Osmangazi Üniversitesi
Sosyal Bilimler Dergisi
Yıl : 2001 Sayı : 2

ÜÇ BOYUTLU KONTENJANS TABLOLARININ ANALİZİNDE LOG-LİNEAR MODELLERİN KULLANIMI VE TRAFİK KAZALARINA UYGULANMASI

Yrd.Doç.Dr.Veysel YILMAZ
Yrd.Doç.Dr.Cengiz AKTAŞ
Osmangazi Üniversitesi
Fen-Edebiyat Fakültesi

ÖZET

Bu çalışmada kontenjans tabloları şeklinde özetlenen kategorik verilerin analizinde log-linear modellerin kullanımı ve söz konusu modelin şehir içi ve şehirler arası yollarda emniyet kemeri takıp-takmamanın trafik kaza sonuçlarına etkisi araştırılmaya çalışılmıştır.

Anahtar Kelimeler

Kategorik Veri, Kontenjans Tabloları, İstatistiksel Model, Log-Linear Analiz

1.GİRİŞ

Günümüz toplum bilim araştırmalarının çoğunda incelenen istatistik birimlerinin çeşitli kategorik değişkenler itibariyle gözlenmesi söz konusudur. Bu tür çalışmalarda güdülen amaç, gözlem sonucu elde edilen kategorik verilerin çeşitli kontenjans tabloları şeklinde düzenlemek ve düzenlenen tablolar üzerinde yapılacak analizlere dayanarak değişkenler arasındaki karmaşık ilişki yapılarını ortaya çıkartmak ve araştırılan konuyla ilgili daha doğru ve daha kapsamlı bilgi sahibi olmaktır. Güdülen bu amacı gerçekleştirmenin bir yolu da kontenjans tablosunun boyutlarını oluşturan değişkenlerin açıklanan değişken üzerindeki ana etkilerini, iki değişkenli etkileşim etkilerini ve üç değişkenli etkileşim etkilerini kestirmek, sınamak ve en uygun log-linear modelle ifade etmektir.(Yılmaz , 1996, 8-12)

Bu nedenle çalışmada ilk önce üç boyutlu kontenjans tabloları daha sonra log-linear modellerin matematiksel yapısı ve son olarak da söz konusu modellerin trafik kazalarının analizinde kullanımı aktarılmaya çalışılmıştır.

2.ÜÇ BOYUTLU KONTENJANS TABLOLARI

Örneklemdeki her bir birimin üç kategorik değişken üzerinde aynı anda sınıflandırılmasıyla oluşturulan tablolara üç boyutlu kontenjans tablosu denir. Değişkenlerin düzeylerine aynı anda sahip olan istatistik birimlerinin sayısı olan gözlenen sıklıklar, gözlendiği değişkenler itibariyle bir yada daha fazla sıra ve sütun halinde gösterilmesiyle kontenjans tablosu oluşturulmuş olur.

Üç boyutlu kontenjans tablolarında (KT) sıralar I, sütunlar J ve tabakalar K ile gösterilir. Üç boyutlu KT genel formu Tablo-1'de verilmiştir.

3. ÜÇ BOYUTLU KT LOG-LİNEAR MODELLER

İstatistiksel yaklaşımın temel kavramlarından biri de model kavramıdır. Model, bir sistemde bileşenlerin ve bunlar arasındaki ilişkilerin matematiksel ve mantıksal ifadelerle sunumudur. Değişkenler arasındaki ilişkilerin en uygun matematiksel modelle gösterilmesi çoğu zaman pek çok araştırmanın esas konusu olmuştur. Log linear analizde de amaç çok değişkenli kategorik verilerin özetlendiği kontenjans tablolarındaki değişkenlerin ve değişkenler arası etkileşimlerin açıklanan değişken üzerindeki etkilerinin uygun bir matematiksel model yardımıyla ortaya koymaktır.(Choulakian 1988,235-250)

