



Temel Solow Modeli Bağlamında Verimlilik ve İstihdam İlişkisi: Seçilmiş İslam Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi

The Relationship between Productivity and Employment in the Context of the Basic Solow Model: Panel Data Analysis on Selected Islamic Countries

Öğr. Gör. Caner DİLBER¹, Prof. Dr. Hacı Bayram IŞIK²

Öz

Ulusal ekonomiler için, büyük önem arz eden ekonomik büyüme kavramı, emek, sermaye ve teknolojinin yanında, işgücü verimliliği ile de oldukça yakın ilişkilidir. Bir ülkede üretim gerçekleştiren, kamu ve özel sektör firmalarının, üretimin hangi bölgesinde faaliyet gösterdiğini tespit edebilmek optimum faktör bileşeninin tahmini açısından oldukça önemlidir. Bilindiği gibi faktör bileşiminde optimizasyonu sağlamak, üretim kaynaklarının etkin kullanımını ve daha yüksek çıktı düzeyine ulaşılmasını beraberinde getirmektedir. Diğer taraftan, bir üretim faktörü olan işgücünün verimliliği ile ilgili tahminler yapabilmek, emek piyasasına ilişkin uygulanacak politikalarda daha isabetli kararlar alınmasına yardımcı olacaktır. Bu sebeple, bu çalışmada işgücü başına çıktının, işgücüne katılım oranı ile olan ilişkisi, temel Solow modeli kapsamında incelenmiştir. Çalışmada seçilmiş İslam ülkelerinin (BAE, Umman, Bahreyn, Türkiye, Malezya, Endonezya, Pakistan, Sudan, Mısır ve Ürdün) 2001-2019 yılları arasındaki verileri yıllık frekansta kullanılmıştır. Temel Solow modeline işgücüne katılım oranı değişkeni eklenmiş ve işgücü başına çıktı ile olan ilişkisi araştırılmıştır. Kurulan modele ilişkin varsayım sapmaları sebebiyle model, Driscoll-Kraay Standart Hatalar tahmincisi ile analiz edilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, söz konusu ülkelerde belirtilen dönem için temel Solow modeli geçerlidir. Ayrıca, işgücü başına çıktı ile işgücüne katılım oranı arasında anlamlı ve negatif bir ilişki bulunmaktadır. Diğer bir ifade ile işgücüne katılım oranı %1 artığında işgücü başına çıktı yaklaşık olarak, %1,8 azalmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Verimlilik, Temel Solow Modeli, iş gücüne katılım oranı, Driscoll-Kraay

Makale Türü: Araştırma

Abstract

The concept of economic growth, which is of great importance for national economies, is closely related to labor productivity as well as labor, capital, and technology. In terms of estimating the optimal factor combination, it is very important, to be able to determine in which region of the production public and private sector companies operate. As it is known, optimizing the factor composition induce the effective use of production resources and achieving higher output levels. On the other hand, being able to make predictions about the productivity of the labor force, which is a factor of production, will help to take more accurate decisions in the policies to be applied regarding the labor market. Therefore, in this study, the relationship between output per labor force and the labor participation rate was examined within the scope of the basic Solow model. Data of selected Islamic countries namely UAE, Oman, Bahrain, Turkey, Malaysia, Indonesia, Pakistan, Sudan, Egypt, and Jordan were used at annual frequency for the period 2001 – 2019. The labor force participation rate was added to the basic Solow model, and its relationship with output per labor force was investigated. Due to the assumption deviations related to the established model, the model was analyzed through the Driscoll-Kraay Standard Error estimator. The findings revealed that the basic Solow model is valid in the aforementioned countries for the specified period. Moreover, there is a significant and negative relationship between output per labor force and labor force

¹Çankırı Karatekin Üniversitesi, Yapraklı Meslek Yüksekokulu, canerdilber@karatekin.edu.tr

²Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, hbayram@kku.edu.tr

Atf için (to cite): Dilber, C. ve Işık, H. B. (2022). Temel Solow modeli bağlamında verimlilik ve istihdam ilişkisi: Seçilmiş İslam ülkeleri üzerine panel veri analizi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(1), 267-279.

participation rate. In other words, when the labor force participation rate increases by 1%, output per labor force decreases by approximately 1.8%.

Keywords: Productivity, basic Solow model, labor force participation rate, Driscoll-Kraay

Paper Type: Research

Giriş

Özellikle yakınsama tartışmaları üzerinden eleştirilen temel Solow modeli, Mankiw, Romer ve Weil'in (1992) orijinal modele beşeri sermaye değişkenini eklemeleri ile birlikte gerçek hayatı daha iyi tasvir eder hale gelmiş ve birçok bilimsel çalışmada referans model olma özelliği kazanmıştır (Sarıbaş, 2016, s. 170).

Model, ülkeler arasında işgücü başına çıktı düzeyindeki farklılaşmaların sebebini, efektif emek arzındaki ve işçi başına sermaye düzeyindeki farklılıklar olmak üzere iki sebebe bağlamaktadır (Romer, 2006, s. 26-27). Modelde başlangıç sermaye/emek oranı daha düşük olan ülkelerin, daha yüksek sermaye/emek oranlı ülkelere göre daha yüksek kişi başına büyüme oranlarına sahip olacağı ve gelişmiş ülkelere yakınsayacağı iddia edilmiştir (Barro ve Sala-i Martin, 1992, s. 224). Yakınsama süreci olarak bilinen bu durumun ortaya çıkmasının temel sebebi, sermayenin azalan verimliliğidir. Düşük sermaye/emek düzeyindeki ülkeler, daha yüksek sermayenin marjinal getirisine sahiptirler. Bunun sonucu olarak gelişmiş ülkelere nazaran, daha hızlı bir büyüme gerçekleştirirler (Barro, 1991, s. 407).

Modelde iddia edildiği gibi teknoloji dışsal ve sabit, sermayenin azalan verimliliği geçerli ve ülkelerin başlangıç sermaye/işgücü düzeyleri eşit varsayılırsa, ülkeler arası yakınsama kaçınılmazdır. Böyle bir durumda ülkeler arasında, zaman içerisinde oluşan refah farklılıklarının sebebi, efektif emek arzındaki farklılıklardan ileri gelmektedir. Modelde, efektif emek, dışsal ve sabit varsayılan teknoloji ile ilişkilendirilmekle birlikte emeğin etkinliğinin ne olduğu tanımlanmamaktadır (Romer, 2006, s. 27-28).

