

# TRAFİK KAZALARI İLE ALKOL TÜKETİMİ İLİŞKİSİ: BİR TRANSFER FONKSİYONU ANALİZİ

Yrd. Doç. Dr. Murat KARAGÖZ\*

## Özet

Uzun dönem zaman serilerine bakıldığında trafik kazaları sayısı ile alkollü içki tüketimi arasında bir paralellik olduğu gözlenmektedir. Bu çalışmada söz konusu ilişki dinamik regresyon ve transfer fonksiyonu ile analiz edilmiştir. Tüm modeller, katsayıları ve genel uyumu itibarıyla anlamlı olmakla birlikte transfer fonksiyonu en iyi uyumu vermiştir. Gecikmeli ilişkilerde anlamlı modeller elde edilmiş olmakla birlikte eş dönemli ilişkiyi gösteren transfer fonksiyonu en düşük (en iyi) AIC kriteri ile sonuçlanmıştır. Burada elde edilen modeller anlamlı bulunmakla birlikte, özellikle alkol serisinin oluşturulmasında bir toplulaştırma hatası işlenmiş olabilir. Ayrıca iki seri arasındaki ilişkinin trendden kaynaklanan sahte bir ilişki olması mümkündür.

**Anahtar Kelime ve Deyimler:** Trafik kazaları, alkol, dinamik regresyon, transfer fonksiyonu.

## Abstract

Having looked at the long spanning data, one can observe that there is a parallel increase between alcoholic consumption and road accidents. In this study we have analyzed this relation via dynamic regression and transfer functions. While all the models give the meaningful relations, the transfer functions have given us the best fitting models. Although the lagged relations are also meaningful, the simultaneous relation proved to give the highest performance in terms of AIC criterion. However, we do not disregard the possibilities of aggregation bias in alcoholic beverages and spurious relation due to trend element.

---

\* İnönü Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü öğretim üyesi.

## 1. GİRİŞ

Bu çalışmada Türkiye'deki kaza sayıları ile alkol tüketimi ilişkisi, çeyrek yıllık zaman serileri verilerinden yararlanarak oluşturulan transfer fonksiyonu metodolojisi ile analiz edilmesi amaçlanmaktadır. Daha önce yapılan bir araştırmada bu değişkenlere ilişkin gecikmeli regresyon ilişkisi bulunmuştur (Karagöz 2003). Trafik kazaları ile Alkol tüketimi arasında güncel haberlerden de anlaşılacağı üzere önemli bir korelasyon beklenmektedir. Nitekim bu yönde bu güne kadar bazı çalışmalar yapılmıştır (bakınız Foster et al 1986). Ancak burada daha analitik bir model çalışması öngörülmektedir.

Daha önce denediğimiz bir model,

$$KAZA(t) = SABİT + B_0 ALKOL(t) + B_1 ALKOL(t-1) + B_2 ALKOL(t-2) + u(t)$$

olup bu model anlamsız çıkmıştır. Özellikle kesme terimi ve eş-dönemli ilişkiyi gösteren  $B_0$  katsayısı anlamsız bulunmuştur. Yani, sıfır alkol düzeyinde anlamlı bir kaza sayısına rastlanmıyor. Bunun nedeni, iki seri arasında değişim düzeyi (ölçek) açısından önemli bir fark olmasıdır. Ayrıca üretilen alkol aynı dönemde tüketilerek kazaya yol açmıyor. En az bir dönem (3 ay) sonra tüketilerek kazaya yol açmaktadır. Buna göre anlamsız çıkan bu iki parametre modelden çıkarılarak yeniden tahmin edilmiş, sonuçlar anlamlı bulunmuştur. Anlamlı model şöyledir.

$$KAZA(t) = B_1 ALKOL(t-1) + B_2 ALKOL(t-2) + u(t)$$

Bu modele ilişkin açıklama yüzdesi 0.974, F istatistiği ise 458.270 gibi çok yüksek rakamlar olarak çıkmıştır. Modelin parametre tahminleri ise şöyledir:

KAZA(t) =	0.0002369	ALKOL(t-1)	+	0.0002176	ALKOL(t-2)
St. Hata	0.0000			0.00000	
p	0,0000			0.00000	

Bu modele daha sonra 3 ve 4 gecikmeli ALKOL değişkenleri ilave edilerek tekrar tahmin edilmiş, ilave edilen parametreler % 7 anlamlılık seviyesi ile sonuçlandırıldığından burada rapor edilmemiştir.

Bu iki değişkene ilişkin zaman serisi verileri üzerinde basit bir regresyon ilişkisinden ziyade gecikmeli etkileri de dikkate alan bir 'Transfer Fonksiyonu' modeli düşünülebilir. Transfer fonksiyonu modellerinde bağımlı değişken, bağımlı değişken ve hata teriminin 'anlamlı' gecikmeli değerlerinden oluşan dinamik bir regresyon modeli kurulmaktadır. Böyle bir model aracılığı ile

bağımsız değişkenin (alkol tüketimi) bağımlı değişken üzerindeki kısmi ve genel etkileri hesaplanabilmektedir. Ancak bu tür bir çalışma çok sayıda parametre içereceğinden hiç olmasa eşlenik 50 ya da daha fazla (kaza ve alkol tüketimi) gözlem çifti içeren yıllık seri gerektirir. Bu çalışma için elde edilen çeyrek yıllık veri sayısı 60 dönemi kapsamaktadır.

