



Araştırma Makalesi (Research Article)

Cilt 1 - Sayı 2: 22-27 / Mayıs 2018

(Volume 1 - Issue 2: 22-27 / May 2018)

LOJİSTİK REGRESYON YÖNTEMİ İLE DOĞUM AĞIRLIĞINA ETKİ EDEN FAKTÖRLERİN BELİRLENMESİ

Mustafa ŞAHİN^{1*}, Ercan EFE¹

¹Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Zootekni Bölümü, 46100, Kahramanmaraş, Türkiye

Gönderi: 28 Mart 2018; **Yayınlanma:** 01 Mayıs 2018
(**Submission:** March 28, 2018; **Published:** May 01, 2018)

Özet

Düşük doğum ağırlığına neden olan risk faktörlerinin belirlenmesi, doğum sırası ve sonrasında alınacak tedbirlere yön vermesi ve bebeğin sağlıklı gelişimi açısından önem arz etmektedir. Bu çalışmada doğum ağırlığına etki edebileceği düşünülen, yaş, son adet dönemi vücut ağırlığı, annenin sigara içime durumu, annenin daha önce doğum yapıp yapmadığı, toplam gebelik sayısı, akrabalık durumu, cinsiyet, hemoglobin düzeyi ve hipertansiyon değişkenleri dikkate alınmıştır. Lojistik regresyon analizi sonuçlarına göre, doğum ağırlığı üzerinde, yaş, son adet dönemi vücut ağırlığı, annenin sigara içime durumu, toplam gebelik sayısı, cinsiyet ve hipertansiyon değişkenlerinin etkili olduğu bulunmuştur ($p < 0.01$). Annenin daha önce doğum yapıp yapmadığı, akrabalık durumu ve hemoglobin düzeyi değişkenlerinin önemsiz olduğu belirlenmiştir. Aynı zamanda yaş ve sigara içime durumunun, son adet dönemi vücut ağırlığı ile interaksyon durumunun da önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Lojistik regresyon, Doğum ağırlığı, Risk faktörleri.

Determining the Factors Affecting Birth Weight by Using Logistic Regression Method

Abstract: It is important to determine the risk factors that cause low birth weight, to direct the measures to be taken at the time of birth and after, and to have healthy development of the baby. In this study, variables such as age, last menstrual body weight, smoking status, previous births, total number of pregnancies, kinship status, gender, hemoglobin level and hypertension variables which are thought to affect the birth weight have been considered in this study. According to the results of logistic regression analysis, birth weight, age, last menstrual period body weight, smoking status, total number of gestations, sex, and hypertension variables were found to be effective on birth weight ($p < 0.01$). Whether or not they had given birth before, kinship status and hemoglobin level were determined to be insignificant. At the same time, age and smoking status have been reached as the result of interaction with the last menstrual period weight.

Keywords: Logistic regression, Birth weight, Risk factors.

*Corresponding author: Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Zootekni Bölümü, 46100, Kahramanmaraş, Türkiye

Email: ms66@ksu.edu.tr (M. ŞAHİN)

1. Giriş

Diğer memelilerde olduğu gibi insanlarda da doğum ağırlığı ile bebeğin yaşama gücü, hastalıklara karşı dayanıklılığı ve ileri dönemlerdeki fiziksel gelişimi arasında büyük bir ilişki vardır. Her şeyden önce normal ağırlıktaki bir bebeğin (2500 gr < doğum ağırlığı ≤ 4500 gr) doğumu, anne karnındaki gelişiminin normal olduğunun bir göstergesidir (Şahin, 1999; Buesher ve ark. 1993).

Bebeğin doğum ağırlığını etkileyen birçok faktör vardır. Bunlardan bazıları kontrol altına alınabilir faktörlerdir (Sable ve ark., 1997). Doğum ağırlığını etkileyen veya düşük doğum ağırlığına neden olan risk faktörlerinin, doğum ağırlığını hangi düzeylerde etkilediğinin bilinmesi gerekmektedir (Peoples, 1991). Bu yolla kontrol altına alınabilir risk faktörleri dikkate alınarak, düşük doğum ağırlığı oranı en aza indirilebilir.

Risk faktörlerinin belirlenmesinde genellikle regresyon ve korelasyon analizleri kullanılmakla birlikte, son dönemlerde lojistik regresyon yöntemi yaygın olarak kullanılmaya başlanmıştır. Lojistik ya da lojit modeller, bir veya daha fazla kesikli ya da sürekli tipte açıklayıcı değişkenlere bağlı olarak tek bir ikil cevap değişkeninin varyasyonunu incelemek amacıyla kullanılan modellerdir (Hosmer ve ark., 1988; Bonney, 1987). Bu yöntemde esas olarak "gerçekleşme" olasılığı, P, ile ilgilenilmektedir. Burada P olasılığı [0, 1] aralığında değer alır ve doğrudan doğruya lineer bir modelle tanımlanamaz (Hosmer ve ark., 1989).

Bu çalışmada bebeğin doğum ağırlığını etkileyebileceği düşünülen yaş, son adet dönemi vücut ağırlığı, annenin sigara içime durumu, annenin daha önce doğum yapıp yapmadığı, annenin toplam gebelik sayısı, annenin eşi ile akrabalık durumu, bebeğin ultrasonda tespit edilen cinsiyeti, hemogloblin düzeyi ve hipertansiyon değişkenlerinin (Şahin, 1999) etkileri incelenmiştir.

