

TÜRKİYE KARAYOLU YÜK TAŞIMACILIĞININ EKONOMİK GELİŞME ÜZERİNDEKİ UZUN VE KISA DÖNEMLİ ETKİLERİ

Esra SATICI¹

Gönderim tarihi: 14.09.2023 Kabul tarihi: 03.09.2024

Öz

Bu çalışmada, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ve karayolu yatırımlarının bir göstergesi olarak karayolu taşımacılığı (ton-km) arasındaki ilişki çok değişkenli zaman serisi analiz yöntemleriyle araştırılmıştır. Bunun için, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) ulusal hesaplar sisteminde 2007 yılında yapılmış olduğu yöntem değişikliği hariç tutularak, 1975-2006 dönemine ait yıllık ulusal veriler esas alınmıştır. Sonuç olarak, GSYH ve ton-km arasında uzun dönemli bir ilişkiye rastlanmamış, kısa dönemde GSYH'nin ton-km üzerinde anlık pozitif bir etkisi olduğu fakat bu etkinin hemen sönümlendiği görülmüştür. Ton-km'deki değişime ise GSYH'nin ilk yıl tepkisiz kaldığı, ikinci yıl hemen sıfıra dönen negatif yönde bir tepki gösterdiği gözlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik gelişme, karayolu yük taşımacılığı, eşbütünleşme

JEL Sınıflaması: C20, C22, C53

THE LONG AND SHORT-TERM EFFECTS OF ROAD FREIGHT TRANSPORT ON ECONOMIC DEVELOPMENT IN TURKEY

Abstract

In this study, the relationship between Gross Domestic Product (GDP) and road transport (ton-km) as an indicator of road investments was investigated by multivariate time series analysis methods. Annual national data for the period 1975-2006 were taken as basis. As a result, no long-term relationship was found between GDP and ton-km, but it was seen that GDP had an instantaneous positive effect on ton-km in short term, which faded away over time. It was also observed that the GDP remained unresponsive to the change in ton-km in the first year, and showed a negative reaction that immediately returned to zero in the second year.

Keywords: Economic growth, road freight transportation, cointegration

JEL Classification: C20, C22, C53

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Ankara Sosyal Bilimler Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
E-Posta: esra.satici@gmail.com ORCID: 0000-0002-6784-182X

1. Giriş

İnsan uygarlığının en önemli ihtiyaçlarından biri olan ulaşım, ticari etkinliklerin gerçekleşmesine olanak sağlaması ve aynı zamanda sosyo-ekonomik etkileri nedeniyle, zamanla ekonomik yapıyı şekillendirici bir nitelik kazanmıştır. Taşımacılık ise, ulaştırma sürecinin yanında yükün taşınması için gerekli olan çeşitli araç ve hizmetlerin birleşimidir. Yük taşımacılığı ülkenin en önemli ekonomik aktivitelerinden biridir. Ulusal veya bölgesel ekonomideki değişimlerin, üretim ve dağıtım sürecini etkilediği, ekonomideki büyümenin yük taşımacılığına olan talebi artırdığı, tersi durumda da talebi düşürdüğü bilinmektedir.

Karayolu taşımacılığı, erişim kolaylığı, hızlı hizmet sunma ve esneklik gibi avantajlarıyla diğer taşımacılık modları içerisinde öne çıkmaktadır. Geniş lojistik ağlar içinde kritik bir taşıyıcı rol üstlenir ve ekonominin dinamik kalmasını sağlar. Bu özellikleri sayesinde, tedarik zincirlerinde vazgeçilmez bir konuma sahiptir. Özellikle kısa mesafe yük taşımacılığı göz önünde bulundurulduğunda, diğer ulaşım türlerinin karayolu taşımacılık sistemi ile rekabet etmesi zordur. Türkiye’de ulaşım sektörlerine göre yurt içi yük taşıma oranlarında, %88,3 ile karayolu yük taşımacılığı önemli bir paya sahiptir (KGM, 2020). Bu oran Avrupa Birliği ülkelerinde %53 oranında belirtilmiştir (POEU, 2022).