Tablo-1 Üç Boyutlu KontenjansTablosu

		Sütunlar			
Tabakalar	**Sıralar**	**1**	**2**	**............**	**J**
1	1	n_{111}	n_{121}	....	n_{1J1}
	2	n_{211}	n_{221}	....	n_{2J1}
	.	.	.		.
	.	.	.		.
	I	n_{I11}	n_{I21}	....	n_{IJ1}
2	1	n_{112}	n_{122}	....	n_{1J2}
	2	n_{212}	n_{222}	....	n_{2J2}
	.	.	.		.
	.	.	.		.
	I	n_{I21}	n_{I21}		n_{IJ1}
.					
.					
K	1	n_{11K}	n_{12K}	....	n_{1JK}
	2	n_{21K}	n_{22K}	....	n_{2JK}
	.	.	.		.
	.	.	.	....	.
	I	n_{I2K}	n_{I2K}	....	n_{IJK}

Üç boyutlu KT kullanılan notasyonlar aşağıda verilmiştir.

n_{ijk} ; (i,j,k) gözesinin gözlenen frekansı

P_{ijk} ; (i,j,k) gözesinin olasılığı

m_{ijk} ; (i,j,k) gözesinin beklenen frekansı
$n_{...}$; KT toplam frekans
$n_{i..}$; i nci. sıranını marjinal frekansı
$n_{.j.}$; j nci. sutunun marjinal frekansı
$n_{..k}$; k ncı. tabakanın marjinal frekansı
$P_{i..}$; i nci. sıranını marjinal oolasılığı
$P_{.j.}$; j nci. sutunun marjinal olasılığı
$P_{..k}$; k ncı. tabakanın marjinal olasılığı
I sıra değişkeni, J sütun değişkeni ve K tabaka değişkenini göstermek üzere ,
i=1,2,......,I
j=1,2,......,J
k=1,2,....,K
dir.

Kontenjans tabloları için olası Log-linear model sayısı boyut sayısına bağlıdır. n boyut sayısını göstermek üzere KT'daki olasılog-linear model sayısı $2^{2^{n-1}}$ formülüyle hesaplanır.(Darroch vd., 1980,522-539)

Örneğin n=3 iken mümkün log-linear model sayısı 128 dir. Tüm bu modellerin hepsinin ele alınarak incelenmesi imkansızdır. Bu nedenle benzer özellikleriyle bir araya getirilen modellerin tam bağımsızlık, kısmi

bağımsızlık, koşullu bağımsızlık ve doymuş model başlıkları altında incelenmesi daha uygundur.
(Christensen, 1990 , 66-68)

3.1 Tam Bağımsızlık Modeli

Sıra, sütun ve tabakaların hepsinin birbirinden bağımsız olduğu durumda (i,j,k) gözesi için ortak olasılık ilgili marjinal olasılıkların çarpımına eşittir.

$$M^{(0)}: p_{ijk} = p_{i..}\,p_{.j.}\,p_{..k} \qquad \text{.....................(1)}$$

(1) model tam bağımsızlık modeli olarak isimlendirilir. $M^{(0)}$ modeli altında p_{ijk} 'nın maksimum benzerlik kestirimi (MBK),

$$\hat{p}^{(0)}_{ijk} = p_{i..}\,p_{.j.}\,p_{..k} = \frac{n_{i..}}{n_{...}}\,\frac{n_{.j.}}{n_{...}}\,\frac{n_{..k}}{n_{...}}$$ ve $m_{ijk} = n_{...}\,p_{ijk}$ iken m_{ijk} nin'MBK, $\hat{m}^{(0)}_{ijk}$

$$\hat{m}^{(0)}_{ijk} = n_{...}\,\hat{p}^{(0)}_{ijk} = \frac{n_{i..}\,n_{.j.}\,n_{..k}}{n^2_{...}}$$

nın logaritması alındığında,

$$\ln \hat{m}^{(0)}_{ijk} = \ln n_{i..} + \ln n_{.j.} + \ln n_{..k} - 2\ln n_{...} \qquad \text{.....................(2)}$$

bulunur. i,j ve k için toplam alındığında,

$$\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K} \ln \hat{m}^{(0)}_{ijk} = JK\sum_{i=1}^{I}\ln n_{i..} + IK\sum_{j=1}^{J}\ln n_{.j.} + \sum_{k=1}^{K}\ln n_{..k} - 2IJK\ln n_{...}$$

elde edilir. τ_i, τ_j, τ_k ve τ_0 aşağıdaki gibi tanımlandığında (Agresti, 1990, 142-145)

$$\tau_i = \ln n_{i..} - \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I} \ln n_{ijk}$$

$$\tau_j = \ln n_{.j.} - \frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J} \ln n_{ijk}$$

$$\tau_k = \ln n_{..k} - \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K} \ln n_{ijk}$$

$$\tau_0 = \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I} \ln n_{i..} + \frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J} \ln n_{.j.} + \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K} \ln n_{..k} + \ln n_{...}$$

