



Düzce Üniversitesi Bilim ve Teknoloji Dergisi

Araştırma Makalesi

CO₂ Emisyonu ve Birincil Enerji Tüketimi Arasındaki İlişkinin Kantil Regresyon Modeli ile İncelenmesi

 Hayriye Esra AKYÜZ^{a,*}

^a İstatistik Bölümü, Fen Edebiyat Fakültesi, Bitlis Eren Üniversitesi, Bitlis, TÜRKİYE

* Sorumlu yazarın e-posta adresi: heakyuz@beu.edu.tr

DOI: 10.29130/dubited.1076185

ÖZ

Bu çalışmada doğrusal regresyon analizinin varsayımlarının sağlanmadığı durumlarda kullanılabilir olan kantil regresyon analizi ile Türkiye'de 2000-2020 yılları arasındaki CO₂ emisyonu ve birincil enerji tüketimi arasındaki ilişkinin modellenmesi amaçlanmıştır. Çalışmanın ilk bölümünde uygun regresyon modeli elde edildikten sonra, veri setine aykırı değerler eklenerek bu gözlemlerin varlığında sonuçlar yeniden elde edilmiş ve kantil regresyonun performansı değerlendirilmiştir. Uygun modelin seçiminde hata kareler ortalamasının karekökü (RMSE) ve ortalama mutlak hata (MAE) kriterleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; Türkiye'de 2000-2020 yılları arasında ortalama CO₂ emisyonu 289.62 ± 68.12 milyon ton ve ortalama birincil enerji tüketimi 4.66 ± 1.21 exajoule olarak belirlenmiştir. CO₂ emisyonundaki değişimin %98.74'nün birincil enerji tüketimi ile açıklandığı ve değişen varyans probleminin varlığında kantil regresyon analizinin, doğrusal regresyon analizinden daha uygun sonuçlar verdiği elde edilmiştir. Kantil regresyon modeline göre; birincil enerji tüketimindeki bir exajoule'luk artışın CO₂ emisyonunun $\tau = 0.50$. kantilinde yaklaşık olarak 54.3 milyon ton artışa sebep olacağı belirlenmiştir. Aykırı değerlerin varlığında $\tau = 0.25$ ve $\tau = 0.50$ için elde edilen kantil regresyon modelleri en uygun modeller olup birbirine oldukça yakın sonuçlar vermiştir. Bu modellerin, CO₂ emisyonu ve birincil enerji tüketimi arasındaki ilişkinin modellenmesinde çakarsama amaçlı kullanılması önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Birincil enerji tüketimi, CO₂ emisyonu, Doğrusal regresyon, Kantil regresyon

Investigation of the Relationship Between CO₂ Emission and Primary Energy Consumption with Quantile Regression Model

ABSTRACT

In this study, it is aimed to model the relationship between CO₂ emissions and primary energy consumption between the years 2000-2020 in Turkey, with quantile regression analysis, which can be used in cases where the assumptions of linear regression analysis are not provided. In the first part of the study, after obtaining the regression model, the results were obtained in the presence of outlier observations, and the performance of the quantile regression was evaluated. Root mean square error (RMSE) and mean absolute error (MAE) criteria were used to select the appropriate model. According to the results obtained; between the years 2000-2020 in Turkey, the average CO₂ emission and primary energy consumption are 289.62 ± 68.12 million tonnes and 4.66 ± 1.21 exajoules, respectively. It has been found that 98.74% of the change in CO₂ emission is explained by primary energy consumption and in the presence of heteroskedasticity problem, quantile regression analysis gives more appropriate results than linear regression analysis. According to quantile regression model; it has been determined that one exajoule increase in primary energy consumption will cause an increase of approximately 54.3 million tonnes for $\tau = 0.50$ quantile of CO₂ emissions. In the presence of outliers, the quantile regression models obtained for $\tau = 0.25$ and for $\tau = 0.50$ were the most appropriate models and they gave very close results. It is suggested that these models can be used for inference in modeling the relationship between CO₂ emissions and primary energy consumption.

I. GİRİŞ

Küresel ısınma, insan faaliyetleri ile birlikte ortaya çıkan ve sera etkisine neden olan gazların atmosferde birikmesi sonucu yerin yüzey sıcaklığındaki sistematik artış olarak ifade edilebilir [1], [2].

Doğanın kendine ait bir karbon emisyon dengesi vardır ve CO₂ emisyonu, atmosfere salınan karbonu ifade etmektedir. İklim değişikliğine neden olan birçok kirleticiler arasında yer alan ve aynı zamanda birincil enerji kaynaklarının tüketimi sonucunda açığa çıkan CO₂ tüm sera gazlarının oldukça büyük bir oranını oluşturmaktadır [3]. Bu durumun, ekonomik büyüme veya nüfus artışından kaynaklandığı belirtilmiştir [4].

CO₂ miktarının uzun yıllar boyunca birikerek çevre ve iklim koşullarını olumsuz etkileyeceği tahmin edilmektedir [5]. TÜİK 1990-2019 sera gazı emisyon istatistikleri verilerine göre; toplam sera gazı emisyonlarında 2019 yılında CO₂ eşd. olarak en büyük payı %72 ile enerji kaynaklı emisyonlar alırken bunu sırasıyla %13,4 ile tarım, %11,2 ile endüstriyel işlemler ve ürün kullanımı ve %3,4 ile atık sektörü takip etmiştir. Toplam CO₂ emisyonlarının ise 2019 yılında %34,6'sı elektrik ve ısı üretiminden olmak üzere %87,4'ü enerji sektöründen, %12,3'ü endüstriyel işlemler ve ürün kullanımı sektöründen, %0,3'ü ise tarım ve atık sektörlerinden kaynaklanmıştır [6].

Sera etkisi, sadece belli oranlarda yaşam için ideal sıcaklık aralığını mümkün kılmaktadır. Bilinçsiz fosil yakıt kullanımının geri döndürülemez bir CO₂ emisyonuna yol açtığı bilinmektedir. Fosil yakıtların kullanımı sonucu ortaya çıkan atmosferdeki CO₂ emisyonunun artan oranı, doğal sistemler üzerinde negatif etkilere yol açmaktadır [4].

Öte yandan, nüfusun artışı ile ekonomik anlamdaki gelişmeler kentsel artışa neden olmuştur. Bu gibi nedenlerden dolayı 2050 yılına kadar enerji talebinin şu an ki durumunun iki katı olacağı düşünülmektedir [5].

Enerji tüketimi ve CO₂ emisyonu arasındaki ilişki birçok araştırmacının dikkatini çekmiştir [7]-[14]. Yavuz ve Aşık [15] bir mühendislik uygulaması üzerinde kantil regresyon (KR) modelini elde etmişlerdir. Çınar [16], simülasyon yoluyla uç değer içeren bağımlı ve bağımsız değişkenler kullanarak KR modelini incelemiştir. Literatürde çeşitli sorunları yorumlamak ve bu sorunları etkileyen faktörleri belirleyebilmek için sosyal dışlanmışlık [17], sağlık [18]- [21] ve ekonomi [22], [23] alanlarında da KR modelinin kullanıldığı bilinmektedir.