Zhang ve Cheng (2023), UK’de ulaştırma yatırımlarının ekonomik gelişme üzerine uzun dönem ve kısa dönem etkilerini 1970-2017 dönemi verilerini kullanarak Vektör Hata Düzeltme Modeli ile incelemiş ve uzun dönemde etkisi olduğunu, kısa dönemde etkinin negatife döndüğünü belirtmiştir. Çalışmada ulaştırma yatırımları göstergesi olarak, karayolu uzunluğu, elektrikli demiryolu hattı uzunluğu ve taşınan yük miktarı birlikte alınmıştır. Kısa vadede negatif etki ise, büyük ulaştırma altyapı projelerinin pahalı olması ve kısa vadede beklenen faydayı sağlayamadığı şeklinde yorumlanmıştır. Demir ve Sever (2008) ise ülkemiz kamu kesiminin turizm, hizmetler (eğitim, sağlık), tarım, imalat ve ulaştırma altyapı harcamalarının GSYH üzerindeki etkileri eşbütünleşme testleriyle incelemiş ve ulaştırma altyapı harcamalarındaki bir birimlik artışın milli gelir üzerine 0,4 birimlik pozitif yönde etkisi olduğu bulunmuştur.

Ertekin-Özmen (2002), New York-New-Jersey bölgesi için ulaşım sisteminin ekonomik gelişmeye etkisini araştırmıştır. Bu konuda yapılmış daha önceki çalışmalara benzer olarak, ulaştırma yatırımları ve ekonomik gelişme arasında doğrudan bir ilişki olduğunu göstermiştir. Çalışmalarında karayolu yatırımlarının bir göstergesi olarak erişilebilirlik indeksini ele almış, ekonomik gelişmeyi ise istihdam ve gelir üzerinden değerlendirmiştir.

Macit (2020) karayolu yük taşımacılığının GSYH ve toplam ticaret üzerindeki etkilerini tek açıklayıcı değişkenin yer aldığı iki regresyon modeli ile incelemiştir. Bu modellerde 1988-2018 yıllarına ait sırasıyla GSYH ve toplam ticaret bağımlı değişken olarak alınırken, karayolu yük miktarı açıklayıcı değişken olarak alınmıştır. Sonuç olarak, elde edilen model

katsayılarına göre karayolu yük taşımacılığının ekonomi ve ticaret üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu belirtilmiştir. İlgili çalışmada zaman serisi verisi kullanılmasına karşın, yatay-kesit veri analizinde sıklıkla kullanılan regresyon analizinin benimsendiği, zaman serisinin temel özelliklerinden olan geçmiş değerlerin gelecek değerleri etkileme özelliğinin dikkate alınmadığı görülmektedir.

Bu çalışmada karayolu yatırımlarının göstergesi olarak yük taşımacılığı ele alınmış ve ekonomik gelişme ile ilişkisi incelenmiştir. Yük taşımacılığı ulaşım birimi ton-km ile ifade edilmektedir. Ton-km; bir ton yükün bir kilometre mesafeye taşınmasıyla elde edilen trafik ölçü birimidir. Hesabında, dingil ağırlığı etütlerinden elde edilen ortalama yük miktarı ve trafik sayım değerleri kullanılmaktadır. Bu konudaki ayrıntılı hesaplama bilgisine KGM (2022) kaynağından ulaşılabilir. Literatür incelendiğinde yük taşımacılığı ve ekonomik gelişme arasındaki ilişkinin istatistiksel yöntemlerden regresyon analizi ile araştırıldığı görülmüş, zamana dayalı derlenen veriler üzerinden gerçekleştirilen nedensellik incelemelerine rastlanmamıştır. Bu kapsamda, yük taşımacılığı ve ekonomik gelişme arasında nedensel ilişkinin varlığı ve anlamlı bulunan ilişkinin yönü ortaya konulmaya çalışılmış, aynı zamanda Johansen Eşbütünleşme Analizi ile değişkenler arasında uzun dönem ilişki olup olmadığı araştırılmış ve dinamik etkileşimler VAR analizi ile modellenmiştir. Johansen Eşbütünleşme analizi zaman serisi verilerinde uzun dönemli ilişkileri analiz etme, çoklu eşbütünleşme ilişkilerini belirleme, maksimumum olasılık tahmini ile güvenilir olması özellikleriyle ekonometrik analizlerde ve finansal modellemede sıklıkla tercih edilmektedir.

2. Metodoloji

2.1. Birim Kök Testleri

Zamana bağlı derlenmiş serinin ilgili dönem boyunca ortalaması ve varyansı zamandan bağımsız ise bu tür zaman serilerine *durağan zaman serileri* denir. Bir zaman serisinin durağanlığı, serinin grafiği, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri ile sınanabilmektedir. Durağanlığı test etmek için kullanılan en güvenilir araçlardan biri birim kök testleridir.

