

SURİYELİ MÜLTECİ SORUNUNUN ÇEVRE ÜLKELERE MAKROEKONOMİK ETKİLERİ

Ezgi ARDIÇ*

Kerem Enes YILMAZ**

GİRİŞ

Tunus'ta başlayan Arap Baharı protestolarının, diğer Arap ülkelerine sıçramasıyla birlikte; Mısır ve Libya'da yöneticilerin uzun süredir devam eden iktidarları son bulmuştur. Olaylar Suriye'ye sıçradığında, Beşşar Esad yönetimine karşı ayaklanan halka rejim tarafından oldukça şiddetli bir biçimde karşılık verilmiştir. Bunun sonucunda, binlerce insan hayatını kaybetmiş ve Suriye halkı meydana gelen iç savaştan korunmak amacıyla ülkelerini terk edip mülteci olmuştur. Türkiye, Suriyeli sığınmacılar için "Açık Kapı Politikası" benimsemiş ve savaştan kaçan tüm Suriyeli vatandaşları kucaklamıştır. Türkiye, bu kararı alırken tamamen insan haklarına odaklansa da ekonomik açıdan hazırlıksız yakalanmıştır.

Suriyeli mülteciler, kendilerine kapılarını açan coğrafi olarak en yakın ülkelere: Türkiye, Lübnan, Mısır, Ürdün ve Irak'a sığınmıştır. Bu süreçte on milyonu aşkın insan göç etmiştir. Mezkûr ülkeler, yaşanan yoğun göç hareketi nedeniyle oluşan krizlerle başa çıkmak zorunda kalmıştır. Türkiye, ilk olarak tüm sığınmacıların yerleşmesi için sınır illerinde mülteci kampları kurmuş ve sığınmacıları bahsi geçen kamplara yerleştirmiştir. Ancak belirli bir sürenin sonunda kamplar, kapasite açısından yeterli olmamaya başlamıştır. Nitekim, sığınmacılar çeşitli illere dağıtılmıştır ve kendi kaynakları dahilinde yaşamlarını idame ettirmeye çalışmışlardır. Dolayısıyla, ekonomik sisteme doğrudan katılımları söz konusu olmuştur.

Bu çalışma, Suriyeli mülteci sorununun; Türkiye, Lübnan, Mısır, Ürdün ve Irak ekonomilerine etkilerini, makroekonomik açıdan bir ekonometrik yöntem olan panel veri analizi yardımıyla araştırmayı hedeflemektedir (Yerdelen Tatoğlu, İleri Panel Veri Analizi, 2020).

GÖÇ İLE İLGİLİ LİTERATÜR

Boubtane, Coulibaly ve Rault, 1987-2009 dönemi boyunca yirmi iki OECD ülkesinin verilerini kullanarak panel VAR analizi yapmıştır. Göçe ev sahipliği yapan ülkelerin; işsizlik ve ekonomik büyüme değişkenleri kullanılmıştır. Analiz sonucunda, ev sahibi ülkeye yapılan göçün, GSYH üzerinde olumlu etkiler oluşturduğunu; fakat işsizlik oranları bakımından olumsuz etkilere sebebiyet verdiği sonucuna varılmıştır (Boubtane, Coulibaly, & Rault, 2013).

Damette ve Fromentin, on dört OECD ülkesinin göç ile iş gücü piyasasındaki etkileşimini, panel eş bütünleşme yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonucunda bahsi geçen ülkelerde göçün, kısa vadede iş gücü piyasasında ücretleri artıracak bilgisine ulaşılmıştır. Ayrıca göç sebebiyle, kısa vadede Anglosakson ülkeleri hariç olmak üzere, kısa ve uzun vadede işsizlik oranları üzerinde olumsuz bir etki olduğuna dair herhangi bir kanıt elde edilememiştir (Damette & Fromentin, 2013).

Latif, Kanada'ya doğru söz konusu olan uluslararası göçün ülkedeki işsizlik oranı üzerindeki etkisini panel veri analizi yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonucunda: söz konusu göçün kısa vadede işsizlik oranı üzerinde etkili olduğunu; uzun vadede ise işsizlik oranı üzerinde olumsuz ancak önemsiz bir etkisi olduğu sonucuna varmıştır (Latif, 2015).

Kabaklarlı, Suriyeli mültecilerin komşu ülkelere göçünün makroekonomik etkilerini araştırmak amacıyla 1991-2014 yılları arasındaki sekiz ülkeye ait ekonomik verileri kullanmıştır. 2011 Suriye iç savaşına kukla değişken ekleyerek panel ortalama grup ARDL analizi gerçekleştirmiştir. Uzun dönem analizinde,

* Uzman Yardımcısı, Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O., ezgiardic@marun.edu.tr

** Gelir Uzman Yardımcısı, Gelir İdaresi Başkanlığı, keremenesyilmaz@gmail.com

mültecilerin iş gücüne katılım oranı ile hem büyüme oranı hem de kişi başına düşen GSYH arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir (Kabaklarlı, 2016).

Ceritoğlu vd., Türkiye'ye mülteci girişlerinin iş gücü piyasasına etkilerini zamansal olarak iki dönem üzerinden incelemiştir. Analizde, 2010-2011 aralığını öncesi dönem ve 2012-2013 aralığını sonrası dönem olarak belirlenmiştir. Farklardaki farklar (DID) tahmincisi ile iş gücüne katılan çeşitli gruplar için analiz gerçekleştirilmiştir. Türkiye'deki Suriyeli istihdamının, işsizlik oranını artırdığı sonucuyla birlikte özellikle dezavantajlı yerli gruplar olan: kadınlar, gençler ve vasıfsızların iş gücüne katılımının daha da zorlaştığı sonucuna ulaşılmıştır (Ceritoğlu, Gürcihan Yüncüler, Torun, & Tümen, 2017).

Göv ve Dürrü, yedi OECD ülkesinin 2000-2016 yılları arasındaki verilerini kullanarak ekonomik büyüme ile göç arasındaki ilişkiyi tespit etmek amacıyla panel nedensellik analizi yapmıştır. Elde edilen bulgulara göre göç yoğunluğu ve GSYH arasında tek yönlü panel Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir (Göv & Dürrü, 2017).