KR analizinin, küresel iklim değişiklikleri, ekonomi, biyoloji, tıp, mühendislik, biyomedikal ve diğer sağlıkla ilgili araştırmalarda, genetik, halk sağlığı, biyoinformatik, ücret eşitsizlikleri, gelir düzeyinin belirlenmesi ve yaşam analizi gibi farklı alanlarda kullanıldığı bilinmektedir. Bu nedenle son zamanlarda artan bir ilgi görmekte ve birçok alanda kullanılmaya devam etmektedir.

Dünya nüfusundaki artışa paralel olarak enerji tüketimi de hızla artmaktadır. Artan enerji tüketiminin ise çevresel faktörlerle olan ilişkisi, CO₂ salınımı yoluyla her geçen gün daha fazla dikkat çekmektedir. Bu çalışmada doğrusal regresyon analizi için hem bağımlı değişken hem de hata terimine ilişkin varsayımların sağlanmadığı durumlarda kullanılan sağlam regresyon yöntemlerinden biri olan kantil regresyon analizi ile CO₂ emisyonu ve birincil enerji tüketimi arasındaki ilişkinin incelenmesi ve modellenmesi amaçlanmıştır. Bu varsayımlar en genel hali ile normallik, çoklu bağlantı, homojen varyans ve otokorelasyon olarak bilinir ve bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki matematiksel modelin biçiminin belirlenmesinde, değişkenler arasındaki karmaşık yapının tanımlanmasında oldukça

önemlidir. Çalışmanın bir diğer amacı, model parametrelerinin doğru tahmini için, ilgili varsayımların incelenmesi ve uygun modelin belirlenmesidir.

II. İSTATİSTİKSEL YÖNTEMLER

A. AYKIRI (UÇ) DEĞER

Bir aykırı değer, verinin geriye kalanından belirgin bir şekilde uzak ya da farklı olan ya da verilerin çoğunluğu ile oldukça tutarsız olan bir gözlem olarak tanımlanabilir. Bu değerler kayıt hatası, ölçüm hatası, üretim hatası, insan hatası gibi nedenlerden dolayı ortaya çıktığı gibi mevcut veri setinin gerçek ölçüm değeri de olabilir. Aykırı gözlemler model kurma hatasına, yanlış parametre tahminlerine veya yanlış analiz sonuçlarına sebep olabilirler. Bu nedenle aykırı değerlerin veri içerisinde tespit edilmesi ve etkilerinin giderilmesi doğru hesap yapma ve model kurma açısından oldukça önemlidir.

Aykırı değer ölçüm değerlerinden bazıları etkili nokta (leverage value), standartlaştırılmış artıklar (standardized residuals), studentlaştırılmış artıklar (studentized residuals), cook's D değeri, uyumlar arası uzaklık (DFFIT), uyumlar arası fark (DFBETA) olarak sıralanabilir [24].

B. BASİT DOĞRUSAL REGRESYON MODELİ

Bir lineer regresyon modeli (LM) aşağıdaki gibi verilir:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i, \quad i=1,2, \dots, n \quad (1)$$

Bu modelde Y, bağımlı; X, bağımsız değişken, β_0 ve β_1 , modelin bilinmeyen parametreleri ve ε ise hata terimidir. Doğrusal regresyon modeline ilişkin varsayımlar aşağıdaki gibi sıralanabilir [25]:

- Hata terimleri ortalaması sıfır, varyansı σ^2 olan bir rasgele değişken olup normal dağılıma sahiptir.
- Hata terimleri birbirleriyle ilişkili olmamalıdır.
- Hata terimlerinin varyansları aynıdır.

C. KANTİL REGRESYON

Regresyon analizine ilişkin varsayımların sağlandığı durumlarda hata kareler toplamının minimize edilmesi amaçlanır. Hata kareler toplamının minimize edilmesi ise En Küçük Kareler yöntemi (EKK) kullanılarak elde edilir. Bu yöntem uç değerlere karşı oldukça hassastır. Lineer regresyon analizine ilişkin varsayımların sağlanmadığı durumlarda sağlam regresyon yöntemlerinden biri olan KR analizi kullanılabilir. KR, ortalama yerine medyan ve kantilleri (yüzdeler) kullanır. KR, yalnız hataların kareleri değil, başka değerlerin de minimizasyonuna olanak sağlar. Bu şekilde verileri daha kapsamlı bir şekilde analiz edebilme imkânı sunar [26], [27]. Hataların özdeş ve aynı dağılıma sahip olduğu varsayımı altında basit doğrusal KR modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$F^{-1}(\tau / X) = \alpha + \beta X + F_{\varepsilon}^{-1}(\tau) \quad (2)$$

Burada $F^{-1}(\tau / X)$ değeri F (Y/X) dağılımının tersinden elde edilmiş bağımlı değişkenin koşullu τ . kantilini ve $F^{-1}(\tau)$, τ . kantilin hata değerini ifade etmektedir. Kantiller kullanılacaksa hataların beklenen değerinin sifira eşit olmayacağı bilinmelidir [28]. KR koşullu kantil fonksiyonlarını tahmin

eder. Yani bağımsız değişkenler kümesinin bir fonksiyonu olarak bağımlı değişkenin belirli bir kantil değerindeki modellerini tahmin eder.

Y_i , simetrik F dağılım fonksiyonuna sahip bağımsız ve özdeş dağılımlı, β medyanlı tesadüfi bir değişken olmak üzere,

$$Y = \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

olarak ifade edilsin. Bu modelde τ . örnek kantili,

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: y_i \geq \beta} \tau |y_i - \beta| + \sum_{i: y_i < \beta} (1 - \tau) |y_i - \beta| \right\} \quad (4)$$

ifadesinin minimizasyonu ile elde edilir [29]. Bu durumda elde edilen model Eş. 5'deki gibi doğrusal regresyon modeli olarak ifade edilirse,

$$Y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

τ . kantil regresyon Eş. 6'daki gibi tahmin edilir ve Eş. 7'nin minimizasyonu ile elde edilir [30].

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \tau |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta| \right\} \quad (6)$$

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i' \beta) \right\} \quad (7)$$

Kantil regresyon katsayıları, açıklayıcı değişkendeki bir birimlik değişimin bağımlı değişkenin belirli bir kantilinde nasıl bir değişime neden olacağını ifade etmektedir [31].

Bağımsız değişken X 'in değişen değerlerine göre kantil regresyon ile parametre tahminlerini elde etmek, aykırı değerlerin varlığı durumunda gerçeğe daha yakın sonuçlar vermektedir. KR analizinin bazı özellikleri aşağıdaki gibidir [32]:

- EKK yöntemi, y 'nin koşullu dağılımının ortalaması hakkında bilgi verirken; KR, y 'nin x ' e göre koşullu dağılımının tümü hakkında bilgi vermektedir.
- Homojen varyans varsayımının sağlanmadığı ve aykırı değerlerin olduğu veri setlerinde bile modelleme yapabilme imkânı sunmaktadır.
- Hataların normal dağılmadığı durumlarda KR tahminleri daha güvenilirdir.
- Kantil regresyonda ortalama yerine kantillerin kullanılması dağılımın herhangi bir noktasının analiz edilebilmesi ve daha güvenilir parametre tahminleri verebilmesi bakımından avantaj sağlar.
- EKK yönteminde, aykırı değerlerin mevcut olduğu durumlarda bu değerler ya veri setinden çıkarılır ya da uygun dönüşümler yapılır. KR analizinde ise uç değerler de dikkate alınarak daha kapsamlı bir sonuç elde edilebilmektedir.
- EKK yöntemi, veri seti parametrik bir dağılımdan geliyorsa kullanılabilir. KR uygulanabilmesi için belirli bir parametrik dağılımın varlığına ihtiyaç yoktur. Normallik varsayımının ihlal edildiği durumlarda veya uzun kuyrukların var olduğu durumlarda da EKK yönteminden daha kapsamlı istatistiksel modelleme imkânı sağlar. Bu nedenle KR, daha çok tercih edilen bir regresyon yöntemidir.