Birinci dereceden otoregresyon modeli, AR(1),

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, |\phi| < 1, t=2, \dots, T \quad (1)$$

ile gösterilmektedir. Eş.(1)'de $\phi=1$ olduğu durumda rasgele yürüyüş modeli olmaktadır. Dickey Fuller (1981), durağanlığı $H_0: \phi=1$ hipotezini test ederek sınamıştır. Bu nedenle bu hipotez testi *Dickey-Fuller testi* olarak bilinmektedir. Daha yüksek dereceden otoregresyon sürecinde, AR(p), ϕ ile ilgili t istatistiğinin dağılımı, AR(1) modeli için Dickey-Fuller tablolarında verilen dağılım ile aynıdır ve burada yapılan birim kök testi *Genişletilmiş (augmented) Dickey-Fuller testi* olarak anılmaktadır. Birim kökün varlığını tespit etmek amaçlı Philips-

Perron, Molinas ve Schewert, Hall testi gibi alternatif testler de kullanılmaktadır (Kadılar, 2000).

2.2. Nedensellik Analizi

Değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkilerinin ortaya çıkarılma çabası birçok alanda uzmanın üzerinde durduğu bir konudur. Gözlem birimlerinin zaman olduğu, zamana dayalı toplanan verilerin değerlendirilmesinde bu ilişkileri açıklamak için zaman serisi yaklaşımları benimsenmektedir. Nedensellik ilişkisi, “X, Y’nin nedenidir”, bir başka ifadeyle “Y, X’in sonucudur” şeklinde bir önerme ile yorumlanmaktadır (Işığıçok, 1994).

Granger (1969) çalışmasında, seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını tespit etmeye yarayan, günümüzde de halen geçerliliğini koruyan yöntemini açıklamış ve teorik olarak bu yöntemi bütün boyutları ile incelemiştir. Buna göre,

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^r b_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \varepsilon_t; t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

regresyon denkleminde F testinin yapılmasını önermiştir. Eğer Eş.(2)’deki c_j katsayıları kısmi F testinin sonucunda önemli bulunursa, bunun anlamı Y_t serisinin geçmiş dönemlere ait değerleri yanında X_t serisinin geçmişe ait değerlerinin de denkleme dahil edilmesinin, Y_t serisinin gelecek dönemlerinin değerlerinin tahmininde sadece Y_t serisinin geçmiş dönemlerine ait değerlerinin kullanımına göre daha doğru sonuç vereceğidir. Bu durumda X_t serisi Y_t serisinin bir *nedeni* olur ve $X \Rightarrow Y$ şeklinde gösterilir. Bu durum X_t ve Y_t serileri yer değiştirdiğinde elde edilen denklem içinde elde ediliyorsa bu durumda çift yönlü bir nedensellikten söz edilmektedir ve $X \Leftrightarrow Y$ şeklinde gösterilir (Kadılar, 2000).

2.3. Eşbütünleşme Analizi

Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan regresyon analizleri sahte-yanıltıcı sonuçların elde edilmesine neden olmaktadır. Bir önceki dönem zaman etkisinin de değerlendirmeye alınması gerektiği ispatlanmış ve 1987’lerden sonra eşbütünleşme kavramı ortaya atılmıştır. Johansen (1988) üzerinde çalışılan değişken kümesi için gerekli olan eşbütünleşme vektörü sayısını belirleyen bir test geliştirmiştir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler eşbütünleşme analizi yöntemiyle araştırılır. Uygulama mantığı, uzun dönemde birlikte hareket eden serilerin hatalarının durağan olması gerektiğine dayanır. Kısaca eşbütünleşme, ekonomi ile ilgili seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığının istatistiksel olarak gösterimi şeklinde tanımlanabilir (Kadılar, 2000). İki seri arasındaki eşbütünleşmenin varlığını tespit edebilmek için serilerin aynı dereceden bütünlük olması gerekir.

İncelenen süreçlerin doğrusal modellerinde yer alan ε_t sürecinin bağımsız aynı dağılımlı, sıfır ortalama ve Λ varyans matrisiyle, p boyutlu Normal Dağılıma sahip rasgele değişkenler olduğu varsayımı altında, vektör otoregresyon modeli ile gösterilen X_t çok değişkenli süreç vektörü,

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, (t=1,2,\dots) \quad (3)$$

denklemleri ile ifade edilir. Burada π , $(N \times N)$ boyutlu katsayılar matrisidir. Eş.(3) numaralı denklemlerde X_t birinci dereceden bütünleşik olmak üzere, *polinom matrisi*,

$$\mathbf{A}(\mathbf{Z}) = \mathbf{I} - \pi_1 \mathbf{Z} - \dots - \pi_k \mathbf{Z}^k \quad (4)$$

olmak üzere, polinom matrisinde $Z=1$ olduğunda *etki matrisi*,

$$\pi = \mathbf{A}(\mathbf{Z}) \Big|_{Z=1} = \mathbf{I} - \pi_1 - \dots - \pi_k \quad (5)$$

şeklinde ifade edilir. Eş.(5) numaralı denklemlerdeki π matrisine aynı zamanda *denge ilişki matrisi* de denilir. Burada matrisinin rankı *eşbütünleşme vektörlerinin sayısını* verir (Kadılar, 2000).