Öztürk ve Altınöz, göçmenlerin G7 ülkelerine göç etmesine neden olan çekici faktörler ile ülkelerin ekonomik değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, 2000-2017 dönemine ait veriler kullanılmış ve panel ARDL analizi gerçekleştirilmiştir. Uzun dönemli analiz sonucuna göre göçün çekici unsurları olarak kişi başına GSYH ve küreselleşme artışı belirlenmiştir. Enflasyon artışı nedeniyle gerçekleşen göç yoğunluğunda bir azalışa rastlanmamıştır. Ayrıca, uzun dönem baz alındığında işsizlik oranlarındaki artışın göçmen yoğunluğu üzerine bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Öztürk & Altınöz, 2020).

Akıncı, Suriyeli mültecilerin 2004-2017 yılları arasındaki; Türkiye, Ürdün, Lübnan, Irak, Mısır ve Yemen'e gerçekleştirdiği göçün, bu ülkelerin makroekonomik değişkenlerine etkisini incelemiştir. Analizde; büyüme oranı, enflasyon oranı, iş gücüne katılım oranı, kişi başına düşen GSYH, doğumda beklenen yaşam süresi değişkenleri ile bir model oluşturularak panel veri analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda mülteci sayısı ile: büyüme oranı, iş gücüne katılım oranı ve doğumda beklenen yaşam süresi arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunurken; enflasyon oranı, kişi başına düşen GSYH değişkenleri arasında negatif yönlü bir ilişki mevcut olduğu tespit edilmiştir (Akıncı, 2021).

VERİ SETİ

Bu çalışmada, OECD'nin Büyülü Elmas olarak adlandırdığı makroekonomik performans ölçütlerinden; işsizlik oranı, enflasyon oranı ve büyüme oranı değişkenleri aracılığıyla analizin gerçekleştirilmesi hedeflenmiştir. Bu değişkenler, ayrı ayrı bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. İçinde bulunulan yıla ait mülteci nüfusunun, o yıla ait toplam nüfusa oranıyla "Rasyo" değişkeni elde edilmiştir. Mezkûr göstergelerin ayrı birer bağımlı değişken olarak elde edilen nispi değişken tarafından etkilendiği varsayımı, analizin ruhunu oluşturmuştur.

Büyülü Elmas göstergelerinden sonucusu olan dış ödemeler dengesi, hesaplanması bakımından birçok ülkede farklılık göstermesi sebebiyle analize dahil edilmemiştir. Analize konu olan ülkeler: Mısır, Irak, Ürdün, Lübnan ve Türkiye'dir. Suriyeli mültecilerin göç ettiği diğer ülkeler olan Libya ve Cezayir, toplam nüfusları içerisinde çok az yoğunlukta mülteci barındırmaları sebebiyle analiz dışında bırakılmıştır. Ayrıca analize konu olan beş ülkede mülteci sorununun başladığı 2011 yılında, mülteciler daha çok toplama kamplarında bulunmuştur. Dolayısıyla, toplam nüfus içindeki mülteci nispeti neredeyse sıfır olduğundan ihmal edilmiş ve bu değer sıfır olarak alınmıştır.

Analizde kullanılan değişkenlere ait veriler, Dünya Bankası veri tabanından¹ edinilmiştir. Dengeli bir panel ile çalışmak istenildiğinden, eksik olan birkaç veri için iki farklı websitesinden^{2 3} faydalanılmıştır. Analiz

¹ <https://databank.worldbank.org/>

² <https://macrotrends.net/>

³ <https://www.statista.com/>

sürecinde, enflasyon oranı değişkeni ikinci farkında durağan duruma geçmesi sebebiyle analiz dışında bırakılmıştır.

Veri seti, 2011-2020 yıllarını kapsayacak şekilde on yıllık zaman serisinden ve kesit açısından bahsedilen beş ülkeden (birimden) oluşmaktadır. Sonuç olarak her bir değişkene ait boyut, ellidir.

Tablo 1: ID Numaralarına göre Ülkeler

ID Numarası	Ülke
ID 1	Mısır
ID 2	Irak
ID 3	Ürdün
ID 4	Lübnan
ID 5	Türkiye

Tablo 2: Değişkenler Arası Korelasyon Matrisi

	İşsizlik	Büyüme	Rasyo
İşsizlik	1.000		
Büyüme	-0.294	1.000	
Rasyo	-0.049	-0.581	1.000

Tablo 3: Değişkenlerin Özet İstatistikleri

Değişken	μ_x	Boyut (n = N x T)
İşsizlik	0.0928	50 (5x10)
Büyüme	0.0377	50 (5x10)
Rasyo	0.0373	50 (5x10)

METODOLOJİ

Çalışma, Suriyeli mültecilerin çevre ülke ekonomilerine etkilerini makroekonomik açıdan ele almaktadır. Makroekonomik göstergelerden; büyüme oranı ve işsizlik oranı değişkenlerinin, on yıllık süre zarfındaki dinamik ilişkisini analiz edebilmek amacıyla Panel VAR model kullanılmıştır. Birinci farklar dönüşümünü baz alan GMM tahmincisine göre (Holtz-Eakin, Whitney, & Harvey, 1988):

$$y_{it} - y_{it-1} = a_t + \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{it-l-1}) + \sum_{l=1}^m \delta_l (x_{it-l} - x_{it-l-1}) + v_{it} \quad (1)$$

x_{it} ve y_{it} değerleri yerine, (1) numaralı denklemde:

$$\square x_{it} = x_{it} + e_{it}^x$$

$$\square y_{it} = y_{it} + e_{it}^y$$

yazılırsa, (2) ve (3) numaralı denklemler aşağıdaki gibi elde edilir:

$$y_{it} - y_{it-1} = a_t + \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{it-l-1}) + \sum_{l=1}^m \delta_l (x_{it-l} - x_{it-l-1}) + v_{it} \quad (2)$$

$$v_{it} = v_{it} + e_{it}^y - e_{it-1}^y - \sum_{l=1}^m \alpha_l (e_{it-l}^y - e_{it-l-1}^y) - \sum_{l=1}^m \delta_l (e_{it-l}^x - e_{it-l-1}^x) \quad (3)$$

Ölçüm hatalarının zaman boyunca korelasyonsuz olduğu varsayımıyla, v_{it} vektörünün ($T \geq 2m+2$ koşulu altında) aşağıdaki (4) numaralı denklemde belirtilen Z_{it} vektörü ile korelasyonsuz olduğu varsayılır.

$$Z_{it} = [1, \tilde{y}_{it-m-2}, \dots, \tilde{y}_{it}, \tilde{x}_{it-m-2}, \dots, \tilde{x}_{it}] \quad (4)$$