D. MODEL KARŞILAŞTIRMA KRİTERİ

İstatistiksel olarak anlamlı bir regresyon modeli elde edildikten sonra gerçek değerler ile tahmin edilen değerler arasındaki uzaklığın incelenmesi de oldukça önemlidir. Bu kriterler ile elde edilen modellerin karşılaştırılması yapılabilir. Literatürde model karşılaştırma kriterlerinden bazıları hata kareler ortalamasının karekökü (RMSE: Root Mean Squared Error) ve ortalama mutlak hata (MAE: Mean Absolute Error) olarak bilinir [33], [34].

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (p_i - o_i)^2}{n}} \quad (8)$$

Burada

p_i : veri setinde i . gözlem için tahmini (predicted) değer

o_i : i . gözlenen (observed) değer

n : örnek hacmi

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i| \quad (9)$$

Burada gözlenen ve tahmin değeri arasındaki fark, hata olarak bilinir.

III. UYGULAMA

Bu çalışmada doğrusal regresyon ve kantil regresyon analizine ilişkin tahmin değerlerini karşılaştırmak amacıyla gerçek bir veri seti kullanılmıştır. Veri seti <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html> adresinden elde edilmiştir [35]. Bağımlı değişken Türkiyede 2000-2020 yılları arasındaki karbondioksit emisyonu (CO₂, milyon ton) ve bağımsız değişken ise birincil enerji tüketimi (PEC, exajoule) değerleri olarak belirlenmiştir. Verilerin analizinde SPSS ve R programları kullanılmıştır. Analizlerde R yazılımında “lmtest”, “quantreg”, “ggplot2” ve “stargazer” paketlerinden faydalanılmıştır. I. tip hata düzeyi (α) 0.05 olarak alınmıştır.

Uygulama iki farklı durumda değerlendirilmiştir. İlk durumda, parametrik test varsayımları test edilerek lineer regresyon ve kantil regresyon modellerine ilişkin parametre tahminleri elde edilmiştir. İkinci durumda ise bu regresyon modelleri üzerinde aykırı gözlemlerin etkisini inceleyebilmek için çalışmada kullanılan veri setine aykırı gözlemler eklenerek yeniden parametre tahminleri elde edilmiştir. Aykırı gözlemlerin eklenme amacı, kantil regresyon modelinin bu gözlemlerden etkilenmediğini göstermektir. Bilindiği gibi standart normal dağılımda gözlemlerin yaklaşık %99.7'si ortalamanın -3*standart sapma ile +3*standart sapma aralığında değişmektedir. Bu sınırların dışındaki gözlemlerin aykırı değer olarak incelenmesi uygun olacaktır. Bu bilgi ile, her bir değişkenin ortalamasının 5 standart sapma uzaklığında ve örnek hacminin %10 kadar değer, aykırı gözlem olarak belirlenmiştir. Eklenen bu gözlemlerin gerçekten aykırı değer olup olmadığı istatistiksel olarak test edilmiştir.

A. HATALARIN NORMAL DAĞILIMA SAHİP OLDUĞU DURUM

Değişkenlere ait bazı tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler

	İstatistik	Değer
CO ₂	1. kantil (Q25)	224.8

	Ortalama	289.6238
	Medyan (Q50)	276.3
	3.kartil (Q75)	340.7
	Standart sapma	68.1227
	Minimum	186.1
	Maksimum	397.2
	Çeyreklikler arası açıklık	129.3
	Çarpıklık	0.084
	Basıklık	-1.220
PEC	1. kartil (Q25)	3.56
	Ortalama	4.659
	Medyan (Q50)	4.5
	3.kartil (Q75)	5.720
	Standart sapma	1.2124
	Minimum	2.81
	Maksimum	6.51
	Çeyreklikler arası açıklık	2.3450
	Çarpıklık	0.109
	Basıklık	-1.288

2000-2020 yılları arasındaki ortalama CO₂ emisyonunun yaklaşık olarak 289.62±68.12 milyon ton, ortalama birincil enerji tüketiminin 4.66±1.21 exajoule olduğu belirlenmiştir. Bu yıllar aralığında minimum CO₂ emisyonu 186.1 milyon ton iken maksimum CO₂ emisyonu 397.2 milyon tondur. Ayrıca birincil enerji tüketimi minimum 2.81 exajoule ve maksimum 6.51 exajoule olarak elde edilmiştir (Tablo 1).

CO₂ emisyonu ve PEC arasındaki ilişki katsayısının belirlenmesi ve istatistiksel olarak test edilebilmesi için korelasyon analizi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Korelasyon analizi sonuçları

		CO ₂	PEC
Pearson korelasyon	CO ₂	1.000	0.994
	PEC	0.994	1.000
<i>p</i> -değeri	CO ₂	.	0.000
	PEC	0.000	.

Tablo 2 incelendiğinde PEC ile CO₂ emisyonu arasında %99.4 anlamlı ve pozitif bir korelasyon olduğu belirlenmiştir.

Değişkenlerin ve hataların dağılımının normal dağılıma uygunluğu hem Kolmogorov-Smirnov hem de Shapiro-Wilk testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 3’deki gibi elde edilmiştir.

Tablo 3. Modelde kullanılan değişkenler ve hataların Normallik analizi sonuçları

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	istatistik	sd*	<i>p</i> -değeri	istatistik	sd*	<i>p</i> -değeri
CO ₂	0.115	21	0.200	0.943	21	0.246
PEC	0.106	21	0.200	0.935	21	0.176
Hata	0.136	21	0.200	0.932	21	0.149

*: sd: serbestlik derecesi

Tablo 3’de CO₂ emisyonu, PEC ve hata teriminin normal dağılıma uyumlu olduğu belirlenmiştir (p -değeri>0.05).

Regresyon analizinde değişen varyans sorununun incelenmesinde Breusch-Pagan (BP) testi kullanılmıştır. Bu test için yokluk hipotezi “H₀: değişen varyans yoktur (homojen varyans)” olup sonuçlar Tablo 4’de elde edildiği gibidir.

Tablo 4. Breusch-Pagan (BP) test sonuçları

BP test istatistiği	sd*	p-değeri
6.6744	1	0.009781

*: sd: serbestlik derecesi

Tablo 4 incelendiğinde test istatistiği değerinin 6.6744 ve bu test istatistiğine karşılık gelen p -değerinin 0.009781 olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç, regresyon modelinde değişen varyanslılığın mevcut olduğunu söylemek için yeterli bir sonuçtur (p -değeri<0.05).

Lineer regresyon analizi ve model anlamlılığı için kullanılan F-testine ilişkin sonuçlar Tablo 5’deki gibidir.