(2) nolu eşitlikte yer alan model aşağıdaki şekle dönüşür.

$$\ln m_{ijk}^{(0)} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k \qquad \text{..............................(3)}$$

(3) nolu modeli üç boyutlu KT tüm değişkenlerin birbirinden bağımsız olduğunu, değişkenler arasında hiç bir düzeyde etkileşim olmadığını ifade eden log-linear modeldir. τ_0 ortalama etkiyi, τ_i sıra etkisini τ_j sütun etkisini ve τ_k tabaka etkisini göstermektedir.

3.2 Kısmi Bağımsızlık Modelleri

Bir değişkenin diğer iki değişkenden bağımsız olduğu modellerdir. KT üç değişken olduğunda üç adet kısmi bağımsızlık modelinden bahsetmek mümkündür.

1. *Sıra değişkeninin sütun ve tabaka değişkeninden bağımsız olduğu model*

Bu modelde sütun ve tabakalar arasındaki ilişki hakkında hiçbir şey söylenemez. Birbirlerinden bağımsızda olabilir bağımlı da olabilirler. Eğer bağımlı iseler bağımsızlıktan ayrılışları ayrıca araştırılabilir. Sıra değişkeninin sütun ve tabaka değişkeninden bağımsız olduğu model, (Christensen, 1990 , 70-75)

$$M^{(1)}: p_{ijk} = p_{i..} p_{.jk} \qquad \text{..............................(4)}$$

(4) modeli altında p_{ijk} nın MBK,

$$\hat{p}_{ijk}^{(1)} = \hat{p}_{i..} \hat{p}_{.jk} = \frac{n_{i..}}{n_{...}} \frac{n_{.jk}}{n_{...}} \text{ dir.}$$

$m_{ijk}^{(1)}$ 'nin MBK, $\hat{m}_{ijk}^{(1)} = n_{...} \hat{p}_{ijk}^{(1)} = n_{...} \frac{n_{i..}}{n_{...}} \frac{n_{.jk}}{n_{...}} = \frac{n_{i..} n_{.jk}}{n_{...}}$

$\hat{m}_{ijk}^{(1)}$ 'nin logaritması alınıp benzer işlemler yapıldığında model,

$$\ln m_{ijk}^{(1)} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{jk} \qquad \text{..............................(5)}$$

şeklini alır. (5) modeline sıra değişkenin sütun ve tabaka değişkeninden bağımsız olduğu log-linear model denir.

2. *Sütun değişkeninin sıra ve tabaka değişkeninden bağımsız olduğu model*

$$M^{(2)}: p_{ijk} = p_{.j.}\, p_{i.k} \qquad \text{..........................(6)}$$

$M^{(2)}$ modeli içinde $M^{(1)}$ modeli benzer işlemler yapıldığında (6) eşitliği aşağıdaki log-linear forma dönüşür

$$\ln m_{ijk}^{(2)} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ik} \qquad \text{..........................(7)}$$

3. *Tabaka değişkeninin sıra ve sütün değişkeninden bağımsız olduğu model*

$$M^{(3)}: p_{ijk} = p_{..k}\, p_{ij.} \qquad \text{..(8)}$$

(4) ve (6) eşitliklerinde yer alan modeller için yapılan işlemler (8) modeli içinde tekrarlandığında,

$$\ln m_{ijk}^{(3)} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ij.} \qquad \text{..........................(9)}$$

Tabaka değişkenin sıra ve sütun değişkeninden bağımsız olduğu log-linear model elde edilmiş olur. (5),(7) ve (9) nolu eşitliklerde yer alan τ_{jk}, τ_{ik} ve τ_{ij} simgeleri sırasıyla sütun tabaka etkileşim parametresi, satır tabaka etkileşim parametresi ve satır sütun etkileşim parametresini ifade eder.

