



Araştırma Makalesi • Research Article

GSYH ve Mülteciler Arasında Bir Nedensellik Analizi: Türkiye ve Ürdün Karşılaştırması Örneği

A Causality Analysis Between GDP and Refugees: A Comparison Case of Turkey and Jordan

Mehmet Mübarek Alan*, Süha Çelikkaya**

Öz: Bu çalışmada Türkiye ve Ürdün'ün 1965-2020 yılları arasındaki nominal GSYH ve mülteci sayılarından yararlanılarak, ülkelerdeki gayri safi yurtiçi hasıla ile mülteci sayıları arasında nedensellik ilişkisinin olup-olmadığı araştırılmıştır. Ülkeler kendi içlerinde analize tabi tutulmuş ve bu ilişkiyi belirleyebilmek için sırasıyla; birim kök testleri (ADF, PP, KPSS) uygulanmıştır. Durağanlıkları test edilen serilerin Johansen Eş bütünleşme Analizi ile uzun dönem ilişkileri tespit edilmiş ve son aşamada da Granger Nedensellik Testi ile gayri safi yurtiçi hasıla ve mülteci sayıları arasındaki nedensellikler belirlenmiştir. Beklenen sonuç mültecilerin, üretimi simgeleyen gayri safi yurtiçi hasılanın yüksek olduğu ülkelere yönelmesi, bir başka ifade ile gayri safi yurtiçi hasıladan mültecilere doğru bir nedensellik ilişkisinin çıkmasıydı. Ancak çalışma çıktısında elde edilen sonuç beklenenden farklı çıkmıştır. Türkiye ve Ürdün'de çıkan nedensellik ilişkilerinin ters yönlü olduğu tespit edilmiştir. Türkiye'de mülteci sayılarından gayri safi yurtiçi hasılaya doğru bir nedensellik çıkmışken, Ürdün'de gayri safi yurtiçi hasıladan mülteci sayılarına doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu iki ülkenin analizinden de gayri safi yurtiçi hasıla ve mülteci sayıları arasında tek yönlü nedensellik olduğu sonucu çıkmıştır.

Anahtar Kelimeler: GSYH, Mülteci, Granger Nedensellik Testi, Johansen Eş bütünleşme Testi

Abstract: This study investigates whether there is a causal relationship between the GDP of countries and the number of refugees by using the nominal GDP and refugee numbers of Turkey and Jordan between 1965 and 2020. In order to determine this relationship, unit root tests (ADF, PP, KPSS) were applied. The long-term relationships of the series were determined by Johansen Co-integration Analysis. Then causality between GDP and the number of refugees was determined with the Granger Causality Test. The expected result was that refugees tended towards countries with high GDP, which symbolizes production, in other words, a causal relationship from gross domestic product to refugees. However, the result obtained in the study output was different from what was expected. It has been determined that the causality relations in Turkey and Jordan are reversed. While causality has emerged from the number of refugees to GDP in Turkey, a causal relationship has been found from GDP to the number of

* Arş. Gör. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0003-3968-8300, mehmetalan@sdu.edu.tr (Sorumlu Yazar)

** Doç. Dr. Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0002-4104-1680, suhacelikkaya@sdu.edu.tr

Cite as/ Atf: Alan, M. M. & Çelikkaya, S. (2024). GSYH ve mülteciler arasında bir nedensellik analizi: Türkiye ve Ürdün karşılaştırması örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(2), 355-372.

<http://dx.doi.org/10.18506/anemon.1320493>

Received/Geliş: 27 Jun/Haziran2023

Accepted/Kabul: 16 May/Mayıs 2024

Published/Yayın: 30 August/Ağustos 2024

refugees in Jordan. From the analysis of these two countries, it was concluded that there is one-way causality between gross domestic product and the number of refugees.

Keywords: GDP, Refugee, Granger Causality Test, Johansen Cointegration Test

Giriş

Belirli bir maliyete sahip olan ve kendiliğinden gerçekleşmeyen göç kavramı; mekâna, zamana ve karşılaşılan engellere bağlıdır. Politik açıdan değerlendirildiğinde de göç sadece bir düzenleme değildir. Hareket etmeyi düşünenleri teşvik ve cesaret etme eylemlerini de içermektedir (Massey, 2019: 13-14). İç ve dış olarak ikiye ayrılan göç olgusu, ülkeler arasında yaşandığında dış, ülke sınırları içerisinde gerçekleştiğinde ise iç göç olarak tanımlanmaktadır. Günümüzde dünyada gerçekleşen göçün büyük kısmını aynı ülke içerisinde yaşanan iç göçler oluşturmaktadır. Bununla birlikte göç literatürü irdelendiğinde çalışmaların büyük kısmında dış göç kavramına odaklanıldığı görülmektedir (Skeldon, 2006: 16-17). Dış göç, küreselleşmenin de etkisiyle giderek kolaylaşmış; ulaşım, iletişim ve bilgi teknolojilerinde kat edilen ilerlemeler bu sürecin hızlanmasında önemli paya sahip olmuştur (Castells, 2007: 212). Dış göçün belirleyicileri arasında ekonomik, politik, sosyokültürel, demografik ve diğer faktörler gibi nedenler bulunmaktadır (Krishnakumar ve Indumathi, 2014: 9-11). Bu çalışmada da dış göçün unsurlarından biri olan mülteciler kullanılmıştır.

Mülteci, kendi ülkesinde ağır insan hakları ihlallerine ve zulme uğrama tehlikesi altında olduğu için ülkesinden ayrılan kişiler olarak tanımlanabilir. Aktüel durum, dünya genelinde mülteci sayısının hızla arttığına işaret etmektedir. Birleşmiş Milletler Mülteci Örgütü (UNHCR, 2021: 6) 2021 raporuna göre 1990’larda mülteci sayısı yaklaşık 40 milyon kişiyken 2021 yılına gelindiğinde 90 milyon kişiye yükselmiştir. Rapora göre Suriye İç Savaşı ertesinde, dünyada her 167 kişiden birini mülteci statüsünde saymak mümkündür. 2021 yılı verilerine göre ise her 88 kişiden biri mülteci olarak yer almaktadır (UNHCR, 2021: 5-8). İç savaş ve toplumsal karışıklıklarla karşılaşılan ülkelerde mültecilik hareketlenmeleri yoğun şekilde görülebilmektedir (Ocho, 2007: 89). Özellikle 2011 yılında başlayan Suriye İç Savaşı’ndan kaçan mültecilerin Türkiye ve Ürdün’e mülteci yükü oluşturduğu bilinmektedir. Tarihsel olarak incelendiğinde de Türkiye ve Ürdün, bölgede yaşanan siyasi ve coğrafi değişim, savaş ve ekonomik buhranlardan kaynaklı göç dalgalarına pek çok defa ev sahipliği yapmıştır (Thiollet, 2011: 104-109).

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye ve Ürdün ekonomilerindeki üretimin GSYH’ye indirgenerek gelen mültecilerden etkilenip-etkilenmediğini analiz etmektir. Bu bağlamda 1965-2020 dönemi için Türkiye ve Ürdün’de Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ve ülkeye gelen kayıtlı mülteci verilerinden yararlanılarak nedensellik analizi (The Granger Causality Test) gerçekleştirilmiştir. Toplamda üç bölümden oluşan çalışmanın ilk bölümünde Türkiye ve Ürdün’de dış göçün tarihsel arka planı, ikinci bölümde göç ve büyüme ilişkisini ele alan literatür, son bölümde ise elde edilen veriler ışığında ekonometrik analiz yapılarak bulgular ortaya konulmaktadır. Bu çalışma benzer nicel ve nitel özelliklere sahip mülteci kitlelerinin farklı büyüklükteki GSYH’ler ile nedensellik ilişkisini inceleyerek, karşılaştırmalı bir perspektifle literatüre katkı sunmayı amaçlamaktadır. Literatürdeki mevcut çalışmalar nedensellik analizlerini tek bir ülke üzerine yoğunlaştırmışken, bu çalışmada Türkiye ve Ürdün’ün analizleri bir mukayese şeklinde ve mevcut literatürdekenden daha uzun serilerle (1965-2020) gerçekleştirilmiştir.