Tablo 5. Lineer regresyon modeli

Katsayı	Tahmin	Standart sapma	t test istatistiği	p-değeri
(Intercept)	29.534	6.959	4.244	0.000439
PEC	55.830	1.448	38.560	< 2e-16
Artıkların standart hatası: 7.851				
R ² : 0.9874			Düzeltilmiş R ² : 0.9867	
F test istatistiği: 1487			p-değeri: < 2.2e-16	

Tablo 5’de sabit terim ve PEC’e ilişkin katsayıların anlamlı (p -değeri<0.05), R² açıklayıcılık katsayısının % 98.74 ile oldukça yüksek ve regresyon modelinin %95 güven düzeyinde anlamlı olduğu (F=1487, p -değeri<2.2e-16) belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre CO₂ emisyonundaki değişimin %98.74’nün PEC ile açıklandığı sonucuna varılır. Böylece regresyon denklemi ise aşağıdaki gibi elde edilir:

$$CO_2 = 29.534 + 55.830PEC \quad (10)$$

Büyük R² ya da F istatistiğinin anlamlı olması modelin yeterliği ve çıkarsama amacıyla kullanılabilmesi anlamına gelmez. Lineer regresyon analizinde, değişen varyans durumunda tahmin ediciler yansızlık (unbiased) ve tutarlılık (consistent) özelliğini korumakta, fakat minimum varyanslı veya etkinlik (efficient) olarak bilinen özelliğini kaybetmektedir. Böylece varyanslar büyür ve hatalar artacaktır. Bu durum güvenilir olmayan analiz sonuçlarına neden olur. Değişen varyans problemi nedeni ile bu regresyon analizine ilişkin sonuçların güvenilir olmayacağı ve çıkarsama amaçlı kullanılmayacağı söylenebilir. Bu sebeple, değişen varyans probleminden etkilenmeyen ve sağlam regresyon modellerinden biri olan kantil regresyon analizi sonuçları incelenmiş ve Tablo 6’daki gibi elde edilmiştir.

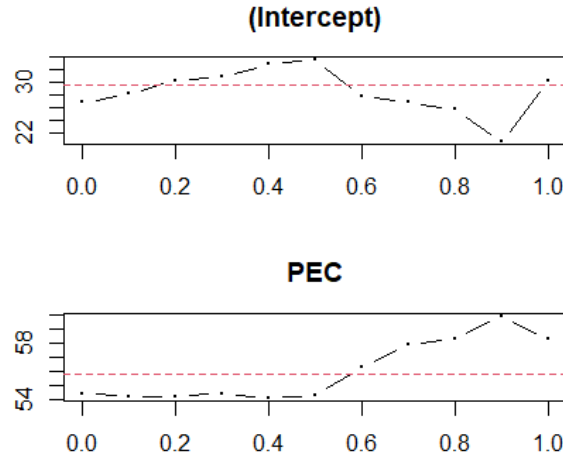
Tablo 6. Kantil regresyon analizi sonuçları

Katsayı	τ	Tahmin	Standart hata	Test istatistiği	p-değeri
(Intercept)	0.10	28.19016	5.02884	5.60570	0.00002
PEC	0.10	54.26230	0.95912	56.57511	0.00000
(Intercept)	0.25	33.77963	4.40944	7.66075	0.00000

PEC		53.65741	0.87834	61.08981	0.00000
(Intercept)	0.50	33.52193	9.05265	3.70299	0.00151
PEC		54.29825	2.18820	24.81406	0.00000
(Intercept)	0.75	25.29299	10.34619	2.44467	0.02442
PEC		58.38415	2.53672	23.01565	0.00000
(Intercept)	0.95	30.20297	15.80065	1.91150	0.07114
PEC		58.31683	3.36913	17.30919	0.00000

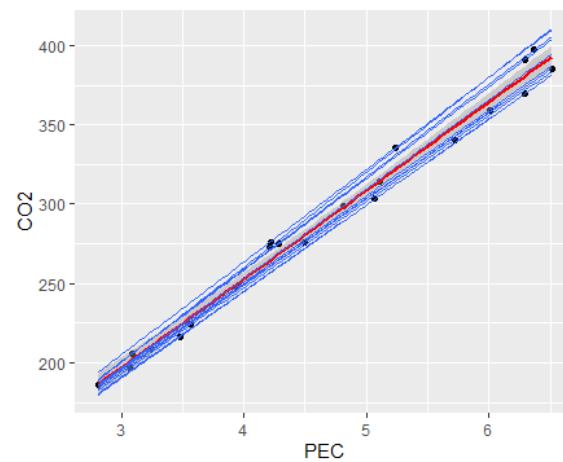
Tablo 6’da CO₂ emisyonunun $\tau = 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.95$ kantil değerleri için parametre tahminleri elde edilmiştir. PEC’deki bir birimlik artışın CO₂ emisyonunun farklı kantilleri üzerinde ne kadar artışa sebep olduğu açıkça görülmektedir. Bu değerler incelendiğinde CO₂ emisyonunun $\tau = 0.95$ kantil değeri için sabit terimin anlamlı olmadığı ($p > 0.05$) ve diğer tüm durumlarda hem sabit hem de PEC değişkenine ilişkin tahminlerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ($p < 0.05$) belirlenmiştir.

Kantil değerlerine göre sabit ve PEC katsayılarını gösteren kantil regresyon grafiği Şekil 1’deki gibidir. Bu grafik, τ kantil değerlerine karşılık parametre tahmin değerlerini verir.



Şekil 1. Kantil değerlerine göre katsayı grafiği

Şekil 2’de lineer regresyon ve [0,1] aralığında 0.1 artışla elde edilen kantil değerleri için kantil regresyon doğruları elde edilmiştir.



Şekil 2. Lineer ve kantil regresyon doğruları

Çalışmada elde edilen regresyon modellerinin karşılaştırılmasında RMSE ve MAE kriterleri kullanılmıştır. Ayrıca her bir regresyon modeline dayalı tahminlerin ortalamaları ve standart sapmaları da incelenmiştir.

Tablo 7. Regresyon modellerine ilişkin tahmini ortalama ve standart sapma değerleri ile bazı model seçim kriterleri

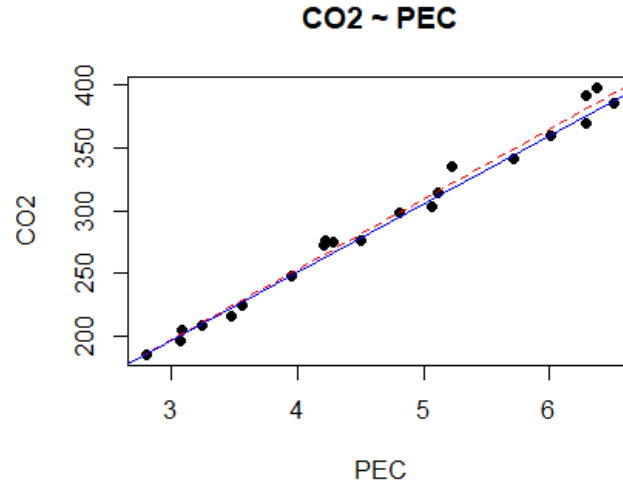
	RMSE	MAE	Tahmini değerlerin ortalaması	Tahmini değerlerin standart sapması
LM	7.4676	6.3293	289.6238	67.6915
$\tau = 0.10$	11.5762	8.7081	280.9749	65.7902
$\tau = 0.25$	9.8447	6.8318	283.7465	65.0568
$\tau = 0.50$	8.3049	6.0842	286.4742	65.8338
$\tau = 0.75$	11.1134	8.7050	297.2797	70.7878
$\tau = 0.95$	14.6471	12.2522	301.8761	70.7061

Tablo 7’de RMSE ve MAE değerleri karşılaştırıldığında $\tau = 0.50$ için kantil regresyona dayalı modelin en uygun model olduğu söylenir. Bu model ile elde edilen bağımlı değişkenin ortalama tahmin (fitted) değeri 286.4742 ve standart sapması ise 65.8338 olarak elde edilmiştir.