3.3 Koşullu Bağımsızlık Modelleri

Bir değişkenin ilgili düzeyleri bilindiğinde diğer iki değişken koşullu bağımsız olabilir. Koşullu bağımsızlık modeli iki değişkenin bağımsızlığına üçüncü değişkenin kontrolünde izin verir. (Goodman, 1968,1091-1980)

Örneğin tabaka k bilindiğinde i. sıra ve j. sütunun koşullu bağımsızlığı,

$$\mathrm{P(satır = i, sütun = j/tabaka = k)} = \frac{\mathrm{P(satır = i, sütun = j, tabaka = k)}}{\mathrm{P(tabaka = k)}} = \frac{p_{ijk}}{p_{..k}}$$

Her bir tabaka için sıra ve sütunların koşullu bağımsızlığı ise,

$$\mathrm{P(satir = i, sütun = j/tabaka = k)} = \mathrm{P(satır = i/tabaka = k)P(sütun = j/tabaka = k)}$$

$$= \frac{p_{i.k}}{p_{..k}} \frac{p_{.jk}}{p_{..k}}$$

şeklinde yazılabilir. Bulunan iki eşitlik birbirine eşitlendiğinde tabaka değişkenini her bir düzeyinde sıra ve sütun değişkenleri arasındaki koşullu bağımsızlık modeli,

$$M^{(4)}: p_{ijk} = \frac{p_{i.k}\, p_{.jk}}{p_{..k}} \qquad \text{..............................(10)}$$

şeklinde yazılabilir. Üç boyutlu tablolarda üçüncü değişkenin düzeylerine göre diğer iki değişkenin koşullu bağımsızlığı için olası üç model vardır. Birincisi tabanın aldığı değer bilindiğinde sıra ve sütunlar arasındaki koşullu bağımsızlık (10), ikincisi sütunlar bilindiğinde tabakalar ve sıralar arasındaki koşullu bağımsızlık,

$$M^{(5)}: p_{ijk} = \frac{p_{ij.}p_{.jk}}{p_{.j.}} \qquad \text{.............................(11)}$$

ve sıralar bilindiğinde sütun ve tabakalar arasındaki koşullu bağımsızlık,

$$M^{(6)}: p_{ijk} = \frac{p_{ij.}p_{i.k}}{p_{i..}} \qquad \text{.............................(12)}$$

(10),(11) ve (12) deki üç modelde yer elan olasılıkların MBK birbirine benzerdir.

$M^{(4)}$ için MBK,

$$\hat{p}^{(4)}_{ijk} = \frac{\hat{p}_{i.k}\hat{p}_{.jk}}{\hat{p}_{..k}} = \frac{\left(\frac{n_{i.k}}{n_{...}}\right)\left(\frac{n_{.jk}}{n_{...}}\right)}{\left(\frac{n_{..k}}{n_{...}}\right)} \qquad \text{.............................(13)}$$

dir. $M^{(4)}$ modeli altında beklenen sıklığın MBK ise,

$$\hat{m}^{(4)}_{ijk} = n_{...}\hat{p}^{(4)}_{ijk} = \frac{n_{...}\hat{p}_{i.k}\hat{p}_{.jk}}{\hat{p}_{..k}} = \frac{n_{i.k}n_{.jk}}{n_{..k}} \qquad \text{...................(14)}$$

şeklindedir.

Yukarıda ifade edilen koşullu bağımsızlık modellerini log-linear modelle de ifade etmek mümkündür. (Yılmaz, 1996,22-25)

$$M^{(4)}: \ln m_{ijk} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ik} + \tau_{jk} \qquad \text{...................(15)}$$

$$M^{(5)}: \ln m_{ijk} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ij} + \tau_{jk} \qquad \text{...................(16)}$$

$$M^{(6)}: \ln m_{ijk} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ij} + \tau_{ik} \qquad \text{...................(17)}$$

