

Sabit Etkiler Modeli ve Panel Kantil Regresyon Karşılaştırması: BRICS-T Ülkelerinde Ekonomik Büyüme Üzerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi Etkisinin İncelenmesi

Hayriye Esra Akyüz¹

Özet

Bu çalışmada, 1990-2021 yılları arasında BRICS-T ülkelerinde toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji oranının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin, enflasyon oranı ve nüfus artışı ile birlikte incelenmesi ve modellenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda; gözlemlenemeyen ancak sabit olarak nitelendirilen birim ve zaman etkilerini içeren iki yönlü sabit etkiler modeli kullanılmıştır. BRICS-T ülkelerinde ekonomik büyümenin dağılımının kantilleri ile yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon oranı ve nüfus artışı arasındaki ilişkiyi ayrıntılı olarak ortaya koymak amacı ile panel kantil regresyon modeline ilişkin parametre tahminleri ve iki yönlü sabit etkiler modeline ilişkin tahminler karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; sabit etkiler modelinde değişen varyans ve birinci mertebeden otokorelasyon problemi olduğu elde edilmiştir. Driscoll ve Kraay standart hata tahmin yöntemine dayalı sonuçlar incelendiğinde açıklayıcı değişkenlerin kişi başı GSYİH'yı açıklama oranının yaklaşık olarak %73 olduğu belirlenmiştir. Diğer değişkenler sabit iken BRICS-T ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon oranı ve nüfus artışı ile kişi başı GSYİH arasında negatif yönde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki elde edilmiştir. Diğer yandan, Driscoll ve Kraay dirençli tahmin sonuçlarına en yakın sonuçların GSYİH'nın düşük olduğu 0.25 kantil değerinde gözlemlendiği ve 0.50 - 0.75 kantil değerlerinde nüfus artışının kişi başı GSYİH üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamsız iken dirençli standart hatalar ile tahmin edildiğinde anlamlı olduğu belirlenmiştir.

1 Dr. Öğr. Üyesi, Bitlis Eren Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Bitlis, Türkiye, ORCID: 0000-0002-1784-5910, heakyuz@beu.edu.tr

Giriş

Enerji kaynakları kullanılış ve dönüştürülebilirlik durumlarına göre sınıflandırılmaktadır. Kullanılış durumlarına göre yenilenebilir ve yenilenemez; dönüştürülebilirlik durumlarına göre ise birincil ve ikincil enerji kaynakları olarak gruplandırılır ve fosil yakıtların alternatifi olduğu bilinen yenilenebilir enerji kaynaklarının doğal bir çevrim sürecinde aynen kalabildiği, kullanılmasına rağmen azalmadığı bilinmektedir (Kaya ve Koç, 2015). Yenilenebilir enerji kaynakları; sonsuz bir enerji kaynakları olan güneş ve rüzgar'ın yanı sıra jeotermal, hidroelektrik ve biyokütle olarak sayılabilir.

Nüfus artışının ülkelerin refah düzeyi üzerinde etkisi olduğu ve dünya nüfusundaki artışın her geçen gün enerjiye olan talebi de hızla arttırdığı düşünüldüğünde talebinde en fazla artış görülecek enerji kaynağının yenilenebilir enerji kaynakları olacağını söylemek yanlış olmayacaktır.

Hem yenilenebilir enerji üretimi hem de bu enerjinin tüketimi ekonomi ve çevre üzerinde oldukça büyük bir role sahiptir. Ülkeler yenilenebilir enerji tüketiminin payını artırmak için her geçen gün yatırımlar yaparak yenilenebilir enerji tüketimini etkileyen faktörler üzerinde odaklanmışlardır. Literatürde yenilenebilir enerji tüketimini etkileyen faktörlerin incelendiği, bu değişkenlerin istatistiksel olarak modellendiği ve Dünya ülkelerine bu konuda önerilerin sunulduğu birçok çalışma mevcuttur. Bu sebeple, yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalarda bir artış gözlenmektedir. Bu çalışmalarda, farklı ülkeler, zaman aralıkları, değişkenler ve ekonometrik modeller üzerinde odaklanılmıştır. Panel veri analizi konusundaki ilerlemeye bağlı olarak, bu değişkenlerin modellenmesinde panel veri yöntemlerinin kullanımında da artış görülmektedir. Yapılan bir çalışmada BRICS-T ülkeleri üzerinde yenilenebilir enerji ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, panel ARDL analizi ile incelenmiştir (Özşahin vd., 2016). Çalışmada elde edilen sonuçlara göre; bu ülkelerde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik gelişmişlik arasında uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişki olduğu belirlenmiştir. Ayrıca yapılan birçok çalışmada yenilenebilir enerji tüketimi ile GSYİH arasında kısa ve uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir (Apergis ve Payne, 2010; Apergis ve Payne, 2011; Apergis ve Payne, 2012). Buna karşılık, Chien ve Hu (2008) yenilenebilir enerji kaynaklarının kullanımı ile GSYİH arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığını belirlemişlerdir. Menegaki (2011), Avrupa'da GSYİH ve yenilenebilir enerji arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, yenilenebilir enerji ile GSYİH arasında pozitif bir ilişki olduğunu, fakat kısa ve uzun dönemde bu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığını ifade etmiştir. Bakırtaş ve Çetin (2016),

G20 ülkelerinde kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketimini bağımlı değişken olarak kullanmış ve POLS (pooling ordinary least squares) analizi sonuçlarına göre GSYH'deki %1'lik bir artışın, kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketimini % 0.56 artıracakını belirlemişlerdir. İzgi ve Destek (2017) çalışmalarında, panel birim kök, panel eşbütünlük, panel FMOLS (fully modified ordinary least squares) ve panel nedensellik yöntemleri ile BRICS ve MIST ülkelerinde yenilenemeyen enerji tüketiminin, yenilenebilir enerji tüketimine göre ekonomik büyüme üzerinde daha etkili olduğunu belirlemişlerdir. Buna karşılık Paramati vd. (2018) ise G20 ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik kalkınmaya etkisinin yenilenemeyen enerjilerin kullanımından daha fazla olduğunu elde etmişlerdir. Önder ve Polat (2018), OECD ülkelerinde yenilenebilir ve yenilenemez enerji kaynaklarının GSYİH üzerindeki etkisini FMOLS testi ile inceleyerek, yenilenebilir enerji tüketimindeki 1 birimlik değişimin GSYİH değişkenini 0.002 birim arttıracakını elde etmişlerdir. Dinçer ve Karakuş (2020), BRICS ve MINT ülkelerinde ekonomik kalkınma üzerinde yenilenebilir enerji tüketiminin etkisini inceledikleri çalışmalarında, BRICS ülkelerinde yenilenebilir enerji kullanımının daha önemli olduğunu belirlemişlerdir. Ünüvar ve Keskinlikç (2020)'nin çalışmalarında, G20 ülkelerinde yenilenebilir enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmiştir. Çandarlı ve Unakıtan (2021), vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile yenilenebilir enerji kullanımının sürdürülebilir ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelediği çalışmalarında, kısa dönemde iki değişken arasında negatif bir ilişki olduğunu uzun dönemde ise yenilenebilir enerji tüketimindeki %10'luk bir artışın GSYH'yi %1.8 artıracakını elde etmişlerdir. Naimoğlu (2021), Almanya'da yenilenebilir enerji tüketimi ve enerji kayıplarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu, yenilenebilir enerji tüketimindeki artışın ekonomik büyümeyi artırdığını elde etmiştir.