1. Tarihsel Olarak Ürdün ve Türkiye’de Mültecilerin Ülke Ekonomilerine Etkileri ve Literatürdeki Çalışmalar

1951 Mülteciler Sözleşmesi'nin 1. Maddesi; “1 Ocak 1951’den önce meydana gelen olaylar sonucunda ve ırkı, dini, tabiiyeti, belli bir toplumsal gruba mensubiyeti veya siyasi düşünceleri yüzünden, zulme uğrayacağından haklı sebeplerle korktuğu için vatandaşı olduğu ülkenin dışında bulunan ve bu ülkenin korumasından yararlanamayan ya da söz konusu korku nedeniyle yararlanmak istemeyen; yahut tabiiyeti yoksa ve bu tür olaylar sonucu önceden yaşadığı ikamet ülkesinin dışında bulunan, oraya dönemeyen veya söz konusu korku nedeniyle dönmek istemeyen şahıs” ifadeleriyle

mülteci tanımını yapmıştır (UNHCR, 2021: 2). Orta Doğu coğrafyasındaki devletlerde görülen savaş durumlarından ötürü, mülteci pozisyonuna düşen birçok bölge insanı bulunmaktadır. Özellikle 90'lı yılların başından günümüze devam etmekte olan aktüel süreçte, Arap devletlerinin başında bulunan yöneticilerin vatandaşları ve bölge devletlerine karşı agresif politikaları iç karışıklıklara ve bölge dışındaki devletlerinde bu karışıklıklardan olumsuz etkilenmesine neden olmuştur. Bu devletlerden iki tanesi olan Irak ve Suriye, mülteci veren devletler olarak görülmektedir; bundan ötürü Iraklı ve Suriyeli mülteciler Ortadoğu bölgesi için özellikle son 30 yıldır önemli bir problem olarak görülmektedir. İran-İrak Savaşı (1980-1988), 1. ve 2. Körfez Savaşları (1990-1991, 2003-2011) ile Suriye (2011-...)’de tansiyonu düşük bir şekilde de olsa devam etmekte olan iç savaş neticesinde bu iki devletle sınır komşusu olan Türkiye ve Ürdün’de bu durumdan derin bir şekilde etkilenmiştir (Abu Murad ve Alshyab, 2019: 370). Iraklı ve Suriyeli mülteciler konusunda ev sahibi konumunda değerlendirilebilecek Türkiye ve Ürdün’ün mültecilere yönelik politikaları da benzer özellikler göstermektedir.

1.1. Tarihsel Süreçte Ürdün’de Mülteciler ve Ekonomiye Etkileri

Ürdün özellikle son 60 yılda bölgede yaşanan göç hareketlerinden yoğun bir şekilde etkilenmiştir. Meydana gelen değişimler ülke nüfusunda da çarpıcı değişikliklere neden olmuştur. Bağımsızlığın ilk yılları olan 1940’ların ikinci yarısında nüfus yaklaşık 400.000 iken, ülke 1948’de İsrail’in bağımsızlığını kazanması sonrasında yaklaşık 506.200 kişilik Filistinli mülteci akınından etkilenmiştir (Beaujouan ve Rasheed, 2019: 48). 1967 yılında ise Gazze Şeridi’nden gelen yaklaşık 390.000 mülteciye ev sahipliği yapmak durumunda kalmıştır. Sonraki yıllarda da azalmakla birlikte Ürdün yeni gelen mültecilere de yurt olmuştur. 1975-1990 yılları arasındaki Lübnan İç Savaşı’nda Lübnan’dan, 1982 Suriye Hama Katliamı esnasında Suriye’den, 1991 ve 2003 yıllarındaki I.ve II. Körfez Savaşı süreçlerinde ise Irak’tan gelen mülteci dalgalarına Ürdün maruz kalmıştır (Athamneh, 2016: 2).

Suriye İç Savaşı öncesinde içinde bulunduğu coğrafyanın da etkisiyle Ürdün 2 milyondan fazla Filistinli, 750.000 Iraklı mülteciye güvenli bir sığınak olmuştur (UNHCR, 2007). Son yıllarda, Suriye’de yaşanan iç savaş, Ürdün’e yönelik bir başka büyük göç dalgasına neden olmuştur. Birleşmiş Milletler verilerine göre 2011 yılından bu yana, yaklaşık 650.000 Suriyeli mülteci Ürdün’e yerleşmiştir. Ürdün kaynaklarına göre ise bu rakam; savaşın ilk yıllarında 750.000 iken, 2016’da bu sayının 1.4 milyon kişiye çıktığı belirtilmektedir. Bu durum, Ürdün’ün ekonomisi ve kaynakları üzerinde büyük bir yük oluşturmaktadır (Lenner ve Schmelter, 2016: 122).

Çevre ülkelerdeki istikrarsızlıkların ülke içi siyasi istikrarsızlığı ve ekonomik performansı etkilediği varsayımı da bulunmaktadır. Şüphesiz ki bölgesel çatışmalardan kaynaklı mülteci akınları kötü yaşam koşulları, toplumsal zorluklar ve akabinde ekonomik istikrarsızlığı da tetiklemektedir. Alougili (2019)’ye göre çok sayıda mülteciye ev sahipliği yapmak ülkenin sınırlı altyapısını ve kıt kaynaklarını etkilemiştir. Suriye İç Savaşı ile beraber ortaya çıkan göç dalgası ülke içinde zamanla gündelik hayatı etkiler hale gelmiştir. Eğitim, sağlık ve diğer kamu hizmetlerine erişim giderek güçleşmiş ve işsizlik oranları da yükselmiştir. Suriyelilerin işgücü piyasasında kayıtsız istihdamı; çocuk işçiler, ücretler gibi konular üzerinde baskı oluştururken gıda, kira ve yakıt gibi bazı alanlarda talep artışından kaynaklı fiyatlarda da yükseliş görülmüştür (Alougili, 2019: 87). Diğer yandan Suriyeli mülteciler bağlamında, makroekonomik göstergeler incelendiğinde, olumlu etkileri olduğunu düşünenlerde bulunmaktadır. Krizin henüz ilk yıllarında yapılan çalışmada 2011-2014 dönemi için Suriyeli mültecilerin ekonomiye yatırım, özel tüketim ve kamu harcamaları kanalıyla olumlu etki ettiği belirtilmektedir. Nüfus artışına bağlı olarak GSYH’de de önemli düzeyde artış tespit edilmiştir (Al Wazani vd., 2014: 94-95).

1.2. Tarihsel Süreçte Türkiye’de Mülteciler ve Ekonomiye Etkileri

Cumhuriyet dönemi incelendiğinde; Osmanlı Devleti’nin dağılıp süreciyle birlikte devletin ilk yıllarında çoğunlukla Türklerin ve Müslümanların Türkiye coğrafyasına gelişi ilk göç dalgası olarak değerlendirilebilir. 2 dünya savaşı sürecinde Almanya’dan, Yunanistan’dan, Bulgaristan’dan ve on iki adalardan Türkiye önemli oranda göç almıştır. 1980’li yıllara gelindiğinde ise Yugoslavya’nın dağılıp sürecinde Balkanlar’daki farklı ülkelerden, Türklere yönelik asimilasyonlar sebebiyle Bulgaristan’dan,

İran İslam Devrimi neticesinde İran'dan, I. ve II. Körfez Savaşları neticesinde Irak'tan olmak üzere yaklaşık 2.5 milyon insan Türkiye'ye göç etmek zorunda kalmıştır (Kartal ve Başçı, 2014: 281, Aslantürk, 2020: 175).

2000'li yıllarda özellikle Ortadoğu coğrafyasında enerji, petrol, ticaret yolları vs. gibi ekonomik nedenlerle ve Arap Baharı olarak adlandırılan süreçte yaşanan olaylarla birlikte yoğun insan hakları ihlalleri gerçekleşmiştir. Krizlerin derinleşmesiyle de bireysel nitelikteki göç ve iltica hareketleri, kitlesel hareketlere dönüşmüş; Türkiye yine pek çok insanın göçüne ve ilticasına maruz kalmıştır. Mülteciler tarafından kolay ulaşılabilir ve güvenli bir liman olarak görülen Türkiye yukarıda da belirtildiği gibi cumhuriyet döneminin farklı zamanlarında mültecilere ev sahipliği yapmıştır.