Ayrıca bunlara ek olarak tüm ana etkiler, tüm iki değişkenli etkileşim ve üç değişkenli etkileşimi içeren doymuş log-linear model ,

$$M^{(7)}: \ln m_{ijk} = \tau_0 + \tau_i + \tau_j + \tau_k + \tau_{ij} + \tau_{ik} + \tau_{jk} + \tau_{ijk}$$

$$\text{..(18)}$$

Şeklinde yazılabilir. (15), (16) (17) ve (18) modellerinde yer alan ortalama etki, ana etki ve etkileşim parametrelerinin kestirimleri aşağıdaki formüller yardımıyla yapılır.(Andersen, 1990, 131-135)

$$\hat{\tau}_0 = \frac{1}{IJK}\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}\ln n_{ijk}$$

$$\hat{\tau}_i = \frac{1}{JK}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_j = \frac{1}{IK}\sum_{i=1}^{I}\sum_{k=1}^{K}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_k = \frac{1}{IJ}\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_{ij} = \frac{1}{K}\sum_{k=1}^{K}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_i - \hat{\tau}_j + \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_{ik} = \frac{1}{J}\sum_{j=1}^{J}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_i - \hat{\tau}_k + \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_{jk} = \frac{1}{I}\sum_{i=1}^{I}\ln n_{ijk} - \hat{\tau}_j - \hat{\tau}_k + \hat{\tau}_0$$

$$\hat{\tau}_{ijk} = \ln n_{ijk} - \hat{\tau}_i - \hat{\tau}_j - \hat{\tau}_k - \hat{\tau}_{ij} - \hat{\tau}_{ik} - \hat{\tau}_{jk} + \hat{\tau}_0$$

Modellerde yer alan parametreler için aşağıdaki koşullar geçerlidir,(Powerd vd, 2000, 107-110)

$$\sum_{i=1}^{I}\tau_i = \sum_{j=1}^{J}\tau_j = \sum_{k=1}^{K}\tau_k = 0$$

$$\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\tau_{ij} = \sum_{i=1}^{I}\sum_{k=1}^{K}\tau_{ik} = \sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}\tau_{jk} = 0$$

$$\sum_{i=1}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}\tau_{ijk} = 0$$

4.MODELLERİN UYGUNLUĞUNUN SINANMASI

Ele alınan modelin veriye uygunluğunu sınanması gözlenen ve ele alınan modele göre hesaplanan beklenen sıklıklar arasındaki farka dayanan Pearsen ki kare veya benzerlik oran istatistikleri yardımıyla yapılır. $\hat{m}_{ijk}^{(*)}$ Ele alınan modele dayanarak hesaplanan beklenen sıklıklar olduğunda söz konusu istatistikler,
(Haberman, 1977, 555-561)

$$X^2=\sum_{i}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}\frac{\left(n_{ijk}-\hat{m}_{ijk}^{(*)}\right)^2}{\hat{m}_{ijk}^{(*)}} \quad ; \quad G^2=2\sum_{i}^{I}\sum_{j=1}^{J}\sum_{k=1}^{K}n_{ijk}\ln(n_{ijk}/\hat{m}_{ijk}^{(*)})$$

Şeklindedir.

Bu istatistikler ilgili model altında belirli serbestlik dereceleriyle ki kare dağılır. Sözü edilen modellerin sınanmasında kullanılan istatistiklerin serbestlik dereceleri (SD) topluca aşağıdaki tabloda verilmiştir. (Rao vd.,1984,157-170)

Tablo-2 Üç Boyutlu KT Sınanan Modeller Ve Sınanmalarında Kullanılan İstatistiklerin SD 'leri

Model	SD
$M^{(0)}$	(IJK)-I-J-K+2
$M^{(1)}$	(JK-1)(I-1)
$M^{(2)}$	(IK-1)(j-1)
$M^{(3)}$	(IJ-1)(K-1
$M^{(4)}$	K(I-1)(J-1)
$M^{(5)}$	J(I-1)(K-1)
$M^{(6)}$	I(J-1)(K-1)

5.UYGULAMA

5.1. Emniyet Kemeri Durumuna Göre Kazaya Karışan Sürücüler ve Kaza Sonuçları

5.1.1.Değişkenler;

A=Kaza Yeri (i=1→ Şehir İçi ;i=2→Şehir Dışı)

B=Emniyet kemeri (j=1→Takılı;j=2→Takılı Değil)

C=Kaza Sonucu (k=1→Ölümlü Kaza Sayısı;k=2→Yaralanmalı Kaza Sayısı;k=3→Maddi Hasarlı Kaza Sayısı)