## 2. TRANSFER FONKSİYONU METODOLOJİSİ

Box-Jenkins (1976) tarafından popüler hale getirilen ARIMA modellerine dışsal bir  $X_t$  değişkeninin gecikmeli değerlerinin eklenmesi ile elde edilen Transfer Fonksiyonu (TF) modeli,  $X_t$ 'deki gecikmeli etkilerin  $Y_t$ 'de nasıl bir transfere yol açtığını açıklamaktadır. Buradaki etkileşimin tek yönlü sadece  $X$ 'den  $Y$ 'ye doğru olması önemli bir varsayımdır. Aksi halde, yani çift yönlü bir etkileşim Vektörel ARMA (VARMA) modelleri çerçevesinde ele alınmaktadır.

$Y_t$  ve  $X_t$  uygun şekilde dönüştürülmüş durağan seriler,  $A_r(L)$ , ve  $B_s(L)$  sırasıyla  $r$  ve  $s$  mertebeden gecikme polinomları ve  $\varepsilon_t$  (pür rastsal olması gerekmeyen) hata terimi olmak üzere, bir TF modelinin genel biçimi şöyledir:

$$A_r(L)Y_t = B_s(L)L^b X_t + \varepsilon_t$$

Burada  $b$  sabiti  $X_t$  deki şokların kaç dönem gecikme ile  $Y_t$  de bir tepkiye dönüştüğünü göstermektedir.  $Y_t$  terimi yalnız bırakılırsa

$$Y_t = A_r^{-1}(L)B_s(L)L^b X_t + A_r^{-1}(L)\varepsilon_t$$

Burada  $V(L) = A_r^{-1}(L)B_s(L)L^b$  ve  $\eta_t = A_r^{-1}(L)\varepsilon_t$  biçiminde tanımlanırsa

$$Y_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \dots + \eta_t$$

veya kısaca

$$Y_t = V(L)X_t + \eta_t$$

biçiminde transfer fonksiyonu modeline ulaşılır.  $\eta_t$  yine pür rastsal (white noise, WN) olması gerekmeyen bir hata sürecidir.  $V(L)$  polinomu **transfer**

**fonksiyonu** adını alırken, polinomun  $c_i$  katsayıları da **transfer fonksiyonu ağırlıkları** veya **etki-tepki fonksiyonu** adı verilmektedir.

$V(L) = v_0 + v_1L + v_2L^2 + \dots$  polinomunun mertebesi sınırlanmamakla birlikte bu polinomun mutlak değer olarak katsayılar toplamının  $\sum |v_j| < \infty$  biçiminde sonlu olduğu varsayılmaktadır. transfer fonksiyonundaki ilk terim  $v_0$ ,  $X_t$  ile  $Y_t$  arasındaki gecikmesiz ilişkiyi göstermektedir. Bu ilk katsayı sıfır ise, iki seri arasında aynı dönem içinde bir etkileşim olmadığı anlamına gelir. Daha genel olarak, etkileşim b-inci gecikmeden itibaren başlıyorsa  $Y_t$  serisi  $X_t$  serisini b-dönem geriden izler ki, bu durumda  $X_t$  serisi **öncü gösterge** olarak adlandırılır.

Burada amaç, gecikme polinomlarındaki katsayıları tahmin ederek modeli belirlemektir. Modelin tahmini için şu aşamalar önerilmektedir (Wei 1990, s.298):

**Birinci aşamada**,  $X_t$  serisine

$$B_x(L)X_t = C_x(L)\alpha_t$$

biçiminde bir ARMA modeli uyarlanır. Böylece  $\frac{B_x(L)}{C_x(L)}X_t = \alpha_t$  olur ki,

$\frac{B_x(L)}{C_x(L)}$  filtre adını alır. Burada  $\alpha_t$  sıfır ortalama ve  $\sigma_\alpha^2$  varyanslı pür rastsal (WN) bir süreçtir.

**İkinci aşamada**,  $\frac{B_x(L)}{C_x(L)}$  filtresi bu kez  $Y_t$  serisine uygulanarak  $\beta_t$  ile

gösterilen  $\frac{B_x(L)}{C_x(L)}Y_t = \beta_t$  filtrelenmiş çıktı serisi elde edilir.

**Üçüncü aşamada**,  $\beta_t$  ile  $\alpha_{t-k}$  kalıntıları arasında  $r_{\alpha\beta}(k)$  ile gösterilen k-dönem gecikmeli çapraz koreslayonlar hesaplanır. Örneğin K gecikmeye kadar ki değerlerden oluşan çapraz korelasyon fonksiyonunun (CCF) istatistiksel anlamlılığı topluca

$$Q = \frac{T(T+2)}{(T-K)} \sum_{k=0}^K r_{\alpha\beta}^2 \sim \chi_{K-p-n}^2$$

ile test edilebilir. Burada, T toplam gözlem sayısı, p otoregresif, n ise transfer fonksiyonu katsayılarının sayısıdır.

**Dördüncü aşamada**, Daha sonra  $v_k$  ile verilen etki-tepki katsayıları şu şekilde tahmin edilir:

$$\hat{v}_k = \frac{\hat{\sigma}_\beta}{\hat{\sigma}_\alpha} r_{\alpha\beta}(k)$$

bu katsayıların anlamlılığı ise  $(T-k)^{-1/2}$  ile test edilebilir.