Bourcet (2020) yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi konusunda net bir görüş birliği olmadığını ifade etmektedir. Literatürdeki çalışmalardan bazıları, yenilenebilir enerji altyapısının yüksek maliyetleri nedeniyle yenilenebilir enerjinin ekonomik büyümeyi bozduğunu öne sürmektedir. Sonuçlar arasındaki bu farklılık, farklı dönemlerin, ülkelerin ve yöntemlerin kullanılmasından kaynaklı olabilir. Öcal ve Aslan (2013), yenilenebilir enerji tüketiminde meydana gelen artışın ekonomik büyüme üzerinde negatif yönde bir etkisi ve ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Sebri ve Ben-Salha (2014), BRICS ülkelerinde ekonomik

büyüme, yenilenebilir enerji tüketimi CO₂ emisyonu ve ticari açıklık arasındaki ilişkiyi ARDL modeli kullanarak incelemişlerdir. Ayrıca sonuçlar arasında bir karşılaştırma yapabilmek için FMOLS (fully modified ordinary least squares) ve DOLS (dynamic ordinary least squares) sonuçlarını da elde etmişlerdir. Her üç model sonuçlarına göre, Brezilya ve Güney Afrika'da yenilenebilir enerji tüketimi ile GSYİH arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki; Hindistan'da ise bu iki değişken arasında negatif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Bhattacharya vd. (2016), en çok yenilenebilir enerji tüketen 38 ülke üzerinde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini panel tahmin yöntemleri ile incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre seçilmiş ülkelerin %57'sinde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif, geri kalan ülkelerde ise negatif bir etkiye sahip olduğunu belirlemişlerdir.

Öte yandan, son yıllarda dağılımsal heterojenliğin üstesinden gelmede geleneksel yöntemlere göre üstünlükleri olan panel kantil regresyon analizinin kullanıldığı çalışmalar da mevcuttur (Sharif et al., 2020; Troster et al., 2018; Chen and Lei, 2018).

Apaydın (2020) OECD ülkelerinde atık yönetimi ve ekonomik büyüme ilişkisini incelediği çalışmasında panel regresyon analizinde istatistiksel olarak anlamsız ve negatif işaretli bulunan depolanan atık oranı değişkeninin farklı kantiller dikkate alındığında istatistiksel olarak anlamlı olduğunu elde etmiştir.

Doğan vd. (2020), İnglesi ve Lotz (2016)'nın yapmış oldukları çalışmadan yola çıkarak OECD ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin GSYİH ve kişi başı GSYİH üzerindeki etkisini ayrı modeller üzerinde incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre; düşük kantil değerlerinde kişi başı GSYİH ile toplam yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişki pozitif iken, orta ve yüksek (0.40 ve üzeri) kantil değerlerinde bu değişkenler arasında negatif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir. Yenilenebilir enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içindeki payı dikkate alındığında ise; GSYİH ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında tüm kantil değerleri için negatif bir ilişki olduğu, kişi başı GSYİH ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında ise 30. kantil değerinden ve 90. kantil değerine kadar bu etkinin negatif kaldığı ifade edilmiştir.

İncelenen çalışmalar sonucunda, yükselen ekonomileri, yüksek nüfusları ve düşük üretim maliyetleri olan BRICS- T ülkelerinde ekonomik büyüme ile yenilenebilir enerji tüketimi ilişkisinin çok önemli hale geldiği ve literatürde BRICS-T ülkelerinin ekonomik büyümelerini yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı açısından inceleyen bir çalışmanın mevcut olmadığı belirlenmiştir.

Tüm bunlar düşünüldüğünde bu çalışmanın amacı, öncelikle ekonomik büyüme ile toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji oranı arasındaki ilişkinin, ekonomisi sürekli gelişme eğilimi gösteren BRICS-T ülkelerine göre varlığını sınamak, böyle bir ilişkinin varlığı halinde yönünü ve işaretini tespit etmektir. Ayrıca enflasyon oranının ve nüfus artışının da yenilenebilir enerji tüketimi ile birlikte ekonomik büyüme üzerindeki etkisi dikkate alınmıştır.

Veri seti ve Ekonometrik Yöntemler

1. Veri seti ve model

Çalışmada Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'den oluşan ülkeler BRICS-T ülkeleri olarak ifade edilmiş ve bu ülkelere ilişkin 1990-2021 yılları arasındaki veriler kullanılmıştır. Toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji tüketimi oranının (YET) kişi başına düşen GSYİH üzerinde etkisinin incelendiği çalışmada bu değişkenler ile arasında önemli bir ilişki olduğu düşünülen enflasyon oranı (ENF) ve nüfus artışı (NA) da analize dâhil edilmiştir. İlgili veri setinde birim boyutu $i = 6$ ve zaman boyutu $t = 32$ olup toplam gözlem sayısı 192'dir. BRICS-T ülkeleri için eksik olan 2020-2021 yılı toplam enerji tüketimi içerisindeki yenilenebilir enerji tüketimi oranı değerleri ve yalnızca Rusya için 1990-1992 yılları arasındaki enflasyon oranı değerleri regresyon yöntemi ile tahmin edilerek veri setine dahil edilmiştir. Veri analizlerinde tüm değişkenlerin logaritmik dönüşümü kullanılmış olup R yazılımında “plm”, “CADFtest”, “car”, “vars”, “rqpd” ve “gplots” paketlerinden faydalanılmıştır. I. tip hata düzeyi $\alpha = 0.05$ olarak alınmıştır. İlk olarak modelde birim ve/veya zaman etkisinin varlığı tespit edilerek, yatay kesit bağımlılığının mevcut olup olmadığı belirlenmiş ve uygun birimkök testleri ile değişkenlerin durağanlığı incelenmiştir. Modelde hem birim hem zaman etkisi olduğu için iki yönlü (two-ways) sabit etkiler modeline ilişkin tahminler elde edilmiştir. Panel veri regresyon modeli varsayımlarının incelenmesi sonucunda bu varsayımlara karşı sağlam olan Driscoll-Kraay tahmincisi kullanılarak sağlam standart hata değerleri belirlenmiştir. Ayrıca ekonomik büyümenin dağılımının kantilleri ile yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon oranı ve nüfus artışı arasındaki ilişkiyi ayrıntılı olarak ortaya koymak amacı ile panel kantil regresyon analizi kullanılmıştır.

Analizlerde kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler Tablo 1'de verilmiştir.

Table 1. Çalışmada kullanılan veri setine ilişkin bilgiler

Değişken	Birim	Sembol	Kaynak
Kişi başı gayri safi yurtiçi hasıla	current US\$	GSYİH	Dünya Bankası
Yenilenebilir enerji tüketimi	Yenilenebilir Enerji Kullanımının Enerji Tüketimi İçerisindeki oranı (%)	YET	(World Bank-World Development Indicators 2022)
Enflasyon oranı	yıllık %	ENF	
Nüfus artışı	yıllık %	NA	

Not. Zaman aralığı 1990-2021

Bağımlı değişken BRICS-T ülkelerinde 1990-2021 yılları arasındaki kişi başı GSYİH ve bağımsız değişkenler ise yenilenebilir enerji tüketimi (YET), enflasyon (ENF) ve nüfus artışı (NA) olarak belirlenmiştir. YET, ENF ve NA'nın kişi başı GSYİH üzerinde etkisini inceleyen iki yönlü model aşağıdaki gibidir.

$$\log GSYİH_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log YET_{it} + \beta_2 \log ENF_{it} + \beta_3 \log NA_{it} + u_{it}, \quad i=1, \dots, 6; \quad t=1, \dots, 32 \quad (1)$$

Bu modelde i , yatay kesit verisindeki ülkeleri; t , zamanı ve $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$ olup v_{it} stokastik hata terimini, μ_i gözlenemeyen bireysel etkileri, λ_t gözlenemeyen zaman etkileri göstermektedir.

