibaren önemli ölçüde artmıştır. 1990 yılında %46 olan kadın-erkek arasındaki istihdam oranı farkı, 2004 yılında %47 olarak en yüksek seviyeye ulaşmıştır. 2015 yılına gelindiğinde ise bu oran %40'a düşse de Türkiye'de istihdam açısından cinsiyet ayrımcılığının olduğu ve kadın istihdam oranının gelişmiş ülkelerin oldukça gerisinde olduğu görülmektedir.

Grafik 3: Türkiye'de Kadınların ve Erkeklerin İşgücüne Katılım Oranı (%)



Kaynak: Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri, 2017.

Grafik 4'te Türkiye'de 1988-2015 döneminde istihdam edilen kadın ve erkek sayısı gösterilmektedir. Her iki serinin de birlikte artıp azaldığı görülmektedir. Ancak erkek istihdamındaki artış, kadın istihdamındaki artıştan daha fazladır. 1988 yılında kadın ve erkek arasında 7 milyon kişi olarak gerçekleşen istihdam farkı, 2015 yılına gelindiğinde yaklaşık 11 milyon kişiye yükselmiştir. Tıpkı işgücüne katılım oranlarında olduğu gibi istihdam edilen kişi sayılarına bakıldığında da Türkiye'de kadın istihdamının istenilen düzeyde olmadığı ve cinsiyet ayrımcılığının bulunduğu görülmektedir.



Kaynak: OECD, 2017.

Kadın istihdamı ve gayrisafi yurtiçi hasıla arasındaki ilişkilerin sektörel kapsamda ampirik olarak analizinin amaçlandığı bu çalışmada, giriş bölümünü takiben ikinci bölümde literatür taramasına ve üçüncü bölümde veri seti, tanımlayıcı istatistikler ve analizde kullanılan ampirik yöntemlere yer verilmiştir. Dördüncü bölümde elde edilen analizin sonuçları sunulmuş ve son olarak beşinci bölümde çalışmanın sonuçları belirtilmiş ve politika önerileri gerçekleştirilmiştir.

2. Literatür Taraması

Kadın istihdamı ve ekonomik büyüme ilişkisi birçok çalışmada kadınların işgücüne katılım oranı ve kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla ile incelenmektedir. İki değişken arasındaki ilişki genel itibarıyla U hipotezi ile test edilmektedir. İlk olarak Boserup (1970) tarafından ileri sürülen bu hipoteze göre gelir düzeyi arttıkça ekonomik gelişimin ilk safhasında kadınların işgücüne katılım oranı azalmakta, gelir düzeyi artmaya devam ettikçe ise belirli bir noktadan sonra kadınların işgücüne katılım oranı artmaktadır.

U hipotezini test eden çalışmalardan: Pampel ve Tanaka (1986) 1965 ve 1970 yıllarında ekonomik gelişim düzeyinin göstergesi olarak enerji tüketimini kullandıkları ve 70 ülke için yatay kesit veri analizini modifiye edilmiş genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda, enerji tüketimi ile kadınların işgücüne katılım oranı arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Çağatay ve Özler (1995) 1985-1990 döneminde 165 ülke için panel veri analizi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla ile kadınların işgücüne katılım oranı arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Luci (2009) 184 ülke için 1965-2004 döneminde panel veri analizini havuzlanmış en küçük kareler ve genelleştirilmiş momentler yöntemleri ile gerçekleştirdiği çalışmanın sonucunda kadınların işgücüne katılım oranı ve kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla arasında U şeklinde bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Mujahid ve Zafar (2012) 1980-2010 döneminde Pakistan için ARDL, sınır testi ve vektör hata düzeltme modeli ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadınların işgücüne katılım oranı ile kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Chapman (2015) 1990-2012 döneminde 20 Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkesi için panel veri analizini havuzlanmış en küçük kareler ve sabit etkiler modeli ile gerçekleştirdiği çalışmanın sonucunda kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla ile kadınların işgücüne katılım oranı arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Belke ve Bolat (2016) 1991-2014 döneminde 148 ülke için panel veri analizini genelleştirilmiş momentler yöntemi ve sabit etkiler modeli ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadınların işgücüne katılım oranı ile kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla arasında U şeklinde bir ilişki olduğu sonucuna varmışlardır. Lahoti ve Swaminathan (2016) 1983-2012 döneminde dinamik panel veri analizi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda genel itibarıyla U şeklindeki hipotezin Hindistan için geçerli olmadığını, kişi başına düşen net gelir ile kadınların işgücüne katılım oranı arasında ters U şeklinde bir ilişki bulunduğunu tespit etmişlerdir. Umit ve Alkan (2016) 2000q1-2013q4 döneminde Türkiye için Maki eş-bütünleşme testi ve dinamik en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda doğrudan yabancı yatırımların kadın istihdamını negatif, gayrisafi yurtiçi hasılanın ise pozitif etkilediğini sonucuna ulaşmışlardır. Doğan ve Akyüz (2017) 2001q1-2013q4 döneminde Türkiye için ARDL, sınır testi yöntemi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadınların işgücüne katılım oranı ile kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hasıla arasında U şeklinde bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Tasseven (2017) 1995-2013 döneminde G8 ülkeleri için panel veri analizini sabit etkiler modeli ile gerçekleştirdiği çalışmanın sonucunda gayrisafi yurtiçi hasılanın kadınların işgücüne katılım oranını pozitif yönde etkilediğini belirlemiştir.