Bu durumda elde edilen regresyon modeli aşağıdaki gibidir (Tablo 6):

$$CO_2 = 33.5219 + 54.2982PEC \quad (11)$$

Bu modele göre; birincil enerji tüketimindeki bir exajoule’luk artış CO_2 emisyonunun $\tau = 0.50$. kantil değeri için yaklaşık olarak 54.3 milyon ton artışa sebep olacaktır. Şekil 3’de serpm diyagramı üzerinde lineer regresyon (LM) ve $\tau = 0.50$ için kantil regresyon doğruları elde edilmiştir.



Şekil 3. Lineer ve $\tau = 0.50$ için kantil regresyon doğruları

B. AYKIRI DEĞERLERİN MEVCUT OLDUĞU DURUM

Uygulamanın bu bölümünde amaç, aykırı değerlerin varlığında parametre tahminlerini incelemek, kantil regresyon modelinin performansını değerlendirmek ve birincil enerji tüketimi ile CO_2 emisyonunda

beklenenden daha yüksek bir artış olduğunda bu iki değişken arasındaki ilişkinin nasıl modellenebileceğini göstermektedir. Çınar [16] çalışmasında uç değerler içeren bağımlı ve bağımsız değişkenler kullanarak bir simülasyon çalışması ile kantil regresyon modelini elde etmeyi amaçlamıştır.

Özellikle aykırı gözlem varlığında gerçek veri setlerinin incelendiği çalışmalarda, bu gözlemlerin verinin kalan kısmı ile özdeş dağılmasının beklenemeyeceği bilinir [24]. Bu gözlemlerin veriden silinmesi modelin veriye uyumunu artırabilir fakat tahminlere ilişkin sonuçları etkileyecektir. Bu sebeple veriyi silmek yerine uygun yöntemin kullanılması gereklidir. Kantil regresyon yöntemi aykırı değerlere karşı esnek ve bu yöntemin aykırı değerlerden etkilenen varsayımları bulunmamaktadır. Bu yöntem, değişen varyans durumu ile karşılaşıldığı durumlarda EKK yöntemine bir alternatiftir.

Çalışmada 2000-2020 yılları arasındaki CO₂ emisyonu ve PEC değişkenlerinin her ikisi için ortalamalarının 5*standart sapma uzaklığındaki değerler (veri setinin % 10'u kadar) aykırı gözlem olarak eklenmiştir. Bu değerler aşağıdaki gibidir:

$$\text{CO}_2 \text{ emisyonu: } (289.62 + 5 * 68.12 = 630.2373)$$

$$\text{PEC: } (4.66 + 5 * 1.21 = 10.7210)$$

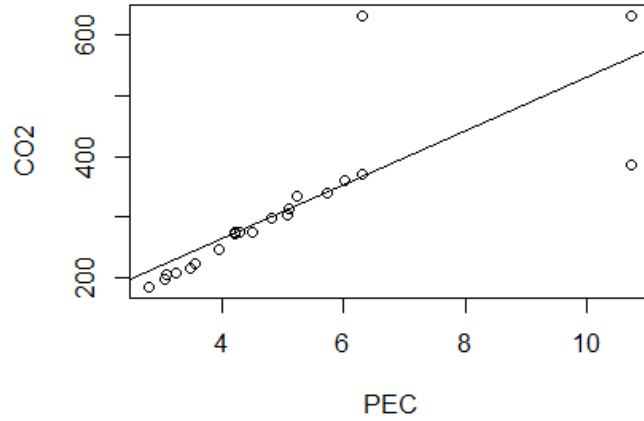
Veri setine aykırı değerlerin eklenmesi sonucunda her bir değişken için tanımlayıcı istatistikler Tablo 8'deki gibi elde edilmiştir.

Tablo 8. Aykırı gözlemlerin varlığında değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler

İstatistik	CO₂	PEC
Minimum	186.1	2.810
Q25	224.8	3.560
Medyan (Q50)	276.3	4.500
Ortalama	312.1178	5.0662
Q75	340.7	5.720
Maksimum	630.2373	10.721
Standart sapma	120.9120	2.1570

Ortalama CO₂ emisyonu 312.1178±120.9120 milyon ton ve ortalama birincil enerji tüketiminin 5.0662±2.1570 exajoule olarak elde edilmiştir (Tablo 8). Ayrıca Tablo 8'de aykırı değerler sebebi ile standart sapmalardaki artışları açıkça görebiliyoruz.

Şekil 4'de serpm diyagramı üzerinde lineer regresyon doğrusu verilmiştir.



Şekil 4. Aykırı değer varlığında lineer regresyon doğrusu

Aykırı değerlerin varlığını istatistiksel olarak incelemek için bazı ölçümlere dayalı elde edilen sonuçlar Tablo 9’da verilmiştir.

Tablo 9. Aykırı değerlere ilişkin bazı ölçümler

Gözlem no	Standartlaştırılmış artıklar	Studentiştirilmiş artıklar	Mahalanobis	Cook's uzaklığı	Leverage değeri	DFFIT	DFBETA Intercept	DFBET A PEC
1	-0.2480	-0.2599	0.3596	0.0033	0.0419	-1.8538	-3.2118	0.4394
2	-0.3426	-0.3616	0.2956	0.0074	0.0547	-2.9672	-4.9429	0.7030
3	-0.3521	-0.3692	0.3547	0.0067	0.0428	-2.6602	-4.5972	0.6309
4	-0.2992	-0.3124	0.3998	0.0044	0.0354	-2.0591	-3.6315	0.4838
5	-0.3346	-0.3478	0.4621	0.0048	0.0270	-2.0511	-3.6808	0.4683
6	-0.2707	-0.2810	0.4850	0.0030	0.0243	-1.5957	-2.8728	0.3587
7	-0.1928	-0.1990	0.6048	0.0012	0.0133	-0.9518	-1.6911	0.1871
8	-0.0180	-0.0185	0.6914	0.0000	0.0078	-0.0806	-0.1368	0.0133
9	0.0221	0.0228	0.6948	0.0000	0.0077	0.0986	0.1671	-0.0162
10	-0.0259	-0.0267	0.7155	0.0000	0.0066	-0.1132	-0.1887	0.0176
11	-0.1411	-0.1449	0.7929	0.0005	0.0034	-0.5770	-0.8864	0.0687
12	-0.0258	-0.0264	0.9054	0.0000	0.0007	-0.0995	-0.1268	0.0056
13	0.0045	0.0046	0.9838	0.0000	0.0000	0.0172	0.0163	0.0001
14	-0.1182	-0.1211	0.9986	0.0003	0.0000	-0.4491	-0.4472	-0.0003
15	0.2083	0.2135	0.9395	0.0011	0.0002	0.7963	0.6434	0.0292
16	-0.0050	-0.0052	0.7618	0.0000	0.0045	-0.0213	-0.0049	-0.0028
17	0.0679	0.0699	0.6618	0.0001	0.0095	0.3131	-0.0205	0.0555
18	0.8889	1.1393	0.0088	0.4171	0.3436	43.3994	-28.868	6.7407
19	3.4738	3.5900	0.5705	0.4385	0.0160	17.9567	-5.3556	3.7062
20	-2.3327	-2.9897	0.0088	2.8721	0.3436	-113.88	75.7498	-17.687
21	0.0415	0.0429	0.5705	0.0000	0.0160	0.2145	-0.0640	0.0442