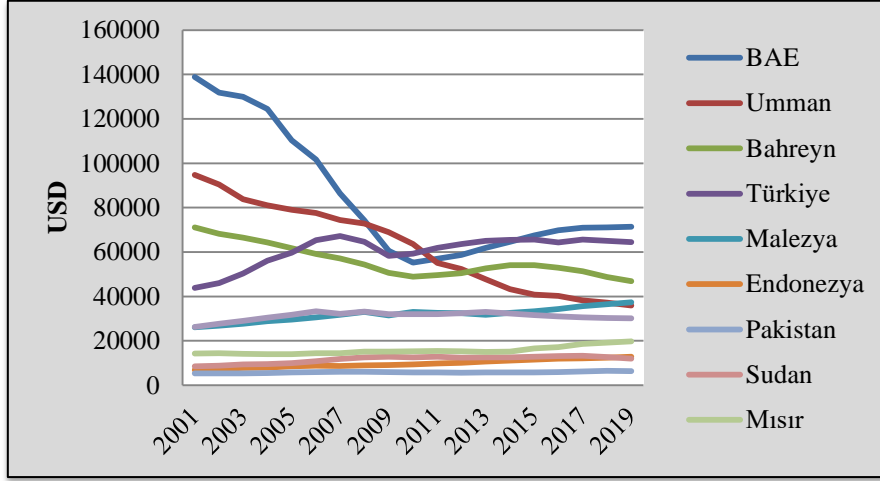
Mankiw, Romer ve Weil'e (1992) göre, Solow modeli, her bir ülkenin, kendi durağan durumundan ne kadar uzaksa o kadar hızlı büyüyeceğini, kendi durağan durum dengesine yaklaştıkça büyümenin yavaşlayacağını (her bir ülkenin kendi durağan durum dengesine yakınsayacağı) koşullu yakınsamanın geçerli olacağını ifade etmektedir (Kaynak, 2011, s. 188). MRW'in bu katkısı, 1980'lerde geçerliliği tartışılan Solow modelinin, önemini arttırmıştır. Orijinal modelde açıklayıcı değişkenler olan, sermaye ve nüfus, MRW'in çalışmasında test edilmiş ve sadece bu iki değişkenin kişi başı gelirin % 50'sini açıklayabildiği tespit edilmiştir (Sarıbaş, 2016, s. 173).

Bütün bunların yanında model, teknoloji dışında emeğin etkinliğini etkileyen diğer faktörlerin dikkate alınmaması, yakınsama sürecinde gelişmiş ülkelerin kaybettikleri sermaye etkisini teknolojik gelişmeyle amorti etmeleri, dışsal ve sabit olduğu varsayılan teknolojinin kaynağının belirtilmemesi ve teknolojinin birim maliyeti düşürerek büyümeye katkısının açıklanmaması boyutlarıyla eleştirilmektedir.

Ülke ekonomileri için işgücüne katılım oranı önemli olmakla birlikte, işgücünün niteliksel yapısı ve üretim firmalarının karakteristik özelliklerinin bilinmesi de oldukça önemlidir. İşgücüne katılım oranı tanım olarak, bir ülkede işgücü olarak tanımlanan aktif çalışanlar ve iş arayanlar toplamının çalışma çağındaki nüfusa oranını ifade etmektedir. Yüksek işgücüne katılım oranı, her durumda, çıktıya veya bu çıktının parasal değeri olan reel hasılaya istenilen katkıyı sunmayabilir. Bu sebeple, çalışmamızda işgücüne katılım oranı ile işgücü başına gelir arasındaki ilişki, temel Solow modeli bağlamında araştırılmıştır. Seçilen İslam ülkeleri üzerinde temel Solow modelinin geçerliliği test edilmiş ve modele işgücüne katılım oranı değişkeni eklenerek işgücü başına gelire etkisi tartışılmıştır.

Mısır hariç olmak üzere, araştırmaya konu olan ülkeler, Reuters (2020) Global İslami Ekonomi Raporunda belirtilen İslami finansın en yaygın olduğu ülkelerdir. Bu ülkelerdeki araştırma dönemi boyunca hesaplanan işgücü başına reel gelir şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1. İşçi başına reel hâsıla

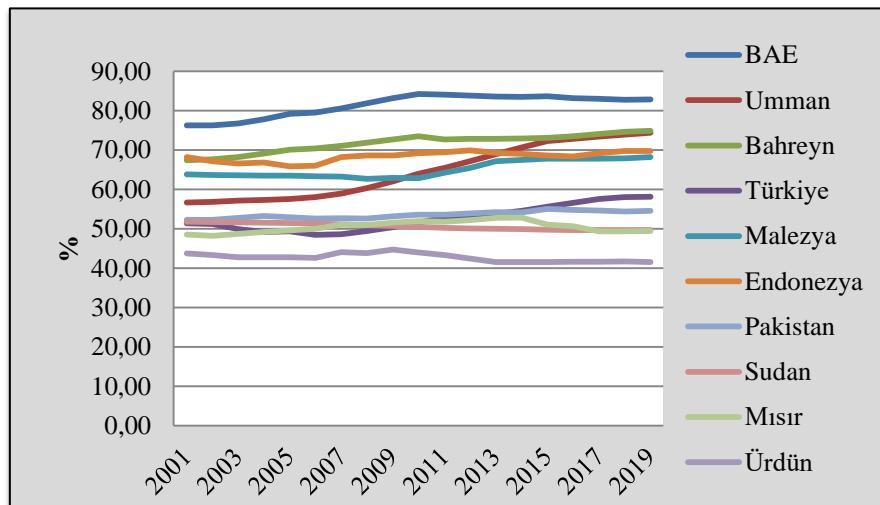


Kaynak: World Bank’tan alınan veriler üzerinden, yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Araştırmaya konu olan ülkelere, Birleşik Arap Emirlikleri’nin 2001 yılında, işçi başına hasıla değeri yaklaşık \$139.000 olmakla birlikte, bu değer, araştırma dönemi ve ülkeleri içerisindeki en yüksek değerdir. Fakat araştırma dönemi sonundaki rakamlar incelendiğinde, işçi başına hasılanın, yarı yarıya azaldığı gözlemlenmektedir. BAE’den sonra Umman ve Bahreyn 2001 yılı için, yüksek işçi başına hasıla değeri ile dikkat çeken diğer ülkelerdir. BAE’lerinde olduğu gibi, araştırma dönemi sonunda Umman’da işçi başına hasıla değeri, yaklaşık olarak % 62, Bahreyn’de ise, % 34 azalmıştır. Türkiye’de 2001-2008 yılları arasında sürekli artış eğiliminde olan işçi başına hasıla değeri, 2009-2010 yıllarındaki düşüşlerin ardından, araştırma dönemi sonunda, 2008 yılındaki değerini yakalamıştır. Malezya, Endonezya, Pakistan, Sudan, Mısır ve Ürdün, araştırma dönemi başlangıcı ve sonu dikkate alındığında, işçi başına hasıla değeri açısından, küçük fakat sürekli, artış gösteren ülkelerdir. Bu ülkelere sadece Sudan, ülkedeki siyasi karışıklıkların da etkisi ile 2018 ve 2019 yıllarında düşüşler yaşamıştır.