5.1.2. Uygun Model Seçimi

Kontenjans tablosundaki veriler için en uygun modelin bulunmasında üç temel yaklaşım vardır. Bunlardan birincisi K-yönlü etkilerin anlamlılığının incelenmesi, ikincisi değişkenler arasındaki kısmi ki-kare değerleri ve üçüncüsü geriye doğru veya ileriye elemedir. (Backward, Forward Elimination) (Benedetti vd., 1978, 680-686)

Emniyet kemeri kullanımı, trafik kazasının olduğu yer ve kaza sonucu değişkenlerinden oluşan üç boyutlu kontenjans tablosundaki verilerin K-yönlü etkilerin sınanmasına ilişkin SPSS çıktısı aşağıda verilmiştir.

Tablo-3 Emniyet Kemeri Kullanımı, Trafik Kazasının Olduğu Yer Ve Kaza Sonucu Verileri İçin T-Yönlü Etkiler

T yönlü ve Daha Yüksek Düzeyli Etkilerin Sıfır Olduğunun Testi.

T	SD	Pearson Chisq	P(Anlamlılık)
3	2	372,94	,0000
2	7	16818,322	,0000
1	11	418517,090	,0000

T Yönlü Etkilerin Sıfır Olduğunun Testi

T	SD	Pearson Chisq	P(Anlamlılık)
1	4	401698,768	,0000
2	5	16445,381	,0000
3	2	372,941	,0000

Tablo-3 'den de görüleceği gibi ana etkiler (T=1), iki değişkenli etkileşim etkileri (T=2) ve üç değişkenli etkileşim etkileri (T=3) istatistiksel olarak anlamlıdır. Bunun anlamı modelde ana etkilerin parametrelerinin , iki ve üç değişkenli etkileşim parametrelerinin yer alması gerektiğidir.

Uygun model seçimi için kısmi ilişkiler yaklaşımıyla ilgili elde edilen çıktı Tablo-4 de verilmiştir.

Tablo-4 Emniyet Kemeri Kullanımı, Trafik Kazasının Olduğu Yer Ve Kaza Sonucu Verileri İçin Kısmi İlişkiler

Kısmi İlişkilerin Testi

Etki İsmi	SD	Kısmi Chisq	P(Anlamlılık)
BÖLGE*KEMER	1	4879,418	,0000
BÖLGE*SONUÇ	2	11239,486	,0000
KEMER*SONUÇ	2	2598,923	,0000
BÖLGE	1	71686,693	,0000
KEMER	1	12765,696	,0000
SONUÇ	2	209646,092	,0000

Tablo-4 de yer alan SPSS çıktısından da anlaşılacağı gibi tüm ana etkiler ve iki değişkenli etkileşim etkileri tüm anlam düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır.($p<0,000$)

Backward yaklaşımından elde edilen sonuçlar ise SPSS çıktısı olarak Tablo-5 te verilmiştir.

Tablo-5 Emniyet Kemeri Kullanımı, Trafik Kazasının Olduğu Yer Ve Kaza Sonucu Verileri İçin Geriye Doğru Eliminasyon Sonuçları

Backward Eliminatsyon (p = ,050)				
BÖLGE*KEMER*SONUÇ				
Benzerlik Oran chi square = ,00000 SD = 0 P = 1,000				
If Deleted Simple Effect is	SD	L.R. Chisq Change	P	Iter
BÖLGE*KEMER*SONUÇ	2	374,885	,0000	1
Step 1				
BÖLGE*KEMER*SONUÇ				
Benzerlik Oran chi square = ,00000 SD = 0 P = 1,000				
The final model				
BÖLGE*KEMER*SONUÇ				
Goodness-of-fit test statistics				
Benzerlik Oran chi square = ,00000 SD = 0 P = 1,000				
Pearson chi square = ,00000 SD = 0 P = 1,000				

Geriye doğru adımlama yaklaşımı hesaplanan ki-kare değeri içindeki en az anlamlı değişimi sağlayan etkinin modelden çıkartılması prensibine dayanır. Yukarıda yer alan eliminasyon çıktısı incelendiğinde en az anlamlı etkinin bile modelden çıkartılması istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu nedenle tüm ana etki ve etkileşimlerin modelde yer elması gerekir.