Tablo 9’da, -2 ve +2 aralığının dışında olan standartlaştırılmış ve studentleştirilmiş artıklar; 0.05’den küçük Mahalanobis olasılık değerleri; 4/n’den büyük Cook değerleri; $(2k+2)/n=0.1904$ ’den büyük Leverage değerleri; $2\sqrt{(k+1)/n}=0.6172$ ‘den büyük DFFIT değerleri ve $2/\sqrt{n}=0.4364$ ‘den büyük

DFBETA değerleri aykırı gözlem olarak belirlenmiştir [15], [24]. Burada n=21 örnek hacmi ve k=1 bağımsız değişken sayısıdır.

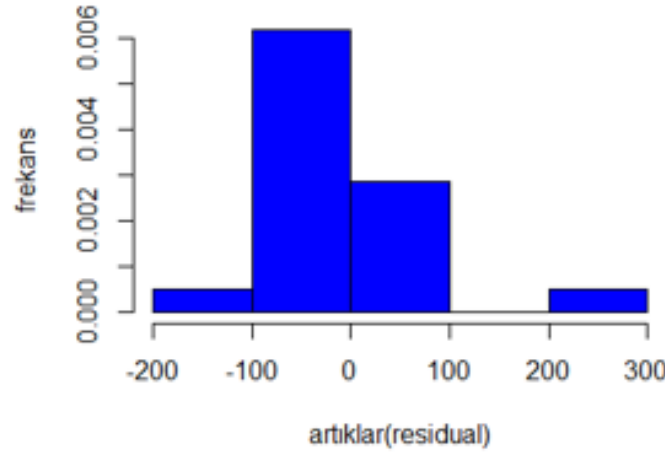
Tablo 10’da CO₂ emisyonu, PEC ve hata terimine ilişkin Normallik analizi sonuçları ve Şekil 5’de ise hatalara (residual) ilişkin histogram verilmiştir.

Tablo 10. Aykırı (uç) değer varlığında normallik analizi sonuçları

	Kolmogorov-Smirnov		Shapiro-Wilk			
	istatistik	sd*	istatistik	sd*	istatistik	sd*
CO ₂	0.177	21	0.086	0.791	21	0.000
PEC	0.190	21	0.046	0.795	21	0.001
Hata	0.329	21	0.000	0.638	21	0.000

*: sd: serbestlik derecesi

Tablo 10’da aykırı değer varlığında değişkenlerin ve hata teriminin normal dağılım ile uygunluğu her iki test ile incelenmiş ve Shapiro-Wilk testi sonuçlarına göre normal dağılıma sahip olmadıkları belirlenmiştir (p -değeri<0.05). Elde edilecek lineer regresyon modelinin tahmin amacıyla kullanılabilmesi için hataların normal dağılması ve aykırı değer içermemesi gerekmektedir. Doğrusal regresyon varsayımlarından hataların Normal dağılması varsayımı sağlanmadığında EKK tahminlerine göre Kantil tahminleri çok daha sağlam sonuçlar vermektedir.



Şekil 5. Aykırı değerler varlığında artıklara ilişkin histogram

Tablo 11. Aykırı değer varlığında lineer regresyon analizi

Katsayı	Tahmin	Standart hata	t-değeri	p-değeri
(Intercept)	87.607	43.203	2.028	0.0568
PEC	44.315	7.875	5.627	2e-05
Artıkların standart hatası: 75.97				
R ² : 0.625.			Düzeltilmiş R ² : 0.6053	
F test istatistiği: 31.67			p-değeri: 1.997e-05	

Tablo 11’de lineer regresyon modeline ilişkin parametre tahminleri incelendiğinde sabit katsayısının anlamlı olmadığı (p -değeri>0.05) elde edilmiştir. Ayrıca veri setinde aykırı değerlerin sözkonusu olduğu

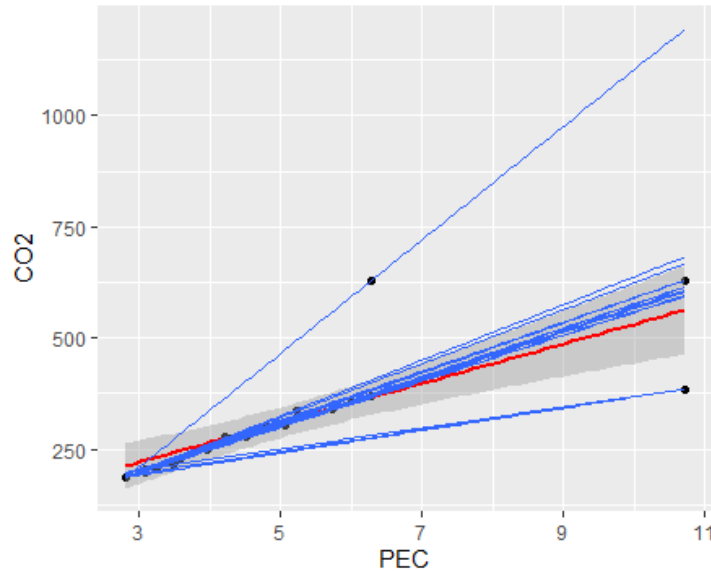
durumda PEC değişkeninin CO₂ emisyonunu %62.5 açıkladığı belirlenmiştir. Aykırı değerlerin mevcut olmadığı uygulamanın ilk adımında bu değer %98.74 olarak elde edilmiştir (Tablo 5). Ayrıca artıklara ilişkin standart hata değeri Tablo 5’de elde edilen standart hata değeri (7.851) ile karşılaştırıldığında oldukça büyük bir artış olduğu gözlemlenebilir (Tablo 11).

Farklı kantil değerleri için elde edilen kantil regresyon analizi sonuçları Tablo 12’deki gibidir.

Tablo 12. Aykırı değer varlığında kantil regresyon analizi sonuçları

τ	Katsayı	Tahmin	Standart hata	t-değeri	p-değeri
0.10	(Intercept)	121.22336	44.38887	2.73094	0.01327
	PEC	24.65037	9.64713	2.55520	0.01934
0.25	(Intercept)	40.32857	38.41318	1.04986	0.30695
	PEC	51.86813	10.69509	4.84972	0.00011
0.50	(Intercept)	33.52193	27.96656	1.19864	0.24540
	PEC	54.29825	8.73492	6.21622	0.00001
0.75	(Intercept)	33.79327	97.60996	0.34621	0.73299
	PEC	55.63325	27.17679	2.04709	0.05473
0.95	(Intercept)	-172.52811	268.31329	-0.64301	0.52790
	PEC	127.62566	75.45159	1.69149	0.10708

Tablo 12’de bağımlı değişkenin her bir kantil değeri için elde edilen regresyon modellerine ilişkin parametre tahminleri karşılaştırıldığında; $\tau = 0.75$ ve $\tau = 0.95$ için sabit terim ve PEC değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır (p -değeri >0.05). Bağımlı değişkenin $\tau = 0.25$ ve $\tau = 0.50$ kantil değerleri için ise sabit terim katsayısının anlamlı olmadığı (p -değeri >0.05), PEC değişkenine ilişkin katsayının anlamlı olduğu (p -değeri <0.05) elde edilmiştir. Bağımlı değişkenin $\tau = 0.10$ kantil değeri için ise modeldeki her iki katsayının anlamlı olduğu belirlenmiştir (p -değeri <0.05).