Literatürde U hipotezini test eden çalışmalar haricinde kadın istihdamının ekonomik büyümeyi etkilediğini öne süren çalışmalar da mevcuttur. Klasen ve Lamanna (2009) 1960-2000 döneminde panel veri analizi ile çeşitli bölgeleri kapsayan ülkeler için gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadınlara yönelik istihdamda ve eğitimde cinsiyet ayrımcılığının ekonomik büyümeyi negatif olarak etkilediğini belirlemişlerdir. Er (2012) 1998-2008 döneminde 187 ülke için panel veri analizini sabit etkiler modeli ile gerçekleştirdiği çalışmanın sonucunda daha fazla kadının parlamentoda yer alması

ve istihdam edilmesinin ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Korkmaz ve Alacahan (2013) Türkiye için 2008-2012 yılları arasında üçer aylık veriler kullanarak en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadın istihdamının ekonomik büyümeyi erkek istihdamından daha fazla arttırdığını tespit etmişlerdir. Aydın ve Erdem (2014) 1998-2008 döneminde en küçük kareler yöntemi, rassal ve sabit etkili modeller ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda analize dahil edilen 11 ülke için kadınların işgücüne katılım oranının gayrisafi yurtiçi hasılayı pozitif yönde etkilediğini belirlemişlerdir. Ayrıca yazarlar rekabetçiliğin yüksek olduğu ülkelerde kadınların işgücüne katılım oranındaki artışın rekabetçiliği arttırdığını tespit etmişlerdir. Dücan ve Polat (2017) 2007-2014 döneminde G7 ve OECD ülkeleri için panel veri analizini sabit etkiler modeli ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadın/erkek işgücüne katılım oranındaki artışın ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilediğini belirlemişlerdir. Serel ve Özdemir (2017) 2000q1-2013q3 döneminde Türkiye için en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirdikleri çalışmanın sonucunda kadın istihdamındaki artışın gayrisafi yurtiçi hasılayı arttırdığını, kadın işsizliğindeki artışın ise gayrisafi yurtiçi hasılayı azalttığını belirlemişlerdir.

Gerçekleştirilen ampirik analizlerin çoğu kadın istihdamının belirleyicilerinin ne olduğunun ve U hipotezinin geçerli olup olmadığının tespitine odaklanmaktadır. Literatürde Er (2012), Korkmaz ve Alacahan (2013), Aydın ve Erdem (2014) ve Serel ve Özdemir (2017)'in çalışmaları haricinde kadın istihdamının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini araştıran herhangi bir çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışmada literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak kadın istihdamının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi sektörel olarak ilk kez asimetrik nedensellik testi ile incelenmektedir.

3. Veri Seti, Tanımlayıcı İstatistikler ve Yöntem

3.1. Veri Seti ve Tanımlayıcı İstatistikler

Kadın istihdamı ile ekonominin geneli ve sektörel bazdaki ilişkiyi araştırmak amacıyla 1988-2015 döneminde yıllık veriler ile gerçekleştirilmiş olan bu çalışmada FEMP: toplam kadın istihdamını, GDP: gayri safi yurtiçi hasılayı, GDPA: tarım sektöründeki gayri safi yurtiçi hasılayı, GDPI: sanayi sektöründeki gayri safi yurtiçi hasılayı ve GDPS: hizmet sektöründeki gayri safi yurtiçi hasılayı ifade etmektedir. Gayri safi yurtiçi hasıla verileri 2010 yılı sabit fiyatlar ile reel olarak analize dahil edilmiştir. Gayrisafi yurtiçi hasıla verileri Dünya Bankası Kalkınma Göstergelerinden, kadın istihdamı verisi ise OECD (2016)'den elde edilmiştir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	GDP	GDPA	GDPI	GDPS	FEMP
Ortalama	11,73	10,80	11,20	11,49	3,78
Ortanca	11,70	10,80	11,19	11,47	3,77
Maksimum	11,96	10,89	11,38	11,77	3,91
Minimum	11,50	10,67	11,03	11,19	3,68
Standart Sapma	0,14	0,05	0,11	0,19	0,06
Eğiklik	0,07	-0,24	0,07	-0,01	0,69
Basıklık	1,78	2,90	1,94	1,68	3,04
Jarque-Bera	1,75	0,27	1,34	2,04	2,21
Olasılık Değeri	0,42	0,87	0,51	0,36	0,33

Tablo 1'de gösterilen tanımlayıcı istatistiklere göre her bir seri normal dağılım sergilemektedir. Jarque-Bera test istatistiği ile olasılık değeri serilerin normal dağılıma sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotezini desteklemektedir.