2. Panel Tahmin Yöntemleri ve Bulgular

2.1. Tanımlayıcı istatistikler

BRICS-T ülkelerinde GSYİH, YET, ENF ve NA incelenmesinde bazı tanımlayıcı istatistikler elde edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

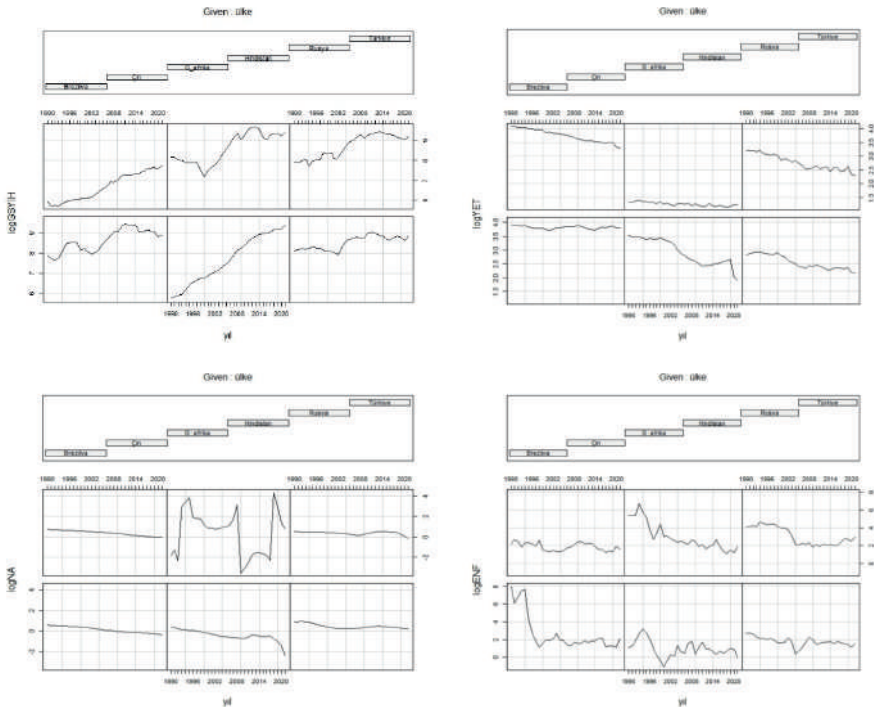
Tablo 2. Değişkenlere ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler

Değişken	Ülke	Ortalama	Standart sapma	Minimum	Maksimum
GSYİH	Brezilya	6545.5022	3439.7080	2127.51	13245.39
	Rusya	7066.6085	4700.2413	1330.76	15974.64
	Hindistan	992.2830	646.5853	301.16	2277.43
	Çin	3891.8860	3774.9064	317.88	12556.33
	Güney Afrika	5391.4635	1754.4346	2797.09	8810.93
	Türkiye	7090.0322	3583.0410	2270.34	12614.78
YET	Brezilya	45.5637	2.2552	41.33	49.86
	Rusya	3.5302	0.2440	3.18	4.04
	Hindistan	43.1559	9.7526	26.82	58.65
	Çin	20.5528	9.0981	6.64	34.08
	Güney Afrika	13.3214	3.4565	8.59	18.59
	Türkiye	16.5766	4.7015	9.90	24.51
ENF	Brezilya	267.8482	707.4878	3.20	2947.73
	Rusya	76.0281	167.6617	2.88	874.25
	Hindistan	7.2015	3.1396	3.33	13.87
	Çin	3.9240	5.3914	-1.40	24.26
	Güney Afrika	6.6457	3.4402	-0.69	15.33
	Türkiye	35.3229	32.1570	6.25	105.21
NA	Brezilya	1.1878	0.3592	0.67	1.81
	Rusya	0.0918	0.2342	-0.46	0.29
	Hindistan	1.5250	0.3606	0.97	2.08
	Çin	0.7286	0.3203	0.09	1.47
	Güney Afrika	1.6046	0.4124	1.22	2.50
	Türkiye	1.4781	0.2063	0.83	1.74

Not. GSYİH, YET, ENF, NA sırasıyla gayri safi yurtiçi hasıla, toplam enerji tüketimi, erisindeki yenilenebilir enerji tüketiminin oranı, enflasyon oranı ve nüfus artışını ifade etmektedir.

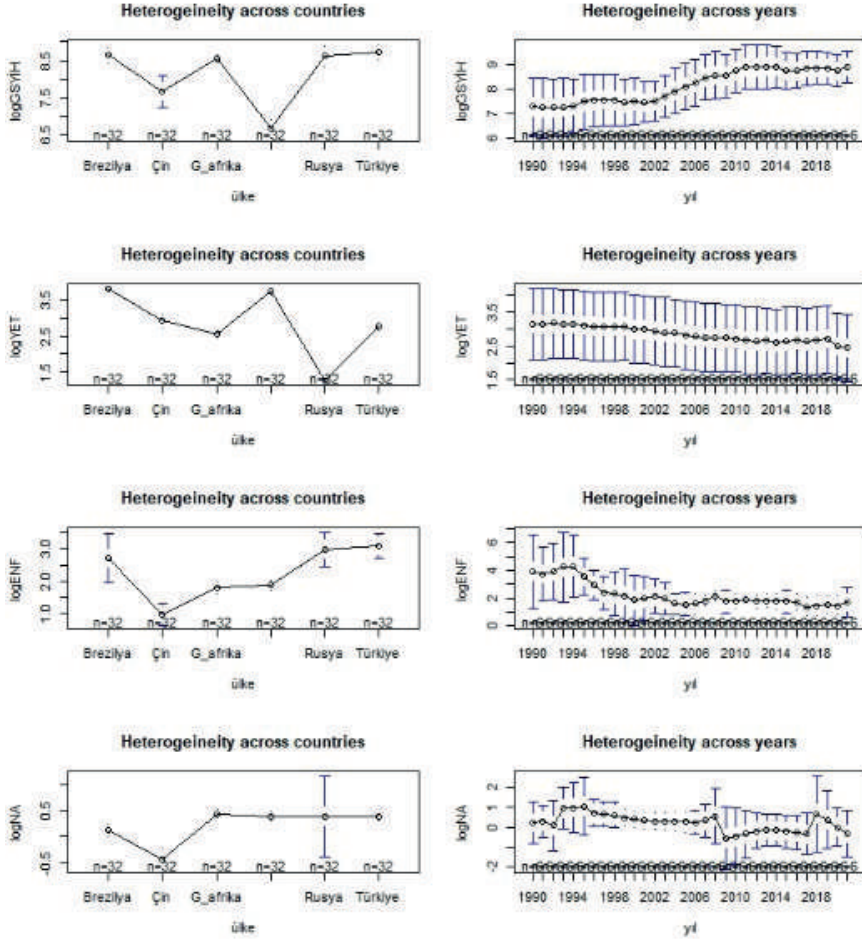
Tablo 2’de Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ve Türkiye’den oluşan BRICS- T ülkelerinin 1990-2021 yılları arasında ortalama kişi başına düşen GSYİH değerlerinin $992.2830 \pm 646.5853US\$$ ve $7066.6085 \pm 4700.2413US\$$ arasında değiştiği ve Türkiye’nin Rusya’dan sonra ikinci sırada olduğu belirlenmiştir. Bu yıllar aralığında refah seviyesi en yüksek olan ülkelerin başında Rusya ve Türkiye’nin geldiği söylenebilir (Tablo 2). Diğer yandan 1990-2021 yılları arasında ülkelerin ortalama enflasyon oranları incelendiğinde; Rusya’da bu oran %76 iken Türkiye’de %35 olarak elde edilmiştir. Bu yıllar aralığında Rusya hariç diğer ülkelerde nüfus artışının birbirine oldukça yakın olduğu gözlenmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi oranları, Brezilya’da toplam enerji tüketiminin yaklaşık %46’sı iken Rusya’da yaklaşık %3.6’sı olarak belirlenmiştir. Türkiye de ortalama yenilenebilir enerji tüketimi ise toplam enerji tüketiminin yaklaşık %16.6’sı olarak elde edilmiştir (Tablo 2).

BRICS-T ülkelerinin logaritmik GSYİH, yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı değişkenleri için ayrı ayrı zaman içindeki değişimini gösteren grafik Şekil 1’deki gibidir. Üstteki çubuklar, alt satırdan başlayarak soldan sağa ilgili ülkeleri göstermektedir.



Şekil 1. BRICS-T ülkelerine ilişkin zamana bağlı logaritmik GSYİH, yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı dağılımı

Logaritmik GSYİH, yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı değişkenlerinin hem BRICS-T ülkeleri hem de 1990- 2021 yılları bakımından heterojenliğini gösteren grafik, ortalama etrafında %95 güven aralıklarını esas alarak oluşturulmuş olup Şekil 2’de verilmiştir.