Rasyo değişkeninin birinci ve ikinci gecikmesi ayrı ayrı olmak üzere, büyüme oranı ve işsizlik oranı değişkenlerini açıklayıp açıklamadığı test edilmiştir. Kullanılan testin sıfır hipotezi, değişkenleri açıklama açısından anlamsız olduğunu savunmaktadır. Aynı test, her iki değişken için ayrı ayrı rasyo değişkenine karşı uygulanmıştır. Değişkenlerin mevcut ilişkisi tespit edildikten sonra, öngörü hatasının varyans ayrıştırması işlemine geçilmiştir. Bu işlem Panel VAR modellerinde, kalıntıların kovaryans matrisinin Cholesky ayrıştırmasını baz almaktadır (Yerdelen Tatoğlu, Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı, 2020). Bir sonraki adımda etki-tepki (Impulse-Response) analizinin grafikleri elde edilerek görselleştirilmiştir. Nihayetinde, GMM tahmincisinin istikrar koşulları sınanmıştır. Zira, gerekli stabilite Panel VAR modelin çevrilebilir ve vektör hareketli ortalamalara (VMA) sahip olduğunu gösterir (Abrigo & Love, 2016).

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \dots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \dots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \dots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \quad \Phi_i = \left\{ \begin{array}{l} I_k \quad (i=0) \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{t-j} A_j \quad (i=1,2,\dots) \end{array} \right\} \quad (5)$$

Bir sonraki adımda nedensellik analizine geçilmiştir. Granger nedensellik testinin panel veriler için genişletilmiş hâli olan Dumitrescu ve Hurlin panel nedensellik testi analizde kullanılmıştır (Dumitrescu & Hurlin, 2012). Aşağıdaki (6) numaralı denklemde; “i” birim sayısını, “t” zaman boyutunu temsil etmekle birlikte, $K \in N$ olmak üzere:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})'$$

Testin sıfır hipotezi panelin bütün birimlerinde alt gruplar için: x'ten y'ye doğru homojen Granger nedensellik ilişkisinin olmadığını savunmaktadır. Alternatif hipotez ise tümünden ziyade bazı β_i vektörlerinin nedensellik ilişkisi olmadığı varsayımı altında yine de sıfıra eşit olabileceğini belirtmektedir. Dolayısıyla, alternatif hipotezin varsayımında heterojen bir yapı karşımıza çıkmaktadır. Testte, sıfır hipotezinin nedensellik ilişkisi barındırmama savına karşılık nedensellik ilişkisi araştırılmamaktadır. Yalnızca, bazı birimlerin heterojen olabileceği olgusu araştırılmaktadır. Testin sıfır hipotezinde birim bazlı Wald test istatistiklerinin ortalamasının kullanılması önerilmektedir (Hnc: homojen nedensel olmayan durumu ifade etmektedir):

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (7)$$

$$W_{i,T} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{d} \chi^2(K)$$

(7) numaralı denklemde, $i \in N$ olmak üzere zaman boyutu sonsuza giderken, sabit bir zaman boyutu için ($T > 5+2K$) standartlaştırılmış ortalama Z_N^{Hnc} istatistiği normal dağılıma $[N(0,1)]$ yakınsayacaktır.

ANALİZ

Panel VAR modelinin uygulanabilmesinin ilk koşulu, çalışmada kullanılan veri setinin durağan olmasıdır. Tıpkı zaman serisi analizinde olduğu gibi panel veri analizinde de durağanlık sınaması için panel birim kök testleri kullanılmaktadır. Yalnızca, biraz daha farklı olarak hangi tip panel birim kök testinin kullanılacağını belirlemek amacıyla yatay kesit bağımlılığının araştırılması gerekmektedir. İlk aşamada, sıfır hipotezinde yatay kesit bağımlılığın mevcut olmadığını öne süren Pesaran CD 2004 testi uygulanmıştır (Pesaran, General diagnostic tests for cross section dependence in panels, 2004). İkinci aşamada, sıfır hipotezinde regrese edilen birimlerin hata terimleri arasındaki zayıf korelasyon ilişkisini öne süren Pesaran CD 2015 testi uygulanmıştır (Pesaran, Testing weak cross-sectional dependence in large panels, 2015). Değişkenlere ait sonuçlar aşağıda tablolaştırılmıştır.

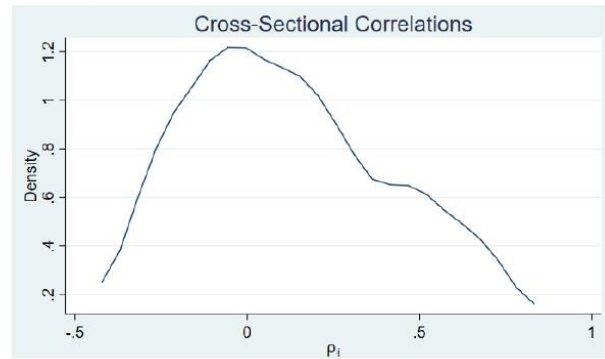
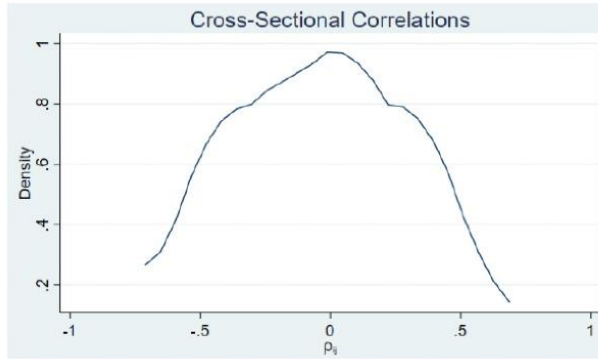
Tablo 4: Değişkenlerin Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

Pesaran CD 2004 Testi				
Değişkenler	Test İstatistiği	p	ρ	$ \rho $
İşsizlik	-1.488	(0.137)	-0.150	-0.620
Büyüme	0.868	(0.385)	0.090	0.600
Pesaran CD 2015 Testi				
Değişkenler	Test İstatistiği	p	-	-
İşsizlik & Rasyo	-0.562	(0.574)	-	-
Büyüme & Rasyo	1.849	(0.064)***	-	-

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir.