3.2. Yöntem

3.2.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (1995) (TY) nedensellik testinde değişkenler kaçınıcı dereceden bütünleşik olursa olsun analize seviyesinde dahil edilmekte ve böylece uzun dönem bilgi kaybı giderilmektedir. Bu nedensellik testinde ilk olarak optimal gecikme uzunluğu (p) Akaike, Schwarz-Bayesian ve Hannan-Quin (AIC, SBC ve HQ) gibi bilgi kriterleri ile belirlendikten sonra VAR modeline dahil edilecek olan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) tespit edilmekte ve k gecikme uzunluğuna bu bütünleşme derecesi kadar gecikme ilave edilmektedir. Nedensellik ilişkisinin tespitinde sadece k gecikme uzunluğuna Wald testi uygulanmaktadır. Denklem 1 ve 2'de analize dahil edilen değişkenler için kurulmuş olan TY-VAR modeli gösterilmektedir.

$$GDP_t = \vartheta_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{1i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} FEMP_{t-i} + \varphi_{11} t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$FMEP_t = \vartheta_{20} + \sum_{i=1}^k \sigma_{2i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{2i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} GDP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \rho_{2i} GDP_{t-i} + \mu_{21} t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Denklem 1 ve 2'de ϑ_{10} ve ϑ_{20} sabit terimleri, α_{1i} , β_{1i} , ω_{1i} , δ_{1i} , σ_{2i} , γ_{2i} , δ_{2i} , ρ_{2i} ve μ_{21} katsayıları, t trendi, ε_{1t} ve ε_{2t} normal dağılıma sahip hata terimlerini ifade etmektedir. $H_0: \omega_{1i} = 0$ (Kadın istihdamı gayrisafi yurtiçi hasılanın nedeni değildir), $H_0: \delta_{2i} = 0$ (Gayrisafi yurtiçi hasıla kadın istihdamının nedeni değildir), şeklinde iki temel hipotez test edilmektedir. Her iki katsayı da sıfırdan farklı ise, iki değişken arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu belirlenmektedir.

3.2.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto (TY) (1995) ve literatürdeki diğer nedensellik testlerinde, pozitif değişmelerin nedensellik etkileri negatif değişimler ile aynı kabul edilerek analiz gerçekleştirilmektedir. Bireylerin, firmaların ve karar birimlerinin değişkenlerdeki pozitif ve negatif şoklara verdikleri tepkiler, değişiklik göstermektedir. Hatemi-J (2012) değişkenlerdeki pozitif ve negatif şokları ayrıştırarak, bu şokların şokların potansiyel etkilerini ayrı ayrı dikkate alan bir nedensellik testi geliştirmiştir.

$$FEMP_t = FEMP_{t-1} + \varepsilon_{1t} = FEMP_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}, \quad GDP_t = GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} = GDP_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

Denklem 3'te $t = 1, 2, 3, 4, \dots, T$, sabit terimler $FEMP_{1,0}$ ve $GDP_{2,0}$ başlangıç değerleri ε_{1i} ve ε_{2i} beyaz gürültü durağan hata terimleridir. Pozitif ve negatif şoklar; $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$; $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$, Bütün olarak $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde ifade edilmektedir. Eşitlik ayrıştırımdan sonra denklem 4 ve 5'deki gibi gösterilmiştir.

$$FEMP_t = FEMP_{t-1} + \varepsilon_{1t} = FEMP_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (4)$$

$$GDP_t = GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} = GDP_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (5)$$

Hatemi-J (2003) SBC ve HQ bilgi kriterleri ile çözülen modellerde farklı sonuçlarla karşılaşılacağından ötürü, iki bilgi kriterinin ortalamasına dayanan Hatemi-J (HJC) bilgi kriterini geliştirmiştir.

$$HJC = \ln(|\hat{\Omega}|) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), \quad j=0, \dots, k, \quad (6)$$

Denklem 6'da $|\hat{\Omega}|$ j gecikme uzunluğuna dayalı tahmin edilen VAR modelinin hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisini, n VAR modelindeki denklem sayısını, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Değişkenler pozitif ve negatif şoklarına ayrıştırıldıktan sonra HJC kriteri ile optimal gecikme uzunluğu belirlenen modele TY nedensellik testi yaklaşımı benimsenirse, pozitif ve negatif değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesine göre Hatemi-J asimetric nedensellik testine de d_{max} gecikme uzunluğu eklenmektedir. Bu nedensellik testinde ayrıca Efron (1979) tarafından geliştirilen yeniden örneklemeyle dayalı bootstrap simülasyonu kullanılmaktadır. Bootstrap simülasyonu 10000 kere tekrar edilmekte ve her bir tekrarda Wald testi gerçekleştirilmektedir (Hatemi, 2012). Son aşamada gerçekleştirilen Wald testi bootstrap tablo kritik değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilmekte, değişkenler arasında saklı bir nedensellik ilişkisinin olduğu kabul edilmektedir.