Araştırma dönemi boyunca, ülkelere ait işgücüne katılım oranları şekil 2’de sunulmuştur.

Şekil 2. İşgücüne katılım oranı



Kaynak: World Bank

Araştırma ülkelerinin, işgücüne katılım oranları incelendiğinde, tüm yıllar ve ortalama değer açısından, BAE en yüksek değere sahiptir. Ülkede 2001 yılında, %76 olan işgücüne katılım oranı 2019 yılında %82'ye yükselmiştir. BAE'den sonra tüm yılların ortalama değerleri açısından, %71 ile Bahreyn ikinci sıradadır. Birbirlerine yakın ortalamalara sahip ülkelerden Endonezya %68 ile üçüncü, Malezya %65 ile dördüncü ve Umman %64 ile beşinci sıradadır. Türkiye, Pakistan, Mısır ve Sudan, yaklaşık %51-%53 aralığında işgücüne katılım oranları ile, çalışma çağındaki nüfusun en az yarısını iş gücü piyasasına dahil edebilmişlerdir. Ürdün'de araştırma dönemi başında %43 olan işgücüne katılım oranı dönem sonunda %41'e gerilemiştir.

Temel Solow modeli bağlamında, iş gücüne katılım oranı ile işçi başına reel hasıla arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmamızda, bundan sonraki bölümler literatür, yöntem ve sonuç şeklinde sunulmuştur. Çalışmamızın özgünlüğü, konuyu araştırma ülkelerinde inceleyen ilk çalışma olmasıdır. Kadın ve erkek iş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Türkiye, Hindistan, OECD, Yükselen Pazar ve G7 gibi ülkelerde araştırmalara konu olmuştur. Konunun ana akım bir ekonomik büyüme modeli içerisinde değerlendirilmesi ve bu sebeple bağımlı değişkenin işçi başına reel hâsıla olarak belirlenmesi, analize konu olan dönemin diğer çalışmalardan farklı olması ve seçilen ülke grubunun tamamının İslam ülkesi özellikleri taşıması, çalışmamızı diğer araştırmalardan ayıran en önemli noktalaradır.

1. Literatür

İş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların büyük çoğunluğu, kadın işgücü üzerinde odaklanmış ve literatürde U-hipotezi³ olarak bilinen hipotezin geçerliliğini test etmek amacıyla yapılmıştır. Bu çalışmalardan bir kısmı U-hipotezinin geçerli olduğunu belirtmektedir. Bununla beraber U-hipotezinin geçerli olmadığını veya değişkenler arasında ters U ilişkisi bulunduğunu belirten çalışmalar da bulunmaktadır.

Konu ile ilgili ilk çalışmayı yapan Goldin'e (1995) göre, ekonomik büyümenin başlangıç aşamasında kadınların işgücüne katılım oranları düşerken, ilerleyen dönemlerde bu durum tersine dönmektedir. Tansel (2001) bu ilişkinin Türkiye için geçerli olduğunu belirtirken, Güçlü (2018) değişkenler arasındaki ilişkinin Türkiye'de ters U şeklinde olduğunu belirtmektedir.

Farklı ülke grupları için, U-hipotezinin geçerliliğini test eden çalışmalardan (Lincove, 2008; Fatıma ve Sultana, 2009; Luci, 2009; Tam, 2011; Olivetti, 2013; Tsani vd., 2013; Lechman ve Kaur, 2015; Chapman, 2015; Husain, 2016; Belke ve Bolat, 2016; Khaliq vd., 2017; Roy, 2018) hipotezin geçerliliğine ilişkin ampirik sonuçlara ulaşılmıştır. Bu çalışmaların yanında, Gaddis ve Klasen (2014) statik ve dinamik panel veri analizlerini kullanarak, OECD üyesi ve OECD üyesi olmayan, iki farklı ülke grubu üzerinde yapmış oldukları çalışmada, sadece OECD üyesi ülkeler ve statik panel veri sonuçlarına göre, U-hipotezini destekler sonuçlara ulaşılmıştır.

Diğer taraftan, (Lahoti ve Swaminathan, 2013; Verme, 2015; Mishra, 2018) yapmış oldukları çalışmalarında, hipotezin geçerli olmadığını, aksine değişkenler arasındaki ilişkinin ters U şeklinde olduğunu belirtmişlerdir.

Kadın ve erkek olmak üzere iş gücüne katılım oranları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar incelendiğinde, sonuçların birbirinden farklılık gösterdiği gözlemlenmektedir. Bu çalışmalardan Clark vd. (1999) 134 ülkenin verilerini kullanarak yapmış oldukları çalışmada, işgücüne katılım oranı ile kişi başına düşen gelir arasında, güçlü ve negatif bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

³Bu hipotez, bir ülkede kadınların iş gücüne katılım oranının ekonomik büyümenin başlangıç aşamasında düşüş, ilerleyen dönemlerde yükseliş trendi gösterdiğini ifade etmek için kullanılmaktadır.

Duval vd. (2010) endüstriyel üretim yapan 30 OECD üyesi ülke üzerinde, yapmış oldukları çalışmanın sonuçlarına göre, işgücüne katılım oranının artması, üretim anlamında ekonomide bir düşüşün sebebi olabilmektedir.

Kargı (2014) Türkiye üzerinde yapmış olduğu çalışmada, 2000:Q1-2013:Q3 arasındaki dönem verilerini kullanmıştır. Araştırmacı, belirtilen dönem için, işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olmadığını belirtmiştir. Ayrıca ekonomik büyümenin istihdam ve işsizlik üzerinde etkisi olmadığını, ülkedeki ekonomik büyümenin, istihdam üretmeyen veya vasıfsız büyüme özelliği gösterdiğini rapor etmiştir.

İşgücüne katılım oranı ile ilgili yapılan başka bir çalışmada, Reddy (2016) Hindistan'da yaşlı işgücünün, iş gücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında ilişki olmadığını belirtmektedir. Araştırma sonucunda, 1983-2012 yılları arasında ülkede gerçekleşen yüksek ekonomik büyüme rakamlarına karşılık, işgücüne katılımın sabit kaldığı, yaşlı işgücünün ya kayıt dışı çalıştığı ya da düşük vasıflı veya vasıfsız olarak çalıştığı belirtilmiştir.

Dücan ve Polat (2017) OECD ülkeleri üzerinde yapmış oldukları çalışmada, kadın/erkek işgücüne katılım oranının artması ile GSYH artışı arasında negatif bir ilişki olduğunu, bu etkinin G7 üyesi ülkelere daha yüksek olduğunu belirtmişlerdir.