Johansen (1988)'in çalışmasının esas amacı *katsayılar matrisi* 'nin, veri vektöründeki değişkenlerin arasındaki uzun dönemli ilişkileri hakkında bilgiye sahip olup olmadığının araştırılmasıdır. Burada, üç olası durum söz konusudur (Kadılar, 2000);

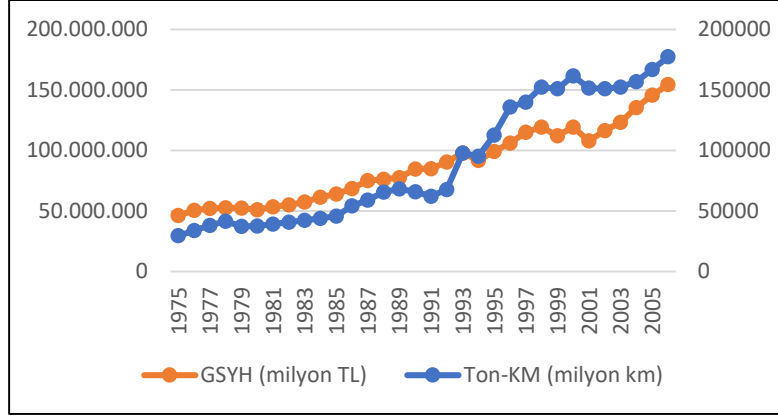
1. Rank(π)=0'dır. Yani matrisi sıfır matrisidir. Bu durumda bir eşbütünleşme yoktur.
2. Rank (π)=p'dir. Yani matrisi tam ranka sahiptir. Bunun anlamı x_t süreç vektörünün durağan olmasıdır. Bu durum, Genişletilmiş Dickey-Fuller (GDF) birim kök testinin tek değişkenli analizinin çok değişkenli zaman serilerinde yapılması olmaktadır.
3. $0 < \text{rank}(\pi) = r < p$ 'dir. Bunun anlamı uzun dönemli bir ilişkinin varlığı, eşbütünleşmenin olması anlamına gelmektedir.

3. Uygulama

Bu bölümde, karayolu yatırımlarının bir göstergesi olan ton-km ile ekonomik gelişimin göstergelerinden GSYH arasındaki ilişkiyi açıklayabilmek için, 1975-2006 dönemine ilişkin yıllık veriler üzerinden ilgili analizler yürütülmüştür. Bilindiği gibi TÜİK zaman zaman ulusal hesaplar sisteminde bazı yöntem değişikliklerine gitmektedir. Bakış (2018) çalışmasında eski ve yeni milli gelir serilerini karşılaştırmış ve 2009 öncesi seriler arasındaki farkın minimum olduğunu göstermiştir. Bu nedenle bu çalışmada 2007 yılında yapılan yöntem değişikliği hariç bırakılarak 1975-2006 dönemi için analizler gerçekleştirilmiştir. Sonraki dönemlere ilişkin analizler için yeteri kadar veri toplanması sağlanabilir ya da veri toplama sıklığı

artırılarak yine eşbütünlük analizi ile incelemeler gerçekleştirilebilir. Bunun yanında değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkileri kesitsel veriler ile de araştırılabilir. Fakat bu analizlerde kısa ve uzun dönemli etkilerinin ayırt edici yorumlarının yapılamayacağı göz önünde bulundurulmalıdır. İlgili döneme ait GSYH ve ton-km hareketi Şekil 1 ile verilmiştir. Bu döneme ait yıllık ortalama Ton-Km değeri 89742,13, GSYH değeri ise 87324789,13 milyon TL'dir.

Şekil 1. GSYH ve Ton-Km Değerlerinin Yıllar İtibariyle Değişimi



Şekil 1'e göre her iki serinin de aynı yönlü benzer bir hareket izlediği söylenebilir. Aynı zamanda serilerin artan bir trende sahip olduğu da görülmektedir.

Analizlerin uygulanabilmesi için serilerin durağan olması gerektiğinden, çalışmanın konusu itibariyle ele alınan ton-km ve GSYH serilerinin durağanlığı birim kök testlerinden Dickey-Fuller testi ile araştırılmıştır.