4. Ampirik Bulgular

İlk olarak seriler analize dahil edilmeden önce Dickey ve Fuller (1981)'in geliştirdiği Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (1988)'un geliştirdiği Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlık düzeyleri Toda-Yamamoto simetrik ve Hatemi-J asimetric nedensellik testlerinde maksimum bütünleşme derecesinin tespiti için belirlenmiştir. ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları Tablo 2'de gösterilmektedir. Her iki birim kök testinin sonucuna göre de değişkenler birinci farkında I(1) durağan olduğu tespit edilmiş ve maksimum bütünleşme derecelerinin 1 olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Testler	ADF		PP	
	C	C+T	C	C+T
Değişken				
GDP	-0,20 (0)	-3,07 (0)	-0,12 (2)	-3,07 (0)
GDPA	-2,11 (0)	-2,51 (0)	-2,18 (2)	-2,62 (2)
GDPI	-0,51 (0)	-2,66 (0)	-0,48 (2)	-2,66 (0)
GDPS	-0,49 (0)	-3,03 (0)	-0,52 (8)	-3,10 (1)
FEMP	-0,82 (0)	-1,46 (0)	-0,82 (0)	-1,46 (0)
Δ GDP	-5,93 (0)***	-5,80 (0)***	-5,95 (2)***	-5,82 (2)***
Δ GDPA	-6,16 (0)***	-6,04 (0)***	-6,13 (1)***	-6,02 (1)***
Δ GDPI	-4,88 (0)***	-4,77 (0)***	-4,89 (3)***	-4,77 (3)***
Δ GDPS	-5,93 (0)***	-5,84 (0)***	-6,76 (5)***	-6,64 (5)***
Δ FEMP	-5,59 (0)***	-5,73 (0)***	-5,62 (2)***	-5,87 (3)***

Not: ***: %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. ADF birim kök testinde optimal gecikme uzunluğu SBC ile belirlenmiştir. PP birim kök testinde optimal bant genişliği Newey-West Bandwith ile belirlenmiştir.

Birim kök testleri gerçekleştirildikten sonra TY-VAR analizinde için optimal gecikme uzunluğu Tablo 3'te gösterilen TY-VAR analizi için kurulan dört modelde de beş farklı bilgi kriteri ile her bir model için 1 olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğu 1 olarak belirlendikten sonra $k+d_{max}=1+1=2$ olarak dört model de TY nedensellik testinin uygulanabilmesi için hem en küçük kareler (OLS) hem de görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemleri ile tahmin edilmiştir. Tablo 4'te TY nedensellik testinin sonuçları gösterilmektedir. OLS ve SUR yöntemi ile tespit edilen katsayılar kadın istihdamındaki %1'lik bir artışın hizmet sektöründe yaratılan katma değeri ve toplam gayrisafi yurtiçi hasılayı sırasıyla %0,36 ve %0,22 arttırdığını belirtmektedir. TY nedensellik testi sonuçları da benzer şekilde kadın istihdamından toplam ve hizmetler sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılaya doğru tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedenselliğin olduğunu

göstermektedir. Diagnostik testlerden White; kurulan VAR modelinde değişen varyans, LM; otokolerasyon, JB: hata terimlerinin normal dağılmaması gibi sorunların mevcut olmadığını ifade etmektedir. 1'den küçük olduğu tespit edilen AR kökleri ise tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğunu belirtmektedir.

Tablo 3: VAR Modeli Optimal Gecikme Uzunluğu Seçimi

Modeller	Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SBC	HQ
1-) GDP-FEMP	0	59,37	NA	4,15e-05	-4,41	-4,32	-4,39
	1	123,63	113,68*	4,04e-07*	-9,05*	-8,76*	-8,96*
	2	125,16	2,48	4,92e-07	-8,86	-8,37	-8,72
2-) GDPA-FEMP	0	82,40	NA	7,06e-06	-6,18	-6,09	-6,16
	1	102,80	36,10*	2,00e-06*	-7,45*	-7,16*	-7,36*
	2	103,34	0,86	2,64e-06	-7,18	-6,70	-7,04
3-) GDPI-FEMP	0	67,86	NA	2,16e-05	-5,07	-4,97	-5,04
	1	111,90	77,91*	9,95e-07*	-8,15*	-7,86*	-8,06*
	2	111,94	0,07	1,36e-06	-7,84	-7,36	-7,70
4-) GDPS-FEMP	0	51,54	NA	7,58e-05	-3,81	-3,71	-3,78
	1	125,82	131,41*	3,41e-07*	-9,21*	-8,93*	-9,13*
	2	129,66	6,20	3,48e-07	-9,20	-8,72	-9,06

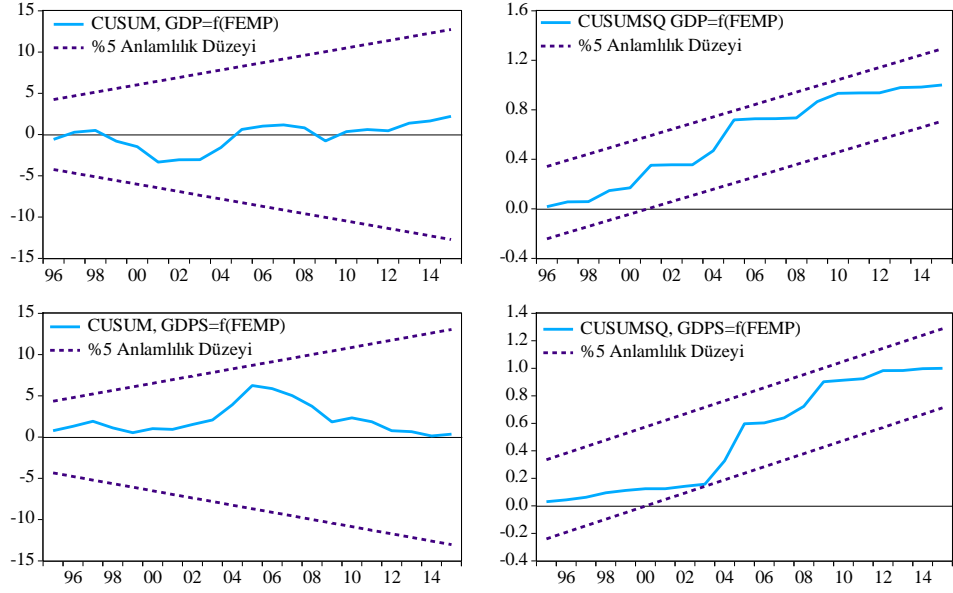
Tablo 4: Toda-Yamamoto VAR Nedensellik Testi Sonuçları