Şekil 6. Aykırı değer varlığında lineer ve kantil regresyon doğruları

Şekil 6’da görüldüğü gibi doğrusal regresyon doğrusu aykırı gözlemden etkilenirken kantil regresyon doğruları aykırı gözlemden etkilenmemektedir.

Tablo 13. Aykırı değer varlığında tahmini değerlerin ortalaması ve bazı model karşılaştırma kriterleri

τ	RMSE	MAE	Tahmini değerlerin ortalaması	Tahmini değerlerin standart sapması
0.10	106.2633	66.4268	246.1092	53.1726
0.25	74.5332	29.7894	303.1073	111.8832
0.50	75.3336	28.2163	315.6472	120.0049
0.75	76.1665	29.5176	297.2797	70.7878
0.95	249.4061	161.9421	474.0600	275.2976

Tablo 13’de sonuçlar incelendiğinde, birbirine en yakın sonuçlar veren üç modelin bağımlı değişkenin 0.25, 0.50 ve 0.75 kantil değerine dayalı elde edilen regresyon modelleri olduğu belirlenmiştir. Aykırı değer varlığında $\tau = 0.75$ için elde edilen parametre tahminleri anlamlı bulunamadığından (Tablo 12), $\tau = 0.25$ ve $\tau = 0.50$ için elde edilen kantil regresyon modellerinin en uygun modeller olarak seçilmesi uygun olacaktır.

IV. SONUÇ

İki değişken arasındaki ilişkinin matematiksel bir modelle ortaya çıkarılmasında ilk akla gelen analiz regresyon analizidir. Bu yöntem için gerekli varsayımlar sağlanmadığında modelin ve model parametrelerinin güvenilirliği bir tartışma konusu olacaktır. Böyle durumlarda uygun yöntemin kullanılması önerilir. Klasik regresyon analizinin varsayımlarının sağlanmadığı durumlarda kullanılacak sağlam regresyon yöntemlerinden biri kantil regresyon analizidir. Bu çalışmada CO₂ emisyonu ve birincil enerji tüketimi arasındaki ilişkinin modellenmesinde kantil regresyon analizi kullanılmış ve sonuçlar EKK yöntemine dayalı olarak elde edilen doğrusal regresyon analizi ile karşılaştırılmıştır. Çalışmanın bir diğer amacı veri setinde aykırı değerlerin olması halinde kantil regresyona dayalı parametre tahminlerini incelemektir. Aykırı değerlerin varlığında bu değerlerin veri setinden çıkarılması hem örnek hacmini küçültecek hem de bilgi kaybına neden olacaktır. Bu sebeple bu değerleri çıkarmak yerine kantil regresyon ile uygun modeller incelenmiştir.

Çalışmada PEC ile CO₂ emisyonu arasında pozitif yönde güçlü bir korelasyon olduğu ($r = 0.994$) ayrıca modelin CO₂ emisyonunu açıklama oranının ise % 98.74 olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç; Türkiye’de CO₂ emisyonu ile enerji tüketimi arasındaki ilişkinin incelendiği bazı çalışmalar ile benzerlik göstermektedir [4], [11], [36]-[39]. Yapılan bir diğer çalışmada da İngiltere ve ABD’de de enerji tüketimi ve CO₂ emisyonları arasında pozitif bir ilişki olduğu belirlenmiştir [40].

Klasik regresyon analizi sonuçlarına göre, enerji tüketimindeki bir birimlik artışın CO₂ emisyonu üzerinde 55.830 milyon tonluk bir artışa sebep olacağı elde edilmiştir. Ancak parametrik test varsayımları sağlanmadığı için bu modelin çıkarsama amaçlı kullanılması uygun değildir. Kantil regresyon sonuçları değerlendirildiğinde; bağımlı değişkenin $\tau = 0.50$. kantil değerine göre elde edilen model RMSE ve MAE kriterlerine göre en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu modele göre; enerji tüketimindeki bir birimlik artış CO₂ emisyonunu yaklaşık 54.3 milyon ton artıracaktır.

Öte yandan uygulamada aykırı değerlerin etkisinin incelendiği durumda $\tau = 0.25$. ve $\tau = 0.50$. kantil değerlerine bağlı modeller birbirine yakın RMSEA ve MAE değerleri vererek en uygun modeller olarak elde edilmiştir.

Bu çalışmada elde edilen model ile, Türkiye’de önümüzdeki yıllar için birincil enerji tüketimi değerinin bilinmesi halinde CO₂ emisyonu miktarı tahmin edilebilir. Bu bakımdan bu çalışmanın çevre kirliliği ve özellikle küresel ısınma literatürüne hem teorik hem de uygulama açısından katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca, aykırı gözlem içeren çalışmalarda değişkenler arasındaki ilişkinin modellenmesinde araştırmacılar için yol gösterici bir çalışma olacaktır.

V. KAYNAKLAR

- [1] M. Türkeş, “İklim değişikliğiyle savaşım, kyoto protokolü ve Türkiye,” *Mülkiye Dergisi*, c. 32, s. 259, ss. 101–131, 2008.
- [2] V. Yılmaz ve P. A. G. Güleç, “Üniversite öğrencilerinin küresel iklim değişikliğine yönelik görüşlerinin araştırılması: bir yapısal eşitlik model önerisi,” *İzmir İktisat Dergisi*, c. 36, s. 1, ss. 1–22, 2021.
- [3] A. Keskin, “CO₂ emisyonunu etkileyen faktörler: Avrupa birliği örneği,” *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, c. 6, s. 5, ss. 361–370, 2019.
- [4] H. Altıntaş, “Türkiye’de birincil enerji tüketimi, karbondioksit emisyonu ve ekonomik büyüme ilişkisi: eşbütünleşme ve nedensellik analizi,” *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, c. 8, s. 1, ss. 263–294, 2013.
- [5] C. Genç, “Türkiye’nin Paris iklim anlaşması dâhilindeki yükümlülükleri ve iklim değişikliğinin bu yükümlülükler üzerindeki etkisi,” Yüksek lisans tezi, Su Ürünleri Bölümü, İskenderun Teknik Üniversitesi, İskenderun, Türkiye, 2021.
- [6] Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK). (2021, 07 Şubat). Sera gazı emisyon istatistikleri 1990-2019 [Çevrimiçi]. Erişim: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Sera-Gazi-Emisyon-Istatistikleri-1990-2019-37196>.
- [7] C. C. Chang, “A multivariate causality test of carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in China,” *Applied Energy*, vol. 87, no. 11, pp. 3533–3537, 2010.
- [8] İ. Öztürk, and A. Acaravcı, “CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Turkey,” *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 14, no. 9, pp. 3220–3225, 2010.
- [9] S. S. Wang, D.Q. Zhou, P. Zhou, and Q. W. Wang, “CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in china: a panel data analysis,” *Energy Policy*, vol. 39, no. 9, pp. 4870–4875, 2011.
- [10] H. T. Pao, H. C. Fu, and C. L. Tseng, “Forecasting of CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in China using an improved grey model,” *Energy*, vol. 40, no. 1, pp. 400–409, 2012.

