



Yıl / Year: 2019

Cilt / Volume: 9

Sayı / Issue: 18

Sayfalar /Pages: 225-248

Araştırma Makalesi

Gönderim Tarihi: 21.07.2019

Kabul Tarihi: 03.10.2019

TÜRKİYE’DE TRAFİK KAZALARI VE EKONOMİK KALKINMA İLİŞKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI*

İlham AKDAĞ**

Öz

Trafik kazaları neden olduğu insani kayıpların yanı sıra özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik kalkınma süreçlerini yakından etkilemektedir. Bu bakımdan çalışmanın amacı, Türkiye’deki 1995-2017 dönemine ait trafik kazalarının ekonomik kalkınma ile ilişkisinin analiz edilmesidir. Çalışmada yöntem olarak, trafik kazaları ile ekonomik kalkınma göstergelerine dair değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin analizi amacıyla Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) eşbütünleşme modeli kurulmuştur. Ardından modelin geçerliliği test edilmiş ve değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler belirlenmiş ve nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir. Çalışmada varılan sonuçlara göre, kaza sayısı ile ekonomik kalkınma arasında kısa ve uzun dönem ilişkisi, hukuk üstünlüğü ile insani gelişmişlik endeksleri arasında tespit edilmiştir. Motorlu araç sayısı ile kısa ve uzun dönemli bir ilişkiye rastlanmamıştır. Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi analizine göre, motorlu araç sayısından ve insani gelişmişlik endeksinden kaza sayısına doğru tek yönlü nedensellik elde edilmiştir. Bu sonuca göre, motorlu araç sayısındaki ve insani gelişmişlik endeksindeki değişimler, trafik kaza sayısında değişime yol açmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Ulaşım, Trafik Kazaları, Ekonomik Kalkınma, ARDL Eşbütünleşme Modeli, Nedensellik Analizi.

JEL Kodları: C32, O18, R41

RELATIONSHIP OF TRAFFIC ACCIDENTS AND ECONOMIC DEVELOPMENT IN TURKEY: ARDL BOUND TESTING APPROACH

Abstract

In addition to the human losses caused by traffic accidents closely affect especially the economic development processes of underdeveloped and developing countries. In this respect, the aim of this study is to analyze the relationship between traffic accidents that the time period covered is 1995 and 2017 and economic development. As the method of study, to analyze the short and long term relationship between variables of related to traffic accidents and economic development indicators an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration model was established. Afterwards, the validity of the model was tested and short and long term relationships between the variables were determined and relation of causality was analysed. According to the results obtained in the

* Bu çalışma, Akdağ, İlham (2019). “Türkiye’deki Trafik Kazaları İle Ekonomik Kalkınma Arasındaki İlişkinin Analizi (1995-2017)” adlı doktora tezinden üretilmiştir.

** Dr., ilhamakdag@gmail.com, ORCID: 0000-0001-8608-8928

study, short and long term relations between traffic numbers and economic development have been identified among the rule of law and human development indices. A long-term and short term relationship with the number of motor vehicles is not available. According to causality analysis between dependent variables and independent variables, one-way causality from number of motor vehicles and human development indexes to number of accidents are available. This conclusion shows that changes in the number of motor vehicles and human development indexes lead to a change in the number of traffic accidents.

Keywords: *Transport, Traffic Accidents, Economic Development, ARDL Cointegration Model, Causality Analysis.*

JEL Codes: *C32, O18, R41*

GİRİŞ

Günümüzde hemen hemen tüm dünya genelinde artan nüfus, teknolojik ilerleme ve görece refah düzeyindeki artışla beraber özellikle otomobil sayısındaki artışa paralel ulaşım önemli sorunlar arasında yerini almıştır. Ulaşım sorunu aynı zamanda hava kirliliği, gürültü, trafik sıkışıklığı, artan enerji tüketimi gibi birçok problemi beraberinde getirmiştir. Ancak bu problemlerden ilk sırada yer alan kuşkusuz trafik kazalarıdır.

Dünya’daki trafik kazalarına bakıldığında en çok az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde meydana geldikleri görülmektedir. Günümüzde, bu ülkelerdeki trafik kazalarının sosyal ve ekonomik etkileri ürkütücü boyutlara ulaşmış durumdadır. Örneğin, trafik kazalarına bağlı trafik ölümleri, Asya kıtasında %80, Latin Amerika’da ve Afrika’da %40 oranında artmış durumdadır. Gelişmiş ülkelerde ise bu tablonun tersine, trafik kazaları giderek azalmaktadır. Bu durum trafik kazalarında kalkınmışlık veya gelişmişlik düzeyinin önemli bir gösterge olduğunu ifade etmektedir.

Trafik kazaları ile ilgili ülkemizdeki duruma bakıldığında öncelikle ulaşım türleri arasında dengeli dağılan bir ulaşım sistemimizin bulunmadığı görülmektedir. Ulaşım türleri içinde en çok karayolu ulaşımının tercih edilmesi karayolu trafiğinin yoğunluğunu artırmakta, gerekli güvenlik önlemlerinin alınmaması ve insan kusurunun ağırlıklı olduğu ülkemizde trafik kazalarında azalış ya olmamakta ya da araç sayısındaki artışa göre nispi azalış göstermektedir. TÜİK verilerine göre, 2017 yılındaki toplam trafik kaza sayısı 1.202.716 adettir. Bu kazaların 182.669’u ölümlü yaralanmalı kazalar ve 1.020.047’si maddi hasarlı kazalardan oluşmaktadır. Bu kazalarda 7.427 kişi hayatını kaybetmiş ve 300.383 kişi ise yaralanmıştır. Bu rakamları düşününce ülkemizdeki trafik kazalarının ne kadar ürkütücü boyutlarda olduğu görülmektedir. Bu rakamlar Avrupa ülkeleri ile karşılaştırıldığında ise toplam ölümlü ve yaralanmalı kaza sayısı bakımından Türkiye, Almanya’dan sonra ikinci sırada yer almakta, ölü sayısı

bakımından ise maalesef ilk sırada yer almaktadır. Dolayısıyla gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında ülkemizin trafik kazaları karnesi hala iyi bir durumda değildir.

Trafik kazaları ile ilgili dünyadaki ve ülkemizdeki durumun boyutları düşünüldüğünde, trafik kazalarının ülke ekonomilerini ciddi düzeyde etkilediği görülmektedir. Özellikle azgelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerin kalkınma süreçlerinde fiziki ve beşeri sermaye kaybına yol açan trafik kazalarının göz ardı edilmesi mümkün değildir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki 1995-2017 dönemine ait trafik kazaları ile ekonomik kalkınması arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Bu amaçla öncelikle literatürde bu alandaki çalışmalar ve çalışmada uygulanan yöntemler olan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Zivot-Andrews birim kök testleri, eşbütünlük ve Granger nedensellik analizleri hakkında bilgi verilecek, ardından veri seti tanıtılarak elde edilen bulgulara yer verildikten sonra son olarak varılan sonuçlar sunulacaktır.

1. LİTERATÜR

Literatürde bu alandaki çalışmalara bakıldığında, trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkinin yanı sıra çalışmaların ağırlıklı olarak trafik kazalarının ekonomik büyüme ile ilişkisi ve benzin fiyatları, işsizlik ilişkisi gibi spesifik araştırmalara yoğunlaştığı görülmektedir. Trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalar şöyledir: Beeck, Borsboom ve Mackenbach (2000), 21 endüstrileşmiş ülkedeki refah düzeyi ile trafik ölümleri arasındaki ilişki lineer regresyon yöntemi ile analiz edilmiştir. 1962-1990 döneminin baz alındığı çalışmanın sonucuna göre, trafik ölümleri ile ülkelerin refah düzeyi arasında uzun dönem ilişki bulunmaktadır. Buna göre, ekonomik kalkınma ilk aşamada trafik ölümlerinin artmasına etki etmekte, ancak daha sonra koruyucu olmaktadır. Paulozzi vd. (2007), diğer çalışmalardan farklı olarak ekonomik kalkınma ile trafik ölümleri arasındaki ilişkiyi motorlu ve motorlu olmayan araçlar olarak iki kategoride araştırmışlardır. 44 ülkeye ait verilerin ve kesitsel regresyon yönteminin kullanıldığı çalışmada, bin kişi başına 100 motorlu araç düşen ve kişi başına düşen milli geliri 2.000 \$'dan düşük olan ülkelerde motorlu araç ölümlerinin, kişi başına düşen milli geliri 24.000\$'a kadar olan ülkelere göre çok daha yoğun olduğu görülmüştür. Kopits ve Cropper (2008), 1963-1999 dönemini baz alarak 88 ülkedeki trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışmada, trafik ölüm oranının kişi başı gelir seviyesine göre ters orantı içinde olduğu sonucuna varılmıştır. Law, Noland ve Evans (2010), trafik ölümleri ile kalkınma arasındaki ilişkiyi gelişmiş ve az gelişmiş olarak iki kategoride 60 ülkenin verileri ile analiz etmişlerdir. Kuznets eğrisinin deneysel olarak yeniden analiz edildiği çalışmada, az

gelişmiş ülkelerdeki kurumsal kalitenin artırılmasının ve tıbbi imkan ve teknoloji düzeyinin yükseltilmesinin trafik ölümlerinin azaltılmasına katkıda bulunacağı sonucu elde edilmiştir.