Tablo 1. Birim Kök Testi (ADF) Sonuçları

| Seriler | <u>Orijinal Seri</u> | | | | | <u>1. Fark Serisi</u> | | | | |
|---------|----------------------|--------|--------|---------------|-------|-----------------------|--------|--------|---------------|---------|
| | Gecikme | AIC | SBC | ADF Test İst. | p | Gecikme | AIC | SBC | ADF Test İst. | p |
| GSYH | 0 | 33,797 | 33,889 | 1,287 | 0,998 | 0 | 33,885 | 33,978 | -5,546 | 0,0001* |
| Ton-Km | 0 | 20,919 | 21,012 | 0,501 | 0,984 | 0 | 20,963 | 21,057 | -5,052 | 0,0003* |

*: 0,05 anlamlılık düzeyinde durağandır.

Tablo 1 incelendiğinde, araştırma kapsamında ele alınan serilerin durağan olmadığı ancak birinci farkları alındıktan sonra durağan hale geldiği görülmektedir. Gecikme uzunluğu elde edilirken Akaike ve Schwarz kriterlerine bakılmıştır. Ayrıca, birim kök testleri yapılırken kullanılan modellerin hataları akgürültü (white noise) olarak bulunmuş yani istatistiksel varsayımlar sağlanmıştır. Durağan seriler (birinci farkı alınmış seriler) üzerinden gerçekleştirilen nedensellik analizi sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

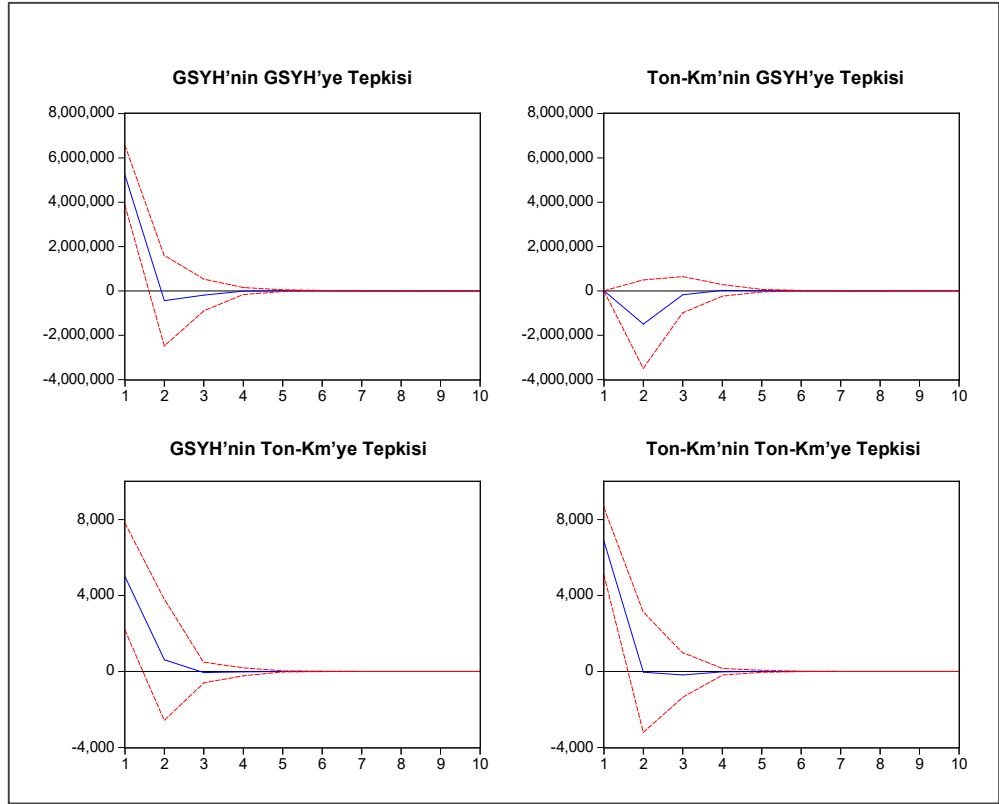
| | Gecikme Uzunluğu | Wald İstatistiği (F) | p |
|---------------|------------------|----------------------|--------|
| Ton-Km → GSYH | 1 | 2,3663 | 0,1356 |
| GSYH → Ton-Km | 1 | 0,11638 | 0,7356 |

Tablo 2 incelendiğinde, bu araştırma kapsamında ele alınan 1975-2006 yıllarına ait Türkiye verilerine göre Ton-Km ve GSYH arasında nedensel bir ilişkinin olmadığı görülmüştür. Burada da modelin en uygun gecikme sayısına birim kök testinde olduğu gibi karar verilmiştir.