Şekil 2. BRICS-T ülkeleri ve yıllar arasında logaritmik GSYİH, yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı bakımından heterojenlik

2.2. Birim ve/veya zaman etkisi

Panel veri regresyon modellerinin birim ve/veya zaman etkisi içerip içermediğinin belirlenmesinde Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı (LM) ve F testi uygulanarak elde edilen sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir. Bu testlere ilişkin yokluk hipotezi “ H_0 = birim ve/veya zaman etkisi yoktur” biçiminde

ifade edilir. Teste ilişkin hipotez “ $H_0 =$ birim ve zaman etkilerinin standart hatalarının en az birisi sifıra eşittir, birim ve/veya zaman etkisi yoktur” olarak ifade edilir. Test sonuçları Tablo 3’deki gibidir.

Tablo 3. Birim ve/veya zaman etkisine ilişkin Lagrange Multiplier (LM) ve F testi sonuçları

Model	Test	Birim	Zaman	Birim ve zaman (two-ways)
Sabit etkiler modeli	<i>F</i> -test ist.	168.64	3.4122	40.475
	<i>p</i> -değeri	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Tesadüfi etkiler modeli	LM test ist.	32.332	3.0042	24.986
	<i>p</i> -değeri	(0.000)	(0.0013)	(0.000)

Modelin birim ve/veya zaman etkisi içerip içermediğini belirlemek için yapılan LM ve F testi sonuçlarına göre; birim ve zaman etkilerinin standart hatalarının en az birisinin sifıra eşit olduğu hipotezi reddedilmiştir. Yani model birim ve zaman etkisi içermektedir. Klasik model uygun değildir (Tablo 3).

2.3. Yatay kesit bağımlılığı

Panel veri analizlerinde birim köklerin varlığının incelenmesi oldukça önemlidir. Değişkenlerin durağan olduğu seviyeyi belirlemek için yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi ve sonrasında uygun birinci veya ikinci nesil birimkök testlerinin tercih edilmesi önerilir. Yatay kesit bağımlılığının test edilmesinde literatürde bir çok test mevcut olup bu testlerin kullanımı zaman ve yatay kesit boyutunun değerine göre farklılık göstermektedir. Panelde zaman boyutu birim boyundan büyük olduğunda ($T > N$) Breusch & Pagan (1980) LM testinin, zaman boyutu birim boyutuna eşit ya da yakınsa ($T = N$, $T \approx N$) Pesaran (2004) Cross-Section Dependence (CD) testinin kullanılması gerektiği bilinmektedir (Korkmaz & Karaca, 2014; Yalçınkaya & Kaya, 2017; Uçan & Koçak, 2021). Zaman boyutunun ($t=32$) birim boyutundan ($i=6$) daha büyük olması sebebi ile Breusch-Pagan LM testi sonucu dikkate alınmış olup, karşılaştırma amacı ile Pesaran CD testi sonuçlarına da yer verilmiştir.

Tablo 4. Panelde yatay kesit bağımlılığının incelenmesinde Breusch-Pagan LM and Pesaran CD test sonuçları

Değişken	Breusch-Pagan LM test		Pesaran CD test	
	χ^2 test istatistiği	p -değeri	z -test istatistiği	p -değeri
logGSYİH	385.31	0.000	19.611	0.000
logYET	256.80	0.000	14.412	0.000
logENF	140.66	0.000	11.197	0.000
logNA	165.29	0.000	10.198	0.000

Tablo 4’de, birimler için yatay kesit bağımlılığının araştırılmasında Breusch & Pagan Lagrange Çarpanı (LM) testi (1980) ile elde edilen sonuçlara göre; her bir değişken için $\alpha=0.05$ anlamlılık seviyesinde yatay kesit bağımlılığının olduğu belirlenmiştir (p -değeri <0.05). Bu durumda çalışmada ikinci nesil birim kök testleri ile birim kök varlığının incelenmesi gerektiği sonucuna varılmıştır (Tablo 4).

Yatay kesit bağımlılığı testi sonucunda birimler arasında korelasyon olduğu sonucuna ulaşıldığı için ikinci nesil birim kök testleri ile durağanlık incelemesi yapılmıştır. Analizde Pesaran (2003)’ün CADF (Cross- Sectionally Augmented Dickey- Fuller) testi ve Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS (cross-sectionally augmented IPS) testi sonuçları hem sabitli model hem sabit terim ve trendli model için incelenmiş olup sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir.

2.4. Panel birim kök testi

Pesaran (2007) CIPS test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$CIPS(N, T) = t - bar = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (2)$$

Bu teste ilişkin yokluk ve alternatif hipotezler

$$H_0 : \rho_i = 0 \text{ (tüm } t' \text{ler için } i \neq j)$$

$$H_1 : \rho_i < 0 \text{ (} i = 1, 2, \dots, N_i)$$

olarak bilinir. CIPS test istatistiği, CADF test istatistiğinin ortalaması olarak ise aşağıdaki gibi elde edilir.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (3)$$

CADF istatistiği Eşitlik (4) ve (5) yardımıyla elde edilmektedir.

$$\Delta_{y_{it}} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it} \quad (4)$$

$$\Delta_{y_i} = (\Delta_{y_{i1}}, \Delta_{y_{i2}}, \dots, \Delta_{y_{iT}})', y_{i-1} = (y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{i,T-1})' \quad (5)$$

Buradan CADF test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta y_i' \bar{M}_w y_{i,-1}}{\sqrt{\hat{\sigma}_i^2 (y_{i,-1}' \bar{M}_w y_{i,-1})}} \quad (6)$$

Eşitlik (6)'da

$$\bar{M}_w = I_T - \bar{W}(\bar{W}'\bar{W})^{-1}\bar{W}'$$

$$\bar{W} = (\tau, \Delta \bar{y}, \bar{y}_{-1})$$

$$\tau = (1, 1, \dots, 1)', \Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_2, \dots, \Delta \bar{y}_T)', \bar{y}_{-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{T-1})'$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\Delta y_i' M_{i,w} \Delta y_i}{T - 4}$$

biçiminde ifade edilir (Gençoğlu vd., 2020).

Tablo 5 incelendiğinde, hem her bir ülkenin ayrı ayrı durağanlığının test edilmesi için hesaplanan CADF test istatistiğinin, hem de panelin bir bütün olarak durağanlığının test edilmesi için hesaplanan CIPS test istatistiğinin, değişkenlerin birinci farkında sabit ve sabit+trend bulunduğu durumda mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyinde kritik tablo değerlerinden büyük olduğu elde edilmiştir. Böylece kişi başına düşen GSYİH, YET, ENF ve NA değişkenlerinin düzeyde birim kök içerdiği ve birinci farklarında durağan hale geldiği belirlenmiştir (Tablo 5).