Daha önce de ifade edildiği gibi literatürde trafik kazaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalar daha yoğunluktadır. Ancak çalışmanın konusu ekonomik kalkınma olması nedeniyle ekonomi büyüme ile ilgili çalışmaların detayına yer verilmeyip sadece neler olduğu verilecektir. Bu çalışmalar; Soderlund ve Zwi (1995), Kopits (2004), Bishai vd. (2006) Garg ve Hyder (2006), Bener vd. (2010), Iwata (2010), Bagherinabel (2014), Chen (2014), Yannis, Papadimitriou ve Folla (2014), Enu (2015), Yusuff (2015), Bougueroua ve Carnis (2016), Dadgar ve Norström (2016), Wiebe vd. (2016), Alptekin, Aladağ ve Alptekin (2017), Wang vd. (2017)’dir. Bu çalışmalara genel olarak bakıldığında trafik kazaları ile ilgili kaza sayısı, trafik ölüm sayısı/oranı, araç başına düşen trafik ölüm oranı/sayısı, trafik yaralanma oranı/sayısı, motorlu araç sayısı gibi değişkenlerin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmalarda ekonomik değişkenler olarak genellikle, araç sayısı, yol yoğunluğu, toplam yüzey alanı, kişi başına düşen GSMH, kişi başına düşen yıllık üretim, GSYH, nüfus sayısı, karayolu uzunluğu, toplam işgücü, kamu harcamaları miktarı, yakıt tüketiminin kullanıldığı görülmektedir.

2. YÖNTEM

2.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Herhangi bir zaman serisi genellikle stokastik veya rassal bir süreç tarafından üretilir. Buna örnek olarak GSYİH ve kişisel tüketim harcamaları verilebilir. Zaman serileri analizlerinde bir ekonomik veri setinden çıkarımlar yapabilmek için serinin ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişimin olmaması ve düzenli periyodik değişimler bulunmaması halinde seri durağan olarak tanımlanır. Gerçek hayatta birçok zaman serisi durağan değildir ve durağan hale getirilmesi ise fark alma yoluyla olur. Ancak fark alma işlemi öncesinde ve sonrasında durağanlığın test edilmesi gereklidir. Bunun da iki yolu vardır; ilki korelogram analizi, ikincisi ise birim kök testidir. Birim kök testinde birim kökün varlığı durağan olmamayı ortaya koyar (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 62-63). Bunun içinde Dickey ve Fuller birim kökün varlığını ortaya koymak için formel bir test süreci geliştirmişlerdir. Dickey-Fuller tarafından geliştirilen denklemlerin bağımlı değişkenine ait gecikmeli değerlerin modele eklenmesiyle genişletilmiş ve aşağıdaki denklemler elde edilmiştir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Elde edilen bu denklemlere de DF testi uygulanabilmekte ve böylelikle bu testler Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi olarak adlandırılmaktadır. Dickey-Fuller τ istatistiklerindeki kritik değerler ADF testlerinde de kullanılır ve aynı hipotez burada da geçerlidir. Diğer bir ifadeyle eğer denklem (1), (2) ve (3)'ün OEKK (Sıradan En Küçük Kareler) tahminleri için t_δ yeterince negatif çıkarsa, bu durumda zaman serileri durağan olacaktır. Ters durumda zaman serileri durağan dışı olacaktır.

Yukarıda açıklandığı gibi bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin başlangıçtaki Dickey-Fuller denklemlerine eklenmesiyle kalıntılarda görülen otokorelasyon da ortadan kalkmış olur. Birim kök testinin uygulanması için kullanılacak bir denklemdeki gecikme sayısı p 'yu bulmak için genellikle Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmaktadır. Bunun dışında kalıntıların otokorelasyona sahip olup olmadığını anlamak için Breusch-Godfrey ve Lagrange çarpanları (LM) testleri uygulanabilmektedir (Seddighi, 2012: 290-291).

2.2. Zivot-Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Ekonomideki yapısal bozulmalar nedeniyle ekonomik ilişkilerde bir bozulma meydana getirir. Örneğin, önemli para birimi krizleri veya petrol ambargoları ve yaptırımlar gibi dış ekonomik şoklar. Veyahut genellikle ekonomide yapısal değişiklikler meydana getiren iç politika değişimleri. Sebepleri ister iç veya dış olsun, yapısal bir kırılma ekonomik ilişkilerin, yanlış belirlenmiş ekonometrik modellerin ve hatalı çıkarımın başarısızlıkla sonuçlanmasına neden olur. Bu nedenle pratikte, parametre kararlılığı için rutin olarak tanısal testler yapılmalıdır (Seddighi, 2012: 98).

Zivot ve Andrews'e göre kırılma zamanı içsel (endojen) olarak tahmin edilebilir. Bu yaklaşıma göre, kırılma zamanının dışsal olarak modele eklenmesi durumunda hipotez testlerinin sonuçları birim kök reddine yol açacaktır.

Zivot-Andrews yaklaşımındaki üç model için H_0 hipotezi için model, sürüklenmeli (kayan) rassal yürüyüş modeli şöyledir:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sıfır hipotezinde Y_t serisinin yapısal kırılma olmadan entegre olduğu varsayıldığından karşıt hipotezin bilinmeyen bir kırılma zamanına sahip olan bir trend durağan süreçle temsil edildiği varsayılmaktadır. Bu nedenle Zivot-Andrews trend durağanlığını yansıtan alternatif hipoteze en çok etkiyi yapan kırılma noktasını (λ) tahmin etmeyi amaçlamışlardır. Yani bu istatistiğin küçük değerleri H_0 hipotezinin reddine neden olunca, $\alpha_i=1$ ($i=A,B,C$) testi için tek yanlı t-istatistiğini minimize eden nispi kırılma yansıması (λ) seçilir. Bu durumda $i=A, B, C$ modelleri için minimum t değerini veren kırılma yansıması $t_{\hat{\alpha}}^i \left[\hat{\lambda}_{inf}^{(i)} \right]$ olarak tanımlanabilir.

Zivot-Andrews denklem (4) ile ifade edilen modelde yapısal kırılma olmadığından Perron’da (1989) kullanılan kukla değişkenlere $D(T_B)_t$ ’ye ihtiyaç duymaz. Bu nedenle Zivot-Andrews’in, Perron’un ADF test stratejisini izleyerek birim kökü test etmek için kullandıkları regresyon denklemleri aşağıda verilmiştir:

$$\text{Model A: } Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^A \Delta Y_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad (5)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^B \Delta Y_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad (6)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad (7)$$

Yukarıdaki modellerdeki kukla değişkenler; eğer $t > T\lambda$ olursa $DU_t(\lambda) = 1$ olur, şayet $t \leq T\lambda$ olursa $DU_t(\lambda) = 0$ olur. Ayrıca diğer kukla değişken $t > T\lambda$ olursa $DT_t^* = t - T\lambda$ değeri alırken, $t \leq T\lambda$ için $DT_t^*(\lambda) = 0$ değeri alır.

Modellerde $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı, T_B kırılma tarihini, λ olarak kırılma noktasını, DU_t sabitteki kırılmayı, DT_t^* eğimdeki kırılmayı ifade etmektedir. Sabit için kırılmayı Model A (5), trend için kırılmayı Model B (6), hem sabit hem trendde kırılmayı Model C (7) vermektedir.