Pesaran CD 2004 testinin sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığının olmadığını öne sürmektedir. Pesaran CD 2004 testi sonucuna göre her iki değişken için sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla, değişkenler için yatay kesit bağımlılığının olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Pesaran CD 2015 testinin sıfır hipotezi birimler arasında zayıf yatay kesit bağımlılık olduğunu öne sürmektedir. İşsizlik ve Rasyo değişkenleri arasında sıfır hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla, bu iki değişken arasında zayıf yatay kesit bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat, büyüme ve rasyo değişkenleri arasında %10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmiştir. Sonuç olarak, büyüme ve rasyo değişkenlerinin hata terimleri arasında %10 anlamlılık düzeyine göre kuvvetli korelasyon ilişkisi (birimler arası korelasyon) mevcuttur.



Şekil 1: (Sırasıyla) İşsizlik & Rasyo, Büyüme & Rasyo Değişkenlerinin Yatay Kesit Bağımlılık İlişkisi

Her iki test sonucu dikkate alındığında, birinci kuşak panel birim kök testlerini de kullanabileceğimizi anlıyoruz. Birinci kuşak panel birim kök testlerinin kullanılması durumunda, tahminci seçilmesi hususunda daha dikkatli olunması gerekmektedir. Birinci kuşak panel birim kök testleri yatay kesit bağımlılığı dikkate

almamaktadır. İkinci kuşak testler ise bu unsur dikkate alınarak oluşturulmuştur. Ayrıca, ilk kuşak panel birim kök testleri heterojenlik olgusunu da dikkate almamaktadır. Heterojen yapıdaki bir panel veri seti, homojen yapıda modellenip tahminler gerçekleştirilirse heterojenlik sapması meydana gelecektir. Sonuç olarak elde edilen tahminlerin hem sapmalı hem de tutarsız olması kaçınılmazdır. Bu sebeple, analizin doğruluğu ve uygulanacak panel birim kök testlerinin tespiti için bir sonraki aşamada homojenlik testleri uygulanmıştır. İlk olarak Swamy testini uyguladık (Swamy, 1970). İkinci olarak Pesaran ve Yamagata testini gerçekleştirdik (Pesaran & Yamagata, Testing slope homogeneity in large panels, 2008). Elde edilen sonuçlar Tablo 5’te özetlenmiştir:

Tablo 5: Heterojenlik Sınaması

Swamy Homojenlik Testi Sonuçları					
Değişken	C	σ_x	Z	$p > Z $	χ_s^2
İşsizlik&Rasyo	-1.270	2.587	-0.490	0.623	953.35
İşsizlik&Sabit	0.094	0.012	7.460	0.000	(0.000)*
Büyüme&Rasyo	3.489	3.564	0.980	0.328	374.11
Büyüme&Sabit	0.051	0.016	3.040	0.002	(0.000)*
Pesaran & Yamagata Testi Sonuçları					
Değişken	$\hat{\Delta}$	$\hat{\Delta}_{adj}$	p	p_{adj}	-
İşsizlik&Rasyo	2.882	3.445	(0.004)*	(0.001)*	-
Büyüme&Rasyo	3.648	4.360	(0.000)*	(0.000)*	-

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir.

Swamy testinin sıfır hipotezi birimlerin homojen olduğunu ileri sürmektedir. Ki-kare testi olasılık sonucuna göre birimlerin homojenliğini ileri süren sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla rasyo değişkeni açısından, her iki değişken karşısında birimlerin heterojen yapıda olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Pesaran ve Yamagata testinin sıfır hipotezi, eğitim katsayılarının homojen olduğunu ileri sürmektedir. Testin sıfır hipotezi hem işsizlik hem de büyüme değişkeni için %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Nitekim, uygulanan iki testin sonuçları birbiriyle aynı yönde bulunmuştur. Heterojen birimlerden oluşan bir panel ile analize devam edeceğimiz sonucuna varılmıştır.

Bir sonraki aşamada durağanlık analizi için panel birim kök testleri uygulanmıştır. Yatay kesit bağımlılık sınavı genel anlamda her ne kadar birinci kuşak testlerinin kullanılabileceğini işaret etmiş olsa da CD 2015 testine göre büyüme değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde rasyo değişkeniyle kuvvetli korelasyon ilişkisi içerisinde bulunmuştur. Bu sebeple, birinci kuşak ve ikinci kuşak panel birim kök testlerinin sonuçlarını bir arada görmemizi sağlayan Maddala-Wu (Maddala & Wu, 1999) ve CIPS (Pesaran, A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, 2007) testlerini uyguladık. Test bütün olarak ele alındığında, sıfır hipotezinde birimlerin durağan olmadığını yani birim köklü olduğunu öne sürmektedir. Ayrıca bu karma test, değişkenlerin analizinde trendsiz ve trendli olmak üzere iki ayrı sonuç vermektedir. Artış eğiliminde trende sahip olan iki değişkenimiz için aşağıdaki tablonun “Trendli” kısmındaki sonuçları dikkate almak elbette daha güvenilir olacaktır. Elde edilen sonuçlar Tablo 6’da özetlenmiştir:

Tablo 6: Karma Panel Birim Kök Testi Sınaması

İşsizlik Değişkeni için Maddala-Wu Panel Birim Kök Testi Sınaması					
Trendsiz			Trendli		
Gecikme	χ^2	p	Gecikme	χ^2	p
0	4.122	(0.942)	0	19.444	(0.035)**
1	3.993	(0.948)	1	19.279	(0.037)**
İşsizlik Değişkeni için CIPS Panel Birim Kök Testi Sınaması					
Trendsiz			Trendli		
Gecikme	\bar{Z}	p	Gecikme	\bar{Z}	p
0	2.256	(0.988)	0	-0.026	(0.490)
1	0.183	(0.573)	1	-2.739	(0.003)*
Büyüme Değişkeni için Maddala-Wu Panel Birim Kök Testi Sınaması					
Trendsiz			Trendli		
Gecikme	χ^2	p	Gecikme	χ^2	p
0	2.879	(0.984)	0	3.681	(0.961)
1	3.263	(0.975)	1	1.202	(1.000)
Büyüme Değişkeni için CIPS Panel Birim Kök Testi Sınaması					
Trendsiz			Trendli		
Gecikme	\bar{Z}	p	Gecikme	\bar{Z}	p
0	0.903	(0.817)	0	-0.662	(0.254)
1	-0.159	(0.437)	1	-2.398	(0.008)*

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir.