Tablo 5. Pesaranın CADF ve CIPS birim kök testi sonuçları

Panel	Model	CADF [gecikme uzunluğu]					logNA			
		logGSYIH	logYET	logENF	logENF	logNA				
Brezilya	sabit+trend	Seviyede I(0) İlk fark I(1) Seviyede I(0) İlk fark I(1) Seviyede I(0) İlk fark I(1) Seviyede I(0) İlk fark I(1) Seviyede I(0) İlk fark I(1)	-1.9398 [4]	-3.0217 [1]	-2.6099 [10]	-3.4410 [1]	-3.3913 [5]	-3.9954* [1]	-0.1140 [10]	-3.6612* [1]
	sabit		-1.1789 [4]	-2.8580 [1]	-2.5019 [10]	-3.4046 [1]	-3.7601* [5]	-3.4933* [1]	-1.7059 [10]	-3.5025* [1]
Rusya	sabit+trend		-2.2544 [1]	-3.4250 [1]	-3.4441 [1]	-5.9130*** [1]	-2.3846 [1]	4.4214** [1]	-2.8879 [1]	-4.3849** [1]
	sabit		-0.8413 [1]	-3.4792 [1]	-1.5509 [1]	-5.9459*** [1]	-1.6984 [1]	-4.3787* [1]	-2.7017 [1]	-4.4564* [1]
Hindistan	sabit+trend		-1.8851 [1]	-3.4188 [1]	-3.0469 [1]	-3.6868* [1]	-3.8834** [9]	-4.3387* [1]	-2.3098 [4]	-3.9805* [1]
	sabit		-0.1437 [1]	-3.5210* [1]	0.7420 [1]	-3.6649* [1]	-3.4487 [9]	-4.3675* [1]	-0.2279 [4]	-3.1055 [1]
Güney Afrika	sabit+trend		-1.9157 [2]	-3.8676* [1]	-2.1616 [1]	-2.6646 [1]	-2.9724 [2]	-5.1009*** [1]	-2.8308 [7]	-3.6191* [1]
	sabit		-0.9818 [2]	-3.9766** [1]	-0.3511 [1]	-2.7166 [1]	-2.8515 [2]	-5.1074*** [1]	-1.3015 [7]	-3.4669 [1]
Çin	sabit+trend		-1.5623 [9]	-3.1361 [1]	-2.2741 [1]	-1.7425 [1]	-3.5920* [4]	-3.9777** [1]	-2.8108 [10]	-1.5888 [1]
	sabit		-1.1163 [9]	-3.1366 [1]	0.0976 [1]	-1.9339 [1]	-3.7658* [4]	-4.0580* [1]	-0.0218 [10]	-1.6004 [1]
Türkiye	sabit+trend		-1.0283 [1]	-3.4803 [1]	-1.4363 [3]	-7.1995*** [1]	-0.6926 [1]	-3.1675 [1]	-2.6131 [8]	-1.2810 [1]
	sabit		-1.2422 [1]	-3.3878 [1]	-1.0567 [3]	-7.2811*** [1]	-1.2512 [1]	-3.0221 [1]	-0.5233 [8]	-1.4151 [1]
Panel	sabit+trend		-1.7642	-3.3915***	-2.4954	-4.1079***	-2.8193	-4.1669***	-2.2610	-3.0859**
CIPS	sabit		-0.9173	-3.3932***	-0.7701	-4.1578***	-2.7959	-4.0711***	-1.0803	-2.9244**

[.] gecikme uzunluklarını göstermektedir ve AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n) bilgi kriterleri birlikte değerlendirilerek belirlenmiştir.

CADF istatistiki kritik değerleri Pesaran (2007)'deki Tablo 1(b) ve 1(c)'den alınmıştır. Kritik değerler, sabit+trend için -4.67***, -3.87** ve -3.49*; sadece sabit için -4.11, -3.36 ve -2.97'olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

CIPS istatistiki kritik değerleri Pesaran (2007)'deki Tablo 2(b) ve 2(c)'den alınmıştır. Kritik değerler, sabit+trend için -3.10***, -2.86** ve -2.73*; sadece sabit için -2.57, -2.33 ve -2.10 olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

2.5. Model seçimi ve parametre tahminleri

Panel veri tahmincileri arasında karar vermek için uygulanan testlerden biri Hausman testidir. Hausman (1978) tarafından önerilen spesifikasyon testi, daha sonraları modelin sabit veya tesadüfi etkili olduğuna karar vermek için geliştirilmiştir. Sabit etkiler modelinde birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonun sıfırdan farklı olduğu, tesadüfi etkilerde ise bu korelasyonun sıfır olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımdan yola çıkılarak Hausman testi, tesadüfi etkiler modelinin geçerliliğini sınamaktadır. Diğer bir ifadeyle, parametreler arasındaki farkın sistematik olup olmamasına göre karar verilmektedir. Bu farkın sistematik olduğu durum sabit etkileri, sistematik olmadığı durum ise tesadüfi etkileri işaret etmektedir. Bu doğrultuda oluşturulan yokluk ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir (Koşan, 2014):

H_0 : Parametreler arasındaki fark sistematik değildir.

H_1 : Parametreler arasındaki fark sistematiktir.

Tablo 3’de klasik modelin uygun olmadığı belirlense de karşılaştırma yapmak amacıyla Hausman testinin yanısıra Chow test ve Breusch-Pagan Lagrange multiplier (LM) test sonuçlarına da yer verilmiştir. Uygun modelin belirlenememesi için kullanılan testlere ilişkin sonuçlar Tablo 6’daki gibidir.

Tablo 6. Modelin belirlenebilmesi için Hausman, Chow ve Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (LM) Test Sonuçları

Test	Test sonucu
Hausman test	χ^2 -test ist.=46.023, sd=3, p -değeri=0.000
Dirençli (Regression-based) Hausman test	χ^2 -test ist.=13.203, sd=3, p -değeri=0.0042
Chow testi	F-test ist.=168.64, sd1 =5, sd2 =183, p -değeri=0.000
LM- Breusch-Pagan test	χ^2 -test ist.=1045.3, sd=1, p -değeri=0.000

Not. sd, serbestlik derecesini ifade etmektedir.

Klasik model ve sabit etkiler modelinin karşılaştırılması amacıyla kullanılan Chow/F testine ilişkin yokluk hipotezi “ H_0 : Birim etki yoktur, klasik model sabit etkiler modelinden daha uygundur” olup alternatif hipotez ise “ H_1 : sabit etkiler modeli kullanılmalıdır” biçiminde ifade edilir.

Elde edilen sonuca göre sabit etkiler modelinin uygun olduğu belirlenmiştir (p -değeri <0.05). Klasik model ile tesadüfi etkiler modelinin karşılaştırıldığı Breusch-Pagan Lagrange multiplier testi için H_0 : birim etki yoktur, klasik model tesadüfi etkiler modelinden daha uygundur” olup tesadüfi etkiler modelinin daha uygun olduğu elde edilmiştir (p -değeri <0.05). Hausman ve dirençli Hausman testleri için ilgili hipotezler “ H_0 : tesadüfi etkiler modeli kullanılmalıdır, H_1 : sabit etkiler modeli kullanılmalıdır” biçiminde ifade edilir. Elde edilen sonuçlara göre sabit etkiler modeli ile tahminlerin elde edilmesi gerektiği belirlenmiştir (Tablo 6).

Tüm sonuçlar birarada değerlendirildiğinde, ilgili parametre tahminleri ve modelin belirlenmesi için sabit etkiler modelinin kullanılması gerektiği elde edilmiştir (Tablo 6). Ayrıca, birim ve zaman etkilerinin anlamlı olması sebebi ile çalışmada iki yönlü sabit etkiler modeli kullanılmış olup sonuçlar Tablo 7’deki gibi elde edilmiştir.

Tablo 7. İki yönlü sabit etkiler modeline ilişkin sonuçlar

	Tahmin	Standart hata	t -değeri	p -değeri
Sabit	11.6050	0.4662	24.8893	0.000
logYET	-1.1403	0.1528	-7.4628	0.000
logENF	-0.0923	0.0296	-3.1093	0.0022
logNA	-0.0754	0.0271	-2.7777	0.0061

$R^2 = 0.7340$, Düzeltilmiş $R^2 = 0.7298$
F-test istatistiği=21.0791, p -değeri = 0.000

Tablo 7’de edilen sonuçlara göre; değişkenlerin ve modelin geneli istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir ($\alpha=0.05$). Ayrıca açıklayıcı değişkenlerin kişi başı GSYİH’ı açıklama oranı ise yaklaşık olarak %73 olarak elde edilmiştir (Tablo 7).

2.6. Model varsayımlarının testi

Tablo 8’de sabit etkiler modelinde değişen varyans probleminin incelenmesinde değiştirilmiş Wald testine göre sabit varyans varsayımının sağlandığını belirten yokluk hipotezi reddedilmiştir ($p<0.05$). Bhargava, Franzini & Narendranathan Panel Durbin-Watson (1982) ve Baltagi & Wu LBI test istatistiği değerlerinin 2’den daha küçük olması sebebi ile sabit etkiler modelinde birinci mertebeden otokorelasyon probleminin mevcut olduğu belirlenmiştir (Tablo 8).