Her bir seri için $j=2/T$ ve $j=(T-1)T$ aralığında bulunan $\lambda=T_B/T$ kırılma noktası ile OEKK yöntemi kullanılarak (5), (6) ve (7) denklemleri tahmin edilir. Diğer bir deyişle 0,001 ile 0,999 değerleri arasında minimum t-istatistiğini elde etmek için T-2 adet regresyon modelinin tahmin edilmesine ihtiyaç vardır. Hesaplanan t-istatistiği Zivot-Andrews’in (1992)

hesapladıkları kritik değerden küçük olduğunda birim kökün varlığını kabul eden temel hipotez kabul edilmektedir. Aksi durumda ise temel hipotez reddedilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 253-255).

2.3. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Eşbütünleşme Modeli

Eşbütünleşme fikrini ilk olarak ele alan Granger (1981), çalışmasında eşbütünleşmeden çok özel ve önemli bir durum olarak bahsetmiş ve eşbütünleşik serilerin nasıl ortaya çıkabileceğini örneklerle açıklamıştır. Ayrıca birleştirilemeyen seriler için de çalışmaların yapılması için çeşitli önerilerde bulunmuştur (Granger, 1981: 127-129). Ardından Engle-Granger (1987) birlikte yaptıkları çalışmada eşbütünleşme ve hata düzeltme kavramlarını biraz daha geliştirmişlerdir. Engle-Granger, eşbütünleşik değişkenlerin özelliklerini açıkladıkları çalışmalarında eşbütünleşme için herhangi bir X_t ekonomik vektörünün tüm bileşenlerinin aynı dereceden $I(1)$ olduğunu varsayımlardır (Engle ve Granger, 1987: 255).

Engle-Granger (1987) yaklaşımında, iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığının tespiti, tahmin edilen uzun dönem dengesinden bulunan denge sapmasına bağlıdır. Değişkenlerin gecikmeli değerlerinin göz önüne alınmamasının bir spesifikasyon hatasına neden olması nedeniyle, Phillips ve Loretan (1991), eşbütünleşme ilişkisi olarak denklem (8)'in kullanılması yerine otoregresif dağıtılmış gecikme (AutoRegressive Distributed Lag, ARDL) modelini önermişlerdir:

$$c_t = c_{pt} + \varepsilon_t = \beta_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

ARDL modelini açıklamak için aşağıdaki süreç izlenebilir:

$$Y = \alpha + \sum_{j=1}^k \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Denklem (9)'a eklenmesi gereken gecikme sayılarının belirlenmesindeki kriterler öncelikle gecikmelerin anlamlılığı olmak üzere, AIC, SIC ve LM tarafından belirlenir. Durağan durum uzun dönem dengesinde değişkenlerin tüm zaman dönemlerinde aynı değere sahip olacağı varsayılır. Başka bir deyişle $Y_t = Y_{t-1} = Y_{t-2} = \dots = Y_{t-k} = Y^*$ ve $X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = \dots = X_{t-k} = X^*$ yazılabilir. Bu sebeple durağan durum uzun dönem denge ilişkisi aşağıdaki gibi olur:

$$Y^* = \frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k \alpha_j} + \frac{\sum_{j=0}^k \beta_j}{1 - \sum_{j=1}^k \alpha_j} X^* = \alpha^* + \beta^* X^* \quad (10)$$

Burada uzun dönem çözümünün yapılabilmesi $\sum_{j=1}^k \alpha_j < 1$ olmasına bağlıdır. Eşbütünleşme vektörü ise $[1 - \alpha^* - \beta^*]$ olarak tanımlanmaktadır. Denklem (10)’nun tahmin edilmesinin ardından, dengeden sapmayı ifade eden $\hat{\varepsilon}^*$ kalıntıları elde edilir:

$$\hat{\varepsilon}^* = Y^* - \hat{\alpha}^* - \hat{\beta} X^* \quad (11)$$

Bundan sonraki aşama tahmin edilen denge sapmanın Engle-Granger (1987) yaklaşımında olduğu gibi durağanlığın test edilmesidir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 576-577). Ancak bir eşbütünleşme vektörü olduğunda eşbütünleşme prosedürü uygulanamaması nedeniyle Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından, değişkenlerin I(0) ile I(1) olup olmadığına veya her ikisinin kombinasyonu olduğuna bakılmaksızın, uzun süreli ilişki için yeni bir ARDL modeli veya ARDL sınır testi yaklaşımı önerilmiştir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001: 290):

$$\Omega(L, p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta'w_t + \mu_t \quad (12)$$

$$\Omega(L, p) = 1 - \Omega_1\delta_1L^1 - \Omega_2\delta_2L^2 - \dots - \Omega_p\delta_pL^p,$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L^1 + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq}L^q, \quad i=1, 2, \dots, k$$

Burada, y_t bağımlı değişken, α_0 sabit, $Ly_t = y_{t-1}$ olmak üzere gecikme operatörü ve w_t ise mevsimsel kukla değişkenler, zaman trendleri veya sabit gecikmeli dışsal değişkenler gibi deterministik değişkenlerin bir $s \times 1$ vektörüdür. Denklem (12)’deki x_{it} , i bağımsız değişkenidir. Uzun dönemde $y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}$; $x_{it} = x_{i,t-1} = \dots = x_{i,t-q}$ olur. Burada $x_{i,t-q}$ i ’nci değişkenin q ’uncu gecikmesini belirtir.

Sabit terime göre uzun dönem denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \delta'w_t + v_t \quad \Omega = \frac{\alpha_0}{\Omega(L, p)} \quad (13)$$

ARDL $(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ modelinin hata düzeltme gösterimi, denklem (12)’den y_t , x_{1t} , x_{2t}, \dots, x_{kt} ve w_t ’nin birinci farkları ve gecikmeli seviyelerin terimleri cinsinden aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$\Delta y_t = \Delta \alpha_0 - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} \Omega_j^* \Delta_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_t-1} \beta_{ij}^* \Delta x_{t-j} + \delta' \Delta w_t - \Omega(1 - \hat{p}) ECM_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

Burada Δ birinci fark operatörü, Ω_j^* , β_{ij}^* ve δ' modelin $\Omega(1 - \hat{p})$ uyarlama hızını ölçerken, dengeye yaklaşmasının kısa dönem dinamikleri ile ilgili katsayılarıdır.

Sınır testi yaklaşımı iki adımdan oluşur. İlk adımda, eşbütünleşmenin varlığı yani uzun dönemli bir ilişki tespit edilir. Ardından ikinci adımda, uzun dönemli ve kısa dönemli parametreler tahmin edilir. Modelde eşbütünleşme varlığının tespit edilmesi için öncelikle modele ait uygun gecikme uzunluğu tespit edilmelidir. Uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) yardımıyla belirlenmektedir. Uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra seçilen model OEKK yöntemi ile tahmin edilir. Ardından ARDL modelinde eşbütünleşmenin olup olmadığının belirlenmesi amacıyla aşağıdaki hipotez test edilir:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0 \quad \text{Eş bütünleşme yoktur.}$$

$$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq 0 \quad \text{Eş bütünleşme vardır.}$$

Bu hipotezlerin test edilmesi için Wald veya F testi kullanılır. Buradan elde edilen F istatistiği, Pesaran, Shin ve Smith'in (2001) yaptığı çalışmada asimptotik olarak türetilen anlamlılık düzeyleriyle kıyaslanır. Eğer hesaplanan F istatistiği alt sınırdan küçükse sıfır hipotezi kabul edilerek değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığına karar verilir. Hesaplanan F istatistiği üst sınırdan büyükse bu durumda sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünleşme olduğuna karar verilir. Nihai durumda hesaplanan F istatistiği alt ve üst sınır değerleri arasında olursa sonuç çıkarımsaldır ve kesin çıkarımlar yapılmadan önce, temel değişkenlerin entegrasyonunun sırası bilgisi gereklidir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001: 289-326).