Modeller	OLS χ^2	SUR χ^2	Nedensellik [Katsayı]	k+d _{max}	R ²
1-) GDP=f(FEMP)	3,27(0,07)*	4,25(0,04)**	FEMP→GDP [+0,22]	1+1=2	0,99
FEMP=f(GDP)	0,47(0,49)	0,61(0,43)	-		
2-) GDPA=f(FEMP)	2,04(0,15)	2,66(0,10)	-	1+1=2	0,45
FEMP=f(GDPA)	0,90(0,34)	1,18(0,28)	-		
3-) GDPI=f(FEMP)	0,45(0,50)	0,59(0,44)	-	1+1=2	0,95
FEMP=f(GDPI)	0,43(0,51)	0,56(0,45)	-		
4-) GDPS=f(FEMP)	5,25(0,02)**	6,49(0,01)***	FEMP→GDPS [+0,36]	1+1=2	0,99
FEMP=f(GDPS)	0,30(0,58)	0,37(0,54)	-		
Diagnostik Testler	AR Kökleri	White χ^2	Jarque-Bera (JB)	LM	
Model 1	0,97-0,46	28,62 (0,54)	4,08 (0,30)	2,08 (0,72) 2,41 (0,66)	
Model 2	0,93-0,38	26,66 (0,64)	6,02 (0,20)	1,37 (0,85) 4,06 (0,40)	
Model 3	0,87-0,58	36,02 (0,21)	3,76 (0,44)	2,19 (0,70) 0,45 (0,98)	
Model 4	0,93-0,93	31,27 (0,15)	3,71 (0,45)	3,10 (0,54) 2,45 (0,65)	

Not: Model 1, 2 ve 3'e istatistiksel olarak anlamlı trend eklenmiştir. () parantez içi olasılık değerlerini ifade etmektedir.

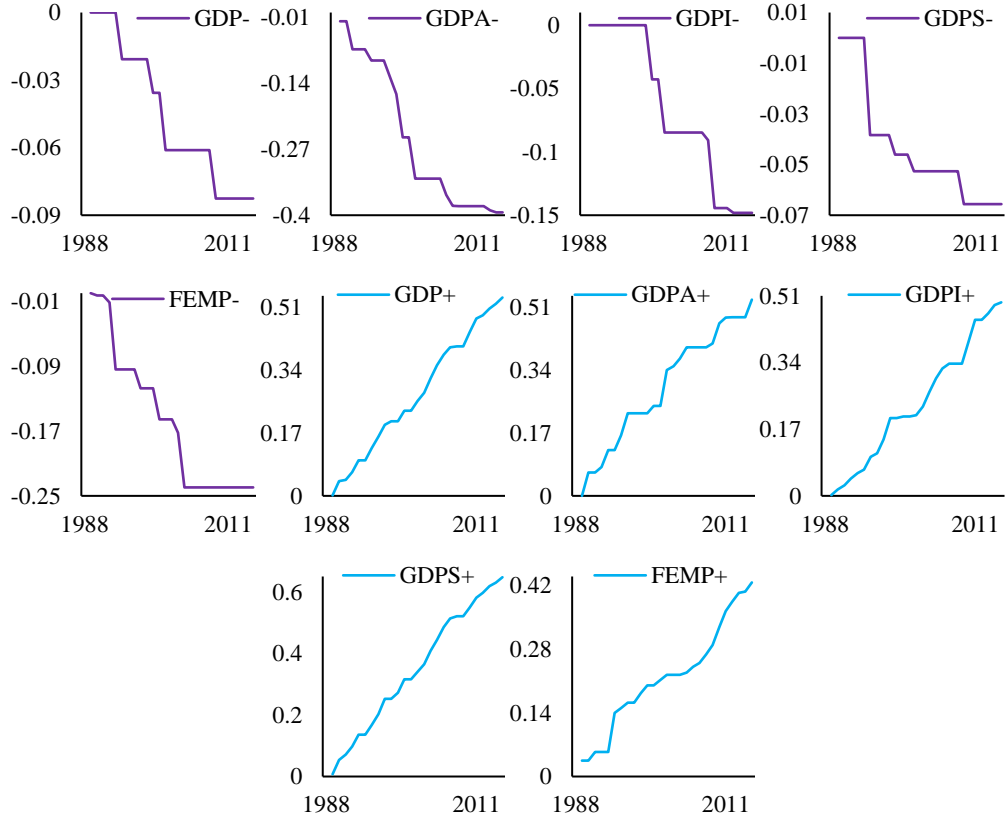
Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen, sırasıyla ardışık hata terimleri ve ardışık hata terimleri karelerine uygulanan CUSUM ve CUSUMSQ testlerinde elde edilen eğriler, grafiklerde %5 güven aralığı içerisinde bulunduğu modelde tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğuna karar verilmektedir. Nedensellik ilişkilerinin tespit edildiği Model 1 ve Model 4 için uygulanan ve grafik 5'te gösterilen CUSUM ve CUSUMSQ testlerinden elde edilen eğriler %5 güven aralığının içinde bulunduğundan dolayı TY-VAR analizi için gerçekleştirilen modellerde tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu belirlenmiştir.