Tablo 8. Sabit Etkili Modelde Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testi Sonuçları

Test	Varsayımların testi
Değiştirilmiş Wald testi	χ^2 test istatistiği = 63.237 p -değeri < 0.000
Bhargava/Franzini/Narendranathan Panel Durbin-Watson (DW) Test	DW = 0.2467
Baltagi/Wu LBI testi	LBI = 0.34563

Değişkenler arasındaki çoklu bağlantı probleminin varlığı incelenerek sonuçlar Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9. Çoklu bağlantı probleminin incelenmesine ilişkin sonuçlar

Test	Boyut	Özdeğer	Koşul indeksi	VIF	Tolerans
logYET	1	2.832	1.000	1.005	0.995
logENF	2	0.912	1.762	1.080	0.926
logNA	3	0.215	3.628	1.075	0.930
	4	0.041	8.323		

Tablo 9'da bağımsız değişkenlere ilişkin varyans şişirme faktörü (VIF) değerlerinin 10'dan oldukça küçük olduğu ve bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı söylenebilir. Ayrıca, tolerans değerlerinin 0,2'nin üzerinde olması bu sonucu doğrulamaktadır. Diğer yandan, korelasyon matrisinin özdeğerlerine dayalı olan $1/\lambda_j$ değerlerinin toplamı 30.491 ve maksimum özdeğer istatistiğinin, minimum özdeğer istatistiğine oranı olan koşul sayısı $69.0731 < 100$ olarak elde edilmiştir. Tüm sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, bağımsız değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olmadığı söylenir (Gamgam & Altunkaynak, 2017).

Sabit etkiler modelinde sabit varyans, otokorelasyonsuzluk ve birimler arası korelasyonsuzluk varsayımları sağlanmadığı için Driscoll ve Kraay tahmin yöntemi ile sağlam standart hata değerleri elde edilmiş ve sonuçlar Tablo 10'da verilmiştir.

Tablo 10. Driscoll ve Kraay standart hata tahmin yöntemi ile elde edilen sađlam sonuçlar

	Tahmin	Standart hata	t-deđeri	p-deđeri
Sabit	11.6050	0.6893	16.8339	< 0.000
logYET	-1.140365	0.2102	-4.8774	<0.000
logENF	-0.092334	0.0196	-4.7029	0.000
logNA	-0.075422	0.0296	-2.5404	0.01208

R² = 0.7340, Düzeltilmiş R² = 0.7298
F-test istatistiđi = 17.4717, p-deđeri = 0.000

Tablo 10 incelendiđinde; yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışı deđişkenleri %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($p < 0.05$). Ayrıca modele ilişkin sabit parametre de anlamlı bulunmuştur. Diđer deđişkenler sabit iken yenilenebilir enerji tüketimindeki bir birimlik artış GSYİH'yı yaklaşık 1.14 birim, enflasyondaki bir birimlik artış GSYİH'yı yaklaşık 0.09 birim ve nüfustaki bir birimlik artış ise GSYİH'yı yaklaşık 0.07 birim azaltmaktadır (Tablo 10).

2.7. Panel kantil regresyon

Panel kantil regresyon modelleri, panel veri yapısı ve kantil yapısını birleştirecek model tahmini yapan bir yöntemdir. Hem birim hem zaman boyutunu içine alarak çok boyutlu analiz yapan panel veri regresyonuna, kantil regresyon tahmincisinin uyarlanması ile geliştirilen panel kantil regresyon modeli hem teorik, hem uygulamalı literatürde ilgi görmektedir. Bu model koşullu kantillerin aralığını belirlemeye izin vermektedir, dolayısıyla koşullu deđişkenliđin çeşitliliđini ortaya çıkartmaktadır. Bununla birlikte gözlemlenemeyen bireysel etkiyi de kontrol etmektedir. Kantil regresyon çerçevesinde farklı yapıdaki deđişimin etkilerini keşfederken, sabit etkili model vasıtası ile bireysel etkinin kontrolü, her zaman için kullanılan klasik Gaussian tahmininden daha esnek bir yaklaşım ortaya koymaktadır (Koşan, 2014).

Literatürde gözlemlenemeyen etki ve açıklayıcı deđişken arasında ilişkiye izin veren sabit etkili modeli (fixed effects) ve ilişkili rassal etkili (correlated random effects) model olmak üzere iki adet panel kantil regresyon modeli bulunmaktadır. Panel kantil regresyon modellerinden biri olan sabit etkili panel kantil regresyon modeli Koenker (2004) tarafından önerilmiştir. Bu modelde bireysel etkiler, ortak bir değere yakınsayarak bir daraltma (penalty) fonksiyonu kullanılarak tahmin edilmektedir (Koşan, 2014).

Canay (2011) çalışmasında, panel kantil regresyon modeli için iki aşamalı bir tahminci (2-step estimator) önermiştir. Canay, T sonsuza giderken ve sabit etkilerle yerleşim modeli (location shift) söz konusu olduğunda, yani sabit etkiler tüm kantilleri aynı oranda etkilediğinde kolay bir dönüşüme olanak vererek, sabit etkinin modelden elimine edilmesini sağlayan bir yöntem ortaya koymuştur. Sonuç olarak Canay yöntemi uygulanırken bağımsız değişkenin koşullu kantillerinde gözlenemeyen heterojen etkilerin saf yerleşim etkisi olduğu varsayılmaktadır (Koşan, 2014).

Panel kantil regresyon modelleri, çoklu bağlantı, değişen varyans ve otokorelasyon gibi gerekli model varsayımları sağlanmadığında sabit etkili panel veri modeline göre sapmasız ve etkin sonuçlar vermektedir (Acar ve Topdağ, 2022).

Çalışmada lambda değeri 0.5 olarak belirlenmiş ve elde edilen sabit etkili panel kantil regresyon analizi sonuçlarına Tablo 11'de yer verilmiştir.

Tablo 11. Penalized sabit etkili panel kantil regresyon

Kantil değeri	Tahmin	Standart hata	t-değeri	p-değeri
Intercept [0.25]	13.5399	0.8418	16.0836	0.000
logYET [0.25]	-1.8390	0.2806	-6.5524	0.000
logENF [0.25]	-0.1593	0.0366	-4.3492	0.000
logNA [0.25]	-0.1662	0.1258	-1.3206	0.000
Intercept [0.50]	13.7708	0.9764	14.1026	0.000
logYET [0.50]	-1.8740	0.3237	-5.7881	0.000
logENF [0.50]	-0.1277	0.0528	-2.4148	0.016
logNA [0.50]	-0.0915	0.1943	-0.4709	0.638
Intercept [0.75]	14.1752	1.0441	13.5764	0.000
logYET [0.75]	-1.8942	0.3573	-5.3013	0.000
logENF [0.75]	-0.1662	0.0509	-3.2592	0.0013
logNA [0.75]	-0.0361	0.1695	-0.2129	0.831

Elde edilen sonuçlara göre; GSYİH'nın düşük olduğu ülkelerde 0.05 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı; GSYİH'nın orta ve yüksek olduğu ülkelerde ise nüfus artışının istatistiksel olarak anlamsız, buna karşılık diğer değişkenlerin anlamlı olduğu belirlenmiştir (Tablo 11).

Diğer yandan, Driscoll ve Kraay dirençli tahmin sonuçlarına en yakın sonuçlar GSYİH'nın düşük olduğu 0.25. kantil değerinde elde edilmiştir. Ayrıca 0.50 ve 0.75 kantil değerlerinde nüfus artışı etkisinin, GSYİH üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu, buna karşılık dirençli standart hatalar ile tahmin edildiğinde ise anlamlı olduğu belirlenmiştir (Tablo 11).

Lamarche (2010), modelleri karşılaştırabilmek için varyanslarında karşılaştırma yapmıştır. Çelik (2019) ise sabit etkili panel kantil regresyon modeline ilişkin standart hata değerlerinin, sabit etkili panel veri modeli ile elde edilen standart hatalardan daha küçük olduğunu ve bu sebeple panel kantil regresyon modelinin daha uygun bir model olduğunu belirtmiştir. Çalışmamızda elde edilen standart hata değerleri gözönüne alındığında modelin dirençli standart hatalarla tahmin edilip yorumlanmasının daha uygun olacağı belirlenmiştir.

Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Bu çalışmada BRICS-T ülkelerinde toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji tüketimi oranı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde panel veri regresyon modelleri kullanılmıştır. Bu ilişkinin incelenmesinde ekonomik büyüme üzerinde etkisi olduğu düşünülen enflasyon oranı ve nüfus artışı değişkenleri de modele dahil edilmiştir. Literatürde BRICS-T ülkelerinde ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmaların yetersizliği, bu çalışmanın ülke grubunun seçiminde belirleyici olmuştur.