Gerçekleşen göçler Türkiye ekonomisi üzerinde de önemli etkilere yol açmıştır. Özellikle 1979 İran İslam Devrimi ile birlikte Türkiye'ye doğru başlayan Ortadoğu kökenli göçler sosyo-ekonomik ve sosyo-politik etkilere neden olmuştur. Mültecilerin belirli bölgelerde oluşturdukları nüfus artışı bazen ucuz işgücü olarak karşılık bulurken, diğer yandan da konut fiyatları ve kiralarda artışlara sebep olabilmektedir. Bununla birlikte mülteciler çoğunlukla daha zor veya riskli işlerde çalıştırılabilmektedir (Şahin, 2015: 171-182, Karasu, 2018: 28). Farklı dönemlerde çok sayıda göç dalgasına maruz kalan Türkiye'nin ekonomik olarak bu göçlerden etkilendiği bilinmekle birlikte, çalışma kapsamında yer alan Suriye İç Savaşı neticesinde ortaya çıkan göç dalgasının zaman içerisinde Türkiye ekonomisinde yaklaşık 40 milyar dolarlık bir harcamaya neden olduğu bilgisi de kamuoyunda yer almaktadır (Bel, 2022: 29).

1.3. Literatür Taraması

Literatürdeki çalışmalar iç ve dış göçlerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini görebilmek için ortaya konmaktadır. Bu bağlamda kişi başı GSYH, işsizlik, ekonomik büyüme ve üretimi temsilen GSYH kullanılan makroekonomik değişkenlerden bazılarıdır.

Göçmenler ya da mültecilerin ekonomi üzerindeki etkileri farklı verilerle sınanmış, farklı mekan ve zamanlarda aynı verilerin aynı sonuçları vermeyebileceği çalışmalarla ortaya konmuştur. Göçmenlerin eğitilmiş ve kalifiye olmaları durumunda ekonomik performans üzerinde olumlu etkisinin olduğu çalışmalarda tespit edilebilmiştir (Chen ve Fang, 2013: 386- 389). Bununla birlikte Kemnitz (2001) ise bu durumun göçmenlerin yerleşiklerden daha yüksek gelir grubuna girmeleri ile ilişkili olduğunu belirtmektedir. Denetimsiz mülteciler ve göçmenlerin sayısındaki artışın; işsizlik oranlarında, kamu harcamalarında, kiralarda ve vergi yüklerinde artışa neden olabileceği de literatürde yer almaktadır (Ersoy, 1985).

Göçün ekonomilere olan etkileri ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre farklı yönlerde görülebilmektedir (Mihi-Ramírez vd., 2014: 122-129). Tanrikulu (2021) çalışmasında Türkiye'deki Suriyelilerin ekonomik büyümeye olumlu etkisinin olduğunu tespit ederken, Altunç vd. (2017) Türkiye'de göçmenler ile GSYH arasında çift yönlü ilişki bulmuştur. Burada belirtilen çalışmalarla birlikte, Tablo 1'de mülteci ve göçmenlerin, makroekonomik göstergeler indirgemesi ile ülke ekonomilerine etkilerini inceleyen çalışmalar belirtilmiştir.

Tablo 1. Göçmen ve Mülteciler ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

Yazar	Yıl	Zaman	Mekân	Yöntem	Sonuç
Metelski, D. ve Mihi-Ramirez, A.	2015	1975-2013	İspanya	Granger Nedensellik Analizi	İhracatın göçe ve göçün de ihracata neden olduğu çift yönlü nedenselliğin ortaya çıktığı tespit edilmiştir.
Islam, F. ve Khan, S.	2015	1948-2002	ABD	Johansen-Juselius Eş bütünleşme Analizi ve Granger Nedensellik Analizi	Sonuçlar, uzun vadeli nedenselliğin kişi başına düşen GSYH'den göçe doğru olduğunu göstermektedir. Büyüyen ekonominin göçmenler için cazibe merkezi oluşturduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Ghosh S. ve Enami A.	2015	1982-2010	Pakistan	VECM ve Granger Nedensellik Analizi	Afgan mültecilerdeki değişikliklerin, Afganistan ve Pakistan arasındaki ticarete hareketlenmelere neden olmadığı; ancak Afganistan'a yapılan dış yardımın iki ülke arasındaki ticarete nedensel ilişkiye sebep olduğu sonucu bulunmuştur.
Fakih A. ve İbrahim, M.	2016	01.01.2012-12.12.2013 (Aylık veri)	Ürdün	VAR ve Granger Nedensellik Analizi	Suriyeli mülteci akını ile Ürdün işgücü piyasası arasında bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Chirila, V. ve Chirila, C.	2017	1994-2015	Romanya	Granger Nedensellik Analizi	Sonuçlar, işçi dövizlerinin Romanya'nın GSYH'de ifade edilen ekonomik kalkınmasına, yatırımlara veya ihracata Granger neden olmadığını teyit etmektedir.
Zou, T. ve Ma, HY.	2017	1990-2007	Çin-Sincan	Eş bütünleşme ve Granger Nedensellik Analizi	Çalışma net göç ile kişi başı GSYH arasında, kişi başı GSYH'den net göçe tek yönlü nedensel ilişki bulmuştur.
Meçik, O. ve Koyuncu T.	2020	1991-2018	Türkiye	Engle-Granger Eş bütünleşme Analizi ve Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi	Ampirik bulgular göçten ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir.
Tanrıkulu, F.	2021	2012-2020	Türkiye	Engle-Granger Eş bütünleşme Analizi	Çalışma Suriyelilerin Türkiye'ye göçünün mal talebini etkileyerek ekonomik büyümeye olumlu katkı yaptığını göstermektedir.

Tablo 1'den de görülebileceği gibi mülteciler ya da göçmenlerden makroekonomik değişkenler farklı yönlerde değişebilmişlerdir. Dış ticaret ve göç-mülteci ilişkilerini odağına alan Metelski ve Ramirez (2015) ile Ghosh ve Enami (2015) farklı veri setleriyle farklı sonuçlar bulmuşlardır. Suriyeli mültecileri Türkiye örneğinde çalışma odağına alan Tanrıkulu (2021) ile Ürdün odağında çalışan Fakih ile İbrahim (2016)'in çalışmalarında; Suriyelilerin Türkiye'nin ekonomik büyümesinde olumlu etkiye sahip olduğu belirtilirken, Ürdün'de iş gücü piyasasında Suriyelilerin ilişkisiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Meçik ve Koyuncu (2020), Türkiye üzerine yaptıkları çalışmada göçten ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedenselliği tespit ederken; Tablo 1'deki diğer çalışmalar GSYH ve kişi başı

GSYH'yi veri olarak, mülteci-göç ilişkilerine odaklanmışlardır. Bu çalışmalar, değişkenler arasında farklı sonuçlar bulmuşlardır.

1. Veri ve Yöntem

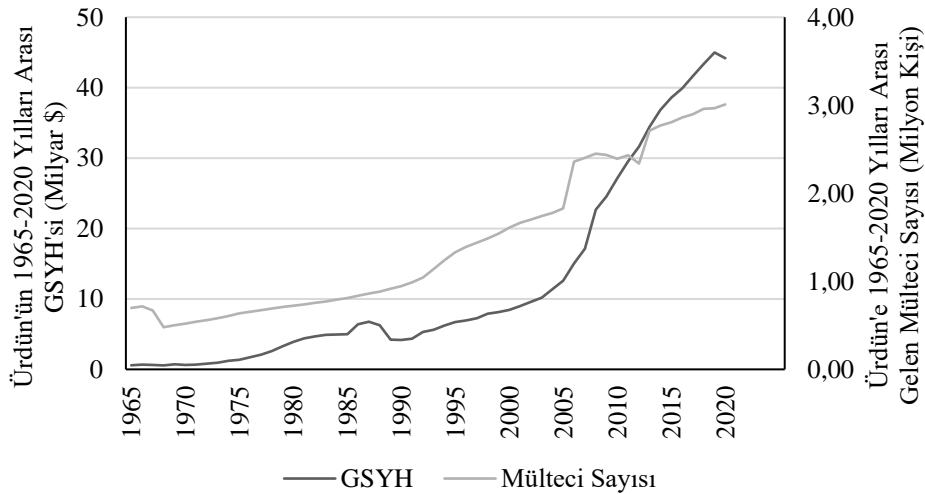
1.1. Veri

İki ülkede, ev sahibi ülke olarak benzer göç ve mülteci politikaları uygulamaktadırlar. Özellikle bu ülkelerin seçilmesinin ardındaki bir başka neden siyasi olarak istikrarlı bir yapıya sahip olmaları, sınır komşuları olan Irak ve Suriye'deki savaşlardan ötürü çok sayıda Iraklı ve Suriyeli mülteci kabul etmeleri ve bölgeyi doğrudan etkileyen Arap Baharı'ndan siyasi istikrar bağlamında en az düzeyde etkilenmeleridir. Ekonomik etkiyi belirleyebilmek için iki devletin GSYH'si değişken olarak belirlenmiştir.