Sonuç olarak üç yaklaşım da benzer sonuçlar vermiştir. Modelde ana etkiler, iki değişkenli etkileşim etkileri ve üç değişkenli etkileşim etkileri yer almalıdır. Uygun bulunan log-linear model (18) eşitliğinde verilen $M^{(7)}$ dir. Söz konusu model uygulamada yer alan değişkenler için özelleştirildiğinde aşağıdaki eşitlik elde edilir.

$$\ln m_{ijk} = \tau_0 + \tau^{Bölge} + \tau^{Kemer} + \tau^{Sonuç} + \tau^{Bölge*Kemer} + \tau^{Bölge*Sonuç} + \tau^{Kemer*Sonuç} + \tau^{Bölge*Kemer*Sonuç}$$

5.1.3. Ana etki Ve Etkileşim Parametrelerinin Hesaplanması

Analiz sonucu elde edilen model bize sadece kontenjans tablosunun boyutlarını oluşturan değişkenler aralarındaki istatistiksel olarak anlamlı veya anlamlı olmayan ilişkiler hakkında fikir verir. Bu sonuçlar konu hakkında geniş yorumlar yapabilmek için yeterli değildir. Değişkenler arasındaki karmaşık ilişki yapılarını sayısal olarak ifade ederek ilişkinin yönü ve derecesi hakkında geniş yorumlar yapabilme imkanı veren Log-linear model etkileşim parametre kestirim değerlerini hesaplanmasına ihtiyaç vardır.

Emniyet kemeri kullanımı, trafik kazasının olduğu yer ve kaza sonucu verilerinin ana etki ve etkileşim parametre kestirimleriyle ilgili SPSS çıktısı Tablo-6' da verilmiştir.

Tablo-6 incelendiğinde, $\hat{\tau}^{Kemer*Sonuç*Bölge}_{Takılı*Ölümlü*Şİ}$ üç değişkenli etkileşim katsayısının α=0.05 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı (0.39335<1.96) , $\hat{\tau}^{Kemer*Sonuç*Bölge}_{Takılı*Ölümlü*ŞD}$ üç değişkenli etkileşim katsayısının negatif değerinin α=0.05 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülür. İki değişkenli etkileşim parametre kestirimleri incelendiğinde, kazanın olduğu bölge ile kaza sonuçları arasında anlamlı bir ilişkinin olduğu ve emniyet kemerinin takılı olup olmamasının ölümlü ve yaralanmalı kaza sayılarını etkilediği görülebilir.

6.SONUÇ

Ölümlü, yaralanmalı ve maddi hasarlı kaza sayılarını etkileyen pek çok değişken olmasına karşın uygun veri bulunamadığından çalışmada sadece emniyet kemeri durumu ile sözü edilen kaza sonuçları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olup olmadığı araştırmaya çalışılmıştır.

Analiz sonucunda,

- Sürücünün kullandığı yolun ya da bölgenin emniyet kemeri takıp takmamasını etkilediği ve özellikle de şehir içi yollarda emniyet kemerinin şehirler arası yollara göre daha az takıldığı ve dolayısıyla emniyet kemer uygulamasının daha şehir içi yollarda benimsenmediği,
- Trafik kazasının şehir içinde veya dışında olması kaza sonuçlarını etkilediği ve özellikle şehir içinde trafik kaza sonuçlarının oluş sıklıklarına göre sıralanışının maddi-yaralanmalı-ölümlü iken şehir dışında söz konusu sıralamanın ölümlü-yaralanmalı-maddi şeklinde meydana geldiği,

- Emniyet kemeri takmanın şehir içi ve şehir dışı yollarda kaza sonuçlarını etkilediği ve özellikle bu sonuçlardan şehir dışı yollarda kemer takılı olup ölümle sonuçlanan kaza sayısının kemer takılı olmayanlara göre daha az olduğu dolayısıyla emniyet kemerinin trafik kazalarında ölüm riskini azalttığı ortaya çıkmıştır.

Bilinen bu gerçeğin son günlerde görsel medyanın da hala "*emniyet kemerinin nasıl takılacağını bilmeyen sürücüler*" ile ilgili haber yapması dikkate alınarak çalışmada, emniyet kemer durumu ile kaza sonucu arasındaki ilişki örneklem olarak ele alınan Emniyet Genel Müdürlüğünün 1997 için hazırladığı Trafik İstatistik Yıllığı verilerine dayanarak ortaya konmaya çalışılmıştır.