Çalışmada ilk olarak R yazılım programında, modelde birim ve/veya zaman etkisinin varlığı daha sonra bu ülkelerde her bir değişken için yatay kesit bağımlılığı ve durağanlık varsayımları kontrol edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının varlığında kullanılan ikinci nesil CADF ve CIPS birim kök testleri ile GSYİH, YET, ENF ve NA değişkenlerinin birinci farkta durağan olduğu elde edilmiştir. Hausman, Chow/F ve Breusch & Pagan LM testleri ile elde edilen sonuçlara göre parametre tahminleri ve modelin belirlenmesi için sabit etkiler modelinin kullanılması gerektiği belirlenmiştir. Modelde birim, zaman, birim ve zaman etkileri istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu için iki yönlü sabit etkiler modeli ile parametre tahminleri elde edilmiştir. İki yönlü sabit etkiler modeline ilişkin varsayımlar incelendiğinde; değişkenler üzerinde çoklu doğrusal bağlantı, değişen varyans ve birinci mertebeden otokorelasyon probleminin mevcut olduğu görülmüştür. Bu anlamda yatay kesit bağımlılığına karşı sağlam olan değişen varyans ve otokorelasyon tutarlı standart hataları elde etmek için Driscoll ve Kraay tahmin yöntemi kullanılarak söz konusu sapmalar düzeltilmiştir. İki yönlü sabit etkiler

modeline göre elde edilen sonuçlar incelendiğinde; BRICS-T ülkelerinde toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji tüketimi, enflasyon ve nüfus artışının kişi başı GSYİH üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir ($p < 0.05$). Bu sonuç, yenilenebilir enerji kısıtlamalarının BRICS-T ülkelerindeki ekonomik büyümeye zarar vermediğini düşündürüyor. Yenilenebilir enerji kaynakları pahalı bir enerji kaynağı olduğu için ilk yatırımlar yapılanaya kadar ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemesi normal bir sonuç olarak değerlendirilebilir. Diğer değişkenler sabit iken yenilenebilir enerji tüketimindeki bir birimlik artışın GSYİH'yi yaklaşık 1.14 birim, enflasyondaki bir birimlik artışın GSYİH'yi yaklaşık 0.09 birim ve nüfustaki bir birimlik artışın ise GSYİH'yi yaklaşık 0.07 birim azalttığı gözlemlenmiştir. Panel kantil regresyon analizi sonuçlarına göre; GSYİH'nın düşük olduğu ülkelerde 0.05 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı; GSYİH'nın orta ve yüksek olduğu ülkelerde ise nüfus artışının istatistiksel olarak anlamsız, buna karşılık diğer değişkenlerin anlamlı olduğu belirlenmiştir. İki yönlü sabit etkiler modeli sonuçları ile benzer olarak, tüm kantil değerlerinde GSYİH ile YET, ENF ve NA'nın negatif korelasyonlu olması, beklenti yönü bakımından literatürdeki bazı çalışmalar ile çelişmektedir (Özşahin vd., 2016; Menegaki, 2011; Bakırtaş ve Çetin, 2016; Önder ve Polat, 2018; Ünüvar ve Keskinlikç, 2020; Wang ve Wang, 2020; Naimoğlu, 2021). Öte yandan bu sonuçlar bazı çalışmalar ile uyumludur (Öcal ve Aslan, 2013; Sebri ve Ben-Salha, 2014; Bhattacharya vd., 2016). Doğan vd. (2020), düşük kantil değerlerinde kişi başı GSYİH ile toplam yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişki pozitif iken, orta ve yüksek (0.40 ve üzeri) kantil değerlerinde bu değişkenler arasında negatif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir.

Driscoll ve Kraay dirençli tahmin sonuçlarına en yakın sonuçlar GSYİH'nın düşük olduğu 0.25. kantil değerinde elde edilmiştir. Dikkat çeken diğer bir sonuç; 0.50 ve 0.75 kantil değerlerinde nüfus artışı etkisinin, GSYİH üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu, buna karşılık dirençli standart hatalar ile tahmin edildiğinde ise anlamlı olduğudur. Bu durumun ele alınan ülkelerin heterojen olmasından dolayı nüfus artış hızları arasındaki farklılıklardan kaynaklandığı düşünülmektedir. Çandarlı ve Unakıtan (2021) kısa dönemde yenilenebilir enerji kullanımının toplam enerji tüketimi içindeki payı ile GSYİH arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu, yenilenebilir enerji kullanımının toplam enerji tüketimi içindeki payında %10'luk bir artışın GSYİH'de %1,4 oranında azalışa neden olacağını ifade etmiştir. Teorik olarak enerji tüketimindeki bir artışın GSYİH'yi arttıracığı beklensede yenilenebilir enerji kaynakları için yapılacak yatırımların kişi başı GSYİH üzerindeki etkisinin ancak uzun bir dönemde ortaya çıkabileceğini

belirtmiştir. Öcal ve Aslan (2013), yenilenebilir enerji tüketimindeki %1'lik bir artışın GSYİH'yi % 30 azaltacağını ifade etmişlerdir. Sebri ve Ben-Salha (2014), hem kısa dönem hem uzun dönem tahminlerine göre; Brezilya ve Güney Afrika'da yenilenebilir enerji tüketimi ile GSYİH arasında pozitif ve anlamı bir ilişki; Hindistan'da ise bu iki değişken arasında negatif bir ilişki olduğunu elde etmişlerdir. Yenilenebilir enerji, gelişmekte olan ülkeler için pahalı bir enerji kaynağıdır, çünkü çok sayıda araştırma, artan yenilenebilir enerji tüketiminin arkasında gelir artışının hayati bir destekçi olduğunu ortaya koymuştur. Bu, enerji tüketiminin BRICS-T ülkelerinin ekonomisi için hayati olmadığı anlamına gelmese de, yenilenebilir enerji tüketiminin rolünün diğer kaynaklara göre nispeten daha küçük olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, yalnızca birkaç ampirik çalışma, yenilenebilir enerji kullanımıyla ilişkili uzun vadeli katsayının önemine dair kanıt bulamamıştır (Chien ve Hu, 2008; Apergis ve Payne, 2011b; Apergis ve Payne, 2012b).

Sonuç olarak; BRICS-T ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisi olduğu belirlenmiştir. Kişi başına düşen GSYİH ve toplam enerji tüketimi içerisinde yenilenebilir enerji tüketimi oranının bu ülkeler arasında heterojen olması sebebi ile negatif bir korelasyon elde edilmiş olabilir. Tablo 2'de elde edilen değerler bu sonucu doğrular niteliktedir. Rusya'da yenilenebilir enerji oranı toplam enerji tüketiminin yalnızca %3 nü oluşturmaktadır. Örneğin, Hindistan'ın elektrik ihtiyacının yaklaşık %18'inin güneş ve rüzgar enerjisinden, yaklaşık %70'inin kömürden karşılandığı bilinmektedir. Düşük ve orta gelirli ülkelerde yenilenebilir enerji tüketimini artırma arayışı, GSYİH'yi da artırır, ancak daha yüksek maliyetler ve ekonomik kalkınmada bir dönüm noktası getirir.

Açıkçası bu bulgular BRICS-T ülkelerinin ekonomik büyümesinde yenilenebilir enerji tüketiminin teşvik edici rolünü kanıtlamamaktadır. Bu sonuçlar ülkelerin fosil yakıtlara olan yüksek bağımlılığını ve fosil kaynakların ekonomik büyümeye hala daha fazla katkıda bulunduğunu akıllara getirmektedir. İzgi ve Destek (2017), BRICS ve MIST ülkelerinde yenilenemeyen enerji tüketiminin, yenilenebilir enerji tüketimine göre ekonomik büyüme üzerinde daha etkili olduğunu, Paramati vd. (2018) ise G20 ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik kalkınmaya etkisinin yenilenemeyen enerjilerin kullanımından daha fazla olduğunu belirlemişlerdir. O halde diyebiliriz ki politika yapımcılar, öncelikle fosil yakıt kaynaklarından elde edilen gelir bağımlılığını azaltmalı, ve ancak sonrasında toplam enerji tüketimindeki paylarını artırarak yenilenebilir kaynaklara yönelmelidir. Bulgularımız, bu ülkelerin ekonomik çıktıyı artırmak için üretim sürecinde yenilenebilir enerji kaynaklarını daha etkin kullanamadıklarını ve gelecekteki büyüme süreci için yenilenemez enerji kaynaklarını kullanmaya

devam edebileceklerini düşündürmektedir. Hem yenilenemez enerjiden yenilenebilir enerjiye geçişe hem de yenilenebilir enerji üretimi ve kullanımını teşvik etmeye yönelik farklı ve daha etkili enerji politikaları geliştirmelerini öneriyoruz.