Tablo 2. Kullanılan Veriler

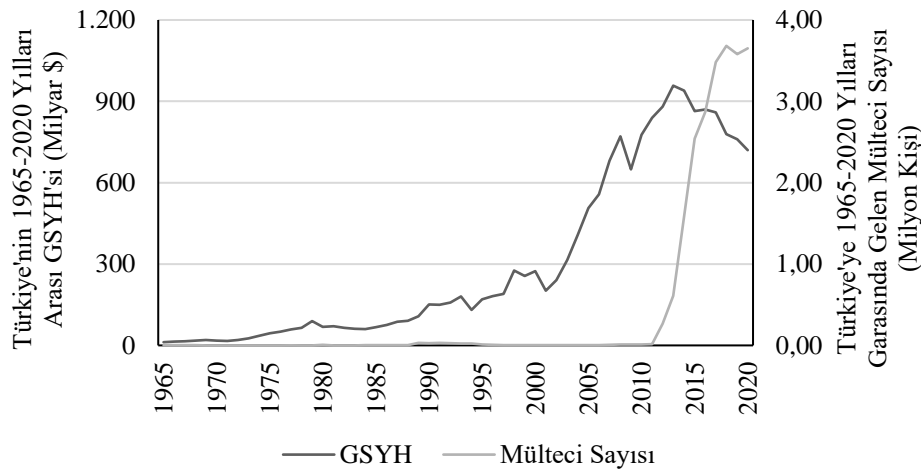
Tanım	Veri	Kaynak
Logaritması Alınmış nominal GSYH (dolar)	lngdp	Federal Reserve Economic Data (FRED)
İltica Eden Kişi Sayısı	lnref	Federal Reserve Economic Data (FRED)

Grafik 1' den de görüldüğü gibi Ürdün'ün GSYH'si 1987-1990 yılları arasında bir kırılma yaşamış olsa da artış trendindedir. 2019'da 44,5 milyar dolar ile tarihindeki en yüksek GSYH seviyesini yakalamış, 2020 yılında 43,6 milyar dolar GSYH elde etmiştir. Bunlarla birlikte Ürdün'ün mülteci sayıları incelediğinde de ciddi bir mülteci yükü olduğu görülmektedir. Özellikle Ürdün'ün nüfusu dikkate alındığında 2020 yılında mülteci sayısının nüfusa oranı %29,49 olarak hesaplanmıştır. Verilerin başlangıç yılı olan 1965 yılındaki mülteci sayısına incelendiğinde 697.658 mültecinin olduğu görülmektedir. Mülteci sayılarının seyrinin artış trendinde olduğu tespit edilmiştir. Bu sayının 2020 yılında 3.009.517 kişiye ulaştığı gözlenmiştir.



Grafik 1. 1965-2020 Ürdün GSYH'si ve Mülteci Yükü (FED (FRED, Economic Data))

Grafik 2 incelendiğinde kırılma ve şokların fazlaca olduğu tespit edilmiştir. 2001 ve 2008 krizlerinin etkisi grafikten açık bir şekilde görülmektedir.



Grafik 2. 1965-2020 Türkiye GSYH'si ve Mülteci Yüğü (FED (FRED, Economic Data))

1965'ten 2013 yılına kadar artış trendini izleyen GSYH'nin, 2013 yılından sonra düşüş trendine girdiği söylenebilir. İltica talebinde bulunarak Türkiye'ye gelen mülteciler izlendiğinde; şok dalgasının 2012 yılında başladığı ve bunun çok önemli bir kısmını Suriyeli mültecilerin oluşturduğu bilinmektedir (UNHCR, 2021). 2012 yılı öncesinde Türkiye'nin Irak'tan bir mülteci akımına maruz kaldığı bilinmektedir, 1989-1995 yılları arasındaki bu süreçte Türkiye toplam 181.041 mülteci kabul etmiştir. 2010 ve 2020 yılları arasındaki her yıl için ortalama 2.026.685 mülteci ülkeye gelmişken analize dahil olan geri kalan yıllarda, yani 1965-2009 yılları arasındaki her yılda Türkiye'ye gelen ortalama mülteci sayısı 6.425'tir. Bu da Suriye İç Savaşı'nın Türkiye'ye etkisinin mülteciler bağlamında ne kadar etkili olduğunu gösteren bir veri olarak yorumlanabilir. Tablo 2'de görülen özet istatistikler Türkiye ve Ürdün verilerinin logaritmik dönüşümlerinin sağlanmış değerlerini içermektedir. Analizler logaritmik dönüşümü sağlanan veriler üzerinden ele alınacaktır.

Tablo 3. Özet İstatistikler

Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum Değer	Maksimum Değer
Ürdün (1965-2020)					
lngdp	56	22.51302	1.323996	20.14557	24.51882
lnref	56	14.00101	.5922689	13.07814	14.91729
Türkiye (1965-2020)					
lngdp	56	25.70574	1.35086	23.20539	27.58789
lnref	56	9.151023	2.571201	6.956545	15.11888

Logaritmik dönüşümü sağlanan verilerin ortalamaları izlendiğinde Türkiye'nin GSYH ortalamasının Ürdün'ünkünden büyük olduğu görülmektedir. Bu durum gerçek verilerle de uyum bir seyir göstermektedir. Yine mülteci sayılarındaki ortalamalar izlendiğinde de 56 yıllık mülteci yükünün Ürdün'de daha fazla olduğu ortalamadan görülmektedir.

1.2. Yöntem

Bu araştırmayı yapabilmek adına; Türkiye ve Ürdün kendi içlerinde analizlere tabi tutularak değerlendirilmiş, testler ayrı bir şekilde yapılmış ve analiz sonuçları karşılaştırılmıştır. Analizlere başlanmadan önce, nominal GSYH ve mülteci sayılarının logaritmik dönüşümleri sağlanmış; böylece ölçek bağlamında karşılaştırma ve analizlerin yorumunda kolaylık sağlanması amaçlanmıştır.

Öncelikle serilerin durağan olup-olmadığını anlamak için birim kök testleri yapılmış, yapılan birim kök testleri Augumented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey, Fuller,1979), Phillips-Perron (PP) (Phillips ve Perron, 1988) ve Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski vd., 1992)'dir. Durağanlıkları belirlenen verilerin birbirlerine etkilerini görebilmek için, Johansen Eş bütünlüşme Testi

(Johansen-Juselis, 1990)) uygulanmıştır. Eş bütünleşme için kullanılacak denklemler aşağıdaki gibidir, (1) ve (2) numaralı denklemler uzun dönem denklemleri iken, (3) ve (4) numaralı denklemler kısa dönem denklemleridir.

$$\ln gdp_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ref_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln ref_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gdp_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\ln gdp_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln ref_{t-1} + \beta_2 VECT_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln ref_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln gdp_{t-1} + \beta_2 VECT_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Birim kök testleri sonuçlarına göre eş bütünleşme testi yapılmış ve serilerin kendi içinde uzun dönem ilişkilerinin olup-olmadığı ortaya konulmuştur. Son aşamada Granger Nedensellik Testi (Granger, 1969) ile gruplar içerisinde verilerin nedensel ilişkilerinin olup-olmadığı tespit edilmiştir.

2. Ampirik Bulgular ve Yorumlar

2.1. Birim Kök Testleri ve Sonuçlarının Yorumlanması

Serilerin uzun dönemde şoka uğramasına rağmen dirençli oluşu, serinin durağan olduğu anlamına gelmektedir. Şokların etkisi geçici ise, yani seride ani bir artış yaşandıktan sonra eski trende dönüş gözleniyorsa serinin durağan olduğu; şokların etkisinin kalıcı olduğu görülüyorsa, serinin durağan olmadığı ya da birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Yani uzun dönemde seriye bir şok verildiğinde ortalama ve varyansında bir değişim meydana gelmiyorsa serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 4. Ürdün Verileri için Birim Kök Testi Sonuçları

	Gecikme Değeri	ADF	PP	KPSS
lngdp	0	-2.916566	-2.915522	0.463000 ¹ (0.860090) ²
	1	-2.916566***	-2.916566***	0.463000 (0.101471)
lnref	0	-2.915522	-2.915522	0.463000 (0.875208)
	1	-2.916566***	-2.916566***	0.463000 (0.313181)

ADF ve PP Testleri için H_0 : birim kök vardır, KPSS testi için H_0 : seri durağandır.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

¹ KPSS testi için %5 düzeyinde hesaplanan asimptotik kritik değeri göstermektedir.