2.4. Granger Nedensellik Testi

Bu testi C. W. J. Granger 1969 yılında yaptığı çalışmada ortaya koymuştur. Granger'e (1969) göre;

Eğer A_t durağan bir olasılıklı süreç ise, \bar{A}_t , $\{A_{t-j}, j = 1, 2, \dots, \infty\}$ 'nin geçmiş değerlerini temsil eder ve $\bar{\bar{A}}_t$, $\{A_{t-j}, j = 0, 1, \dots, \infty\}$ 'nin geçmiş ve şimdiki değerlerini temsil eder. Ayrıca, $\bar{A}_{(k)}$ 'yi $\{A_{t-k}, j = k, k+1, \dots, \infty\}$ setini temsil etsin. $P_t(A|B)$ ile B_t değerler setini kullanarak, A_t 'nin optimum, yansız, en küçük kareler öngörücüsü belirtilebilir. Böylece örneğin $P_t(X|\bar{X})$,

yalnızca X_t 'i kullanarak X_t 'nin optimum öngörücüsü olur. Öngörü hata serisi, $\varepsilon_t(A|B) = A_t - P_t(A|B)$ eşitliği ile gösterilir. $\sigma^2(X|U)$ ise $\varepsilon_t(A|B)$ 'nin varyansı olur.

U_t , $t-1$ zamanından bu yana evrende biriken tüm bilgiler olsun ve $U_t - Y_t$, Y_t serisinin dışında kalan tüm bilgiyi ifade etsin. Buna göre nedenselliğin genel bir tanımı şöyle yapılabilir:

Nedensellik: Eğer $\sigma^2(X|U) < \sigma^2(X|\overline{U - Y})$ ise Y 'nin X 'e neden olduğu söylenebilir ve $Y_t \Rightarrow X_t$ ile gösterilebilir. Burada Y_t 'nin dışında kullanılan bilgilerin kullanılmasından ziyade mevcut tüm bilgiler kullanılarak X_t daha iyi tahmin edilebiliyorsa, Y_t 'nin X_t 'ye neden olduğu söylenebilir.

X_t ve Y_t sıfır ortalamalı iki durağan seri kabul edilirse, iki değişkenli nedensel model şöyledir:

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j X_{t-j} + \eta_t \quad (16)$$

Burada, ε_t ve η_t ilişkisiz iki beyaz-gürültü serisi olarak alınır. m sonsuz olabilir, ancak uygulamada mevcut verilerin sınırlı uzunluğu nedeniyle, m 'nin verilen zaman serilerinden daha sınırlı ve daha kısa olduğu varsayılır.

Yukarıda verilen modele benzer olarak ikiden fazla (çoklu) değişkenli nedensellik modelleri de elde edilebilir. Yine yukarıdaki nedensellik modelinde, b_j 'nin sıfır olmaması sağlanırsa Y_t 'nin X_t 'ye neden olduğu anlamına gelir. Benzer şekilde eğer c_j sıfır değilse bu kez X_t , Y_t 'ye neden olur. Eğer bu durumların her ikisi de meydana gelirse, X_t ve Y_t arasında bir geri bildirim ilişkisi olduğu sonucuna varılır (Granger, 1969: 424-431).

3. VERİ SETİ VE BULGULAR

3.1. Veri Seti

Çalışmada, bağımlı değişken olarak kaza sayısı (KS), bağımsız değişken olarak motorlu araç sayısı (MAS), insani gelişmişlik endeksi ($İGE$), hukuk üstünlüğü endeksi (HUE) ve kukla (dummy) olarak ekonomik kriz etkisi (DK) kullanılmıştır. Bağımlı değişken olan kaza sayısına dair veriler, Karayolları Genel Müdürlüğü veri setinden alınmış olup ölümlü ve yaralanmalı kazalar ile maddi hasarlı kazalardan oluşmaktadır.

Bağımsız değişkenlerden motorlu araç sayıları yine Karayolları Genel Müdürlüğü (2018) veri setinden alınmıştır. Motorlu araçlar sayısı; otomobil, minibüs, otobüs, kamyonet, kamyon,

motosiklet, özel amaçlı taşıt, yol ve iş makinası ve traktör sayısını kapsamaktadır. Bağımsız değişkenlerden insani gelişmişlik endeksi, 1990 yılından bu yana düzenli olarak her yıl Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı (United Nations Development Programme-UNDP) tarafından İnsani Gelişme Raporu'nda yayınlanmaktadır (UNDP, 2018: 22-23). Bağımsız değişkenlerden hukuk üstünlüğü endeksi (HUE), Dünya Bankası yönetim göstergelerinden alınmıştır. Dünya Bankası tarafından ele alınan hukuk üstünlüğü endeksi, altı geniş yönetim boyutundan biridir. Hukuk üstünlüğü endeksi, toplum kurallarına özellikle de sözleşme uygulamalarının kalitesine, mülkiyet haklarına, polis ve mahkemelere ne kadar güvenildiğini, suç ve şiddet olasılığına ilişkin algıları ele almaktadır. Ülkelerin toplam gösterge üzerindeki puanları, standart normal dağılım biriminde -2,5 ila 2,5 arasında değişen bir aralıkta verilmektedir (Dünya Bankası, 2018). Bağımsız değişkenlerin sonuncusu (DK) kukla (dummy) değişkenidir. DK, 2000-2001 ile 2007-2009 yıllarında dünya genelinde yaşanan ekonomik krizlerin etkisini modele dahil etmek amacıyla kullanılmıştır.

Değişkenler ile ilgili tanımsal istatistikler aşağıda Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Bağımlı ve Bağımsız Değişkenlere Ait Tanımsal İstatistikler

Değişken Kodu	Değişken Tanımı	Veri Kaynağı	Ort.	Min.	Maks.	Standart Sapma
KS	Kaza Sayısı	KGM	5.866	4.537	6.118	0.206
MAS	Motorlu Araç Sayısı	KGM	7.081	6.799	7.345	0.171
İGE	İnsani Gelişmişlik Endeksi	UNDP	0.708	0.613	0.791	0.056
HUE	Hukuk Üstünlüğü Endeksi	Dünya Bankası	0.006	-0.454	0.776	0.237

Araştırmada kullanılan değişkenlere ait serilerin grafikleri sırasıyla aşağıda verilmiştir.

3.2. Uygulama ve Bulgular

Çalışmada, Türkiye'de 1995-2017 dönemi verileri yıllık bazda kullanılarak trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişki zaman serisi yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz için ilk olarak serilerin durağanlık analizi ADF birim kök testi ve yapısal kırılmaların göz önüne alındığı Zivot-Andrews birim kök testiyle sınanmıştır. Ardından eşbütünleşme analizi yapılarak değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler araştırılmıştır. Sonrasında çalışmaya ait tanımsal testlere yer verilmiş ve değişkenler arasında Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Çalışmada uygulanan testler ve analizler E-Views 10.0 ve STATA 14.2 paket programları ile yerine getirilmiştir. Test ve analizlerden elde edilen bulgular başlıklar halinde verilmiştir.

3.2.1. Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlığını ölçmek için öncelikle Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve ardından Zivot-Andrews birim kök testi kullanılmıştır. ADF birim kök testine dair bulgular aşağıda Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye Düzeyi				Birinci Fark			
Değişkenler	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz	Değişkenler	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz
KS	-1.9996 (0.2848) n0	-1.5882 (0.7629) n0	3.4259 (0.9995) n0	KS	-3.1144 (0.0408) **	-3.1085 (0.1298) n0	-2.6934 (0.0097) ***
MAS	-0.7849 (0.8037) n0	-2.7421 (0.2314) n0	10.6914 (1.0000) n0	MAS	-3.3343 (0.0261) **	-3.3064 (0.0925) *	-1.1957 (0.2044) n0
HUE	-1.2074 (0.6521) n0	-0.6189 (0.9672) n0	-1.2423 (0.1900) n0	HUE	-3.8133 (0.0095) ***	-4.9593 (0.0037) ***	-3.9092 (0.0005) ***
İGE	-1.2452 (0.6355) n0	-2.4794 (0.3334) n0	7.6918 (1.0000) n0	İGE	-3.9824 (0.0066) ***	-4.0071 (0.0260) **	-1.7007 (0.0838) *

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ve parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 2’de görüldüğü gibi birim kök testi değerleri, sabitli model, sabitli ve trendli model, sabitsiz ve trendsiz modellerin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde, hiçbir değişkenin seviye düzeyinde durağan olmadığını ifade etmektedir. Diğer bir deyişle seviye düzeyinde tüm değişkenler birim kök barındırmakta ve bu nedenle de H_0 hipotezi kabul edilmekte, H_1 hipotezi red edilmektedir. Bu sebeple de tüm serilerin birinci farkları alınarak yeniden birim kök testi uygulanmıştır. Tablodaki birinci fark test sonuçları tüm seriler durağan hale geldiğini göstermektedir. Yani H_0 hipotezi red edilmekte, karşıt hipotez olan H_1 kabul edilmektedir.