Haque vd. (2019) Bangladeş üzerinde, 1991-2017 yılları arasındaki dönem için yapmış oldukları çalışmada, işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında kısa dönem için pozitif, uzun dönem için ise negatif bir ilişki olduğunu rapor etmişlerdir.

Keskin ve Aksoy (2019) Yükselen Pazar ve OECD olmak üzere, iki farklı ülke grubu üzerinde yapmış oldukları çalışmada, 1990-2015 yılları arasındaki verileri kullanmışlardır. İş gücüne katılım oranının bağımsız değişken olduğu analiz sonuçlarına göre, gelişmekte olan pazar ülkelerinde GSYH artışı, işgücüne katılım oranını artırırken, OECD ülkeleri için durum tam tersidir.

Türkiye üzerinde yapılmış başka bir çalışmada, Şahin ve Alp (2020) kadınların işgücüne katılım oranları ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

Görüldüğü gibi farklı ülke grupları, farklı zaman dilimi ve farklı yöntem kullanılması, sonuçları etkilemektedir. Sonuçların farklı olmasını etkileyen bir diğer hususun, iş gücünün analiz dönemlerindeki yapısal durumu olduğu da düşünülebilir. Düşük vasıflı ya da vasıfsız iş gücü, gizli işsizlik ve üretim firmalarının sahip olduğu karakteristik özellikleri, iş gücü piyasasındaki nicel çoğunluğun çıktıya ve bu çıktının reel değerine istenilen katkıyı sunamamasına sebep olabilmektedir.

2. Yöntem

Araştırmada kullanılan değişkenlere ilişkin veriler, BAE, Umman, Bahreyn, Türkiye, Malezya, Endonezya, Pakistan, Sudan, Mısır ve Ürdün ülkelerine ait olup, 2001-2019 yılları arasındaki dönemi kapsamaktadır. Verilerin tamamı Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır. İşgücü başına çıktı, reel GSYH/işçi sayısı ve işgücü başına sermaye, gayri safi sabit sermaye oluşumu/işçi sayısı, formülü ile analize dâhil edilmiştir. Elde edilen veriler üzerinden kurulan panel modelinde tahminci seçimi için, birim etkinin varlığını sınamak amacıyla Breusch-Pagan Lagrange Çarpımı Testi kullanılmıştır. Birim etkisinin varlığı tespit edildikten sonra, birim etkisinin türüne karar vermek amacıyla Hausman (1978) yaklaşımından faydalanılmış ve sabit etkiler (fixed effect) tahmincisinin etkin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yatay kesit bağımlılığının tespiti için, Pesaran (2004) ve Freidman(1937) testleri yapılmıştır. Otokorelasyonun tespitine yönelik olarak, Durbin Watson ve Yerel En İyi Değişmez testleri ve son olarak modelde değişen varyans (heteroskedastisite) sorununun olup olmadığını anlaşılması için Değiştirilmiş Wald testi uygulanmıştır. Yapılan varsayım testleri sonucunda kurulan modelde yatay kesit bağımlılığı, otokorelasyon ve değişen varyans sorunları

olduğu tespit edildiğinden varsayım sapmalarının varlığı durumunda doğru tahminler yapmaya imkan sağlayan Driscoll-Kraay Standart Hatalar tahmincisi kullanılmıştır.

Araştırmanın başlığında yer alan İslam ülkesi ifadesi ülkelerin nüfus yapıları dikkate alınarak belirlenmiştir. Nüfusunun büyük çoğunluğu Müslüman olan ülkeler için üst başlık olarak literatürde yaygın olarak kullanılan İslam ülkesi ifadesi kullanılmıştır. Araştırma konusu ülkelerde Müslüman nüfusun toplam nüfus içindeki payı BAE (%76), Umman (%85.9), Bahreyn (%73.7), Türkiye (%99.2), Malezya (%61.3), Endonezya (%87.2), Pakistan (%96.5), Sudan (%97), Mısır (%92.35) ve Ürdün (%97.2) şeklindedir (WPR, 2021).

Solow modelinin değişkenlerine ilişkin verilerin elde edilebildiği en uzun zaman dilimi kullanılmıştır. Ülke seçiminde, İslamî finansın yaygın olduğu ülkeler dikkate alınmış ve seçilen ülkeler içinden, verisine ulaşılan ülkeler analize dâhil edilmiştir. İslamî finansın yaygın olduğu ülkeler, Reuters (2020) Global İslamî Ekonomi Raporu dikkate alınarak belirlenmiştir.

Araştırmada geçerliliği sınanan, temel Solow modeline ait, neoklasik üretim fonksiyonunun matematiksel ifadesi ve buradan hareketle elde edilebilecek durağan durum denge koşulu aşağıdaki şekilde yazılabilir (Kaynak, 2011, s. 169-171).⁴

$$Y_t = (K_t)^a (A_t L_t)^{1-a} \quad (1)$$

$$k^* = \left(\frac{s}{n + q + \delta} \right)^{\frac{1}{a-1}} \quad (2)$$

Birinci denklemde Y_t t dönemindeki hasıla düzeyini, K_t t dönemindeki sermaye düzeyini, A_t ve L_t sırasıyla t dönemindeki bilgi veya iş gücü etkinliğini ve işgücünü temsil ederken “a” hasılanın sermayeye göre esnekliğini “1-a” ise hasılanın efektif emeğe göre esnekliğini göstermektedir. İkinci denklemdeki k^* ifadesi efektif emek başına düşen sermaye düzeyini gösterirken, s sermaye stokunu (tasarruflar) temsil etmektedir (Romer, 2006, s. 10). Ayrıca n nüfusu, q teknoloji büyüme hızını ve δ sermayenin yıpranma payını gösterirken, $q + \delta$ herhangi bir ülkeye ait olmadığı varsayımı altında sabit kabul edilmektedir (Sarıbaş, 2016, s.175).

Sarıbaş’a (2016) göre durağan durum denge koşulu üzerinden, kararlı denge işçi başına reel gelir, aşağıdaki şekilde bulunur.

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A(0) + qt + \frac{a}{1-a} \ln(s) - \frac{a}{1-a} \ln(n + q + \delta) \quad (3)$$

İşçi başına reel hasıla denklemindeki $A(0)$ terimi, teknolojiyi temsil ettiği gibi, doğal kaynaklar, iklim, kurum ve benzeri unsurları da içinde barındırmaktadır. Sermayenin reel gelir üzerindeki etkisi pozitif iken, nüfusun etkisi negatif değer almaktadır. $\frac{a}{1-a}$ değeri sırasıyla işçi başına gelirin sermayeye göre ve nüfusa göre elastikiyetini göstermektedir. Esneklik değerlerinin sırasıyla 0,5 ve -0,5 olduğu düşünülmektedir (Sarıbaş, 2016, s.175-176).