² Parantez içinde verilen değer, KPSS testi için hesaplanan LM istatistiğini göstermektedir.

Tablo 4'teki test sonuçları ve hesaplanan LM istatistikleri %5'lik kritik değerler dikkate alındığında GSYH ve mülteci sayılarının 1. düzeyde durağan oldukları her üç test içinde görülmektedir. Bundan ötürü Ürdün verilerinin durağanlıkları için, mülteci sayılarının ve GSYH'nin birim kök içerdiği ve I (1) düzeyinde durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 5. Türkiye Verileri İçin Birim Kök Testi Sonuçları

	Gecikme Değeri	ADF	PP	KPSS
Ingdp	0	-2.915522	-2.915522	0.463000 ¹ (0.883629) ²
	1	-2.916566***	-2.916566***	0.463000 (0.194929)
lnref	0	-2.915522	-2.915522	0.463000 (0.658846)
	1	-2.916566***	-2.916566***	0.463000 (0.259897)

ADF ve PP Testleri için H_0 : birim kök vardır, KPSS testi için H_0 : seri durağandır.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

¹ KPSS testi için %5 düzeyinde hesaplanan asimptotik kritik değeri göstermektedir.

² Parantez içinde verilen değer, KPSS testi için hesaplanan LM istatistiğini göstermektedir.

Tablo 5 incelendiğinde olasılık değerleri ve hesaplanan LM istatistikleri %5'lik kritik değerler dikkate alındığında GSYH ve mülteci sayılarının 1. düzeyde durağan oldukları her üç test içinde görülmektedir. Yani, Türkiye verileri her üç test içinde I (1) düzeyinde durağandır. İki tablodaki değerlerden de görülebileceği gibi her iki ülke içinde verilerin durağanlığı birinci farkları alındığında gerçekleşmiştir.

3.2. Uygun Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ve Johansen Eş Bütünleşme Analizi

3.2.1. Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

1. gecikmeler alınarak durağanlığı sağlanan veriler arasında uzun dönem ilişkinin var olup-olmadığının tespiti için eş bütünleşme analizi yapılmıştır. Burada veriler I (1) düzeyinde durağan olduğundan Vector Error Correction Model (VECM) üzerinden Johansen Eş bütünleşme analizi yapılmıştır. Bunun için öncelikle iki grup içinde gecikme uzunlukları tespit edilmiştir.

Tablo 6. Ürdün Verileri İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-62.92912	NA	0.043739	2.546240	2.621998	2.575189
1	137.8954	378.0226	1.94e-05	-5.172368	-4.945095*	-5.085520*
2	142.0558	7.505049	1.93e-05	-5.178659	-4.799869	-5.033912
3	147.6196	9.600356*	1.82e-05*	-5.239986*	-4.709681	-5.037341
4	148.8315	1.996071	2.04e-05	-5.130649	-4.448828	-4.870105
5	154.2410	8.485414	1.94e-05	-5.185921	-4.352585	-4.867479

Bilgi kriterleri LR test istatistiği, Final Tahmin Hatası (FPE), Akaike Bilgi Kriteri dikkate alındığında Ürdün verileri için gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir.

Tablo 7. Türkiye Verileri İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-160.7408	NA	4.054978	7.075686	7.155192	7.105469
1	-24.84869	254.0591*	0.013113*	1.341247*	1.579766*	1.430598*
2	-23.00616	3.284496	0.014422	1.435051	1.832581	1.583968
3	-22.06705	1.592406	0.016525	1.568133	2.124676	1.776617
4	-21.79805	0.432747	0.019542	1.730350	2.445905	1.998401
5	-18.57364	4.906715	0.020388	1.764071	2.638639	2.091689

Türkiye için de Schwarz ve diğer bilgi kriterleri dikkate alındığında Türkiye verileri için gecikme uzunluğunun 1 olduğu görülecektir. Gecikme uzunluklarının belirlenmesiyle birlikte Johansen (VECM) Eş bütünleşme Testi aşamasına geçilmiştir. Bunun için, önceki testlerde yapıldığı gibi testler her ülke için ayrı şekilde yapılacaktır. VECM üzerinden açılan ülke verilerine Johansen Eş bütünleşme testleri yapılacaktır.

3.2.2. Johansen Eş Bütünleşme Testi

Durağan olmayan zaman serileri arasındaki ilişkilerin tahmini En Küçük Kareler Yöntemi vb. yöntemlerle tahmin edildiğinde gerçekte var olmayan ilişkiler anlamlı çıkabilmektedir. Bu serilerdeki anlamlı ilişkiye sahte regresyon (Chiarella ve Gao, 2002; Ventosa-Santaularia, 2009) denilmektedir. Sahte regresyon probleminden ötürü durağan olmayan seriler arasındaki ilişkiler modellenmekten kaçınılmıştır. Ancak, yaptıkları çalışma ile 2003 yılında Nobel Ekonomi Ödülü'ne layık görülen Engle ve Granger (Engle, Granger, 1987), eş bütünleşme yöntemini bularak, durağan olmayan zaman serileri arasındaki ilişkileri test edebilmişlerdir. Engle-Granger yaklaşımında tekil bir eş bütünleşme ilişkisi elde edilirken, Johansen yaklaşımında (Johansen-Juselius, 1990) çok denklem yaklaşımı ile her bir seri endojen kabul edilip (Mert ve Çağlar, 2019), eş bütünleşme vektörel olarak tanımlanmıştır. Johansen eş bütünleşme analizinin yapılabilmesi için serilerin birinci farklarda durağan olması, yani I (1) olmaları gereklidir. Bu çalışma için bu şartlar sağlanmıştır.

Tablo 8. Ürdün için Johansen (VECM) Eş Bütünleşme Test Sonuçları

H ₀ :	İz İstatistiği	0.05 için kritik değer	P
Eş bütünleşme yoktur.	29.09237	25.87211	0.0192***
En çok 1 eş bütünleşme vardır.	10.31705	12.51798	0.1135
H ₀ :	Maksimum Özdeğer	0.05 için kritik değer	P
Eş bütünleşme yoktur.	18.77532	19.38704	0.0612*
En çok 1 eş bütünleşme vardır.	10.31705	12.51798	0.1135

NOT: (***) %1 düzeyinde, (*) % 10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir

Tabloda verilen eş bütünleşme testi sonuçlarından, iz istatistiği ve maksimum özdeğerlerden seriler arasında 2 adet eş bütünleşme denklemi olduğu görülmektedir. Verilerin entegrasyon derecesi 1 olduğu için, VECM modeliyle tahmin yapılmıştır. Tablo 9'daki sonuçlardan Ürdün modelinde hata düzeltme katsayısının (VECT_t) negatif ve anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 9. Ürdün Verileri VECM (1) Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem Denklemi	
Sabit	0.626
lnref _t	-1.657
lnrdp _t	(-7.46)
	-
Kısa Dönem Denklemi	
VECT _t	-0.1**
	(-1.10)
Δlnrdp _{t-1}	-0.146
	(-1.166)
Δlnref _{t-1}	0.118
	(0.560)

NOT: Parantez içleri t istatistiğini belirtir. (**) %5' de anlamlılığı ifade etmektedir.

Tahmin edilen modelin vektör hata düzeltme katsayısı negatif ve anlamlıdır. Bu durum hata düzeltme mekanizmasının denklem için çalıştığını göstermektedir. GSYH denkleminde kısa dönemde oluşan dengesizlikler 10 sene* sonra düzeltilerek uzun dönem dengeye ulaşılmaktadır. Ürdün'ün uzun dönem denklemi incelendiğinde mülteci sayısındaki %1'lik artışın GSYH'yi %1,65 azalttığı görülmektedir, ancak bu etki anlamlı bir düzeyde izlenememiştir. Kısa dönem denkleminde de mülteci sayısının GSYH'ye anlamlı bir etkisinin bulunmadığı tespit edilmekle birlikte, mülteci sayısındaki %1'lik artışın GSYH'de %0,11'lik bir artışa sebep olabileceği yorumu yapılabilmektedir.

* 1/0.1(VECT_t) eşitliğinden yola çıkılarak bulunmuştur.