İşsizlik değişkeni açısından her iki test sonucuna göre düzeyde sıfır hipotezi reddedilememiştir. Buna karşılık birinci gecikmesinde sıfır hipotezi; Maddala-Wu testi için %5 anlamlılık düzeyinde, CIPS testi için ise %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuçlardan, değişkenin ilk farkı alındığında durağan hâle geldiğini anlıyoruz.

Büyüme değişkeni her iki test sonucuna göre düzeyde sıfır hipotezi reddedilemediğinden birim köklü olarak bulunmuştur. Burada dikkat edilmesi gereken husus, Maddala-Wu testine göre birinci farkı alınsa dahi değişkenin durağan hâle geçmediğidir. Yatay kesit bağımlılık sınavında her ne kadar birinci kuşak panel birim kök testlerini kullanabileceğimiz sonucuna erişsek de büyüme değişkeni için %10 anlamlılık düzeyinde rasyo değişkeni ile aralarında kuvvetli korelasyon ilişkisi sonucuna varıldığını hatırlayalım. Dolayısıyla bu değişken için heterojenliği dikkate alan ikinci kuşak panel birim kök testlerini kullanmak tahminlerin heterojenlik sapmasına uğramaması açısından önem arz etmektedir. İkinci kuşak panel birim kök testlerinden olan CIPS testi uygulandığında, büyüme değişkeninin birinci gecikmesinde %1 anlamlılık düzeyine göre sıfır hipotezini reddettiği görülmektedir. Dolayısıyla, değişken farkı alındığında durağan hâle geçmektedir. Şayet bu hususa dikkat edilmeyip yalnızca ilk kuşak panel birim kök testleri kullanılsaydı, muhtemelen büyüme değişkeni tıpkı enflasyon değişkeninde olduğu gibi panel VAR analizinin dışında bırakılacaktı.

Panel VAR analizinin uygulanabilmesi için en önemli koşul, durağan olmayan değişkenlerin birinci farklarında durağan duruma geçmesi gerekliliğidir. Değişkenlerin ilk farklarında durağan olduğunu panel birim kök testleri yardımıyla belirledikten sonra Panel VAR analizine geçilmiştir. İlk farklar dönüşümünü baz alan genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) analizde kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki Tablo 7’de özetlenmiştir:

Tablo 7: Panel VAR, Holtz-Eakin GMM Sonuçları

Değişken Çifti	C	σ_x	Z	p > Z
İşsizlik[1]&RasyoL1	4.177	0.606	1.95	(0.051)***
İşsizlik[1]&RasyoL2	-1.360	0.250	-1.78	(0.075)***
Rasyo&İşsizlik[1]L1	0.145	0.064	2.260	(0.019)**
Rasyo&İşsizlik[1]L2	0.182	0.111	1.630	(0.036)**
Büyüme[1]&RasyoL1	0.592	0.606	0.980	(0.328)
Büyüme[1]&RasyoL2	-0.175	0.250	-0.700	(0.482)
Rasyo&Büyüme[1]L1	-0.006	0.004	-1.580	(0.113)
Rasyo&Büyüme[1]L2	-0.004	0.004	-1.100	(0.271)

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir. [] değişkenin fark derecesini, L1 ve L2 gecikme (lag) sayısını ifade etmektedir.

Elde edilen sonuçlar incelendiğinde; rasyo değişkeninin birinci ve ikinci gecikmesinin, işsizlik değişkeninin ilk farkını %10 anlamlılık düzeyine göre açıklamakta anlamlı olduğu görülmektedir. Ters şekilde, işsizlik değişkeninin birinci farkının ilk ve ikinci gecikmeleri %5 anlamlılık düzeyine göre rasyo değişkenini açıklamakta anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Fakat; hem rasyo değişkeninin birinci ve ikinci gecikmesinin, büyüme değişkeninin birinci farkını hem de büyüme değişkeninin birinci farkının birinci ve ikinci gecikmesinin rasyo değişkenini açıklama hususunda istatistiksel olarak anlamsız olduğu tablo incelendiğinde görülmektedir. Nitekim, rasyo değişkeni ile büyüme değişkeni arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Analiz bir adım daha ileri götürülerek değişkenler arasındaki etki-tepki büyüklüğünü tespit edebilmek amacıyla öngörü hatası varyans ayrıştırılmaları hesaplanmıştır.

Tablo 8: Öngörü Hatası Varyans Ayrıştırma Tablosu

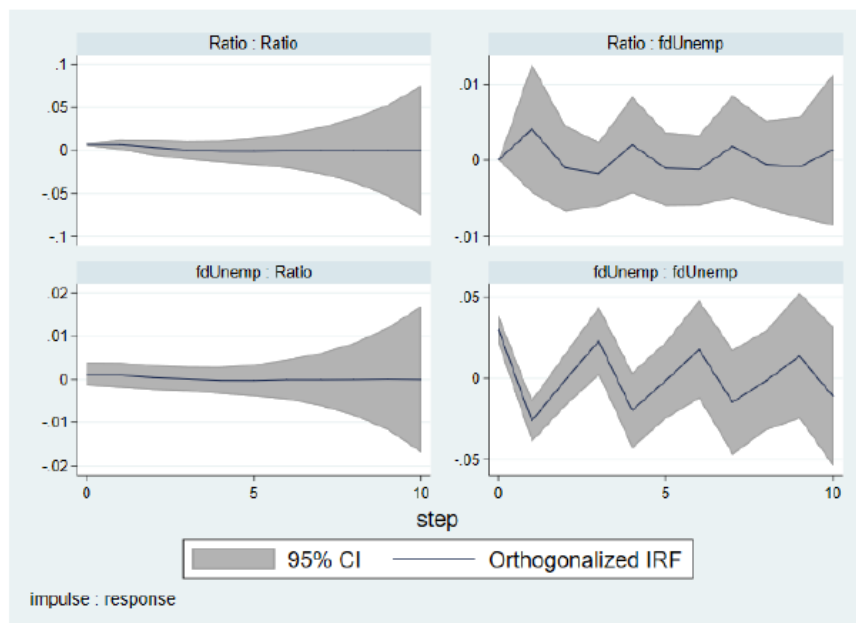
İşsizlik (Tepki Değişkeni) Gecikme Sayısı	Rasyo (Etki Değişkeni) Etki Değeri	Büyüme (Tepki Değişkeni) Gecikme Sayısı	Rasyo (Etki Değişkeni) Etki Değeri
1	0	1	0
2	0.0109	2	0.0294
3	0.0116	3	0.0162
4	0.0102	4	0.0165
5	0.0102	5	0.0164
6	0.0107	6	0.0164
7	0.0100	7	0.0164
8	0.0104	8	0.0164