**Beşinci aşamada**,  $v_k$  'nın teorik kalıpları ile  $\hat{v}_k$  tahminleri karşılaştırılarak  $L^b$ ,  $A_r(L) = (1 - a_1L - \dots - a_rL^r)$  ve  $B_s(L) = (1 - b_1L - \dots - b_sL^s)$  polinom mertebeleri belirlenir (bkz Tablo 11.1, Montgomery vd. 1990, s.301). Böylece b, r, ve s belirlendikten sonra  $\hat{a}_j$  ve  $\hat{b}_j$  tahminleri bunların  $v_k$  ile olan

$$(1 - a_1L - \dots - a_rL^r)(v_0 + v_1L + v_2L^2 + \dots) = (b_0 - b_1L - \dots - b_sL^s)L^b$$

bağlantıları aracılığı ile belirlenebilir. Böylece transfer fonksiyonu için bir başlangıç tahmini

$$\hat{V}(L) = \frac{\hat{B}_s(L)}{\hat{A}_r(L)} L^b$$

biçiminde elde edilmiş olur.

**Altıncı aşamada** hata süreci modellenir. Başlangıç transfer fonksiyonu aracılığı ile

$$\hat{\eta}_t = Y_t - \hat{C}(L)X_t = Y_t - \frac{\hat{B}_s(L)}{\hat{A}_r(L)} L^b X_t$$

kalıntıları elde edilir. Daha sonra bu kalıntılar

$$D(L)\eta_t = E(L)a_t$$

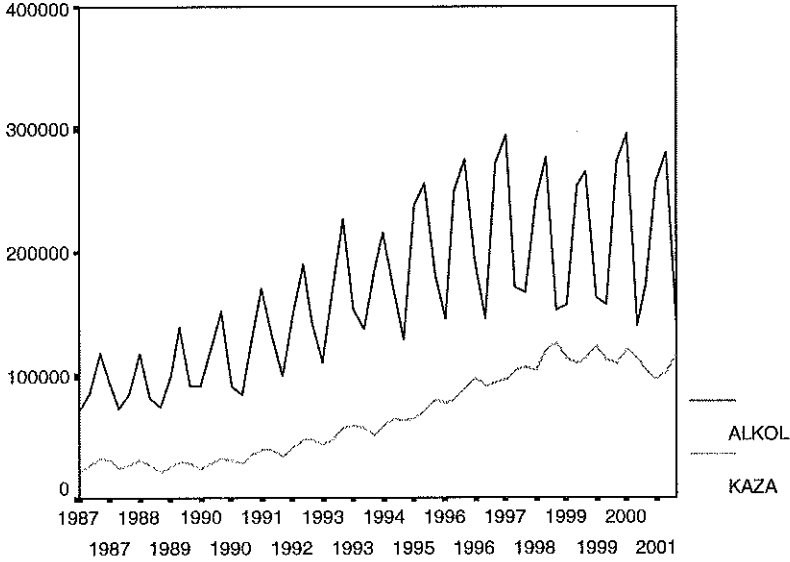
biçiminde tek değişkenli bir ARMA süreci halinde modellenir. Böylece tüm unsurlar bir araya getirildiğinde

$$Y_t = \frac{B(L)}{A(L)} X_{t-b} + \frac{E(L)}{D(L)} a_t$$

biçimindeki nihai transfer fonksiyonu modeline ulaşılmış olur. Ortaya çıkan nihai modelde katsayılar anlamlı, az parametrelî, kalıntılar pür rastsal, ve ön tahmin hataları minimum olmalıdır. Elde edilen nihai model üzerinde sorunlar varsa, bir takım iyileştirmeler için (Enders 1995, s.285) de yer alan tavsiyelere uyulabilir.

### 3. UYGULAMA SONUÇLARI

Veriler DİE tarafından derlenmiştir. Buradaki alkol değişkeni 1987 yılının birinci çeyreğinden 2001 yılı dördüncü çeyreğine kadar olan 60 dönemlik rakı, kanyak, viski, votka, cin, şarap, likör, ve bira serilerinin eşit ağırlıklı toplamından oluşmaktadır. Bu şekilde oluşturulan alkol serisinde bir "toplulaştırma hatası" olmadığı varsayılmaktadır. Trafik kazaları sayılarına ilişkin çeyrek yıllık serisi Emniyet genel müdürlüğü tarafından derlenmiş olmakla birlikte DİE aracılığı ile elde edilmiştir. Alkollü içkiler üretimi ile trafik kazaları sayısını aynı grafik üzerinde inceleyelim.