Tablo 10. Türkiye İçin Johansen (VECM) Eş Bütünleşme Test Sonuçları

H ₀ :	İz İstatistiği	0.05 İçin Kritik Değer	P
Eş bütünleşme yoktur.	9.771876	15.49471	0.2987
En çok 1 eş bütünleşme vardır.	3.692221	3.841466	0.0547
H ₀ :	Maksimum Özdeğer	0.05 İçin Kritik Değer	P
Eş bütünleşme yoktur.	6.079655	14.26460	0.6030
En çok 1 eş bütünleşme vardır.	3.692221	3.841466	0.0547*

NOT: (*) % 10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tabloda verilen eş bütünleşme testi sonuçlarından, iz istatistiği ve maksimum özdeğerlerden seriler arasında 1 adet eş bütünleşme denklemi olduğu görülmektedir. Verilerin entegrasyon derecesi 1 olduğu için, VECM modeliyle tahmin yapılmıştır. İyi ve açıklanabilir bir modelde hata düzeltme katsayısı negatif ve anlamlı olmalıdır, Tablo 11'deki tahmin sonuçlarından da görülebileceği gibi Türkiye verileri için hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 11. Türkiye Verileri VECM (1) Tahmin Sonuçları

Uzun Dönem Denklemi	
Sabit	-28.853
Lnref _t	0.345 (1.008)
Lngdp _t	-
Kısa Dönem Denklemi	
VECT _t	-0.02*** (-2.07)
Δlngdp _{t-1}	0.003 (0.02)
Δlnref _{t-1}	0.03** (0.92)

NOT: Parantez içleri t istatistiğini belirtir. (***) %1 de, (**) %5' de anlamlılığı ifade etmektedir.

Türkiye için tahmin edilen modelde, vektör hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olduğu görülmüştür, bu durum hata düzeltme mekanizmasının denklem için çalıştığını göstermektedir. GSYH denkleminde kısa dönemde oluşan dengesizlikler 50 sene* sonra düzeltilerek uzun dönem dengeye ulaşılır. Uzun dönem denkleminde bakıldığında, mülteci sayısındaki %1'lik artışın GSYH'yi %0,34 oranında arttırdığı görülecektir. Ancak uzun dönem denklem incelendiğinde, mülteci sayısının uzun dönemde GSYH'ye anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Kısa dönemde de GSYH etkisinin anlamsız olduğu tespit edilmiştir; bununla birlikte mülteci sayısındaki %1'lik artışın GSYH üzerinde %0,03'lük artışa neden olacağı görülmektedir.

3.3.Granger Nedensellik Analizi

Neden-sonuç ilişkileri bağlamında, bir olayın ya da olgunun başka bir olay ya da olgunun nedeni ya da sonucu olması nedensellik kavramını ortaya çıkarmaktadır. Granger (1969), çalışmasıyla bu nicel ölçümü ekonometri literatürüne sokmuştur. Nedenselliğin temel mantığının, bir değişkenin aktüel dönemdeki değeri açıklanırken başka bir değişkenin gecikmeli değerlerinin bu değişkeni matematiksel olarak açıklaması şeklinde olduğu söylenebilir.

Tablo 12. Ürdün'de GSYH ve Mülteci Sayıları Arasında Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H ₀ :	Gözlem sayısı	Ki Kare-istatistiği	P
Δlnref, Δlngdp'nin Granger nedeni değildir.	52	0.746833	0.8621
Δlngdp, Δlnref'in Granger nedeni değildir.		10.90093	0.0123**

(**) % 5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablodaki sonuçlar; GSYH'nin mülteci sayılarının Granger nedeni olmadığı hipotezinin reddedilmesini gerektirerek, GSYH'den mülteci sayılarına doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucunu %5 anlamlılık düzeyinde açıklamaktadır. Bu ilişki, Ürdün'de GSYH içindeki değişmelerden

* 1/0.02 (VECT_t) eşitliğinden yola çıkılarak bulunmuştur.

ülkeye gelen mülteci sayılarının da değişkenlik gösterebileceği sonucunu vermektedir.

Tablo 13. Türkiye’de GSYH ve Mülteci Sayıları Arasında Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

H ₀ :	Gözlem sayısı	Kı Kare-istatistiği	P
$\Delta \ln \text{ref}$, $\Delta \ln \text{gdp}$ ’nin Granger nedeni değildir.	54	3.535768	0.0601***
$\Delta \ln \text{gdp}$, $\Delta \ln \text{ref}$ ’in Granger nedeni değildir.		0.861365	0.3534

(***) %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 13’teki Granger tahmininden hareketle mülteci sayılarından GSYH’ye yönelen bir nedensellik ilişkisinin %10 düzeyinde anlamlı görülmektedir. Burada mülteci sayılarının GSYH’nin Granger nedeni olmadığı hipotezi reddedilerek; Türkiye’de mülteci sayılarındaki değişimden, GSYH’nin anlamlı bir düzeyde etkileyeceğinin gözlenebildiğini söylemek mümkündür.

Sonuç

Mültecilerin veya göçmenlerin, sığındıkları ya da göç ettikleri ülkelerin makroekonomik değişkenlerine yönelik etkileri literatürden incelendiğinde, çalışmalarda GSYH’nin değişken olarak alındığı görülmüştür. Özellikle üretimin GSYH’ye indirgenerek incelendiği çalışmalarda, üretimden göçmen ya da mültecilere yönelik tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucu bulunmuştur. Diğer bir ifadeyle üretim yapısının göçe ya da mülteci yüküne neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu çalışmada farklı ekonomik büyüklük ve yapılarla sahip iki ülkede, özellikle son 20 yılda çoğunluğunu Suriyeli ve Iraklıların oluşturduğu mülteci gruplarının Türkiye ve Ürdün’ün üretim miktarları ile nedensel ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmanın benzer düzeyde mülteci akınına maruz kalan bu iki ülkenin farklı üretim yapıları ve büyüklüklerinden kaynaklı olarak, uğradıkları mülteci akınıyla farklı nedensellik ilişkisi oluşacağı hipotezini test ederek literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Analiz sonuçları özetlenecek olursa;

i. Uygulanan üç birim kök testi içinde (ADF, PP, KPSS) Türkiye’nin GYSH ($\ln \text{gdp}$) ve mülteci sayıları ($\ln \text{ref}$) verilerinin birinci gecikmelerinin alınarak durağanlaştırılabildikleri tespit edilmiştir.

ii. Ürdün’ün GSYH ($\ln \text{gdp}$) ve mülteci sayıları ($\ln \text{ref}$) verilerinin birim kök test sonuçları incelendiğinde, iki verinin de her üç test için birinci düzeyde durağan oldukları tespit edilmiştir.

iii. Gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilen Türkiye verilerinin Johansen (VECM) Eş bütünleşme sonuçlarından 1 adet eş bütünleşme denklemi olduğu tespit edilmiş ve bu tespitle mevcut Türkiye verileri arasında uzun dönem ilişki olduğu saptanmıştır.

iv. Ürdün verileri için gecikme uzunluğu 3 olarak tespit edilmiştir. Entegrasyon derecelerinin I (1) düzeyinde olduğu bilinen Ürdün verileri için Johansen (VECM) Eş bütünleşme Testi yapılmış ve veriler arasında 2 adet eş bütünleşme denklemi olduğu tespit edilmiştir.

v. Verileri arasında uzun dönem ilişkinin tespit edildiği Türkiye’de; VECM tahmin sonuçları, vektör hata düzeltme katsayısının negatif ve anlamlı olduğu çıktısını vermiştir. Böylece hata düzeltme mekanizmasının bu denklem için çalıştığı görülmektedir. Türkiye’nin uzun dönem denkleminde GSYH ($\ln \text{gdp}$)’nin mülteci sayıları üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı görülürken; kısa dönem denkleminde mülteci sayılarının etkisinin anlamlı olduğu belirlenmiştir.

vi. Ürdün’de VECM tahmin sonuçları, kısa veya uzun dönemde mülteci sayılarının, GSYH üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Yine bu ülke için tahminde de hata düzeltme katsayısı (VECTt) negatif ve anlamlıdır.

vii. Uzun dönem ilişkinin bulunduğu Türkiye’de Granger Nedensellik Analizi, veriler arasında %10 düzeyinde anlamlı ve tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucunu vermektedir. Buna göre mülteci sayılarından GSYH’ye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.

viii. Yine uzun dönem ilişkinin tespit edildiği Ürdün’de tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Buradaki anlamlılık düzeyi Türkiye’dekinden daha güçlüdür; ancak burada nedensellik Türkiye’nin tersi yönünde sonuç vermiştir. Analiz sonuçlarına göre, Ürdün’de GSYH’den mülteci

sayılarına doğru tek yönlü nedensellik belirlenmiştir.