Grafik 5: CUSUM ve CUSUMSQ Testleri



TY-VAR analizi gerçekleştirildikten sonra değişkenler, asimetrik nedensellik testi uygulanabilmesi için pozitif ve negatif şoklarına ayrılmıştır. Grafik 6'da değişkenlerin ayrıştırılmış pozitif ve negatif şokları gösterilmektedir.

Grafik 6: Değişkenlerin Pozitif ve Negatif Şokları



Tablo 5: Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Modeller	Test İstatistiği	%1	%5	%10	k_{dmax}
FEMP ⁺ →GDPS ⁺	0,32	8,69	4,67	3,13	2
FEMP ⁻ →GDPS ⁻	18,71***	13,51	5,15	2,88	2
FEMP ⁺ →GDP ⁺	1,37	7,90	4,51	3,11	2
FEMP ⁻ →GDP ⁻	6,42**	12,25	4,94	3,00	2
FEMP ⁺ →GDPA ⁺	0,43	10,46	4,94	3,12	2
FEMP ⁻ →GDPA ⁻	0,60	10,02	4,50	2,90	2
FEMP ⁺ →GDPI ⁺	1,27	3,04	4,46	3,03	2
FEMP ⁻ →GDPI ⁻	0,19	14,35	5,61	3,11	2
GDPS ⁺ →FEMP ⁺	0,17	8,48	4,66	3,26	2
GDPS ⁻ →FEMP ⁻	0,29	10,48	4,77	3,15	2
GDP ⁺ →FEMP ⁺	0,89	8,79	4,65	3,20	2
GDP ⁻ →FEMP ⁻	0,18	9,49	4,45	3,03	2
GDPA ⁺ →FEMP ⁺	0,63	9,58	4,60	3,11	2
GDPA ⁻ →FEMP ⁻	0,04	11,11	5,19	3,14	2
GDPI ⁺ →FEMP ⁺	1,05	8,99	4,65	3,09	2
GDPI ⁻ →FEMP ⁻	0,32	10,63	4,70	2,99	2

Not: Optimal gecikme uzunlukları HJC bilgi kriteri ile belirlenmiştir. Bootstrap sayısı 10000'dir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testinin sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir. Değişkenlere ait pozitif ve negatif şokların hepsi birinci farkında durağan olduğundan ve HJC bilgi kriteri ile optimal gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edildiğinden dolayı $k_{dmax}=2$ olarak belirlenmiştir. Kadın istihdamının negatif şoklarından toplam ve hizmet sektöründe yaratılan gayri safi yurtiçi hasılanın negatif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Hem TY simetrik hem de Hatemi-J asimetrik nedensellik testlerine göre kadın istihdamı arttıkça hizmet sektöründe yaratılan katma değer ve toplam gayrisafi yurtiçi hasıla artmaktadır. Kadın istihdamındaki artış, sanayi ve tarım sektöründe yaratılan gayri safi yurtiçi hasılayı etkilememektedir. Günümüzde gelişmiş ülke ekonomilerinde ağırlıklı paya sahip olan hizmet sektöründe kadınların istihdam edilmesi, Türkiye için hem bu sektörün hem de bir bütün olarak ekonominin gelişimine katkı sağlamaktadır.

5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için 1988-2015 döneminde Toda-Yamamoto simetrik ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri ile kadın istihdamı ve ekonomik büyüme arasındaki sektörel nedensellik ilişkilerinin tespiti amaçlanmıştır. Gerçekleştirilen analizlerden en küçük kareler ve görünürde ilişkisiz regresyon yöntemlerinin sonuçlarına göre kadın istihdamındaki %1'lik bir artış hizmet sektöründe yaratılan katma değeri %0,36 ve toplam gayrisafi yurtiçi hasılayı %0,20 oranında arttırmaktadır. Toda-Yamamoto simetrik nedensellik testinin sonuçları kadın istihdamından toplam ve hizmet sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılaya doğru tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Hatemi-J asimetrik nedensellik testinin sonuçlarına göre kadın istihdamının negatif şoklarından, toplam ve hizmet sektöründe yaratılan gayrisafi yurtiçi hasılanın negatif şoklarına doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Hem simetrik hem de asimetrik nedensellik testinde kadın istihdamının sanayi ve hizmet sektörünü etkilemediği belirlenmiştir.