Yukarıdaki açıklamalar ışığında, Temel Solow modelinin seçilmiş İslam ülkelerinde test edilmesi ve işgücüne katılım oranı ile işçi başına hasıla arasındaki ilişkinin araştırılması için kurulan model aşağıdaki gibidir.

$$\ln(\text{RGDP}/\text{İŞÇ})_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i} \ln(\text{GSSO}/\text{İŞÇ})_{it} + \beta_{2i} \ln(n + q + \delta)_{it} + \beta_{3i} \ln(\text{LB})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Modelde bulunan α sabiti, ε hata terimlerini, β_i bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini gösterirken ($i=1, 2, 3$), i alt indisi panelin birim, t alt indisi ise panelin zaman

⁴Çalışmada, temel Solow modelinin, ayrıntılı matematiksel çözümlemesine yer verilmemiştir.

(yıl) boyutunu ifade etmektedir. Modeldeki tüm değişkenler, logaritmik formda analize dâhil edilmiştir. Modelde yer alan değişkenlere ait tanımlar ise tablo 1'deki gibidir.

Tablo 1. Değişken tanımları

Değişken	Tanım	Kaynak
ln (RGDP/İŞÇ)	ln.(İşçi Başına Reel Hasıla)	World Bank
ln(GSSO/İŞÇ)	ln. (İşçi Başına Sermaye)	World Bank
ln ($n + q + \delta$)	ln. (Nüfus+ Teknoloji+Yıpranma)	World Bank
ln (LB)	ln. (İş Gücüne Katılım Oranı)	World Bank

Kaynak: <https://data.worldbank.org/country> (Erişim tarihi: 17.02.2021)

Not: Değişkenlere ilişkin hesaplamalar, World Bank'tan alınan veriler üzerinden, yazarlar tarafından yapılmıştır. $q + \delta$ değeri 0,05 olarak alınmıştır.

Araştırma kapsamında kullanılan verilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon tabloları, tablo 2 ve tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 2. Tanımlayıcı istatistikler

İstatistik /Değişken	ln (RGDP/İŞÇ)	ln(GSSO/İŞÇ)	ln ($n + q + \delta$)	ln (LB)
Ortalama	10,1769	8,6353	16,9616	4,0778
Medyan	10,3702	8,8501	17,2325	4,0479
Std. Sapma	0,88286	0,98646	1,70902	0,19402
Çarpıklık	-0,256	-0,514	-0,311	0,057
Basıklık	-1,143	-0,862	-1,072	-1,037
Minimum	8,58	6,57	13,46	3,73
Maksimum	11,84	10,06	19,42	4,43
Jarque-Bera	12,41	14,23	12,17	8,69
Olasılık	0,002	8.1e-04	0,0023	0,013
Gözlem	190	190	190	190

Tabloda değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Çarpıklık değerlerinin negatif ifadeler alması değişkenlerin sola çarpık bir dağılım gösterdiğini ifade etmektedir. Basıklık değerleri incelendiğinde tüm değişkenlerin negatif değerler aldığı normal dağılımdan manidar bir düzeyde farklılaşmadığı ve basık bir yapıda olduğu gözlemlenmektedir. Birim boyutu 10, zaman boyutu 19 olmak üzere toplamda 190 gözlem vardır.

Tablo 3. Korelasyon matrisi

Değişken	ln (RGDP/İŞÇ)	ln(GSSO/İŞÇ)	ln ($n + q + \delta$)	ln (LB)
ln (RGDP/İŞÇ)	1			
ln(GSSO/İŞÇ)	0.651**	1		
ln ($n + q + \delta$)	-0.408**	-0.345**	1	
ln (LB)	0.365**	0.231**	-264**	1

Tabloda verilen korelasyon değerlerine bakıldığında işçi başına reel hasıla ve işçi başına sermaye arasındaki korelasyonun orta düzey pozitif olduğu gözlemlenmektedir. İşçi başına reel hasıla ile nüfus ve yıpranma değişkeni ve iş gücüne katılım oranı değişkeni arasındaki korelasyonun düşük ve sırası ile negatif ve pozitif değerler aldığı anlaşılmaktadır. Bağımsız değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyon katsayıları oldukça düşük seviyededir.

Çalışmanın verileri, 2001 ile 2019 yılları arasında her bir ülke için eksiksiz olarak toplanmış ve dengeli panel veri setleri oluşturulmuştur. Araştırmanın kapsadığı zaman boyutu için mikro panel tanımlanması yapılmaktadır. Mikro panellerde zaman boyutundan doğabilecek durağan dışılık göz ardı edilmekte ve sahte regresyon tehlikesi olmadığı bilinmektedir (Baltagi, 2005, s. 237-238). Fakat ulusal ve uluslararası bazı çalışmalarda, panel birimlerine ait zaman boyutu ne kadar kısa olursa olsun, durağanlık sınaması yapıldığı görülmektedir. Konu ile ilgili Baltagi (2005) ve Kutlar (2018) dikkate alındığında, 30 gözlemin altında kalan (en az 27-28 gözlemi olmayan) panellerde, durağanlık sınaması için birim kök testi yapmanın hatalı sonuçlar

ortaya çıkartabileceği anlaşılmaktadır. Özellikle araştırma için seçilen ülkelerin karakteristik özellikleri, uzun dönemli veri seti elde etme konusunda AB ve OECD gibi ülkelere göre çeşitli zorluklarla karşılaşılmasına sebep olmaktadır. Elde edilen veri döneminin kısa olması ve mikro panel tanımlanmasına uyması sebebiyle yapılan analizlerde statik panel modellerinden yararlanılmıştır.

2.1. Tahminci Seçimi

Bilindiği gibi, tahminci seçimi için F testi, Score testi, Wooldridge testi vb. kullanılabilecek birçok yöntem bulunmaktadır. Bununla beraber, birim etkinin varlığı sınanarak, klasik en küçük kareler modeli eliminasyona tabi tutulabilir (Tatoğlu, 2012, s. 172).

Çalışmada tahminci seçimi için, birim etkinin varlığının sınanmasına imkân sağlayan Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı Testi kullanılmıştır. Teste ilişkin değerler tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4. Breusch-Pagan Lagrange çarpanı testi

Model		
	σ_u^2	σ_u
ln (RGDP/İŞÇ)	0,7794464	0,8828626
ε	0,0104335	0,1021444
μ	0,0346546	0,1861575
$\chi^2(01)=443.99^{***}$	Sig.=0.000	

*** (%1) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade eder, χ^2 : Ki-Kare test istatistiği, (parantez içi test serbestlik derecesini içerir.) σ_u^2 : Birim Etki Varyansı, $\sqrt{\sigma_u^2} = \sigma_u$: Standart Hata, ε : Hata Terimi, μ : Birim Etkisini göstermektedir.