9	0.0105	9	0.0164
10	0.0102	10	0.0164
Rasyo (Tepki Değişkeni) Gecikme Sayısı	İşsizlik (Etki Değişkeni) Etki Değeri	Rasyo (Tepki Değişkeni) Gecikme Sayısı	Büyüme (Etki Değişkeni) Etki Değeri
1	0.0312	1	0.3767
2	0.0267	2	0.7478
3	0.0257	3	0.9664
4	0.0259	4	0.9796
5	0.0260	5	0.9829
6	0.0261	6	0.9834
7	0.0260	7	0.9835
8	0.0261	8	0.9835
9	0.0262	9	0.9835
10	0.0261	10	0.9835

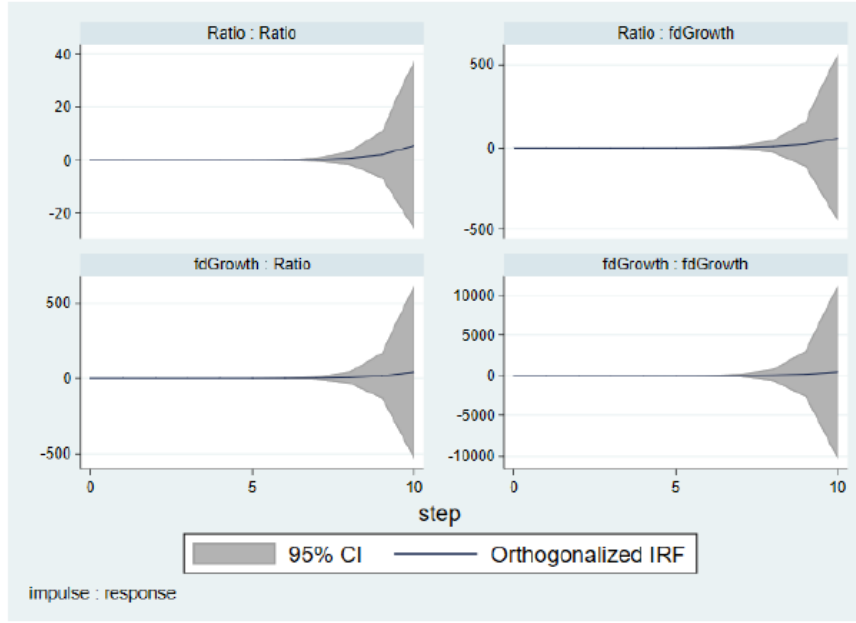
Not: Gecikme sayısı, analiz kapsamı olan 2011-2020 yılları arasındaki her bir yılı ifade etmektedir.

İstatistiksel olarak anlamlı bulunan işsizlik ve rasyo değişken çiftimizin son gecikme değeri baz alındığında, panelin tüm birimleri için işsizlik oranında meydana gelen değişmelerin %1.02'lik kesimi nüfus içerisindeki mülteci yoğunluğu şoku tarafından açıklanmaktadır. Kalan %98.98'lik kesim ise paneldeki tüm birimlerin (ülkelerin) kendi içerisinde meydana gelen dinamikler tarafından etkilenmektedir.

İstatistiksel olarak anlamsız bulunan büyüme ve rasyo değişken çifti için elde edilen sonuçlara göre panelin tüm birimlerinde büyüme oranında meydana gelen değişmelerin %1.65'lik kesimi nüfus içerisindeki mülteci yoğunluğu şoku tarafından açıklanmaktadır. Fakat bu yorumun yapılması, değişken çiftinin istatistiksel olarak anlamsız bulunması bakımından doğru olmayacaktır.



Şekil 2: İşsizlik[1] ve Rasyo Değişken Çiftinin Etki-Tepki Fonksiyonu (İstatistiksel olarak anlamlıdır.).

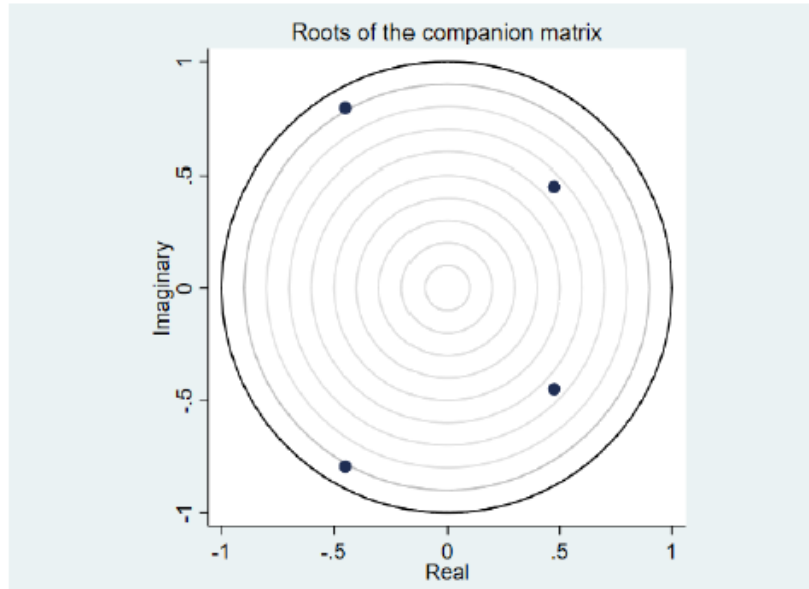


Şekil 3: Büyüme[1] ve Rasyo Değişken Çiftinin Etki-Tepki Fonksiyonu (İstatistiksel olarak anlamsızdır. Yalnızca, analizin bir parçası olması sebebiyle çalışmada görsel olarak yer verilmiştir.).

Sonraki aşamada analizin doğruluğu sınanmak için özdeğer kararlılık durumu hesaplanıp tablolaştırılmıştır.