Daha önce ifade edildiği gibi ADF birim kök testleri yapısal kırılmaları göz önüne almadığından dolayı çalışma kapsamındaki 1995-2017 döneminde yapısal değişimin bulunması olağan bir durumdur. Yapısal değişikliklerin (kırılmaların) ADF birim kök testini etkileyebilmesi nedeniyle, yapısal kırılmaların dikkate alındığı Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır. Değişkenlere ait serilerdeki yapısal değişimi içsel olarak analiz eden Zivot-Andrews birim kök testine ait sonuçlar aşağıda Tablo 3’te görülmektedir. Bu testte H_0

hipotezi yapısal kırılmayla birim kökün varlığına işaret etmekte, yani serilerin durağan olmadığını ifade etmektedir. Karşıt hipotez H_1 ise birim kök olmadığını, yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken Adı		Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz
KS	Test İstatistiği	-2.412	-2.968	-3.170
	Gecikme Uzunluğu	2	2	2
	Kırılma Tarihi	2013	2014	2013
	Kritik Değerler (%5)	-4.80	-5.08	-4.42
MAS	Test İstatistiği	-4.955	-5.456	-3.048
	Gecikme Uzunluğu	1	1	1
	Kırılma Tarihi	2006	2004	2012
	Kritik Değerler (%5)	-4.80	-5.08	-4.42
HUE	Test İstatistiği	-2.189	-2.842	-2.702
	Gecikme Uzunluğu	0	0	0
	Kırılma Tarihi	2003	2003	2011
	Kritik Değerler (%5)	-4.80	-5.08	-4.42
İGE	Test İstatistiği	-3.434	-3.487	-3.411
	Gecikme Uzunluğu	1	1	1
	Kırılma Tarihi	2000	2009	2013
	Kritik Değerler (%5)	-4.80	-5.08	-4.42

Not: Kritik Değerler Zivot ve Andrews (1992: 256-257)'deki Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4'ten alınmıştır.

Tablo 3'te görüldüğü gibi test sonuçlarına göre, KS, HUE ve İGE değişkenlerine ait serilerdeki test istatistik değerleri, %5 düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğundan serilerde oluşan kırılmaların durağan olduğu hipotezi kabul edilir. Bir diğer deyişle bu değişkenlere ait serilerde yapısal kırılmalar bulunmakta ancak birim kök içermemektedir. Ancak MAS değişkeninin “sabitli”, “sabitli ve trendli” modelleri test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olması nedeniyle durağan değildirler. Bu durumun hatalı sonuçlara yol açmaması için MAS serisinden yapısal kırılmanın ayıklanması gerekmektedir. Bunun için de seriye “sabitli ve trendli” kırılmayı gösteren iki kukla (dummy) değişken eklenmiştir. Ardından seriye EKK (En Küçük Kareler) yöntemi uygulanmış ve serinin kalıntısı (residual) MAS değişkeninin serisi olarak (MAS3) elde edilmiştir. Elde edilen MAS3 değişkeninin durağan olup olmadığını anlamak amacıyla ADF testine tabi tutulmuştur. MAS3 değişkenine dair ADF test sonuçları aşağıda Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. MAS3 Değişkeni ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Seviye Düzeyi			Birinci Fark		
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitsiz ve Trendsiz
MAS3	-4.7329 (0.0013) ***	-4.6808 (0.0065) ***	-4.8424 (0.0000) ***	-3.6105 (0.0164) **	-3.5108 (0.0685) *	-3.7354 (0.0009) ***

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini, parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 4’te görüldüğü gibi MAS3 serisi seviye düzeyinde durağandır. Bu nedenle bu aşamadan sonraki işlemlerde MAS3 değişkeni kullanılacaktır.

3.2.2. Eşbütünleşme Analizi

ADF ve Zivot-Andrews birim kök testi değerlerine göre bütün seriler I(1) düzeyde durağanlaşmaktadır. Bu nedenle Pesaran, Shin ve Smith (2001)’in geliştirdikleri çalışmada, değişkenleri I(0) ve I(1) olup olmadığına veya her ikisinin kombinasyonu olduğuna bakılmaksızın, uzun süreli ilişki için ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılabilir. Dolayısıyla, çalışmada trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkinin analiz edilmesi için ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. ARDL sınır testi yaklaşımında kullanılacak ekonomik model şöyledir:

$$KS = (HUE, MAS3, İGE, DK)$$

Yukarıda belirtilen modeldeki değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığını test etmek amacıyla aşağıdaki ARDL (p, q, r, m) modeli kullanılmıştır:

$$\Delta KS = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta KS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i \Delta HUE_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_i \Delta MAS3_{t-i} + \sum_{i=0}^m \mu_i \Delta İGE_{t-i} + \theta_0 KS_{t-1} + \theta_1 HUE_{t-1} + \theta_2 MAS_{t-1} + \theta_3 İGE_{t-1} + \theta_4 DK + \varepsilon_t \quad (17)$$

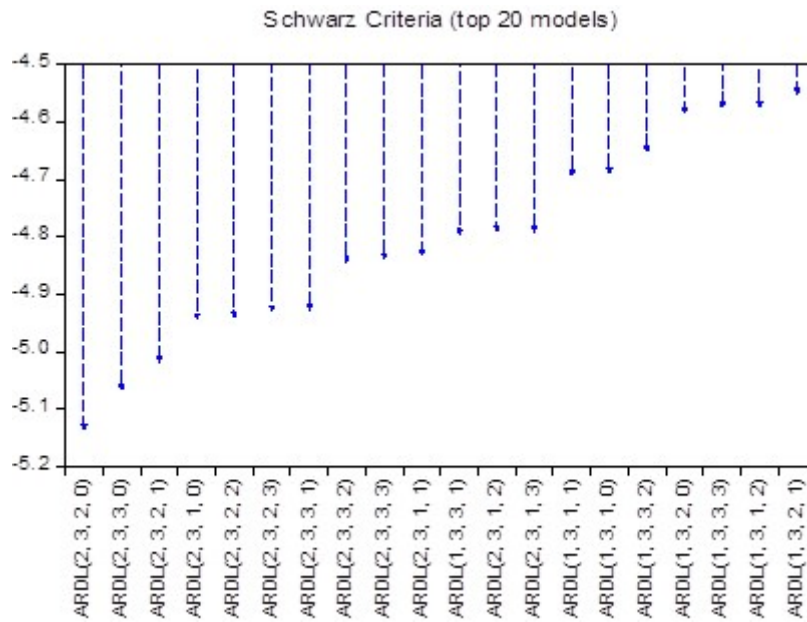
Eşbütünleşmenin var olup olmadığını test etmek amacıyla öncelikle ARDL modeline ait uygun gecikme uzunluğuna (m) karar verilmesi gereklidir. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi, Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ve LM otokorelasyon testi sonuçları dikkate alınarak yapılmıştır. Uygun gecikme uzunluğunun seçimine dair sonuçlar aşağıda Tablo 5’te görülmektedir.

Tablo 5. Uygun Gecikme Uzunluğu Seçimi Sonuçları

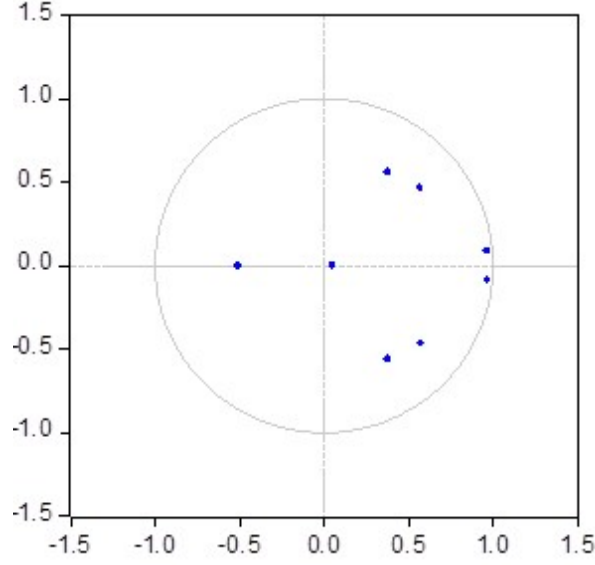
M	SIC	LM
1	-3.581304	0.059 (0.8113)
2	-3.928249	0.144 (0.8683)
3	-5.129715	8.934 (0.0302)

m, modelde yer alan gecikme sayısını; LM ise Breush-Godfrey LM otokorelasyon test istatistiğini göstermektedir.