Çalışmanın zaman kısıtının başlatıldığı 1965 yılından itibaren Ürdün'ün kabul ettiği mülteci sayısı Türkiye'ye göre çok daha fazladır. Bulunan sonuçlara göre Ürdün'de GSYH'den mülteci sayılarına yönelik bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu da Ürdün'ün üretimindeki değişimlerden kabul ettiği mülteci sayılarının etkilendiği sonucunun çıkarılmasını sağlamaktadır. Durum Türkiye'de Ürdün'den farklıdır. Türkiye'de mülteci sayılarından GSYH'ye yönelen bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu sonuç, mülteci sayılarındaki değişimlerden üretimin etkilendiği sonucunu sağlamaktadır. Özellikle kısa dönemde GSYH'de mültecilerden kaynaklı oluşan dengesizliklerin 10 yıl içinde düzeltilebilmesi, Türkiye'ye göre Ürdün ekonomisinin mültecilere uyum sağlayabildiğini göstermektedir. Yine kısa dönemde Türkiye'de GSYH'de mültecilerden kaynaklı dengesizliklerin 50 sene sonra düzeltilebileceği tespit edilmiştir. Bu durum, üretim yapısının mülteci sayısına uyumlu olmadığını gösteren bir çıkarımdır. Bu verilerden hareketle Türkiye üretiminin, Ürdün üretimine göre mültecilerden olumsuz yönde etkilendiği sonucuna ulaşılabilir.

Makalede Türkiye ve Ürdün için iki farklı yönde nedensellik sonucu çıkmıştır. Buna göre Türkiye için mülteci sayılarından GSYH'ye, Ürdün'de GSYH'den mülteci sayılarına nedensellik bulunmaktadır. Ürdün sonuçları Islam ve Khan (2015) ve Zou ve Ma (2017) çalışmasını desteklerken, Türkiye sonuçları kısmı Meçik ve Koyuncu (2020) çalışmasını desteklemiştir. Bunlarla Fakih ve İbrahim (2016) çalışmasının sonuçlarından farklı olarak, bu çalışmanın sonuçları nedenselliği tespit etmiştir.

VECM tahmin sonuçlarına göre kısa ve uzun dönemde mültecilerin Türkiye GSYH'sine pozitif etkisinin olduğu ve uzun dönemde bu etkinin daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu sonuçtan hareketle Türkiye'nin mültecileri üretim sürecine uzun dönemde dahil etmesi gerekmektedir; ancak mültecilerin ekonomide meydana getireceği dengesizliklerin 50 senede düzeltilmesi ülke ekonomisinin göze alması gereken bir başka konudur. Ürdün için durum Türkiye'dekinden daha farklıdır. Mültecilerin Ürdün GSYH'si üzerindeki etkileri incelendiğinde uzun dönemde negatif, kısa dönemde pozitif etkinin olduğu görülmektedir, buradan hareketle Ürdün'ün ülkesindeki mültecileri kısa vadede üretime dahil etmesi gerekmektedir.

Çalışmanın kısıtları ele alındığında ise iki ülke ve iki değişken görülmektedir. Türkiye ve Ürdün'de mülteci sayıları ile GSYH arasındaki ilişki ele alınmıştır. Çalışma açısından bakıldığında en temel sorun veri teminidir. Sosyoekonomik açıdan kalkınmayı da kapsayacak verilerin bulunması durumunda çalışmanın sadece ekonomik değil toplum hayatına olan etkisi de yorumlanabilir.

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Araştırmacıların katkı oranı beyanı / Contribution rate statement of researchers: Birinci yazar /First author %50, İkinci yazar/Second author %50.

2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).

Kaynakça

- Abu Murad, M. S., & Alshyab, N. (2019). Political instability and its impact on economic growth: the case of Jordan. *International Journal of Development Issues*, 18(3), 366-380. DOI 10.1108/IJDI-02-2019-0036.
- Al Wazani, K. W., Oehring, O., & Hueser, S. (Eds.). (2014). *The Socio-Economic implications of Syrian refugees on Jordan: a cost-benefit framework*. KAS.
- Alougili, M. A. (2019). The impact of Syrian refugee on Jordanian national security. *European Journal of Social Sciences*, 2(3), 83-99. <https://doi.org/10.26417/ejss.v2i3>.

- Altunç, Ö. F., Uçan, O., & Akyıldız, A. (2017). Dış göçlerin Türkiye ekonomisinde işsizlik enflasyon ve ekonomik büyüme üzerine etkileri: ekonometrik bir analiz. *Researcher*, 5(1), 197-211. [10.18301/rss.205](https://doi.org/10.18301/rss.205)
- Aslantürk, O. (2020). Türkiye'ye yönelik göç ve iltica hareketleri: Suriyeliler örneği. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(1), 172-201. <https://doi.org/10.30798/makuiibf.581436>
- Athamneh, A. B. (2016). *Jordanian refugee policy*. Bundeszentrale für Politische Bildung, 22.
- Beaujouan, J., & Rasheed, A. (2020). The Syrian refugee policy of the Jordanian government. *Syrian Crisis, Syrian Refugees: Voices from Jordan and Lebanon*, 47-63.
- Bel, A. (2022). Çerçeveleme ve öne çıkarma yaklaşımı bağlamında Suriyeli sığınmacılara yönelik haberler. *İstanbul Arel Üniversitesi İletişim Çalışmaları Dergisi*, 10(21), 25-47.
- Castells, M. (2007). *Enformasyon Çağı: Ekonomi, Toplum ve Kültür-3. Cilt: Binyılın Sonu*. Çev: Ebru Kılıç, İstanbul Bilgi Üniversitesi, İstanbul.
- Chen, H.-J., & Fang, I.-H. (2013). Migration, social security, and economic growth. *Economic Modelling*, 32, 386-389. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.026>
- Chiarella, C., & Gao, S. (2002). Type I spurious regression in econometrics. University of Technology, *Finance and Economics Working Paper*, (114).
- Chirila, V., & Chirila, C. (2017). The analysis of Romania's external migration and of the causality between remittances and Romania's economic growth. *Amfiteatru Economic*, 19(46), 696.
- Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979), Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Ersoy, M. (1985). *Göç ve kentsel bütünleşme*. Ankara: Türkiye Geliştirme ve Araştırmaları Vakfı.
- Fakih, A., & Ibrahim, M. (2016). The impact of Syrian refugees on the labor market in neighboring countries: empirical evidence from Jordan. *Defence and Peace Economics*, 27(1), 64-86. <https://doi.org/10.1080/10242694.2015.1055936>
- Ghosh, S., & Enami, A. (2015). Do refugee-immigrants affect international trade? evidence from the world's largest refugee case. *Journal of Policy Modeling*, 37(2), 291-307. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.01.011>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, (37). <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Islam, F., & Khan, S. (2015). The long run impact of immigration on labor market in an advanced economy: evidence from US data. *International Journal of Social Economics*. 42(4), 356-367. DOI 10.1108/IJSE-12-2013-0291
- Johansen, S. & Juselius, K., (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210. [10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x)
- Karasu, M. A. (2018). Türkiye'ye yönelik dış göçler, Suriyeli sığınmacı göçü ve etkileri. *Paradoks Ekonomi Sosyoloji ve Politika Dergisi*, 14(1), 21-41.
- Kartal, B., & Başçı, E. (2014). Türkiye'ye yönelik mülteci ve sığınmacı hareketleri. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(2), 275-299. <https://doi.org/10.18026/cbusos.42910>