Ton-km ve GSYH birinci dereceden bütünleşik serilerdir, yani I(1) serisidir. Dolayısıyla, iki seri arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen Eşbütünleşme Analizi ile araştırılmıştır. Schwarz Bayesian Kriterine göre ilgili modelleri tespit edilen İz Test İstatistiğine göre, $\text{rank}(\pi)=0$ olduğundan seriler arasında eşbütünleşme olmadığı söylenebilir ($p=0,7046>0,05$). Dolayısıyla GSYH ve ton-km arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki olmadığı görülmektedir..

Seriler arasında kısa dönemli ilişkileri, anlık şoklarda serilerin tepkilerini, birbirlerine olan etkilerini gözlemleyebilmek amacıyla VAR analizi gerçekleştirilmiştir. Model seçimleri Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SBC) dikkate alınarak yapılmıştır. Buna göre birinci dereceden VAR modeli uygun bulunmuş (AIC=54,46720 ve SBC=54,74744), White Testine göre değişen varyanslılık sorunu olmadığı ($p=0,8735>0,05$) ve Lagrange Çarpmanı (Lagrange Multiplier: LM) Testine göre otokorelasyon sorunu olmadığı da yani istatistiksel varsayımların sağlandığı tespit edilmiştir. Serilerin dinamik etki-tepkilerinin yakalanabilmesi amacıyla etki-tepki fonksiyonu Şekil 2'deki gibi elde edilmiştir.

Şekil 2. Etki-Tepki Fonksiyonu Grafikleri



Şekil 2'den serilerin uzun dönemde birbirleri üzerindeki etkilerinin kalmadığı görülmektedir. Ton-km'deki bir birimlik şoka GSYH'nın tepkisi sadece iki yıl sonra negatif yönde olmaktadır. GSYH'daki bir birimlik şoka ise ton-km'nin ilk yıl tepkisi pozitif olmakla birlikte ikinci yıldan itibaren tepkisini azaltmakta ve üçüncü yılda sıfırlanmaktadır.

Varyans ayrıştırması analizinin sonuçlarına göre ise beklenildiği gibi serilerin değişimlerinin kendi gelecek değerlerini açıklama miktarları önemli ölçüde yüksek bulunmuştur. Tablo 3’de varyans açıklama oranları verilmiştir.

Tablo 3. Varyans Açıklama Oranları

| FGSYH'nin Varyans Açıklama Oranları | | | | FTON'un Varyans Açıklama Oranları | | |
|-------------------------------------|----------|---------|-------|-----------------------------------|--------|--------|
| Dönem | Sdt.Hata | FGSYH | FTON | Sdt.Hata | FGSYH | FTON |
| 1 | 5216547 | 100,000 | 0,000 | 8490,006 | 34,676 | 65,324 |
| 2 | 5446441 | 92,405 | 7,595 | 8512,667 | 35,021 | 64,979 |
| 3 | 5452680 | 92,316 | 7,684 | 8514,912 | 35,008 | 64,992 |
| 4 | 5452722 | 92,315 | 7,685 | 8514,971 | 35,008 | 64,992 |
| 5 | 5452728 | 92,315 | 7,685 | 8514,971 | 35,008 | 64,992 |

Tablo 3’e göre, GSYH’daki değişim, bir yıl sonraki değerlerini %100 açıklarken, daha sonraki yıllara ait değerlerinin yaklaşık %92’sini açıklamakta, aynı dönemler için ton-km ise %7 oranında açıklamaktadır. Ton-km’deki değişimlerin ilk yıl ve daha sonraki yıllardaki değerlerinin yaklaşık %65’i kendi değerleri ile açıklanırken, %35’i GSYH’daki değişimler ile açıklanabilmektedir. Bu durum, kısa dönemli GSYH değişimlerinin ton-km üzerinde anlamlı etkisi olduğunu göstermektedir. Buradaki değişimden kasıt, model ile serinin tahmin edilemeyen hareketi anlamında (modelin hata terimi) olup, etki-tepki fonksiyonlarında söz edilen birimlik değişimleri yansıtmamaktadır.

4. Tartışma ve Sonuç

Bu çalışmada, ulusal hesaplardan GSYH ve karayolu yük taşımacılığının göstergelerinden ton-km arasındaki ilişki, çok değişkenli zaman serisi analiz yöntemlerinden Granger nedensellik analizi, VAR analizi ve eşbütünleşme analizi yardımıyla araştırılmıştır. Bunun için ulusal bazlı 1975-2006 dönemine ait yıllık veriler esas alınmıştır.