Tablo 4'te bağımlı değişken olan ln(RGDP/İŞÇ)'ye ait standart hatalar ve varyans değerleri ile modellerin hata terimi verilmiştir. Ayrıca birim etki standart hataları ve varyans değerleri ile Ki-Kare testine ilişkin istatistikler ve anlamlılık değerleri görülmektedir. Model için birim etkisinin sıfır olduğu yönündeki sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. ($\chi^2(01)=443,99 > \chi_{0,01}^2(01)$), sig.<0.01).

Breusch-Pagan (1980) testi sonuçlarına göre, birim etkiyi hesaba katmayan klasik havuzlanmış en küçük kareler yöntemi ile tahminler yapmak çeşitli sapmalara sebep olabilecektir. Bu sebeple kurulan modelin sabit veya tesadüfi etkiler yöntemlerinden biri ile tahmin edilmesi daha tutarlı sonuçlar verecektir. Sabit veya tesadüfi etkiler yöntemleri arasında seçim yapmak amacıyla Hausman (1978) yaklaşımından faydalanılmıştır. Hausman testi sonuçları tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5. Hausman testi

Değişken	SE(b)	TE(B)	Fark (b-B)	S.H
ln(GSSO/İŞÇ)	0.5021519	0.5576953	-0.0555433	0.0046194
ln ($n + q + \delta$)	-0.1071439	-0.1905854	0.0834415	0.0350808
ln (LB)	-1.829463	-1.228439	-0.6010236	0.1235109
$\chi^2(03)=744.16^{***}$	Sig.=0.000			

χ^2 : Ki-Kare test istatistiği, (parantez içi test serbestlik derecesini içerir.) b: Sabit Etkiler Tahmincisi, B: Tesadüfi Etkiler Tahmincisi, (b-B) Tahminciler arasındaki fark, S.H: Standart Hatayı göstermektedir.

Tablo 5 incelendiğinde, modellerin sabit etkiler ve tesadüfi etkiler tahmincileri, standart hatalar ve tahminler arasındaki farkların aldığı değerler görülmektedir. Hesaplanan Hausman test istatistiğine göre %1 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddedildiği görülmektedir. ($\chi^2(03)=744,16 > \chi_{0,01}^2(01)$), sig.< 0.01). Bu durumda model için sabit etkiler tahmincisinin etkin olduğu söylenebilir.

2.2. Varsayım Testleri

Tahminci seçimi için yapılan testler sonucunda, en uygun tahmincinin sabit etkiler olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sabit etkiler modeli için öncelikle gerekli varsayım sınamaları yapılacaktır. İlk olarak, yatay kesit bağımlılığının tespitine yönelik Pesaran (2004) ve Freidman(1937) testleri yapılmış ve tablo 6’te sunulmuştur.

Tablo 6. Yatay kesit bağımlılığı testi

Model	Pesaran Test		Friedman Test	
	$\chi^2(55)$	Sig.	$\chi^2(5)$	Sig.
	8,388***	0.000	65,741***	0.000

Tablo incelendiğinde, model için hem Pesaran testi bulgularına hem de Freidman test bulgularına göre %1 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığının saptandığı söylenebilir. Bu durumda, model için yatay kesit bağımlılığı düzeltmesi yapmanın faydalı olacağı düşünülmektedir. Yatay kesit bağımlılığı tespitinden sonra bir diğer sorun teşkil edebilecek varsayım sapması, modelde otokorelasyon olmasıdır. Otokorelasyonun tespitine yönelik yapılan Durbin Watson ve Yerel En İyi Değişmez testlerine ilişkin sonuçlar tablo 7’te sunulmuştur.

Tablo 7. Otokorelasyon testi

Test	Test İstatistiği
Bhargava, Franzini ve Narendranathan’ın Durbin Watson Testi	0.238
Baltagi-Wu’nun Yerel En İyi Değişmezlik Testi	0.476

Tablo incelendiğinde, her iki test istatistiğinin de 2’den oldukça küçük oldukları görülmektedir. Bu durumda modelde otokorelasyon sorununun olduğu söylenebilir. Son olarak, modelde değişen varyans sorununun olup olmadığının anlaşılması için, Değiştirilmiş Wald testi uygulanmış ve test sonuçları tablo 8’de sunulmuştur.

Tablo 8. Değişen varyans (heteroskedastisite) testi

Model	Değiştirilmiş Wald Testi	
	$\chi^2(10)$	Sig.
	35.40***	0.0001

***%1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade eder. χ^2 parantez içi değer, test serbestlik değeridir.

Tablo incelendiğinde, Değiştirilmiş Wald Testi bulgularına göre, modelde %1 anlamlılık düzeyinde, değişen varyans sorunu olduğu görülmektedir. Görüldüğü gibi kurulan sabit etkiler modelinde, modellerde istenmeyen, yatay kesit bağımlılığı, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının üçü de bulunmaktadır. Düzeltme yapılmadan raporlanacak model sonuçları sapmalı tahminler içerecektir. Bu sebeple, yukarıda belirtilen varsayım sapmalarının varlığı durumunda, doğru tahminler yapmaya imkân sağlayan, Driscoll-Kraay Standart Hatalar tahmincisi kullanılmıştır.

2.3. Sabit Etkiler Tahmincisi (Driscoll-Kraay Standart Hatalar)

Driscoll ve Kraay (1998) standart ve parametrik olmayan zaman serisi kovaryans matris tahmincilerinin dönemsal ve uzamsal korelasyonun bütün formları için, dirençli olabilecek şekilde geliştirilebileceğini göstermişlerdir. Bu yöntem yatay kesit ortalamaları serisi için Newey-West’e benzer bir düzeltme yapmaktadır. Bu yöntemle düzenlenmiş standart hata tahminleri, yatay kesit boyutundan bağımsız olarak, kovaryans matris tahmincilerinin tutarlılığını garantilemektedir. Ayrıca bu yaklaşım sadece T’nin büyük olduğu durumlarda tutarlı kovaryans matris tahmincileri üreten PCSE ya da Parks-Kmenta yaklaşımlarına bir alternatif olmaktadır. Bu tahminci, büyük T (panelde yer alan her bir ülkeye ait zaman boyutu) ve N (panelde yer alan ülke sayısı) durumunda ve değişen varyansın varlığında dahi tutarlı sonuçlar vermektedir (Tatoğlu, 2012, s. 266)

2.4. Model Sonuçları

Sabit Etkiler Tahmincisi (Driscoll-Kraay Standart Hatalar) modeline ilişkin sonuçlar tablo 9’da sunulmuştur.