Şekil 1. Alkollü İçki Üretimi ve Kaza Sayıları Çeyrek Yıllık Zaman Serisi (DİE)

Burada alkol üretim rakamları ile kaza sayıları aynı ölçek üzerinde görülebilmesi için birinci seriye ilişkin rakamlar bin ile bölünmüştür. Grafikten açıkça görüleceği üzere iki değişken zaman içerisinde birlikte değişme eğilimindedir. Her iki seride de hafif artan trend ve mevsimsel dalgalanmalar gözlenmektedir. Nitekim her iki seriye ilişkin ACF incelenmiş ve çok yavaş azalan bir otokorelasyon yapısı görülmüştür. Muhtemelen serilerin durağanlığı bozacak bu iki sorun sırasıyla 1-dönemlik (üç aylık) ve mevsimlik (1-yıllık) farklar alınarak giderilebilir. Ayrıca her iki seri için artan varyans sorunu gözlenmektedir. Bunun için her iki seriye logaritmik dönüştürme uygulanarak artan varyans sabitleştirilebilir. Yapılan her bir dönüşümden sonra durağanlık kontrol edilmiş ve sonuç olarak alkol serisi  $x_t = (1-L)(1-L^4) \ln X_t$  ve kaza sayıları serisi  $y_t = (1-L)(1-L^4) \ln Y_t$  biçiminde dönüştürülmüştür.

Transfer fonksiyonu modellerine girişmeden önce bir karşılaştırma olması bakımından önce birkaç dinamik regresyon modeli ile tek değişkenli ARMA modelleri denenmiştir. Böylece daha sonra kurulacak olan transfer modeli ile bu modellerle karşılaştırılmak suretiyle Transfer modellerinin daha iyi bir uyum sağladığı görülebilir.

### 3.1. Dinamik Regresyon Modelleri

Burada regresyon teorisi çerçevesinde kaza sayıları serisi alkol serisinin çeşitli gecikmeli değerleri üzerine regresyonu denenmiştir (Regresyon analizi için bkz Draper and Smith 1981 ve Koutsouyannis 1988). Anlamlı bulunan iki model aşağıda rapor edilmiştir.

**Tablo 1.** Model 1: Kaza sayısı-Alkollü İçki Üretimi Dinamik Regresyon Modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-değeri	Anlamlılık
SABİT	-1799139,870	107447,240	-16,744	0,000
LNALKOL(t-2)	48694,466	4978,603	9,781	0,000
LNALKOL(t-4)	50429,604	4802,548	10,501	0,000

Bağımlı Değişken: KAZA Regresyonun Standart Sapması 13381,0480.

Bu modelde alkol serisi logaritmik olarak alınmıştır. Altı ay ve bir yıl gecikmeli alkol üretimi ile trafik kazaları sayısı arasında anlamlı bir ilişki olduğu gözlenmektedir. Alkollü içkilerin türlerine göre üretimi ile tüketimi arasında belirli bir zaman aralığının geçtiği dikkate alınırca modelin bu anlamda değerlendirilebileceği anlaşılmaktadır.

**Tablo 2.** Model 2: Kaza sayısı-Alkollü İçki Üretimi Dinamik Regresyon Modeli

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-değeri	Anlamlılık
SABİT	-41138,806	5375,802	-7,653	0,000
ALKOL(t-1)	7,882E-05	0,000	2,275	0,027
ALKOL(t-2)	2,926E-04	0,000	9,929	0,000
ALKOL(t-4)	2,925E-04	0,000	9,944	0,000

Bağımlı Değişken: KAZA, Regresyonun Standart Sapması 11041,0324

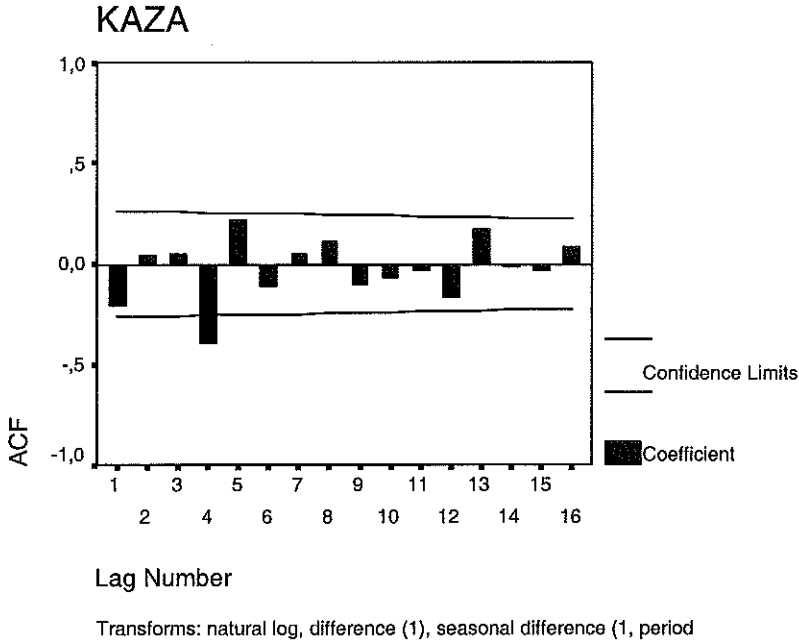
Buna göre trafik kazaları ile alkollü içki üretimi arasında üç, altı ve 12 ay gecikmeli değerler arasında anlamlı ilişki bulunmuştur. Ayrıca bu model ilk modele göre daha küçük bir regresyon hatası içermektedir. İki seri arasındaki