Kadın istihdamındaki artış temel olarak hizmet sektöründeki gayrisafi yurtiçi hasılanın artmasını sağlamaktadır. Bu durum toplam gayrisafi yurtiçi hasılda da bir artışa sebebiyet vermektedir. Türkiye'de kadın istihdamının sektörel profili son 30 yılda önemli ölçüde değişmiştir. Kadın istihdamının 1988 yılında %78,2'si tarım sektöründe gerçekleşirken, 2015 yılına gelindiğinde kadınların en fazla istihdam edildiği sektör %50,9'luk bir payla hizmet sektörü olmuştur. Bu

değişimde kuşkusuz kentleşme olarak nitelendirilen köyden kente göçün etkisi büyüktür. Kadın istihdamının sanayi ve tarımda yaratılan katma değer üzerinde herhangi bir etkisi analiz sonuçları dahilinde olmadığından dolayı, hizmet sektöründeki kadın istihdamının artışının politika yapımcıları tarafından teşvik edilmesi gerekmektedir.

Klasen ve Lamanna (2009)'nın da belirttiği gibi kadınlara yönelik istihdama katılımında cinsiyet ayrımcılığı ekonomik büyümeyi negatif yönde etkileyebilmektedir. 2015 yılında erkeklerin %72'si işgücüne katılım sağlarken, kadınların sadece %32'sinin işgücüne katılması Türkiye'de kadın erkek eşitliğinin istihdam açısından tam olarak sağlanamadığını göstermektedir. OECD ülkelerinin ortalamasına bakıldığında aynı yılda kadınların işgücüne katılım oranı yaklaşık olarak %52, erkeklerin işgücüne katılım oranı ise %69'dur. Türkiye erkek işgücüne katılım oranında OECD üyesi ülkelerin ortalamasının üstünde olsa da kadın işgücüne katılım oranında henüz istenilen başarıyı sağlayamamıştır. Kadın istihdamının artırılması için kreşlerin yaygınlaştırılması, eğitimde kalite ve etkinliğin artırılarak beşeri sermayenin güçlendirilmesi, kültürel ve toplumsal baskılar ile mücadele edilmesi gerekmektedir.

Kadın istihdamının artması, kendine daha çok güvenen ve daha eğitilmiş kadınlarla birlikte gelecekte daha iyi bireylerin yetişmesine; böylelikle toplumun ilerleyebilmesine fayda sağlayacaktır. Kentlerde ev hanımı olan kadınların yaptıkları işler gayrisafi yurtiçi hasıla hesaplamasında yer almadığından, kentlerde kadınların ev hanımlığını bırakıp istihdama dahil olması, gayrisafi yurtiçi hasılanın daha doğru bir şekilde hesaplanmasına yardımcı olacaktır. Gelişmiş ülkelerde kadın istihdamı gelişmekte olan ülkelere göre oldukça yüksektir. 2023 hedeflerinde dünyadaki en güçlü 10 ülke arasında yer almayı ilk sırada tutan Türkiye'nin, bu amacı gerçekleştirebilmek için kadının istihdamına gereken önemi vermesi şarttır.

Kaynakça

- Aydın, F. F. ve Erdem, E. (2014). The Effect of women's Employment on Competitiveness and Economic Growth: A Comparison of Turkey and the Most Competitive Countries. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 59-71.
- Belke, M. ve Bolat, S. (2016). The Panel Data Analysis of Female Labor Participation and Economic Development Relationship in Developed and Developing Countries. *Economic Research Guardian*, 6(2), 67-73.
- Boserup, E. (1970), *Women's Role in Economic Development*, New York: St. Martin.
- Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 37(2), 149-192.
- Chapman, K. A. (2015). Economic Development and Female Labor Force Participation in the Middle East and North Africa: A Test of the U-Shape Hypothesis. *Gettysburg Economic Review*, 8(1), 5-22.
- Çağatay, N. ve Özler, Ş. (1995). Feminization of the Labor Force: The Effects of Long-Term Development and Structural Adjustment. *World Development*, 23(11), 1883-1894.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), 1057-1072.
- Doğan, B. ve Akyüz, M. (2017). Female Labor Force Participation Rate and Economic Growth in the Framework of Kuznets Curve: Evidence from Turkey. *Review of Economic and Business Studies*, 10(1), 33-54.
- Dücan, E. ve Polat, M. A. (2017). Kadın İstihdamının Ekonomik Büyümeye Etkisi: OECD Ülkeleri için Panel Veri Analizi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26(1), 155-170.
- Dünya Bankası (2017). Dünya Bankası Kalkınma Göstergeleri, Washington, DC.