Tablo 9. Model tahmin bulguları

Değişkenler	β	Drisc/Kraay Standart Hata	z	Sig
ln(GSSO/İŞÇ)	0.5021519	0.0727718	6.90***	0.000
ln ($n + q + \delta$)	-0.1071439	0.0580172	-1.85*	0.081
ln (LB)	-1.829463	0.2895978	-6.32***	0.000
Sabit	15.11808	1.694086	8.92***	0,000
Tanısal Testler				
F Testi	F(3,18) = 20,52*** Sig.=0.000			
Gözlem:	N:10	T:19	N*T=190	
R ²	Birimler İçi = 0,685			

***(%1), **(%5), *(%10) düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 9 incelendiğinde modelin, (F(3, 18)= 20.52, sig.<0.01) %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı, bütünsel bir model olduğu görülmektedir. Determinasyon katsayıları incelendiğinde ise, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimleri yaklaşık olarak birimler içi %68,5 oranında açıklayabildiği görülmektedir.

Değişkenlere ait sonuçlar incelendiğinde, temel Solow modeline ait değişkenlerin, orijinal modelle aynı yönlü işaretlere sahip olduğu görülmektedir. Diğer bir ifade ile seçilen İslam ülkelerinde, araştırma dönemi için temel Solow modelinin geçerli olduğu söylenebilir. Sermayenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitif, nüfusun etkisi ise negatif değerler almıştır. İşçi başına gelirin sermaye ve nüfusa göre elastikiyetleri sırası ile, 0,502 ve -0,107 bulunmuştur. Sermaye için bulunan katsayı, orijinal modelde öngörülen değerle uyuşmakla birlikte, nüfus için bulunan katsayı düşük kalmıştır.

Diğer taraftan, modele eklenen bir diğer değişken olan, iş gücüne katılım oranı ile, işçi başına reel hâsıla arasında anlamlı ve negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenlere ait katsayılar incelendiğinde, iş gücüne katılım oranı %1 arttığında işçi başına reel hâsıla %1,8 azalmaktadır.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

BAE, Umman, Bahreyn, Türkiye, Malezya, Endonezya, Pakistan, Sudan, Mısır ve Ürdün ülkelerininin 2001-2019 yılları arasındaki verileri kullanılarak yapılan çalışmada, temel Solow modelinin geçerliliği test edilmiş ve modele işgücüne katılım oranı değişkeni eklenerek, ekonomik büyüme ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmanın sonuçları, söz konusu ülkelerde temel Solow modelinin geçerli olduğu yönündedir. Ayrıca işgücüne katılım oranı ile ekonomik büyüme arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişki bulunmaktadır. Bu sonuç Clark vd. (1999), Duval vd. (2010) ve Dücan ve Polat (2017) ile yakın benzerlik gösterirken, Haque vd. (2019) ve Keskin ve Aksoy (2019) ile kısmi benzerlik göstermektedir.

İşçi başına reel hasıla ile, işgücüne katılım oranı arasındaki negatif ilişki, araştırma ülkelerindeki, kamu ve özel sektör firmalarının faktör bileşiminde optimizasyon sorunu yaşadıkları fikrini akla getirmektedir. Şöyle ki, eğer GSYH, fiziki ürün ve hizmetlerin miktarı olarak değerlendirilirse, işgücü başına çıktı, ortalama ürünü temsil etmektedir. İşgücüne katılım oranının artmasının, işgücü başına çıktıyı azalttığı bir durum, üretimin üçüncü bölgesinde üretim yapma, reel ücretlerin ortalama ürünün üzerinde olması ve gizli/açık işsizlik gibi yapısal bozukluklara işaret etmektedir. Bununla birlikte, GSYH, üretilen fiziki ürünlerin, parasal değerini de temsil etmektedir. İşgücüne katılım oranı arttıkça, işçi başına düşen reel gelirin azalması, işgücü verimliliğinin düşük olduğu, iş gücü piyasasına katılan her bir birimlik işçinin, üretimin reel değerine, bir birimden daha düşük bir katkı sunduğu şeklinde de yorumlanabilir. İş gücüne katılım oranı giriş bölümünde açıklandığı üzere hem istihdamı hem de resmi olarak iş

arayan fakat henüz iş bulamış ve iş gücü piyasasına katılmayı talep eden bireyleri de içinde barındıran bir kavramdır. Bu durumda araştırma ülkelerinin temelde karşılaştıkları iki temel sorundan bahsedilebilir. Birincisi, iş gücüne katılım oranının fiili çalışanlar tarafından yükseltildiği varsayımıyla, bu ülkeler için üretimde bir verimlilik sorununun varlığından bahsedilebilir. Düşük verimlilik düzeyinde üretim yapmak, faktör bileşiminde optimizasyon sorunu, üretimin üçüncü bölgesinde üretim yapma, reel ücretlerin ortalama ürünün üzerinde olması ve gizli işsizlik gibi faktörlerin sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Araştırma ülkeleri için karşılaşılan ikinci sorun ise açık işsizliktir. İş gücüne katılım oranının iş gücü piyasasına katılmayı talep eden fakat henüz fiili olarak iş bulamamış kişiler tarafından yükseltilmesi doğal olarak reel hasılda bir artışa yol açmayacaktır. İşsizlik sorununun olması veya büyümesi işçi başına reel hâsıla ile doğrudan ilişkili olmasa da dikkate alınması gereken iş gücü piyasasına yönelik yapısal bir sorundur.

Her iki durum için, araştırma ülkelerinde, ekonomik büyüme açısından en önemli sorun iş gücünün verimliliği ve yapısal bozukluğu ile ilişkilidir. Bu ülkeler, işgücünün, mevcut yapısıyla, işsizlikle mücadele ile birlikte işgücünün katma değeri yüksek üretimi gerçekleştirebilecek bir yapıya ulaşması için gerekli eğitim ve planlama faaliyetlerine yönelim göstermelidirler. Araştırma ülkeleri için iş gücü verimliliğini arttırmaya yönelik yapılması gereken en önemli faaliyetler şu şekilde sıralanabilir. Çalışanların bilgi ve becerilerini artırıcı hizmet içi veya hizmet dışı eğitim faaliyetlerinin gerçekleştirilmesi ve sürekli hale getirilmesi. Ülke içerisindeki okullaşma oranını artırıcı reformların yapılması. Seri üretimi engelleyen veya yavaşlatan teknolojilerin yerine hızlı ve hatasız üretimi gerçekleştirebilecek teknolojilerin üretim süreçlerine dâhil edilmesi ve üretim süreçlerinde verimin yüksek olmasına engel olabilecek durumların ortadan kaldırılması. İşçi ve iş güvenliğine ilişkin önlemlerin dikkate alınması yoluyla iş kazalarını ve meslek hastalıklarının azaltılması. Verimliliği özendirecek ücret politikalarını uygulamak. İş yeri atmosferinin ve üst yönetimin üretimi özendirecek düzeyde olması.