Tablo-6 Emniyet Kemeri Kullanımı, Trafik Kazasının Olduğu Yer Ve Kaza Sonucu Verilerinin Ana Etki Ve Etkileşim Parametre Kestirimleri

Parametre Kestirimleri

BÖLGE*KEMER*SONUÇ

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	,0061325822	,01559	,39335	-,02442	,03669
2	-,03956634	,00892	-4,43647	-,05705	-,02209

BÖLGE*KEMER

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	-,2587866426	,00812	-31,88116	-,27470	-,24288

BÖLGE*SONUÇ

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	-,4944091507	,01559	-31,71202	-,52497	-,46385
2	-,1124727665	,00892	-12,61126	-,12995	-,09499

KEMER*SONUÇ

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	-,2843412638	,01559	-18,23800	-,31490	-,25378
2	-,0107331294	,00892	-1,20348	-,02821	,00675

BÖLGE

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	,3692665192	,00812	45,49171	,35336	,38518

KEMER

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	,1867646676	,00812	23,00843	,17085	,20267

SONUÇ

Parametre	Katsayı	Std. Hata	Z	%95 Anlam D. Güven Aral.	
1	-2,150826165	,01559	-137,95666	-2,18138	-2,12027
2	,4700101200	,00892	52,7	,45253	,48749

KAYNAKLAR

- *Süreli Yayınlar*

1. Benedetti, J.K., Brown, N.B., Strategies For The Selection Of Log-linear Models, (1978) , *Biometrics, ,Vol.34, s.s 680-686*
2. Choulakian, V., Exploratory Analysis Contingency Tables By Log-linear Formulation and Generalizations Of Correspondence Analysis, (1988) *Psychometrika, Vol. 53-2, ss. 235-250*
3. Darroch, J.N., Lauritzen, S.L., and Speed, T.D., Markov Fields And Log-linear Interaction Models For Contingency Tables, (1980) *Annals Of Statistics, Vol. 8-3, ss. 522-539*
4. Goodman a, A.L., The Analysis Of Cross- Classified Data: Independence, Quasi Independence, And Interactions In Contingency Tables With or Without Missing Entries, *JASA, Vol. 324-65, ss. 1080-1091*
5. *Haberman, J.S., A Waning On The Use Of Chi-Square Statistics With Frequency Tables With small Expected Cell Counts", JASA, Vol.63-402, ss.555-561*
6. Rao, J.N.K, Ccott, A.J., On Chi-square Tests For Multi-Way Contingency Tables With Cell Proportions Estimated From Survey Data, *Annals Of Statistics, Vol.12-1, ss. 157-170*

- *Kitaplar*

1. Andersen, E.B.,(1990), *The Statistical Analysisi Of Categorical Data*, Springer-Verlag, Berlin, 520 s.
2. Agresti a, A., (1990), *Categorical Data Analyisis,* John Wiley and Sons , New York, 577 s
3. Agresti b, A., (1984), *Analysisi Of Ordinal Categorical Data,* John Wiley and Sons , New York, 286 s.
4. Christensen, R., (1990), *Log-linear Models,* Springer-Verlag, New York, 400 s.
5. Everitt, S.B., Dunn, G., 1991, *Applied Multivariate Data Analysis*, John Wiley and Sons , New York, 304 s.
6. Daniel A. Powers, Yu, Xie, *(2000), Statistical Methods For Categorical Data Analysis,* Academic Press, San Diago, 305 s

- *Tezler ve Raporlar*

1. Yılmaz. V, (1996), Türkiye'deki İntiharlara İlişkin Çok Değişkenli Kategorik Verinin Log-linear Modellerle Analizi, Osmangazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, (Yayınlanmamış Doktora Tezi), Eskişehir, Türkiye
2. T.C. İçişleri Bakanlığı Emniyet Genel Müdürlüğü Trafik Hizmetleri Başkanlığı Trafik İstatistik Yıllığı 1997, s,381, Ankara
3. T.C Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü Karayolu Trafik Kaza İstatistikleri 1997, Yayın No: 2188, s. 80, Ankara