BRICS-T ülkeleri üzerinde elde edilen sonuçların diğer ülkeler için yol gösterici olacağı ve genel enerji tüketimi yerine, yenilenebilir enerji kullanımının incelenmesi sebebi ile enerji kaynak yapısıyla ilgili çıkarımlarda bulunulabileceği düşünülmektedir. Dünya üzerinde her bir ülke için enerji üretimi, tüketimi ve talebi büyük bir öneme sahip olduğundan ekonomik büyüme ve yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkinin incelenmesi, ülke ekonomilerine yön veren politikalar için de yol gösterici olacaktır.

KAYNAKÇA

- Acar, T., & Topdag, D. (2022). OECD ülkelerinde sefalet endeksi ve ekonomik kalkınma ekseninde sağlık harcamalarının belirleyicileri: toplamsal olmayan sabit etkili panel kantil regresyon yaklaşımı. *Sosyal Siyaset Konferansları Dergisi*, 82, 267-286.
- Apaydın, Ş. 2020 OECD Ülkelerinde Atık Yönetimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Bir Panel Kantil Regresyon Yaklaşımı, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 55(1), 300-312.
- Apergis, N. & J.E. Payne (2010a), Renewable Energy Consumption and Growth in Eurasia, *Energy Economics*, 32, 1392-1397.
- Apergis, N. & J.E. Payne (2011a), The Renewable Energy Consumption–Growth Nexus in Central America, *Applied Energy*, 88(1), 343-347.
- Apergis N, Payne JE. (2011b), Renewable and non-renewable electricity consumption – growth nexus: evidence from emerging market economies. *Appl Energy*, 88:5226–30.
- Apergis, N., Payne J.E. (2012), Renewable and Non-renewable Energy Consumption–Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model, *Energy Economics*, 34, 733- 738.
- Apergis N, Payne, JE. (2012b) The electricity consumption–growth nexus: renewable versus non-renewable electricity in Central America. *Energy Sources Part B: Econ Plan Policy*, 7:423–31.
- Bakirtaş, İ., & Çetin, M. (2016). Yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: G-20 ülkeleri. *Sosyoekonomi*, 24(28), 131-146.
- Bhattacharya, M., Paramati, S.R., Ozturk, I., Bhattacharya, S., 2016. The effect of renewable energy consumption on economic growth: evidence from top 38 countries. *Appl. Energy* 162, 733–741.
- Bourcet, C., 2020. Empirical determinants of renewable energy deployment: a systematic literature review. *Energy Econ.* 85, 104563.
- Breusch TS, Pagan AR (1980). “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics.” *Review of Economic Studies*, 47, 239–253.
- Chen,W, Lei, Y, (2018). The impacts of renewable energy and technological innovation on environment-energy-growth nexus: new evidence from a panel quantile regression. *Renew. Energy* 123, 1–14.
- Chien, T., & Hu, J. L. (2008). Renewable energy: An efficient mechanism to improve GDP. *Energy policy*, 36(8), 3045-3052.
- Çandarlı, M. And Unakıtan G. (2021). Yenilenebilir Enerji Kullanımının Sürdürülebilir Ekonomik Büyüme Etkisi, *Balkan and Near Eastern Journal of Social Sciences*, vol. 7, pp. 29–36.

- Çelik, K. (2019). Beşeri Sermaye ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Kantil Regresyon İncelemesi, Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Yüksek Lisans tezi, Kütahya.
- Dinçer, H., & Karakuş, H. (2020). Yenilenebilir Enerjinin Sürdürülebilir Ekonomik Kalkınma Üzerindeki Etkisi: BRICS ve MINT Ülkeleri Üzerine Karşılaştırmalı Bir Analiz. *Esam Ekonomik Ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 100-123.
- Doğan, E., Altinoz, B., Madaleno, M., & Taskin, D. (2020). The impact of renewable energy consumption to economic growth: a replication and extension of Inglesi-Lotz (2016). *Energy Economics*, 90, 104866.
- Gençoğlu, P., Kuşkaya, S., & Büyüknalbant, T. (2020). Seçilmiş OECD Ülkelerinde Sağlık Harcamalarının Sürdürülebilirliğinin Panel Birim Kök Testleri ile Değerlendirilmesi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 75(4), 1283-1297.
- Inglesi-Lotz, R., 2016. The impact of renewable energy consumption to economic growth: a panel data application. *Energy Econ.* 53, 58–63.
- İzgi, B. B., & Destek, G. (2017). BRICS ve MIST ülkelerinde yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri. *ASSAM Uluslararası Hakemli Dergi*, 4(9), 14-23.
- Kaya K., Koç E. (2015). Enerji Kaynakları–Yenilenebilir Enerji Durumu. *Mühendis ve Makina*, 56(668), 36-47.
- Koşan, N.İ. (2014). OECD Ülkelerinde Dış Ticaret Hadlerini Etkileyen Değişkenlerin Panel Kantil Regresyon Modelleri İle İncelenmesi, Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Doktora Tezi, İstanbul.
- Kropko J, Kubinec R (2020) Interpretation and identification of within-unit and cross-sectional variation in panel data models. *PLoS ONE* 15(4): e0231349.
- Lamarche, C. (2010). Robust Penalized Quantile Regression Estimation For Panel Data. *Journal of Econometrics*, 157(2): 396-408.
- Menegaki, A. N. (2011). Growth and Renewable Energy in Europe: a Random Effect Model with Evidence for Neutrality Hypothesis. *Energy Economics*, 33(2): 257-263.
- Naimoğlu, M. (2021). Fourier Yaklaşımıyla Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Enerji Kayıplarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Almanya Örneği. *Journal of Economics and Research*, 2(1), 59-68.
- Öcal, O. & A. Aslan (2013), Renewable Energy Consumption–Economic Growth Nexus in Turkey, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28, 494-499.
- Önder, H., & Polat, A. (2018). Enerji tüketiminin GSYİH ile ilişkisi: OECD ülkeleri panel veri analizi. *Marmara İktisat Dergisi*, 2(1), 105-116.

- Özşahin, Ş., Mucuk, M., & Gerçekler, M. (2016). Yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: BRICS-T ülkeleri üzerine panel ARDL analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(4), 111-130.
- Paramati, Sudharshan vd. (2018). Dynamics of Renewable Energy Consumption and Economic Activities Across the Agriculture, Industry, and Service Sectors: Evidence in the Perspective of Sustainable Development, *Environmental Science and Pollution Research* 25/2, 1375-1387.
- Pesaran MH (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels." CESifo Working Paper Series, 1229.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Sebri, M., & Ben-Salha, O. (2014). On the causal dynamics between economic growth, renewable energy consumption, CO2 emissions and trade openness: Fresh evidence from BRICS countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 39, 14-23.
- Sharif, A., Mishra, S., Sinha, A., Jiao, Z., Shahbaz, M., Afshan, S., 2020. The renewable energy consumption-environmental degradation nexus in top-10 polluted countries: fresh insights from quantile-on-quantile regression approach. *Renew. Energy* 150, 670–690.
- Troster, V., Shahbaz, M., Uddin, G.S., (2018). Renewable energy, oil prices, and economic activity: a granger-causality in quantiles analysis. *Energy Econ.* 70, 440–452.
- Üntüvar, İ., & Keskinçalış, S. (2020). Yenilenebilir Enerji ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: G20 Ülkeleri Örneği (2000-2016). *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 16(2), 251-266.
- Wang, Q., & Wang, L. (2020). Renewable energy consumption and economic growth in OECD countries: A nonlinear panel data analysis. *Energy*, 207, 118200.