Araştırmaya konu olan ülkelerin işsizlikle mücadele anlamında eşleştirme ve danışmanlık hizmetleri yapmaları, ücret ve istihdam sübvansiyonları, girişimciliği özendirme politikaları ve doğrudan kamu istihdamı gibi faaliyetleri, işsizliği belli ölçüde azaltsa da yukarıda ifade edilen verimlilik artışı için gerekli unsurlarla desteklenmedikçe istenilen sonuçlara ulaşılması beklenmemelidir.

Kaynakça

- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. San Francisco: Johan Wiley & Sons, Ltd, 3th Edition.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R. J., ve Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- 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.
- 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), 3.
- Clark, R. L., York, E. A., ve Anker, R. (1999). Economic development and labor force participation of older persons. *Population Research and Policy Review*, 18(5), 411-433.

- Duval, R., Eris, M., ve Furceri, D. (2010). Labour force participation hysteresis in industrial countries: evidence and causes. *OECD Economics Department*, 1-29.
- Dücan, E., ve Polat, M. A. (2017). Kadın istihdamının ekonomik büyümeye etkisi: OECD ülkeleri için panel veri analizi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26(1), 155-170.
- Fatima, A., ve Sultana, H. (2009). Tracing out the U-shape relationship between female labor force participation rate and economic development for Pakistan. *International Journal of Social Economics*. 36 (1/2), 182–198.
- Gaddis, I., ve Klasen, S. (2014). Economic development, structural change, and women's labor force participation. *Journal of Population Economics*, 27(3), 639-681.
- Goldin, C. (1994). The U-shaped female labor force function in economic development and economic history. *NBER Working Paper No. 4707*.
- Güçlü, M. (2018). Ekonomik kalkınma ve kadınların işgücüne katılımı: Türkiye için U hipotezinin yeniden test edilmesi. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (32), 203-210.
- Haque, A. U., Kibria, G., Selim, M. I., ve Smrity, D. Y. (2019). Labor force participation rate and economic growth: Observations for Bangladesh. *International Journal of Economics and Financial Research*, 5(9), 209-213.
- Husain, H. (2016). Economic development, women empowerment and U shaped labour force function: Time series evidence for Bangladesh. *Asian Economic and Financial Review*, 6(12), 719.
- Kargı, B. (2014). Labor force participation rate and economic growth: observations for Turkey. *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 4(4), 46-54.
- Kaynak, M. (2011). *Büyüme teorileri*. Ankara: Gazi Kitabevi
- Keskin, H. İ., ve Aksoy, E. (2019). OECD ve gelişmekte olan ülkelerde gelir artışı ve işgücüne katılım arasındaki ilişki: panel eşbütünleşme analizi. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 54/1, 1-20.
- Khaliq, A., Khan, D., Akbar, S., Hamayun, M., ve Ullah, B. (2017). Female labor market participation and economic growth: The Case of Pakistan. *Journal of Social Science Studies*, 4(2), 217-230.
- Kutlar, (2018). <https://www.ayyum.com/ders/evIEWS-programi-ile-panel-veri-analizi> (Erişim Tarihi 12.03.2018)
- Lahoti, R., ve Swaminathan, H. (2013). Economic development and female labor force participation in India. *IIM Bangalore Research Paper*, (414).
- Lechman, E., ve Kaur, H. (2015). Economic growth and female labor force participation—verifying the U-feminization hypothesis. New evidence for 162 countries over the period 1990-2012. *Economics and Sociology*, 8 (1), 246-257.
- Lincove, J. A. (2008). Growth, girls' education, and female labor: A longitudinal analysis. *The Journal of Developing Areas*, 45-68.
- Luci, A. (2009). Female labour market participation and economic growth. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 4(2-3), 97-108.
- Mankiw, N. G., Romer, D., ve Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

- Mishra, S. P. (2018). Female labour force participation and economic growth in India: A Cross Sectional Analysis using Census Data. *International Journal of Research and Analytical Reviews*, 5(1), 190-193.
- Olivetti, C. (2013). The female labor force and long-run development: the American experience in comparative perspective. Leah Platt Boustan, Carola Frydman and Robert A. Margo (Ed), *Human Capital in History* içinde (ss. 161-212). Chicago:University of Chicago Press.
- Reddy, A. B. (2016). Labour force participation of elderly in India: patterns and determinants. *International Journal of Social Economics*. 43 (5), 502-516.
- Reuters, T. State of the Global Islamic Economy Report 2019/20 (2020). *Thomson Reuters, Dinar Standard*, <https://www.salaamgateway.com/SGIE19-20> (Erişim Tarihi; 25.08.2020).
- Romer, P.M. (2006). *Advanced macroeconomics*. (Fourth Edition). New York: McGraw-Hill Companies Inc.
- Roy, S. (2018). An Endeavour to Empirically Verify the ‘Feminisation ‘U’Hypothesis’ of Female Labour force Participation Rate in India (1991-2016). *Indian Journal of Economics and Development*, 6(9), 1-11.
- Sarıbaşı, H. (2016). Ana akım büyüme modeli ve yakınsama hipotezlerinin analizi: panel veri yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 24(30), 169-186.
- Şahin, B. Y., ve Alp, C. (2020). Kadınların işgücüne katılımının ekonomik büyüme üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Mustafa Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(45), 186-202.
- Tam, H. (2011). U-shaped female labor participation with economic development: Some panel data evidence. *Economics Letters*, 110(2), 140-142.
- Tansel, A. (2001). Economic development and female labor force participation in Turkey: Time-series evidence and cross-province estimates. *ERF. Working Paper Series* No: 124.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *Panel veri ekonometrisi*, İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Tsani, S., Paroussos, L., Fragiadakis, C., Charalambidis, I., ve Capros, P. (2013). Female labour force participation and economic growth in the South Mediterranean countries. *Economics Letters*, 120(2), 323-328.
- Verme, P. (2015). Economic development and female labor participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis. *IZA Journal of Labor & Development*, 4(1), 1-21.
- World Bank, (n.d.). [Veri seti]. <https://data.worldbank.org/country> (Erişim Tarihi:17 Şubat 2021)
- World Population Review (2021). *Muslim Majority Countries,2021*. <https://worldpopulationreview.com/country-rankings/muslim-majority-countries> (Erişim tarihi:08.11.2021)

ETİK ve BİLİMSEL İLKELER SORUMLULUK BEYANI

Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara ve bilimsel atıf gösterme ilkelerine riayet edildiğini yazar(lar) beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi'nin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk makale yazarlarına aittir.

ARAŞTIRMACILARIN MAKALEYE KATKI ORANI BEYANI

1. yazar katkı oranı : %50

2. yazar katkı oranı : %50