- [11] D. Uysal ve H. Yapraklı, “Kişi başına düşen gelir, enerji tüketimi ve karbondioksit (co2) emisyonu arasındaki ilişkinin yapısal kırılmalar altında analizi: Türkiye örneği,” *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, c. 16, s. 31, ss. 186–202, 2016.
- [12] E. Yenisu, “Enerji tüketimi, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği,” *Van Yüzyüncü Yıl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, c. 3, s. 5, ss. 9–29, 2018.
- [13] İ. Karakurt ve G. Aydın, “Kömür kaynaklı CO₂ emisyonlarının tahminine yönelik model geliştirilmesi: BRICS-T Ülkeleri örneği,” *Karadeniz Fen Bilimleri Dergisi*, c. 10, s. 1, ss. 214–229, 2020.
- [14] E. C. Kılınç ve H. Altıparmak, “Çevre vergilerinin CO₂ emisyonu üzerindeki etkisi üzerine bir uygulama,” *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi (ODÜSOBİAD)*, c. 10, s. 1, ss. 217–227, 2020.
- [15] A. A. Yavuz ve E. G. Aşık, “Kantil Regresyon,” *Uluslararası Mühendislik Araştırma ve Geliştirme Dergisi*, c. 9, s. 2, ss. 137–146, 2017.
- [16] U. K. Çınar, “En Küçük Kareler Regresyonuna Alternatif Bir Yöntem: Kantil Regresyon,” *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, c. 7, s. 18, ss. 57-71, 2019.
- [17] M. Aydemir ve N. B. Arlı, “Öğrencilerin Sosyal Dışlanılmışlık Düzeylerinin Kantil Regresyon ile Analizi,” *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, c.18, s. 2, ss. 262- 274, 2020.
- [18] E. İpek, “Türkiye’de Cepten Yapılan Sağlık Harcamalarının Belirleyicileri: Koşulsuz Kantil Regresyon,” *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, c.14, s. 2, ss. 409-420, 2019.
- [19] B. Bağcı, F. Çıtak ve M. Y. Şişman, “Koronavirüs Pandemisinin Havayolu Şirketlerinin Hisse Senetleri Üzerine Etkisi: Kantil-Kantil Regresyon Modeli Uygulaması,” *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, c. 19, s. COVID-19 özel sayı, ss. 429-446, 2020.
- [20] Y. A. Unvan ve O. DEMİREL, “Kandaki Kolesterol Miktarına Etki Eden Etkenlerin En Küçük Kareler Yöntemine Alternatif Kantil Regresyon ile İncelenmesi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi Sağlık Bilimleri Dergisi*, c. 11, s.2, ss. 199-205, 2020.
- [21] U. Ercan, “Türkiye Hanehalkı Sağlık Harcamaları Belirleyicilerinin Kantil Regresyon Yöntemiyle İncelenmesi,” *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, c. 5, s.1, ss. 141-172, 2021.
- [22] F. Çobanoğlu ve H. İ. Yılmaz, “Türkiye’de Hanehalkı Sorumlusunun Toplam Gelirine Etki Eden Belirleyicilerin Kantil Regresyon Yöntemi İle Analizi,” *Sosyal Politika Çalışmaları Dergisi*, c. 20, s. 47, ss. 313-338, 2020.
- [23] M. Altaylar ve S. Dursun, “Türkiye’de İçsel Büyüme Modeline Kademeli Bir Bakış: Kantil Regresyon Yaklaşımı,” *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, c. 6, s. IERFM özel sayısı, ss. 225-246.
- [24] Ö. İ. Güneri, B. Durmuş ve A. İncekırık, “Aykırı değer durumunda bazı sağlam regresyon yöntemlerinin karşılaştırılması,” *New Era International Journal of Interdisciplinary Social Researches*, c. 6, s. 11, ss. 33–51, 2021.
- [25] Ö. Ünver, H. Gamgam ve B. Altunkaynak, *SPSS Uygulamalı Temel İstatistik Yöntemler*, 6. baskı, Ankara, Türkiye: Seçkin Yayıncılık, 2011, böl. 12, ss. 325-326.

- [26] R. Koenker, and J. A. F. Machado, “Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression,” *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, no. 448, pp. 1296–1310, 1999.
- [27] C. L. Chen, “*An Introduction to Quantile Regression and the QUANTREG Procedure*,” *Statistics and Data Analysis*, 2005, pp. 1–24.
- [28] C. Alexander, *Practical Financial Econometrics, Market Risk Analysis*, John Wiley & Sons Ltd, England, 2008, pp. 396.
- [29] R. Koenker, and K. F. Hallock, “Quantile Regression: An Introduction,” *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, no.4, pp. 143–156, 2001.
- [30] R. Koenker, and G. Bassett, “Regression Quantiles,” *Econometrica*, vol. 46, no.1, pp. 33–50, 1978.
- [31] L. Hao, and D. Q. Naiman, *Quantile Regression, Series: Quantitative Applications In The Social Sciences*, SAGE Publications, California, 2007.
- [32] D. Alakaya, “Kantil regresyon ve doğrusal regresyon yöntemlerinin performansını etkileyen faktörlerin incelenmesi,” Yüksek lisans tezi, Biyoistatistik ve Tıbbi Bilişim Bölümü, Mersin Üniversitesi, Mersin, Türkiye, 2019.
- [33] T. Chai, and R. R. Draxler, “Root mean square error (RMSE) or mean absolute error (MAE) – Arguments against avoiding RMSE in the literature,” *Geoscientific Model Development*, vol. 7, no. 3, pp. 1247–1250, 2014.
- [34] A. S. Sayegh, S. Munir, and T. M. Habeebullah, “Comparing the performance of statistical models for predicting PM10 concentrations,” *Aerosol and Air Quality Research*, vol. 14, no. 3, pp. 653–665, 2014.
- [35] Statistical Review of World Energy, <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>, Erişim Tarihi: 25. 01. 2022.
- [36] H. Çetintaş, İ. M. Bicil ve K. Türköz, “Türkiye’de CO₂ Salımları Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi,” *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, c. 53, s. 619, ss. 57–67, 2016.
- [37] Z. Kanberoğlu, M. A. Arvas ve A. G. M. Türkmenoğlu, “Ekonomik Büyüme, Enerji Tüketimi, Ticari Açıklık Ve Karbondioksitemisyon Etkileşimi: Türkiye Örneği,” *Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, c. 1, s. 38, ss. 273–286, 2017.
- [38] F. Ö. Alper ve A. E. Alper, “Karbondioksit Emisyonu, Ekonomik Büyüme, Enerji Tüketimi İlişkisi: Türkiye İçin Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı,” *Sosyoekonomi*, c. 25, s. 33, ss. 145–156, 2017.
- [39] M. Çetin ve Ö. Yüksel, “Türkiye Ekonomisinde Enerji Tüketiminin Karbon Emisyonu Üzerindeki Etkisi,” *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, c. 5, s. 2, ss.169–186, 2018.
- [40] H. Çetintaş ve M. Sarıkaya “ABD ve İngiltere’de CO₂ Emisyonu Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: ARDL Yaklaşımı,” *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, c. 16, s. 2, ss. 173–194, 2015.