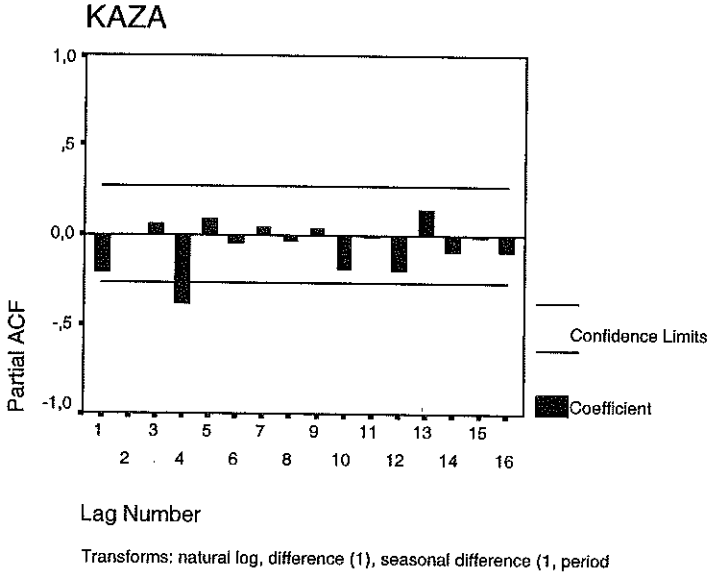
ölçek farklılığı katsayıların mutlak değeri olarak çok küçük çıkmasına yol açmıştır.

### 3.2. Kaza Serisi için Tek Değişkenli ARIMA Modeli

Transfer fonksiyonunda girdi serisi olarak bir WN süreci alınırsa tek değişkenli ARMA modeli oluşturulmuş olur. ARIMA modellerinin uyarlanması için bkz (Enders 1995, s.63-134). Çeyrek yıllık  $Y_t$  kaza sayıları serisine ARMA modelinin uyarlanması için durağanlık şartlarının sağlanması gerekir. Bunun için yukarıda gerekli dönüştürmeler önerilmiştir. Böylece dönüştürülmüş seriye ilişkin ACF ve PACF grafikleri aşağıda sunulmaktadır.



Şekil 2. Durağan Kaza Sayıları Serisi ACF Değerleri



**Şekil 3.** Durağan Kaza Sayıları Serisi PACF Değerleri

Örneklem ACF değerlerine göre 1. mertebeden mevsimsel hareketli ortalama modeli veya örneklem PACF değerlerine bakıldığında bu kez 1. mertebeden mevsimsel bir otoregresif modelin uygun olacağı görülmektedir. Her iki model için tahmin sonuçları şöyledir.

**Tablo 3.** Model 3: Kaza Sayısı Serisi için Mevsimsel AR Modeli

KATSAYI	TAHMİN	STANDART HATA	t-ORANI	ANLAMLIK DÜZEYİ
SAR1	-0,47089400	0,12708931	-3,7052210	0,00049836

Regresyon varyansı: 0,00480628

**Tablo 4.** Model 4: Kaza Sayısı Serisi için Mevsimsel MA Modeli

KATSAYI	TAHMİN	STANDART HATA	t-ORANI	ANLAMLIK DÜZEYİ
SMA1	0,45007280	0,12696521	3,5448514	0,00082017

Regresyon Varyansı: 0,00487235

Burada her iki mevsimsel modelin de anlamlı olduğu gözlenmektedir. Bununla birlikte otoregresif model az da olsa daha küçük bir regresyon varyansına sahiptir.

### 3.3. Standart Regresyon Modeli

Yukarıda dinamik regresyon modeli ile bulunan gecikmeli ilişki bu kez seriler standartlaştırılarak denenmiştir. Eş dönemli, üç aylık ve dokuz aylık gecikmeli ilişkiler istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Buna karşın altı aylık ve 1 yıllık gecikmeli değerler ile sabit terim istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

**Tablo 4.** Model 4: Kaza Sayısı ile Alkolü İçki Üretimi Standart Regresyonu

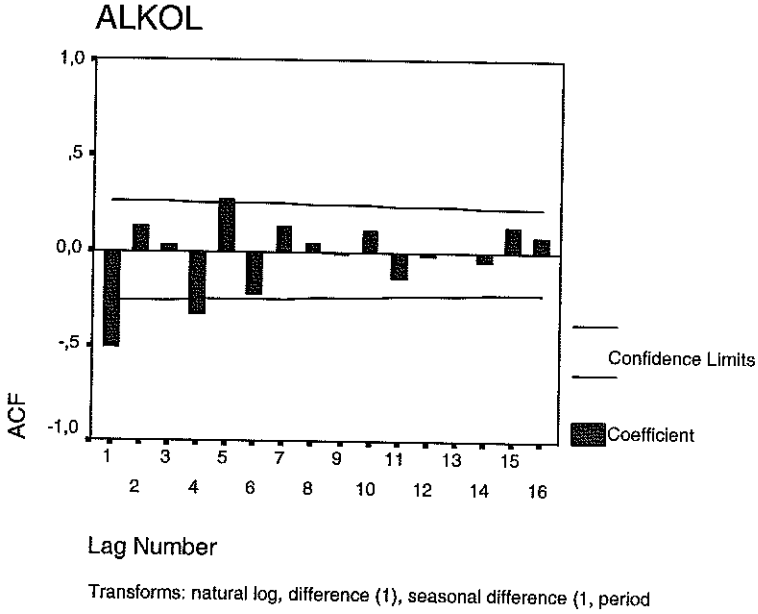
Değişken	Katsayı	Standart hata	t-değeri	Anlamlılık
SABİT	-3,047	0,159	-19,215	0,000
ZALKOL(t-2)	9,404E-09	0,000	13,080	0,000
ZALKOL(t-4)	9,427E-09	0,000	13,310	0,000