Tablo 5’te belirtilen sonuçlara göre, uygun gecikme uzunluğuna karar verebilmek amacıyla, analiz edilen dönemin kısa olması nedeniyle (23 yıl) maksimum gecikme uzunluğu 3 olarak seçilmiştir. Sonrasında, Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)’e göre modelin uygun gecikme uzunluğu 3 olarak elde edilmiştir. En uygun gecikme sayısının belirlenmesine yönelik yapılan analizler Ek-8’de bulunmaktadır. En uygun gecikme sayısının belirlenmesinin ardından, Schwarz kriterine göre en iyi model tahminlemesi yapılmıştır. Schwarz kriterine göre en uygun 20 model Şekil 1’de gösterilmektedir. Şekil 1’de görüldüğü gibi ARDL (2, 3, 2, 0)’nin en uygun ARDL modeli olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 1. Schwarz Kriteri’ne Göre Seçilmiş En Uygun 20 Model

Belirlenen en uygun ARDL modelinin durağanlığının görsel olarak test edilmesi için modele ait AR karakteristik polinomunun ters köklerine ait birim çember kullanılmaktadır. Bu birim çember Şekil 2’de görülmektedir.

Şekil 2. Otoresif Birim Kök Testi (AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri)

Şekil 2’de görüldüğü gibi ters köklerin hepsinin birim çemberin içinde bulunması, ARDL modelinin durağanlık açısından bir sorun taşımadığını ortaya koymaktadır.

En uygun ARDL (2, 3, 2, 0) modelinin bulunması ve test edilmesinin ardından seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin varlığının sınanması için F testi kullanılmıştır. Sınır testiyle seriler arasında eş bütünleşmenin olup olmadığı, eş bütünleşme olmadığına işaret eden boş (null) hipotezi ve tersini ifade eden karşıt hipotez ile olmaktadır. Hipotezlerin test edilebilmesi için gerekli olan kritik değerler Pesaran, Shin ve Smith (2001) tablo değerlerinden alınmaktadır. Test için birinci aşamada bütün değişkenler $I(1)$ ve ikinci aşamada $I(0)$ varsayılmaktadır. Elde edilen değerlere göre F-istatistiği, üst sınır değerinin üstünde olursa boş hipotez reddedilmekte, yani eş bütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ters durumda boş hipotez kabul edilmekte, eş bütünleşmenin olduğuna karar verilmektedir. Üçüncü bir durum eğer F-istatistiği değeri bu sınırların arasında kalıyorsa hiçbir sonuç elde edilememektedir. Çalışmadaki modele ait eş bütünleşme testi değerleri aşağıda Tablo 6’da görülmektedir.

Tablo 6. Eş Bütünleşme Testi Sonuçları

F- İstatistik Değeri 7.66075	Kritik Değerler	
	Alt Sınır	Üst Sınır
Anlamlılık	$I(0)$	$I(1)$
0%	3.47	4.45
5%	4.01	5.07
2.5%	4.52	5.62
1%	5.17	6.36

Tablo 6’da görüldüğü gibi F-istatistiği değeri üst sınır değerlerinden büyük olduğu için $H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$ hipotezi ($H_{10}: \theta_1 \neq 0 = \theta_2 \neq 0 = \theta_3 \neq 0 = \theta_4 \neq 0$) reddedilmiş, seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin var olduğu anlaşılmıştır. Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi sonrasında, uzun ve kısa dönem ilişkiler araştırılmasına geçilmiştir.

3.2.3. Uzun Dönem İlişki

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin tespit edilmesi için ARDL modeline dair uzun dönem katsayılarına yönelik tahminler yapılmıştır. Uzun dönem katsayılarına yönelik değerler aşağıda Tablo 7’de görülmektedir.

Tablo 7. Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
C	3.209592	3.888608	0.0060
@TREND	0.041184	2.596672	0.0356
KS(-1)*	-0.344274	-2.506910	0.0406
İGE(-1)	-3.373753	-1.522312	0.1717
MAS3**	1.589140	1.549872	0.1651
HUE(-1)	0.258495	3.521045	0.0097
D(KS(-1))	0.361607	2.665612	0.0322
D(İGE)	2.696494	2.202375	0.0635
D(İGE(-1))	-0.267269	-0.239648	0.8175
D(İGE(-2))	4.511474	4.420660	0.0031
D(HUE)	0.140179	1.903677	0.0987
D(HUE(-1))	0.145956	1.691592	0.1346
DK	-0.052750	-4.330503	0.0034

* p-değeri t-sınır dağılımına uymuyor. ** Değişken $Z = Z(-1) + D(Z)$ olarak yorumlanır.

Tablo 7’de görülen uzun dönem katsayılarına göre, motorlu araç sayısı (MAS3) haricindeki değişkenler arasında istatistiksel olarak uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Motorlu araç sayısı (MAS3) değişkeninin istatistik olarak t-dağılımına uymadığı görülmektedir. Tabloya göre hukuk üstünlüğü endeksi (HUE)’de %1’lik artış bağımlı değişken olan kaza sayısında (KS) %0.25’lik bir artışa yol açmaktadır. Yine insani gelişmişlik endeksi değişkeninde (İGE) %1’lik artış (KS)’de %4.5’lik bir artışa neden olmaktadır. Son olarak kukla (dummy) değişken (DK)’de %1’lik artış (KS)’de %0.05’lik bir azalmaya neden olmaktadır.

3.2.4. Kısa Dönem İlişki

Trafik kazalarının sayısı ve ekonomik kalkınma ile arasındaki uzun dönemli ilişkinin analiz edilmesinin ardından kısa dönem ilişkisi analiz edilmiştir. Kısa dönem ilişkisinin analizine yönelik hata düzeltme modeli (ECM) şöyledir.

$$KS = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta KS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_i \Delta HUE_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_i \Delta MAS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \mu_i \Delta IGE_{t-i} + \theta_4 DK + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Kısa dönem ilişkilerinin tespit edilebilmesi için öncelikle hata düzeltme modelindeki kısa dönem katsayıları tahmin edilmelidir. Tahmin edilen kısa dönem katsayıları ve hata düzeltme katsayısına dair değerler Tablo 8’de gösterilmektedir.

Tablo 8. Hata Düzeltme Modeli (ECM) Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: KS			
Değişkenler	Katsayılar	t-İstatistik	Olasılık Değeri
D(KS(-1))	0.3616	4.4098	0.0031
D(IGE)	2.6964	4.0538	0.0048
D(IGE(-1))	-0.2672	-0.4078	0.6956
D(IGE(-2))	4.5114	7.6926	0.0001
D(HUE)	0.1401	2.6898	0.0311
D(HUE(-1))	0.1459	3.3016	0.0131
DK	-0.0527	-6.055	0.0005
ECT(-1)*	-0.3442	-6.6163	0.0003
ECT = KS - (-9.7996*IGE + 4.6159*MAS3 + 0.7508*HUE)			

Yukarıda tabloda görüldüğü gibi ECT(-1) bir dönem gecikmesi beklendiği gibi negatif çıkmış ve olasılık değerinin de istatistiksel olarak anlamlı bir değer sahip olduğu görülmektedir. Kısa dönem içinde oluşan dengeden sapma hali uzun dönemde dengeye gelmekte ve değişkenler arası bozulan denge yakınsamaktadır. Bu sonuca göre, Türkiye’de trafik kazalarının sayısı ile ekonomik kalkınma arasında kısa dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Ayrıca hata düzeltme terimi (0.3442), kısa dönemli oluşabilecek dengesizliklerin, uzun dönemde düzeltildiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 8’deki değişkenlere ait katsayılar göre kısa dönemde İnsani gelişme endeksi (İGE) %1 artığında, kaza sayısı (KS) % 2.69 artmakta, iki gecikmeli dönemde ise %4.5 artmaktadır. Hukuk üstünlüğü endeksi (HUE) %1 artığında, (KS) %0.14 artmakta ve bir gecikmeli dönemde %0.15 artmaktadır. Kriz yıllarına ait kukla (dummy) değişken %1 artığında, (KS) %0.05 oranında azaltmaktadır.