- Efron, B. (1979). Computers and the Theory of Statistics: Thinking the Unthinkable. *SIAM Review*, 21(4), 460-480.
- Er, Ş. (2012). Women Indicators of Economic Growth: A Panel Data Approach. *Economic Research Guardian*, 2(1), 27-42.
- Hatemi-J, A. (2003). A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models. *Applied Economics Letters*, 10(3), 135-137.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Klasen, S. ve Lamanna, F. (2009). The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
- Korkmaz, M. ve Alacahan, N. D. (2013). Türkiye’de Formel Piyasaya Yönelmede Kadın İşgücü Arzı ve GSYH Etkileri: Ampirik Bir Çalışma. *Turkish Studies*, 8(7), 887-900.
- Lahoti, R. ve Swaminathan, H. (2016). Economic Development and Women's Labor Force Participation in India. *Feminist Economics*, 22(2), 168-195.
- Luci, A. (2009). Female Labour Market Participation and Economic Growth. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 4(2-3), 97-108.
- Löfström, A. (2009). Gender Equality, Economic Growth and Employment. Swedish Ministry of Integration and Gender Equality.
- Mammen, K. ve Paxson, C. (2000). Women's Work and Economic Development. *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 141-164.
- Mujahid, N. ve Zafar, N. U. (2012). Economic Growth-Female Labour Force Participation Nexus: An Empirical Evidence for Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 51(4), 565-585.
- OECD (2017). OECD Statistics. Erişim adresi: <http://stats.oecd.org/>
- Önder, N. (2013). Türkiye’de Kadın İşgücünün Görünümü. *ÇSGB Calisma Dünyasi Dergisi*, 1(1), 35-61.
- Pampel, F. C. ve Tanaka, K. (1986). Economic Development and Female Labor Force Participation: A Reconsideration. *Social Forces*, 64(3), 599-619.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Serel, H. ve Özdemir, B. S. (2017). Türkiye’de Kadın İstihdamı ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15(3), 134-150.
- Sevinç, H., Bozkurt, E. ve Sevinç, D. E. (2016). Ekonomik Büyümede Kadın İstihdamının Rolü? Yakınsama Temelli Kanıtlar, *C. Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 17(1), 57-69.
- Tasseven, O. (2017). The Relationship between Economic Development and Female Labor Force Participation Rate: A Panel Data Analysis. In *Global Financial Crisis and Its Ramifications on Capital Markets* (pp. 555-568). Springer, Cham
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- TÜİK (2016). İstatistiklerle Kadın, 2015. Erişim Adresi: <http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBul-tenleri.do?id=21519>.

Umit, A. O. ve Alkan, H. I. (2016). The Effects of Foreign Direct Investments and Economic Growth on Employment and Female Employment: A Time Series Analysis with Structural Breaks for Turkey. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, 9(3), 43-49.

THE RELATIONSHIP BETWEEN FEMALE EMPLOYMENT AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: A SECTORAL ANALYSIS WITH SYMMETRIC AND ASYMMETRIC CAUSALITY TESTS

Extended Abstract

Aim: Employment growth is one of the main macroeconomic targets for countries to increase production. Although employment is a concept previously associated with men, female employment is also an important aspect of the country's economies today. Especially, with the transformation of economies from the industrial sector to the service sector, there has been a tremendous increase in female employment. The relationship between female employment and economic growth is generally investigated by the U hypothesis. This hypothesis states that as economic growth increases, female labor participation rate decreases at first and increases at the next stage. In this way, the impact of economic growth on female labor force is investigated. However, few studies have investigated the effects of female employment on economic growth. Therefore, this study aims to examine the effects of female employment on the industry, service and agriculture sectors covering the period from 1988 to 2015 for the Turkish economy.

Method(s): In this empirical study, ADF and PP unit root tests were used to determine the stationarity levels of the variables at the first stage. Toda-Yamamoto (1995) (TY) symmetric and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests were used to examine the causality relations between variables. The VAR model established for the Toda-Yamamoto causality test is shown in equations 1 and 2.

$$GDP_t = \theta_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{1i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_{1i} FEMP_{t-i} + \theta_{11} t + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$FMEP_t = \theta_{20} + \sum_{i=1}^k \sigma_{2i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \gamma_{2i} FEMP_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} GDP_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \rho_{2i} GDP_{t-i} + \mu_{21} t + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

In the equations, $FMEP_t$ denotes female employment thousand people; GDP_t (as indicator of economic growth) denote gross domestic product in constant 2010 \$. Instead of the GDP variable, the value added in the agricultural, industrial and service sectors was added and the equations were repeated in the analyses. The variables included in this study were obtained from the World Bank (2016) and OECD (2017).

Hatemi-J asymmetric causality test can measure the effects of positive and negative shocks of variables separately. In this causality test, the HJC information criterion developed by Hatemi-J (2003) was used to determine the optimal lag length. The separated positive and negative shocks of the variables are shown in equations 3 and 4.

$$FEMP_t = FEMP_{t-1} + \varepsilon_{1t} = FEMP_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (3)$$

$$GDP_t = GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} = GDP_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (4)$$

After the variables were separated to positive and negative shocks, the causality test was applied with the bootstrap simulation.

Findings: According to the results of TY causality test, there is a unidirectional and statistically significant causality moving from female employment to total and service sector's gross domestic

product. The findings of Hatemi-J (2012) asymmetric causality test show that a unidirectional causality is going from the negative shocks of female employment to the negative shocks of total and service sector's gross domestic product. In addition, both symmetric and asymmetric causality test results indicate that there is no causal relationship between female employment and industry and agriculture sectors.

Conclusions: The results of this study show that female employment only affects the service sector in a positive way, but has no impact on the industry and agricultural sectors. The increase in female employment has also a positive impact on the overall economy. Female employment will help improve the future of better individuals with safer and more educated women and thus the community can move forward. Additionally, housewives in urban areas do not take part in the calculation of gross domestic product, so female in urban areas are left with housewives and employment will help to calculate the gross domestic product more accurately. In Turkey, the labor force participation rate and the number of female employed is low. Female employment, which affects the economy in the positive direction, needs to be increased in this country. In order to achieve the aim of entering the most powerful 10 economies in the world among the 2023 targets, Turkey is required to give the necessary importance to female employment.