Regresyon standart hatası 0.336

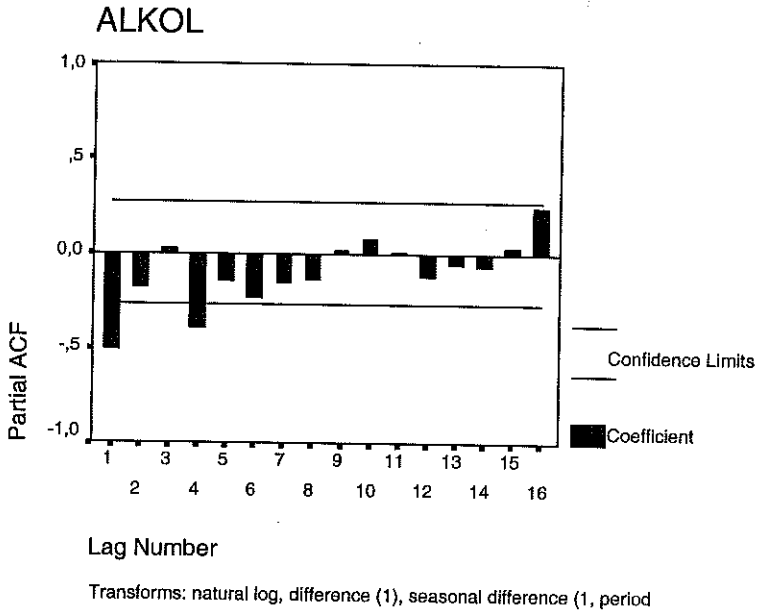
Kesme terimi teorik olarak anlamsız olmakla beraber, istatistiksel olarak anlamlıdır. Altı aylık ve 12 aylık gecikmeli ilişkiler ise hem teorik hem de istatistiksel olarak anlamlıdır. Ölçek sorunu burada da katsayı büyüklüğüne yansımaktadır.

### 3.4. Transfer Fonksiyonu Modeli

Bunun için yukarıda verilen adımlara göre öncelikle her bir serinin durağan hale gelmesi için uygun dönüştürmeler yapılmıştır. ACF değerlerinden 1, ve 4 gecikmeli değerler anlamlı görünüyor. Bu da MA1 ve SMA1 parametrelerine yer verileceğini gösterir. 5 gecikmeli değer biraz anlamlı görünmekle birlikte bu tür düzensiz gecikmelere ilişkin anlamlı değerlerin Box-Jenkins metodolojisinde ihmal edilmesi gerekmektedir (Enders 1995).



Şekil 4. Durağan Alkollü İçki Üretim Serisi ACF Değerleri



Şekil 5. Durağan Alkollü İçki Üretim Serisi PACF Değerleri

PACF değerleri de aynı şekilde 1 ve 4 gecikmeli değerler için anlamlıdır. Buna göre AR1 ve SAR1 parametrelerine yer verilmelidir. Böylece Box-Jenkins metodolojisine göre başlangıç modeli SARMA(1,1,1)(1,1,1)<sub>4</sub> biçiminde olmalıdır. Yapılan bu başlangıç denemesinde sadece MA1 parametresi anlamlı bulunmuştur. Anlamsız parametreler modelden düşüldüğünde SARMA(1,1,0)(0,1,0)<sub>4</sub> ve SARMA(0,1,1)(0,1,0)<sub>4</sub> biçiminde iki değişik anlamlı model ortaya çıkmıştır. Bu modeller aşağıdaki tablo ile rapor edilmiştir.

**Tablo 5.** Model 5: Alkollü İçki Üretimi Serisi için MA Modeli

KATSAYI	TAHMİN	STANDART HATA	t-ORANI	ANLAMLIK DÜZEYİ
MA1	0,80213410	0,08726535	9,1918972	0,0000000

Regresyon varyansı: 0.01030100

Bu modele göre aklamayı sağlayan doğrusal filtre

$$(1 - 0.8L)^{-1} = 1 + 0.8L + 0.64L^2 + \dots$$

biçiminde durağan fakat çok terimlidir.

**Tablo 6.** Model 6: Alkollü İçki Üretimi Serisi için AR Modeli

KATSAYI	TAHMİN	STANDART HATA	t-ORANI	ANLAMLIK DÜZEYİ
AR1	-0,50077086	0,11705718	-4,2780022	0,00007748

Regresyon varyansı: 0.01170393

Her iki model de anlamlı olmakla beraber cebirsel yorumu daha kolay olan AR(1) modeli tercih edilecektir. Buna göre uyarlanan model

$$(1 + 0.5L)x_t = \alpha_t$$

biçiminde gösterilebilir. Burada  $\alpha_t$  bir WN serisi olup varyansı  $\hat{\sigma}_\alpha^2 = 0.0117$  dir. Diagnostik kontroller modelin yeterli olduğunu

göstermektedir. Dolayısıyla  $(1 + 0.5L)$  filtresi kaza serisinin ağırtılması için de uygulanarak