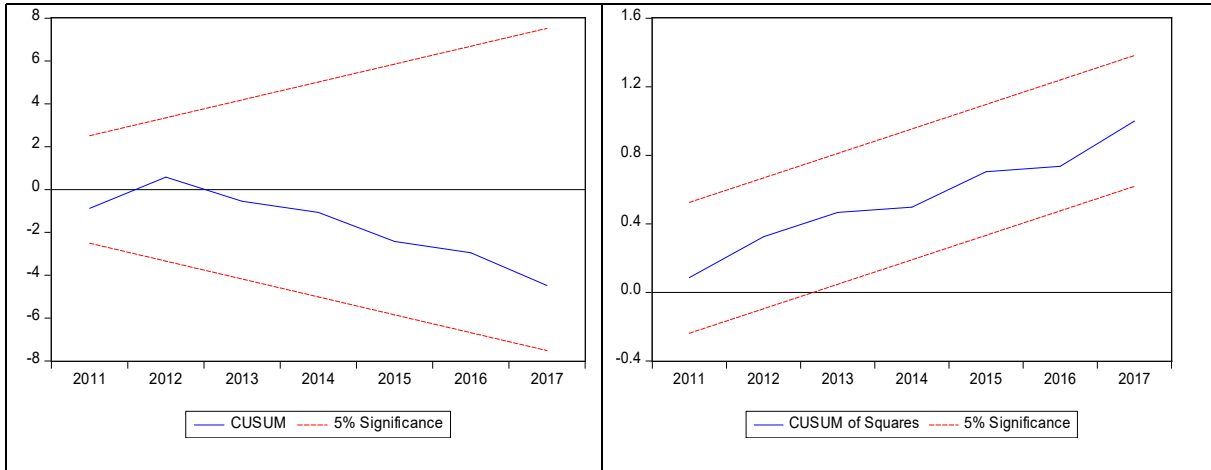
3.2.5. Tanısal Testler

Çalışmanın bu aşamasında otokorelasyon, değişen varyans, normallik ve model kurma hatasına yönelik tanısal testler yapılmıştır. Tanısal testlere yönelik sonuçlar aşağıda Tablo 9’da görülmektedir.

Tablo 9. Tanısal Test Sonuçları

Testler	Test Değeri (Olasılık)
Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi	1.400221 (0.2814)
Değişen Varyans (Heteroskedasticity) Test: Breusch-Pagan-Godfrey	0.509 (0.8544)
Jarque-Beran testi	0.993 (0.608)

Tablo 9’da görüldüğü gibi, bu testlere ait olasılık değerlerinin %1 anlamlılık düzeyinin üstünde olması, modelde bu testler açısından bir sorun olmadığı anlamına gelmektedir. Ardışık bağımlılık sorunu varlığının tespitine yönelik olarak Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi görülmektedir. Ayrıca hata terimlerinin değişen varyans probleminin varlığını belirlemek amacıyla Breusch-Pagan-Godfrey testi yapılmıştır ve tablodan görüleceği üzere değişen varyans sorunu bulunmamaktadır. Hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğu Jarqu-Bera testi sonucundan da anlaşılmaktadır. Kısacası tablodaki tüm testlerin %1 anlamlılık seviyesinin üzerinde olması sebebiyle, modelin tanısal test değerleri, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Böylece otokorelasyon, değişen varyans, normallik ve model kurma hatası testlerinden elde edilen istatistikler kabul edilebilir olduğu görülmektedir. ARDL uzun dönem katsayılarının kararlılığını test etmek için Brown vd. (1975) geliştirdikleri CUSUM ve CUSUM of Squares grafikleri Şekil 3’te görülmektedir.

Şekil 3. CUSUM ve CUSUM of Squares (Uzun Dönem) Grafikleri

CUSUM ve CUSUM of Squares testlerine göre, hata terimlerine yönelik test istatistikleri sonucu ulaşılan eğriler %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerler arasındaysa tahmin edilen parametrelerin kararlı olduğu anlaşılmaktadır. CUSUM ve CUSUM of Squares grafiklerinde regresyon katsayılarının kararlı olduğu ve testte hiçbir sorun olmadığı görülmektedir.

3.2.6. Değişkenler Arası Nedensellik İlişkisi Analizi

Değişkenler arasındaki nedensel ilişkinin ve yönünün tespit edilmesi amacıyla Granger nedensellik analizinden yararlanılmıştır. Analiz sonuçları özet olarak Tablo 10’da görülmektedir:

Tablo 10. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

	Test Hipotezleri (Null)	Durum	F- İstatistik	Olasılık
HUE \Rightarrow KS	H ₀ : HUE, KS’nin Granger nedeni değildir	KABUL	0.597	0.628
KS \Rightarrow HUE	H ₀ : KS, HUE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	0.818	0.508
MAS \Rightarrow KS	H ₀ : MAS, KS’nin Granger nedeni değildir	RED	5.480	0.013
KS \Rightarrow MAS	H ₀ : KS, MAS’ın Granger nedeni değildir	KABUL	1.147	0.369
İGE \Rightarrow KS	H ₀ : İGE, KS’nin Granger nedeni değildir	RED	3.574	0.047
KS \Rightarrow İGE	H ₀ : KS, İGE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	0.667	0.588
MAS \Rightarrow HUE	H ₀ : MAS, HUE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	1.029	0.414
HUE \Rightarrow MAS	H ₀ : HUE, MAS’ın Granger nedeni değildir	KABUL	0.944	0.449
İGE \Rightarrow HUE	H ₀ : İGE, HUE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	1.565	0.248
HUE \Rightarrow İGE	H ₀ : HUE, İGE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	1.340	0.307
İGE \Rightarrow MAS	H ₀ : İGE, MAS’ın Granger nedeni değildir	KABUL	0.112	0.951
MAS \Rightarrow İGE	H ₀ : MAS, İGE’nin Granger nedeni değildir	KABUL	0.960	0.443

Bu testi kullanmak için en önemli özelliklerden biri testi yapmadan önce kullanılan serilerin durağan olmasıdır. Serilerin durağanlık şartının sağlanmasının ardından en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gereklidir. Bu koşullar daha önce belirtildiği gibi sağlandığından Granger nedensellik testi uygulanmıştır.

Tablo 10’da özetlenen analiz sonuçlarına göre MAS ve KS değişkenleri ile İGE ve KS arasında bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Her iki ilişkide de ilişkinin yönü tek taraflıdır. Her iki ilişkide de H₀ hipotezi red edilmekte, H₁ hipotezi kabul edilmektedir. İlişkiler 0,05 anlamlılık seviyesindedir. Bu iki ilişki dışında kalan değişkenler

arasında nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu değişkenler birbirinden bağımsız hareket etmektedirler.