Literatür incelendiğinde genel olarak karayolu yatırımlarıyla ekonominin ilişkisinin çalışıldığı gözlenmektedir. Örneğin Kuştepeli, Gülcan ve Akgüngör (2012) çalışmalarında karayolu altyapı harcamalarının uluslararası ticaret ve ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini, 1970-2005 verilerini esas alarak analiz etmişler ve sonuç olarak bir ilişki gözlenmemişken, kısa dönemde ihracat ile zayıf nedenselliğine işaret etmişlerdir. Kara ve Cığırlioğlu (2018) ise çalışmalarında karayolu yatırım ölçüsü olarak karayolu uzunluklarını esas almış ve GSYH ile ifade edilen ekonomik gelişme etkilerini analiz etmiştir. 1988-2015 arası yıllık veriler Cobb-Douglas üretim fonksiyonu ile Johansen eşbütünleşme analizi kullanılarak araştırılmış ve karayolu yatırım harcamalarının ekonomi üzerinde uzun dönemli anlamlı pozitif etkileri olduğu belirtilmiştir. Yurdakul (2022)' da çalışmasında karayolu yatırım verisi göstergesi olarak yol uzunluk değerlerini kullanmayı tercih etmiş ve diğer ulaşım türlerini de dahil ederek ARDL sınır testi aracılığıyla ekonomi üzerindeki etkilerini araştırmıştır. 1984-2019 dönemine ait verileri kullandığı çalışmasında, hem denizyolu hem de karayolu ulaştırma altyapısının ekonomi üzerinde etkili olduğunu fakat karayolu altyapı yatırımının etkisinin uzun dönemde negatif yönde olduğunu belirtmiştir.

Dinçel (2021) çalışmasında ise karayolu yatırımlarının iktisadi etkinliğini sanayi üretimi üzerinden incelemiştir. Çalışmasında, 1986-2019 yılları arasında yıllık sanayi üretim endeksi ile ton-km değerleri Engle-Granger eşbütünleşme testiyle analiz edilmiş, karayolu yük taşımacılığı ile sanayi üretimi arasında uzun dönemli bir ilişki saptanmış ancak nedensellik gözlenmemiştir. Ma vd. (2020), ekonomik gelişme üzerinde yük taşımacılığının etkisi olduğunu belirtmiş ve çalışmasında bölgesel farklılıkların etkisini ayrıca gözlemleyebilmek için bölge değerlendirmelerini ayrı ayrı yapmıştır. Yük taşımacılığının (ton-km) GSYH üzerindeki etkilerini, Çin'in yedi farklı bölgesi için gerçekleştirmiş ve yorumlamıştır. Bazı bölgelerinde çift yönlü bazı bölgelerinde tek yönlü ilişki olduğunu, bazı bölgelerinde ise nedenselliğe rastlanmadığını belirtmiştir.

Moschovou ve Giannopoulos (2021) çalışmalarında 2005-2019 yılları arasında dört Avrupa Birliği üye ülkenin ton-km ve GSYH verilerini analiz ederek, ekonomik durgunluğun karayolu yük taşımacılığı üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Yük taşımacılığının bağımlı değişken olduğu modellerde GSYH'nın ton-km üzerinde istatistiksel olarak anlamlı pozitif

etkileri olduğu, fakat bu etkilerin incelenen her ülke için farklı büyüklükte olduğu belirtilmiştir. Yang (2021) ise çalışmasında yük taşımacılığı verilerini farklı ulaşım türleri için ayrı ayrı incelemiştir. 1989-2018 Çin yük taşımacılık verilerinin GSYH üzerindeki anlamlı nedensel ilişkileri olduğunu belirtmiş, taşınan yük hacmindeki artışın GSYH üzerinde pozitif etkisi olduğunu, bu etkinin de ulaşım türüne göre farklılık gösterdiğini, en güçlü korelasyonun su taşımacılığında olduğunu belirtirken, karayolu yük taşımacılığının GSYH ile ilişkisinin demiryolları ile olan ilişkisinden daha güçlü olduğunu vurgulamıştır.