- Kemnitz, A. (2001). Endogenous growth and the gains from immigration. *Economics Letters* (72), 215-218. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00434-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00434-7)
- Krishnakumar, P., & Indumathi, T. (2014). Pull and push factors of migration. *Global Management Review*, 8(4), 8-13.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*. 54 (1–3): 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lenner, K., & Schmelter, S. (2016). Syrian refugees in Jordan and Lebanon: between refuge and ongoing deprivation. *IEMed Mediterranean Yearbook*, 122-126.
- Massey, D. S. (2019). Economic development and international migration. *Comparative Perspective. in Determinants of Emigration from Mexico, Central America, and the Caribbean içinde* (13-47). Routledge.
- Meçik, O., & Koyuncu, T. (2020). Türkiye’de göç ve ekonomik büyüme ilişkisi: Toda-Yamamoto nedensellik testi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 9(3), 2618-2635. <https://doi.org/10.15869/itobiad.748770>
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gauss uygulamalı zaman serileri analizi*, Ankara, Detay Yayıncılık.
- Metelski, D., & Mihi-Ramirez, A. (2015). The economic impact of remittances and foreign trade on migration. granger-causality approach. *Engineering Economics*, 26(4), 364-372. [10.5755/j01.ee.26.4.12464](https://doi.org/10.5755/j01.ee.26.4.12464)
- Mihi-Ramirez, A., Rudzionis, A., & Kumpikaite, V. (2014). European economic migration flow, earnings and unemployment in decade of 2000. *Procedia - Social and Behavioral Sciences* (110), 122 – 129. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.854>
- Oucho, J. O. (2007). Migration and regional development in Kenya. *Development*, 50(4), 88-93. [doi:10.1057/palgrave.development.1100425](https://doi.org/10.1057/palgrave.development.1100425)
- Phillips, P. C. B.; Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 75 (2): 335–346. [doi:10.1093/biomet/75.2.335](https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335).
- Skeldon, R. (2006). Interlinkages between internal and international migration and development in the Asian region. *Population, Space and Place*, 12(1), 15-30. <https://doi.org/10.1002/psp.385>
- Şahin, İ. (2015). Türkiye’ye gerçekleştirilen ortadoğu kaynaklı zorunlu göçlerin sosyo-ekonomik etkileri: 1979-2014 arası. *Tesam Akademi Dergisi*, 2(2), 167-195.
- Tanrikulu, F. (2021). The political economy of migration and integration: effects of immigrants on the economy in Turkey. *Journal of Immigrant & Refugee Studies*, 19(4), 364-377. <https://doi.org/10.1080/15562948.2020.1810840>
- Thiollet, H. (2011). Migration as diplomacy: labor migrants, refugees, and Arab regional politics in the oil-rich countries. *International Labor and Working-Class History*, 79(1), 103-121.
- UNHCR (2007). News and Stories, April 17, 2007, <http://www.unhcr.org/uk/news/latest/2007/4/4624b0814/iraq-conference-iraq-host-countries-promise-aid-iraqi-refugees.html>.
- UNHCR (2021). Global trends forced displacement in 2021.
- UNHCR. (2007). Advisory opinion on the extraterritorial application of non-refoulement obligations under the 1951 convention relating to the status of refugees and its 1967 protocol. *European Human Rights Law Review*, 5, 483.

Ventosa-Santaularia, D. (2009). Spurious regression. *Journal of Probability and Statistics*, 2009.

World Bank, Gross domestic product for jordan [MKTGDPJOA646NWDB], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/MKTGDPJOA646NWDB>, March 29, 2023.

World Bank, Gross domestic product for turkey [MKTGDPTRA646NWDB], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/MKTGDPTRA646NWDB>, March 28, 2023.

World Bank, Refugee population by country or territory of asylum for jordan [SMPOPREFGJOR], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/SMPOPREFGJOR>, March 29, 2023.

World Bank, Refugee population by country or territory of asylum for turkey [SMPOPREFGTUR], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/SMPOPREFGTUR>, March 29, 2023.

Zou, T., & Ma, H. (2017). The cointegration analysis of the population migration and the economic growth in Xinjiang. 7th International Conference on Education, Management, Information and Mechanical Engineering içinde (EMIM 2017) 1771-1774. Atlantis Press.

Extended Abstract

The main purpose of this study is to analyze whether the Gross Domestic Products (GDP) of Turkey and Jordan are related to refugees or not. In this context, causality analysis was carried out using the GDP and registered refugee data coming to the country (Turkey and Jordan) between 1965 and 2020. The study consists of three parts in total. In the first part, the historical background of emigration in Turkey and Jordan; in the second part the literature dealing with the relationship between immigration and growth and in the third part econometric analysis in the light of the data obtained are presented.

Metelski and Ramirez (2015) and Ghosh and Enami (2015), who focus on foreign trade and migration-refugee relations, found different results with different data sets. In the studies of Tanrikulu (2021), which focuses on working with Syrian refugees in the case of Turkey, and Fakih and İbrahim (2016), who focus on Jordan; it is stated that Syrians have a positive effect on Turkey's economic growth; but in Jordan's case, it is concluded that Syrians are unrelated in the labor market in the country. Meçik and Koyuncu (2020), in their study on Turkey, identified one-way causality from migration to economic growth.

First of all, unit root tests were carried out to understand whether the series are stationary, and the unit root tests were performed by Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Dickey, Fuller, 1979), Phillips-Perron (PP) (Phillips, Perron, 1988) and Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992). Johansen Co-integration Test (Johansen-Juselis, 1990) and Granger Causality Test (Granger, 1969) were applied to see the effects of the data whose stationarity was determined on each other. According to the unit root test results, a cointegration test was performed to reveal whether there was a long-term relationship within the series or not. At the final stage, the causal relationship between the data within the groups was determined using the causality test. Summarized Analysis Results:

i. Among the three-unit root tests (ADF, PP, KPSS) applied, it was determined that Turkey's GDP and refugee numbers of data can be stabilized by taking the first delays.

ii. When the unit root test results of Jordan's GDP and refugee numbers of data were examined, it was determined that both data were stationary at the first level for all three tests.

iii. It was determined that Turkey data with a lag length of 1 has 1 cointegration equation from the Johansen (VECM) cointegration results, and a long-term relationship was found between this determination and the current Turkey data.

iv. For the Jordan data, the lag length was determined as 3. Johansen (VECM) Co-integration Test was conducted for Jordan data, whose integration degrees are known to be at I (1) level, and it was determined that there were 2 cointegration equations among the data.

v. In Turkey, where a long-term relationship was determined between the data; VECM estimation results gave the output that the vector error correction coefficient was negative and significant. Thus in general, it was seen that the error correction mechanism works for this equation. While GDP was found to have no significant effect on the number of refugees in Turkey's long-term equation, the effect of the number of refugees was found to be significant in the short-term equation.

vi. In Jordan, VECM estimation results showed that refugee numbers do not have a significant impact on GDP in the short or long run. Again, for this country, the error correction coefficient (VECTt) was negative and significant in the estimation.

vii. The Granger Causality Analysis in Turkey, where there was a long-term relationship, showed that there was a significant and one-way causality at the 10% level. Accordingly, it was found that there is a one-way causality from the number of refugees to GDP.

viii. A one-way causality was determined in Jordan, where a long-term relationship was also detected. The level of significance here was stronger than in Turkey; however, the causality here resulted in the opposite direction of Turkey. According to the results of the analysis, one-way causality was determined from the GDP to the number of refugees in Jordan.

In general, it is seen that Jordan and Turkey, which have economies of different structures and sizes, are affected in different ways by the refugee influx they are exposed to. Since 1965, when the time limit of the study was started, the number of refugees accepted by Jordan has been higher than in Turkey. According to the results, a causality has been determined from the GDP to the number of refugees in Jordan. This leads to the conclusion that the number of refugees accepted by Jordan is affected by the changes in its production. The situation is

different in Turkey compared to Jordan. A causality from the number of refugees to GDP has been identified in Turkey. This result leads to the conclusion that production is affected by changes in refugee numbers. The fact that the imbalances in GDP caused by refugees can be corrected within 10 years, especially in the short term, shows that Jordan's economy can adapt to refugees compared to Turkey. Again, in the short term, it has been determined that the imbalances in GDP in Turkey caused by refugees can be corrected 50 years later. This is an inference that shows that the production structure is not compatible with the number of refugees. Based on these data, it can be concluded that Turkish production is negatively affected by refugees compared to Jordanian production.

Considering the VECM estimation results; In Turkey, it was determined that a 1% increase in the number of refugees in the long term increased the country's production by 0.34%, and in the short term, a 1% increase in the number of refugees increased production by 0.03%, while in Jordan in the long term, 1% in the number of refugees. It is concluded that an increase of 1% reduces production by 1.65%, and a 1% increase in the number of refugees in the short term may cause an increase of 0.11% in production.

This leads to the conclusion that refugees can affect production either positively or negatively. However, starting from these two countries that have been exposed to a greater refugee burden for a longer period can resolve the imbalances caused by refugees in a relatively shorter time; the refugees accepted by the countries with relatively large economies in the long and short terms can contribute positively to the national production and it has been concluded that the causality of production and number of refugees may occur in different directions in countries that are exposed to a similar influx of refugees due to different production structures and sizes.