SONUÇ

Trafik kazaları, günümüz modern yaşamında insanoğlunun sürekli karşılaştığı, tanık olduğu veya bir şekilde haber aldığı bir gerçeklik haline gelmiştir. Bir bakıma insanın, aracın ve ulaşımın olduğu yerde kazanın olması normal karşılanabilmektedir. Ancak özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde trafik kazalarının neden olduğu can ve mal kayıplarının boyutları düşünüldüğünde bu durumun normal karşılanması mümkün değildir. Bu durumun gerek beşeri sermayede kayba ve kalıcı hasara yol açması gerekse maddi kaybın ekonomi üzerinde oluşturduğu yük açısından değerlendirilmesi oldukça önemlidir. Özellikle ülkemiz gibi kalkınma sürecinde olan ülkeler için bu tür analizlerin yapılması kaçınılmazdır. Bu itibarla, 1995-2017 yılları arasında Türkiye’de trafik kazaları ile ekonomik kalkınma arasındaki ilişkisi analiz edildiği bu çalışma sonunda varılan sonuçlar şöyledir:

Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiler bir arada değerlendirildiğinde, kaza sayısı üzerinde hem uzun hem de kısa dönemde en çok insani gelişmişlik endeksinin etkili olduğu görülmektedir. Ekonomik kalkınmanın temel göstergelerinden olan insani gelişmişlik endeksinin kaza sayısında artışa yol açması, ülkemizde ekonomik ve sosyal koşullardaki iyileşmenin trafikteki insan davranışı üzerinde yeterince etkili olmadığı sonucuna varılabilir. Bir bakıma ekonomik kalkınma insanların daha çok araç edinmelerine, daha çok kısa ve uzun mesafe seyahat etmelerine yol açtığı gibi ekonomik faaliyetlerdeki artışa bağlı olarak ekonomik sektörler arasındaki ulaşım ilişkisinin de yoğunluğunu artırmaktadır. Bütün bunlara bağlı olarak trafik kazalarının artması normal karşılanabilir. Ancak gelişmiş ülkelerle kıyaslandığında bu durumun normal olmadığı görülür.

Hukuk üstünlüğü endeksi hem uzun hem de kısa dönemde kaza sayısında düşük oranlarda artışa yol açmaktadır. Hukuk üstünlüğü endeksi bir bakıma insanların hukuka olan güven düzeyini göstermektedir. Bu bakımdan hukuk üstünlüğündeki artış insanların rahat bir şekilde araç edindiğini, araçla ilgili çalınma, sabotaj, yangın, sel, kaza vb. durumlarda da gerekli hukuki süreçlerin yerine getirileceğine duydukları güveni göstermektedir. Bu güvene bağlı olarak artan araç sayısı kaza sayısında artışa yol açabilmektedir.

Kriz yıllarının, kaza sayısı üzerinde negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. Bunun nedeni ise ekonomik koşullardaki daralma araç sayısının stabil kalmasına veya çok az artmasına, seyahat sayısı ve sürelerinin kısılmasına, ekonomik faaliyetlerin azalmasına, sektörler

arasındaki taşıma ilişkisindeki düşmeye bağlı olarak trafik kazalarında azalmaya yol açtığı söylenebilir.

Kaza sayısı ile ekonomik kalkınma değişkenleri arasında elde edilen nedensellik ilişkisine göre motorlu araç sayısındaki artış veya azalışın kaza sayısında artış veya azalışa neden olduğu söylenebilir. Aynı durumun insani gelişmişlik endeksindeki artış veya azalışında kaza sayısı üzerinde bir artış veya azalışa yol açtığı sonucuna varılabilir. Bu iki sonuç, gerek araç sayısındaki değişimin ve gerekse de insani gelişimin veya kalkınma düzeyindeki değişimin trafik kazalarında bir değişime yol açtığı şeklinde de yorumlanabilir.

KAYNAKÇA

- Alptekin, D., Aladağ, Ç. H. ve Alptekin, B. (2017). “7. Karayolu Trafik Güvenliği Sempozyumu ve Sergisi Bildiriler Kitabı”, *Trafiğe Kayıtlı Araç Sayısı, Gerçekleşen Kaza Sayısı ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analiz Edilmesi: Türkiye Örneği*. (s.47-50), Ankara: Emniyet Genel Müdürlüğü.
- Bagherinabel, E. (2014). *Trafik Kazalarının Zaman Serisi Analizi ile Değerlendirilmesi*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. Zonguldak: Bülent Ecevit Üniversitesi.
- Beeck, F. E., Borsboom, J. G. and Mackenbach, P. J. (2000). Economic Development and Trafik Accident Mortality in the Industrialized World. *International Journal of Epidemiology*, Britian. 29, s.503-509.
- Bener, A., Hussain, S.J., Al-Malki, M.A., Shotar, M.M., Al-Said, M.F. ve Jadaan, K.S. (2010). Road Traffic Fatalities in Qatar, Jordan and the UAE: Estimates Using Regression Analysis and the Relationship with Economic Growth. *Eastern Mediterranean Health Journal*, 16 (3), s.318-323.
- Bishai, D., Quresh, A., James, P., Ghaffar, A. (2006). National Road Casualties and Economic Development. *Health Economics*, 15(1), s.65-81.
- Bougueroua, M. ve Carnis, L. (2016). Economic Development, Mobility and Traffic Accidents in Algeria. *Accident Analysis and Prevention*, 92, s.168–174.
- Brown, R. L., Durbin, J., Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Overtime. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37 (13), s.149-163.
- Chen, G. (2014). Association Between Economic Fluctuations and Road Mortality in OECD Countries. *European Journal of Public Health*, 24 (4), s.612-614.
- Dadgar I, ve Norström T. (2015). Short-Term and Long-Term Effects of GDP on Traffic Deaths in 18 OECD Countries, 1960–2011. *J Epidemiol Community Health*, s.1–8.
- Dünya Bankası (2018). “Worldwide Governance Indicators”, <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#doc-over>, (Erişim Tarihi: 11.12.2018).
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 (2), s.251-276.
- Enu, P., (2015). Road Traffic Accidents and Macroeconomic Conditions in Ghana. *Social and Basic Sciences Research Review*. 2(9), s.374-393.

- Garg, N. ve Hyder, A. A. (2006). Exploring the Relationship Between Development and Road Traffic Injuries: A Case Study from India. *European Journal of Public Health*, 16 (5), s.487–491.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37, s.424-438.
- Granger, C. W. J. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16, s.121-130.
- Iwata, K. (2010). The Relationship Between Traffic Accidents and Economic Growth in China. *Economics Bulletin*, 30 (4), s.3306-3314.
- Karayolları Genel Müdürlüğü [KGM], (2018). *Trafik Kazaları Özeti 2017*, Ankara: Trafik Güvenliği Dairesi Başkanlığı.
- Kopits, E. A. (2004). *Traffic Fatalities and Economic Growth*. Yayınlanmamış Doktora Tezi. Maryland: Maryland Üniversitesi.
- Kopits, E. ve Cropper, M. (2008). Why Have Traffic Fatalities Declined in Industrialised Countries? *Journal of Transport Economics and Policy*, 42 (1), s.129–154.
- Law, T. H., Noland, R. B. ve Evans, A. W. (2011). The Sources of the Kuznets Relationship between Road Fatalities and Economic Growth. *Journal of Transport Geography*. 19 (2), 355-365.
- Paulozzi, L. J., G, Ryan, G. W., Espitia-Hardeman, V. E. ve Xi, Y. (2007). Economic Development's Effect on Road Transport-Related Mortality among Different Types of Road Users: A Cross-Sectional International Study. *Accident Analysis and Prevention*, 39, s.606–617.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), s.289-326.
- Seddighi, H. R. (2012). *Introductory Econometrics: A Practical Approach*, London: Routledge Taylor and Francis Group.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Bursa: Dora Basım Yayın Dağıtım.
- Soderlund, N. ve Zwi, A. B. (1995). Traffic-related Mortality in Industrialized and Less Developed Countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 73 (2), s.175-182.
- United Nations Development Programme (UNDP). “İnsani Gelişme Endeksleri ve Göstergeleri: 2018 İstatistiksel Güncellemesi – Türkiye”, http://www.tr.undp.org/content/turkey/tr/home/library/human_development/_nsani-geli_me-endeksleri-ve-goestergeleri--2018-statistiksel-gue.html, (Erişim Tarihi: 12.12.2018).
- Wang, R., Gong, J., Wang, Y., Chen, H., Chen, S., Wang, Q., (2017). Relationship between Gross Domestic Product and Accident in China. *Journal of Safety Studies*, 3 (1), s.19-26.
- Wiebe, D. J., Ray, S., Maswabi, T., Kgathi, C., Branas, C. C. (2016). Economic Development and Road Traffic Fatalities in Two Neighbouring African Nations. *African Journal of Emergency Medicine*, 6, s.80–86.
- Yannis, G., Papadimitriou, E. ve Folla, K. (2014). Effect of GDP Changes on Road Traffic Fatalities. *Traffic Injury Prevention* 63, s.42–49.

- Yusuff, M. A. (2015). Impact Assessment of Road Traffic Accidents on Nigerian Economy. *Quest Journals Journal of Research in Humanities and Social Science*. 3 (12), s.8-16.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10, s.251-270.