Tüm bu çalışmalara göre yük taşımacılığının ekonomi ile ilişkili olduğu fakat bu ilişkilerin bölgesel farklılıklardan ve ulaşım türlerinden de etkilendiği söylenebilir. Bu çalışmada da literatür ile benzer olarak karayolu yük taşımacılığı ile ekonominin ilişkili olduğu fakat nedensel bir ilişki kurulamadığı görülmüştür. Karayolu yük taşımacılığının ekonomiyi etkilemesinden ziyade, ekonominin karayolu yük taşımacılığı üzerinde kısa dönem etkileri olduğu, ekonomideki anlık şoklara yük taşımacılığının kısa dönemli tepki verdiği görülmüştür. Mesafenin ulaşım türü seçiminde etkili olduğu bilinmektedir. Ülkemizde daha önce de bahsedildiği üzere yük taşımacılığının çok büyük bir bölümü karayolu ile yapılmaktadır. Bu nedenle ileriki dönem çalışmalarda ulaşım türünün etkisinin araştırılmasından ziyade karayolu yük taşımacılığının ekonomi üzerindeki etkilerinin bölgesel farklılıkları içerecek şekilde araştırılması hedeflenmektedir.

KAYNAKÇA

- Bakış, O.; (2018), “Yeni GSYH Serilerinin Getirdiği Farklılıklar ve Sorunlar”, Marmara İktisat Dergisi, 2(1), Sayfa 15-42.
- Cambridge Systematics; (2011), “Transportation and Economic Impacts of the Freight Industry in Miami-Dade County”, Fort Lauderdale.
- Demir, M., Sever, E.; (2008), “Kamu Altyapı Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: Türkiye Üzerine Bir İnceleme”, Marmara Üniversitesi, İİBF Dergisi, 25 (2).
- Diñçel, İ.Y.; (2021), “Sanayi Üretimi ile Yük Taşımacılığı Arasındaki Eş-Bütünleşme ve Nedensellik İlişkisi”, Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 5(2).
- Ertekin-Özmen, D.; (2002), “Impact of Transportation Investments on Economic Development”, Doktora Tezi, Rutgers University, New Jersey.
- Granger, C. W. J.; (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods”, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- İşğışçok, E.; (1994), Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi, Uludağ Üniversitesi Basımevi, Bursa.
- Johansen, S.; (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kadilar, C.; (2000), Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi, Bizim Büro Basımevi, Ankara
- Kara, M.A., Ciğerlioğlu, O.; (2018), “Türkiye Ekonomisinde Ulaşım Altyapısının Ekonomik Büyümeye Etkisi”, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 17 (2), 577-591.
- Karayolları Genel Müdürlüğü-KGM.(2022). Karayollarında Ağır Taşıt Trafığının ve Yük Taşımacılığının Özellikleri ve Eğilimleri: [https://www.kgm.gov.tr/SiteCollectionDocuments/KGMdocuments/Yayinlar/YayinPdf/Karayollar%C4%B1ndaAgirTasitTrafigininveYukTasimac%C4%B1ligininOzellikleriveE%C4%9Filimleri\(2015-2020\).pdf](https://www.kgm.gov.tr/SiteCollectionDocuments/KGMdocuments/Yayinlar/YayinPdf/Karayollar%C4%B1ndaAgirTasitTrafigininveYukTasimac%C4%B1ligininOzellikleriveE%C4%9Filimleri(2015-2020).pdf)
- Kuştepelı, Y., Gülcan, Y., Akgüngör, S.; (2012), “Transportation infrastructure investment, growth and international trade in Turkey”, *Applied Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 44(20), pages 2619-2629.

- Ma, Y., Zhu, J., Gu, G., Chen, K.; (2020), "Article Freight Transportation and Economic Growth for Zones: Sustainability and Development Strategy in China", *Sustainability*, 12(24).
- Macit, D.; (2020), "Karayolu Yük Taşımacılığının Ekonomik Büyüme ve Ticaret Hacmi Üzerindeki Etkisine Yönelik Ampirik Bir Analiz", *Alanya Akademik Bakış*, 4(3), Sayfa No. 843-860.
- Moschovou, T.P., Giannopoulos, A.G.; (2021), "Road Freight Transportation In A Period of Economic Instability: A Panel Data Study in Four EU Mediterranean Countries", *Research in Transportation Business & Management* 41 (2021) 100622
- Publications Office of the European Union-POEU. (2022). EU transport in figures: Statistical pocketbook 2022. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/5f656ef8e-3e0e-11ed-92ed-01aa75ed71a1>
- Yang, R.; (2021), "Research on the Correlation between Freight Transportation and National Economic Development", *International Conference on Environmental and Engineering Management*, <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202125301008>.
- Yurdakul, E. M.; (2022), "Türkiye’de Ulaşım Altyapısı ve Ekonomik Kalkınma İlişkisi: ARDL Sınır Testi", *Kent Akademisi*, 15(2), 666-680. <https://doi.org/10.35674/kent.1058168>.
- Zhang, Y., Cheng, L.; (2023), "The Role of Transport Infrastructure In Economic Growth: Empirical Evidence In The UK", *Transport Policy* (133), s. 223-233.