$$(1 + 0.5L)y_t = \beta_t$$

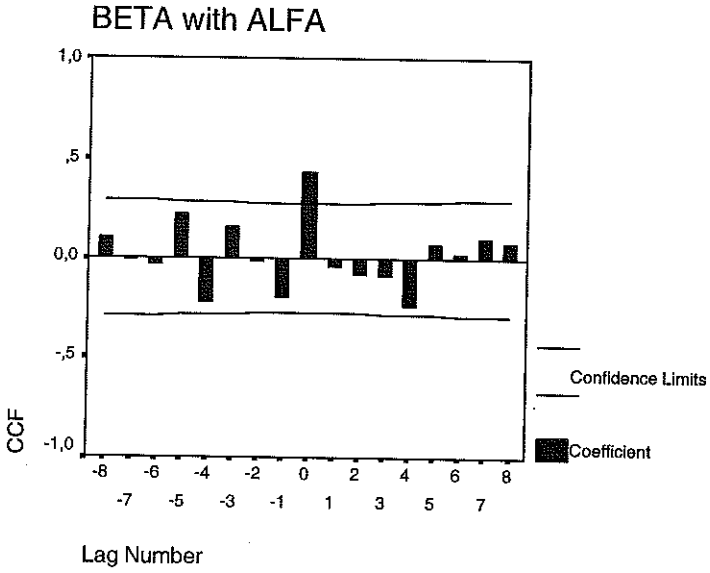
çıktı serisi elde edilmiştir.  $\alpha_t$  ve  $\beta_t$  serileri için çapraz korelasyonlar aşağıda verilmiştir.

Öte yandan  $sh(\beta) = 0.07623$  ve  $sh(\alpha) = 0.1091970$  olup bunların oranı yukarıdaki çapraz korelasyonlarla çarpılarak elde edilen transfer ağırlıkları son sütunda gösterilmiştir.

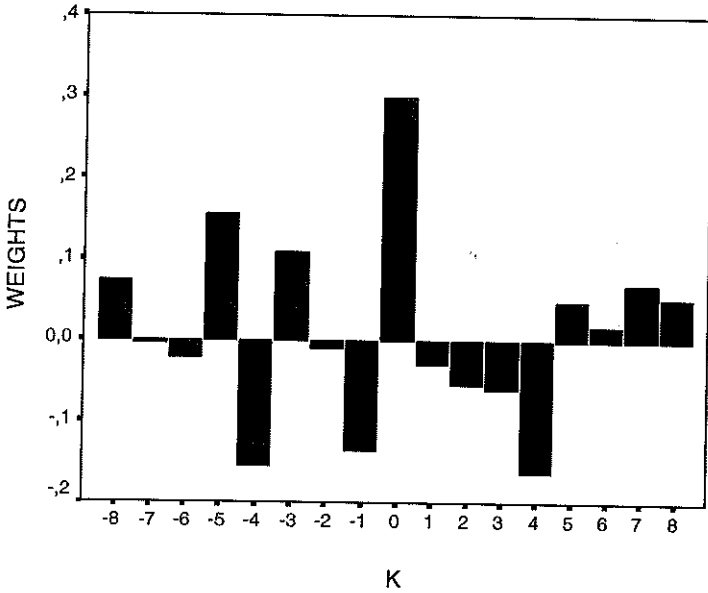
**Tablo 7.** Ağırtılmış Serilerin Çapraz Korelasyonu ve Transfer Fonksiyonu Ağırlıkları

Gecikme	Çapraz Korelasyon	Standart Hata	Ağırlıklar
-8	0,106	0,147	0,07
-7	-0,006	0,146	0,00
-6	-0,030	0,144	-0,02
-5	0,222	0,143	0,15
-4	-0,222	0,141	-0,15
-3	0,157	0,140	0,11
-2	-0,015	0,139	-0,01
-1	-0,194	0,137	-0,14
0*	0,429*	0,136	0,30*
1	-0,043	0,137	-0,03
2	-0,078	0,139	-0,05
3	-0,086	0,140	-0,06
4	-0,233	0,141	-0,16
5	0,070	0,143	0,05
6	0,025	0,144	0,02
7	0,099	0,146	0,07
8	0,075	0,147	0,05

(\*) İstatistiksel olarak anlamlı bulunan değer.



Şekil 6. Ağartılmış Seriler Arası Çapraz Korelasyon Fonksiyonu



Şekil 7. Transfer Fonksiyonu Ağırlıkları

Buradaki CCF değerleri Montgomery vd. (1990, s.301), Tablo 11.1'e göre yorumlanırsa, anlamlı değerlerin sayısının  $s=1$  olacağını, salınımlı yapının  $r=2$  olacağını gösterir. Yine aynı tabloya göre anlamlı ağırlığın sıfır gecikme ile başlaması  $b=0$  olacağını gösterir. Bu şartlar altında söz konusu model ile başka birkaç alternatif model tahmin edilerek aşağıdaki tablo ile sonuçlar sunulmuştur.