Tablo 9: Özdeğerlerin Kararlılık Sınaması

Özdeğerler (λ)		Modül
Gerçek $\Re(\lambda)$	Sanal $\Im(\lambda)$	
-0.449	-0.794	0.912
-0.449	0.794	0.912
0.474	0.449	0.654
0.474	-0.449	0.654



Şekil 4: Özdeğerlerin Birim Çember Üzerindeki Görüntüsü

Ardından, elde edilen sonuçlar birim çember üzerinde yukarıda görüldüğü gibi görselleştirilmiştir. Şekil 4 incelendiğinde özdeğerlerin, sanal ve gerçek boyutta birim çember içerisinde bulunduğu görülmektedir. Böylece yapılan analizin, ekonometrik açıdan sağlaması gereken şartları sağladığı tespit edilerek geçerliliği sınanmıştır.

Gerçekleştirilen Panel VAR analizi, panelin homojen yapıda olduğunu varsaymaktadır. Heterojenlik sınaması aşamasında, her iki teste göre %1 anlamlılık düzeyinde panel heterojen yapıda bulunmuştur. Büyüme değişkeni, panel VAR analizi aşamasında istatistiksel olarak anlamsız bulunduğundan analiz dışında kalmıştır. İşsizlik ve rasyo değişkenleri için yapılan tahminde heterojenlik sapması olabileceği hususu bizi rahatsız ettiğinden, heterojenliği dikkate alan Dumitrescu-Hurlin nedensellik testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, etki-tepki analizinde tahmin edilen sonuçları destekleyecek yönde bulunmuştur. Nedensellik testi sonuçları Tablo 10'da aşağıdaki gibi özetlenmiştir:

Tablo 10: Dumitrescu & Hurlin Nedensellik Testi

Test İstatistiği	Rasyo → İşsizlik	İşsizlik → Rasyo
\bar{W}	5.643	1.112
\bar{Z}	7.342 (0.000)*	0.177 (0.859)
\bar{Z}_N^{Hnc}	2.762 (0.005)*	-0.258 (0.796)

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Gecikme uzunluğu tüm analiz için 1 olarak seçilmiştir. Ok yönü nedensellik yönünü göstermektedir.

Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testinin sıfır hipotezi, panelin tüm birimleri için değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını ileri sürmektedir. Alternatif hipotez ise panelin en az bir biriminde panel nedensellik ilişkisi olduğunu belirtir. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde rasyo değişkeni, işsizlik değişkeninin %1 anlamlılık düzeyinde en az bir birimde nedeni olduğu bilgisine ulaşılmıştır. Ters durumda sıfır hipotezi reddedilemediğinden; işsizlik değişkeni, rasyo değişkeninin en az bir birimde nedeni olarak bulunamamıştır. Özetle, nüfus içerisindeki mülteci yoğunluğu işsizlik oranının en az bir ülkede nedenidir. İşsizlik oranı sebebiyle, nüfus içerisindeki mülteci yoğunluğu açısından herhangi bir nedensellik ilişkisi elde edilememiştir.

Nihayetinde, analiz bir adım daha ileri götürülerek aralarında nedensellik ilişkisi bulunan değişkenler sadece tüm panel için değil ülke (birim) bazlı olarak incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 11'de özetlenmiştir.

Tablo 11: Aralarında Nedensellik İlişkisi Bulunan Rasyo ve İşsizlik Değişkenlerinin Birim Bazlı Analizi

ID ve 1 Gecikmeli Değişken	C	σ_x	t İstatistik Değeri	p
ID1-İşsizlikL1	1.053	0.157	6.700	(0.001)*
ID1-RasyoL1	-7.020	1.992	-3.520	(0.012)**
ID2-İşsizlikL1	-0.244	0.513	-0.480	(0.651)
ID2-RasyoL1	-13.191	11.189	-1.180	(0.283)
ID3-İşsizlikL1	0.440	0.227	1.940	(0.099)***
ID3-RasyoL1	0.272	0.109	2.480	(0.047)**
ID4-İşsizlikL1	0.507	0.218	2.320	(0.059)***

ID4-RasyoL1	-0.007	0.003	-2.060	(0.086)***
ID5-İşsizlikL1	0.148	0.421	0.350	(0.737)
ID5-RasyoL1	0.741	0.370	2.000	(0.092)***

Not: *, **, *** ifadeleri sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini belirtmektedir. ID sayıları, analizin veri seti bölümü altında ülkelere tanımlanan kimlikleri betimlemektedir. L gecikme uzunluğunu göstermekte olup tüm değişkenler için 1'dir.

Rasyo değişkeni İşsizlik değişkeninin nedeni olması açısından birim bazında incelendiğinde, %5 anlamlılık düzeyine göre ID1 (Mısır) ve ID3 (Ürdün) için; %10 anlamlılık düzeyine göre de ID4 (Lübnan) ve ID5 (Türkiye) birimleri için anlamlı olarak bulunmuştur. Yalnızca ID2 (Irak) birimi için elde edilen sonuçlar anlamsızdır.

SONUÇ

Yapılan tüm testler sonucunda, uygulanan etki-tepki analizi doğrulanmıştır. Bu analize göre paneli oluşturan beş ülke birlikte ele alındığında; ülkelerin nüfusu içerisindeki mülteci yoğunluğunun, ülkelerin işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaştık. Etki-tepki analizi, VAR modellerin önemli bir adımıdır. Bu analizde, son gecikmede meydana gelen şokun, işsizlik oranının %1.02'lik kısmını açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır. %1'lik bir oran düşük gibi görünse de incelenen ekonomilerde işsizlik sorunu mevcuttur. Cottarelli vd. Mısır, Ürdün ve Fas gibi bazı Ortadoğu ülkelerinin, global finansal krizden şiddetli biçimde etkilenmedikleri hâlde, işsizlik oranının bu ülkelerde oldukça yüksek olduğunu belirtmiştir (Cottarelli, Gerson, & Senhadji, 2014). Bunun yanında Türkiye açısından, Dünya Bankası'ndan Del Carpio ve Wagner'in çalışması (Del Carpio & Wagner, 2015) ile Türkiye ILO Ofisi'nden Caro'nun çalışması (Caro, 2020) incelendiğinde, Türkiye'deki iş gücü piyasası ve mevcut işsizlik probleminin pek de farklı olduğu söylenemez. İncelenen ekonomilerin işsizlik problemi mevcudiyeti sebebiyle, mülteci göçünün mezkûr sorunu daha da derinleştireceği açıktır.

Araştırma bölgesi (panel) 2020 yılı sonu verileri itibarıyla; yaklaşık 250 milyonluk nüfusu barındıran ve GSYH bakımından 1 Trilyon 360 Milyar USD'lik bir ekonomik bölgeyi ifade etmektedir. Panelin toplam GSYH'nin yaklaşık %53'lük kısmını (720.3 Milyar USD ile) Türkiye oluşturmaktadır. Revize edilmemiş Okun Yasası'ndan bilindiği üzere doğal işsizlik oranı üzerindeki her %1'lik işsizlik oranı fazlası, potansiyel reel GSYH'nin %2.5 düşük kalmasına sebebiyet vermektedir (Okun, 1962). Yüksel ve Oktar çalışmalarında, Okun Yasası'nın gelişmiş ve gelişmekte olan (Mısır ve Türkiye'yi içermektedir. Panelin toplam GSYH'sinin %81'i bu iki ülkeye aittir.) ülkelerde geçerli olduğunu kanıtlamıştır (Yüksel & Oktar, 2017). Dolayısıyla, Suriyeli mülteci göçünün panelin genelinde yarattığı %1.02'lik işsizlik artışından dolayı yaklaşık olarak \$34.9 Milyarlık bir potansiyel reel GSYH kaybı söz konusudur, diyebiliriz. Kolcu ve Yamak çalışmasında (Kolcu & Yamak, 2022) Okun Yasası'nı Türkiye için uyarlamıştır. Doğal işsizlik oranı üzerindeki %1'lik işsizlik oranına karşılık, potansiyel reel GSYH'da %0.38 ile %0.85 arasında bir kayıp hesaplamışlardır. %1.02'lik işsizlik oranında artışa karşılık bulunan aralık, Türkiye'nin 2020 GSYH verilerine uygulandığında, 723 Milyon USD ile 726 Milyon USD arasında reel potansiyel GSYH kaybı tahmin edilmektedir.

Nedensellik analizi sonucunda; Mısır ve Ürdün birimleri %5 anlamlılık düzeyine göre; Lübnan ve Türkiye birimleri ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Fakat Irak birimi, ülkeler birim bazlı incelendiğinde analizde anlamsız olarak bulunan tek ülke konumundadır. Ülkedeki mevcut yüksek işsizlik problemi ve nüfus içerisindeki görece düşük mülteci yoğunluğu (%0.6) bu duruma sebebiyet vermiş olabilir. Ancak spesifik olarak Irak ekonomisi ele alındığında, bu durumun başka nedenleri olabilir.

Elimizdeki kısıtlı verilerle (zaman boyutunun kısalığı sebebiyle) bu analizi gerçekleştirmiş olsak da dinamik tahmin yöntemi olan GMM kullanılarak bu durumun üstesinden gelinmeye çalışılmıştır. Gelecekte yapılacak araştırmalara yön vermesi açısından çalışmamız faydalı olabilir. İncelenen ülkelerdeki mülteci yoğunluğunun uzun vadede iç ve çevre ekonomilere etkileri pek tabii farklılaşabilir. Sorunlar daha da

büyüyebilir ya da dengeye gelim sağlanabilir. Mülteci nüfusuna nitelik kazandırarak sosyokültürel açıdan topluma entegrasyonu, mevcut sorunların derinleşmesini engelleyebilir. Bu konuda hem nicel hem de nitel çalışmaların yapılması gerekliliği oldukça açıktır.

Kaynakça

- Abrigo, M. R., & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), s. 778-804.
- Akıncı, Ş. (2021). Suriyeli mülteci akımını belirleyen faktörler: ekonometrik bir analiz. *Ortadoğu Etütleri*, 13(1), s. 71-90.
- Boubtane, E., Coulibaly, D., & Rault, C. (2013). Immigration, growth, and unemployment: Panel VAR evidence from OECD countries. *Labour*, 27(4), s. 399-420.
- Caro, L. (2020). Syrian refugees in the Turkish labour market. *ILO Office in Turkey*.
- Ceritoğlu, E., Gürcihan Yüncüler, B., Torun, H., & Tümen, S. (2017). The impact of Syrian refugees on natives' labor market outcomes in Turkey: evidence from a quasi-experimental design. *IZA Journal of Labor Policy*, 6, s. 1-28.
- Cottarelli, C., Gerson, P., & Senhadji, A. (2014). *Post-Crisis Fiscal Policy*. The MIT Press.
- Damette, O., & Fromentin, V. (2013). Migration and labour markets in OECD countries: a panel cointegration approach. *Applied Economics*, 45(16), s. 2295-2304.
- Del Carpio, X., & Wagner, M. (2015). The impact of Syrian refugees on the Turkish labor market. *World Bank policy research working paper*(7402).
- Dumitrescu, E.-I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), s. 1450-1460.
- Göv, A., & Dürrü, Z. (2017). Göç ve ekonomik büyüme ilişkisi: Seçilmiş OECD ülkeleri üzerine ekonometrik bir analiz. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(4), s. 491-502.
- Holtz-Eakin, D., Whitney, N., & Harvey, S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the econometric society*, s. 1371-1395.
- Kabaklarlı, E. (2016). Mülteci akımını belirleyen faktörlerin makro ekonomik panel veri analizi (Ortadoğu ve Türkiye). *Aksaray Üniversitesi*.
- Kolcu, F., & Yamak, N. (2022). Türkiye'de işsizlik ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 17(65), s. 134-148.
- Latif, E. (2015). The relationship between immigration and unemployment: Panel data evidence from Canada. *Economic Modelling*, 50, s. 162-167.
- Maddala, G., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), s. 631-652.
- Okun, A. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. *American Statistical Association*, s. 98-104.
- Öztürk, S., & Altınöz, B. (2020). Uluslararası göç hareketlerinin küreselleşme bağlamında temel makroekonomik göstergeler ile ilişkisi: G7 ülkeleri için panel veri analizi. *Nişantaşı Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), s. 86-93.
- Pesaran, M. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers*, 1240(1).
- Pesaran, M. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), s. 265-312.
- Pesaran, M. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), s. 1089-1117.
- Pesaran, M., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), s. 50-93.
- Swamy, P. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, s. 311-323.

Yerdelen Tatođlu, F. (2020). *İleri Panel Veri Analizi*. İstanbul: Beta Yayınları.

Yerdelen Tatođlu, F. (2020). *Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı* (3. b.). İstanbul: Beta Yayıncılık.

Yüksel, S., & Oktar, S. (2017). Okun Yasasının farklı gelişme düzeyindeki ülkelere ilişkin ekonometrik analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 39(1), s. 323-332.