**Tablo 8.** Kaza Sayıları ile Alkol Tüketimi için Transfer Fonksiyonu Modelleri

Model AIC Varyans	Açıklayıcı Değişkenler	Katsayı Tahmini	Standart hatası	t-değeri	Anlamlılık Düzeyi
Model 1 -135,6003 0,00360426	x(t)	0,12907982	0,02419822	5,3342680	0,00000258
Model 2 -109,33539 0,00491655	MA1 x(t-4)	0,37113319 -0,0827492	0,14526847 0,03828671	2,5548090 -2,1613049	0,01424683 0,03628431
Model 3 -109,2628 0,00521282	x(t-2) x(t-3)	0,08447176 0,11539335	0,04280079 0,04392412	1,9736030 2,6271067	0,05472725 0,01180759
Model 4 -120,0715 0,00436061	x(t-1) x(t-2)	-0,1549420 -0,1090926	0,03889527 0,03902270	-3,9835700 -2,7956194	0,00024547 0,00758963

Burada Model 1'de kaza ile alkol serileri arasındaki gecikmeli ilişkinin kaybolduğu bunun yerine dönemsel olarak bire bir ilişki olduğu gözlenmektedir. Bunun nedeni muhtemelen durağanlığın sağlanması için her iki seri üzerinde yapılan aşırı dönüşümlerdir. Nitekim, trend, mevsimsellik ve artan varyans sorunları için üç ayrı dönüşüm uygulanmıştır. Bununla birlikte, tüm parametreler anlamlıdır. Regresyon varyansı ve AIC kriteri daha önceki modellerin tümünden ve burada deneme olarak ele alınan Model 2, 3, ve 4'den daha küçüktür. Tüm modeller katsayılar itibariyle ve genel olarak istatistiksel açıdan anlamlıdır.

#### 4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Güncel haberlerden de izleneceği üzere trafik kazalarının ardında yatan önemli sebeplerden biri alkol tüketimidir. Uzun yıllara ait veriler dikkate alındığında ülkemizde alkol tüketimi ve buna paralel olarak trafik kazaları



sayısındaki hızlı artışı gözlemek mümkündür. Bu çalışmada her türlü değer yargılarından uzak tamamen bilimsel verilere dayanarak alkollü içki üretimi ile trafik kazaları sayısı arasındaki nedensel ilişki modellenmeye çalışılmıştır.

Sonuç olarak hem dinamik regresyon modeli hem de transfer fonksiyonu olarak anlamlı ilişkiler bulunmuştur. Ayrıca trafik kazalarına ilişkin tek değişkenli ARMA modelleri de denenmiştir. Bütün bu modeller içinde regresyon varyansları açısından karşılaştırıldığında transfer fonksiyonu modelinin en iyi uyumu verdiği gözlenmiştir. Gecikmeli ilişki dinamik regresyon modellerinde net bir şekilde gözlemlenirken, transfer fonksiyonunda bu ilişki eş-dönemli ilişkiye indirildiği görülüyor. Bunun da nedeni, TF metodolojisinin dayandığı serilerin durağanlık varsayımı gereği olan aşırı dönüştürmeler olabilir.

Alkollü içki tüketimi ile trafik kazaları incelenirken, alkol serisinin oluşturulmasında bir toplulaştırma sorunu olabileceği göz ardı edilmemelidir. Bu bakımdan kaza sayıları ile her bir alkollü içki serisi için, örneğin, rakı ve bira için ayrı modeller kurulabilir. Ayrıca burada alkolden kazaya doğru kurulan nedensel ilişkinin mantıksal alt yapısı ve bu ilişkinin tek yönlü olacağına ilişkin varsayım, bir VAR (vektörel otoregresif) modeli çerçevesinde Granger nedensellik analizi ile ortaya konulabilir. Alkollü içki tüketimi ile trafik kazaları sayısı arasında bu çalışma ile ortaya konulan ilişkinin üçüncü bir değişken örneğin trendden kaynaklanan sahte bir ilişki olup olmadığı modele trend değişkeni ilave edilerek, veya her bir seri önceden trendden arındırılarak kontrol edilebilir.

Takdir edilir ki, bütün bu önerileri burada bir bildiri çerçevesinde ele almak mümkün değildir. İleriki çalışmalarda bu ihtimallere yer verilecektir.

#### KAYNAKLAR

- DİE (Devlet İstatistik Enstitüsü) bültenleri.
- Draper, N.R. and Smith, H. (1981), Applied Regression Analysis, 2<sup>nd</sup> ed., Wiley, New York.
- Enders, W. (1995) Applied Econometric Time Series, Wiley, New York.
- Foster, Graham R.; Dunbar, James A.; Whittet, David; Fernando, Gyan C.A. (1988) "Contribution of alcohol to deaths in road traffic accidents in Tayside 1982-6".BMJ:British Medical Journal, 5/21/88, Vol. 296 Issue 6634, p1430.

- Karagöz, M. (2003) "Trafik Kazaları İle Alkol Tüketimi İlişkisi İçin Bir Zaman Serisi Modeli", TRODSA 2003 Trafik ve Yol Güvenliği II.Ulusal Kongresi/ Sergisi 7-9 Mayıs 2003, Gazi Üniversitesi, Mühendislik Fak. Ankara.
- Koutsoyiannis, A. (1988), Theory of Econometrics, MacMillan, London.
- Newbold, P. (1991), Statistics for Business and Economics, Prentice-Hall, London.
- Montgomery, D.C., L.A. Johnson And J.S. Gardiner (1990), Forecasting and Time Series Analysis, Second Ed. McGraw-Hill Inc., New York.
- Pyndick R.S. and D.L. Rubinfeld (1991) Econometric Models and Economic Forecasts, Third Ed., McGraw-Hill Inc., New York.
- Wei (1990), Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods, Addison-Wesley Comp. Inc., New York.