2. Materyal ve Metot

2.1. Materyal

Analiz için kullanılan veri seti, Kahramanmaraş ilindeki özel bir klinikten temin edilmiş olup, 1486 adet hasta kayıt formu (antenatal form) incelenmiştir. Doğumu bu klinikte gerçekleştiren anne adaylarına ve canlı doğan 284 bebeğe ait kayıtlar esas alınmıştır. Bu veri setinde, bağımlı değişken olarak doğum ağırlığı (DA, ≥2500 gr=0, < 2500 gr=1), bağımsız değişken olarak da doğum ağırlığına etki edebileceği düşünülen, yaş (YAS), son adet dönemi vücut ağırlığı (SADA), annenin sigara içime durumu (SIG, İçiyor=1, İçmiyor=0), annenin daha önce doğum yapıp yapmadığı (D, Yaptı=1, Yapmadı=0), annenin toplam gebelik sayısı (GS, 1, 2, 3 ve 4. gebelik), annenin eşi ile akrabalık durumu (AK, Var=1, Yok=0), bebeğin ultrasonda tespit edilen cinsiyeti (C, Erkek=0, Kız=1), hemogloblin düzeyi (HB) ve hipertansiyon (HT,

Var=1, Yok=0) değişkenleri kullanılmıştır (Kanadalıve ark., 1994).

2.2. Metot

Lojistik regresyon analizinin kullanım amacı diğer model oluşturma teknikleri ile aynıdır. Yani mümkün olan en az sayıda değişkeni kullanarak, sonuç değişkeni ile bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi doğru bir şekilde tanımlayabilen, iyi bir uyuma sahip ve biyolojik olarak anlamlı bir model oluşturmaktır (Roberts ve ark., 1987).

Lojistik regresyon analizi normal dağılıma sahip olmama, ortak kovaryansa sahip olmama gibi çeşitli varsayım bozulmaları durumunda ayrımsama analizi ve çapraz çizelgelere (Contingency table) bir alternatif olmaktadır.

Lojistik model;

$$\lambda(\mathbf{x}_i) = E(y_i | \mathbf{x}_i) = \log[P(\mathbf{x}_i)/(1 - P(\mathbf{x}_i))] = \sum_{k=0}^p \beta_k x_{ik} \quad (1)$$

eşitliği ile gösterilebilir ($i=1, 2, \dots, n; k=1, 2, \dots, p; x_{i0}=1$). Burada $P(x_i)$ olasılığı,

$$P(\mathbf{x}_i) = \frac{e^{\sum \beta_k x_{ik}}}{1 + e^{\sum \beta_k x_{ik}}} = \frac{e^{\lambda(\mathbf{x}_i)}}{1 + e^{\lambda(\mathbf{x}_i)}} \quad (2)$$

şeklinde (Elhan, 1997; Heise, 1996). Bu eşitliğe "lojistik fonksiyon" adı verilir.

2.2.1. Parametrelerin tahmini

Lojistik regresyon analizinin kullanım amacı diğer model oluşturma

Lojistik regresyonda parametre tahminleri için, en çok olabilirlik yöntemi yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu yöntemin uygulanması için öncelikle en çok olabilirlik fonksiyonunun oluşturulması gerekmektedir. Bu fonksiyon, bilinmeyen parametrelerin bir fonksiyonu olarak gözlenen verinin olasılığını verir. (x_i, y_i) çiftinin olabilirlik fonksiyonuna katkısı,

$$P(y_i | x_i) = P(x_i)^{y_i} [1 - P(x_i)]^{1-y_i} \quad (3)$$

eşitliği ile ifade edilebilir.

Gözlemlerin birbirinden bağımsız oldukları varsayıldığı için, olabilirlik fonksiyonu denklem (3)'deki terimlerin n gözlem için çarpılmasıyla elde edilir (Chatfield ve ark. 1992). Buna göre olabilirlik fonksiyonu,

$$L(y | x, \beta) = \prod_{i=1}^n P(x_i)^{y_i} [1 - P(x_i)]^{1-y_i} \quad (4)$$

olarak yazılabilir.

2.2.2. Lojistik regresyon katsayılarının önem testi

Olabilirlik fonksiyonunu kullanarak, gözlenen değerlerle tahmin edilen değerlerin karşılaştırılması işlemi aşağıdaki ifade ile yapılmaktadır.

$$D = -2 \log \left(\frac{\text{İndirgenmiş Modelin Olabilirliği}}{\text{Tüm Modelin Olabilirliği}} \right) \quad (5)$$

Parantez içindeki ifade olabilirlik oranını göstermektedir (Gibbons ve ark., 1996). log olabilirlik fonksiyonu cinsinden yazılacak olur ise,

$$D = -2 \sum_{i=1}^n \left[y_i \log \left(\frac{\hat{P}_i}{y_i} \right) + (1 - y_i) \log \left(\frac{1 - \hat{P}_i}{1 - y_i} \right) \right] \quad (6)$$

elde edilir. Burada $\hat{P}_i = \hat{P}(x_i)$ 'dir (Hosmer ve ark., 1989). D istatistiği uyum iyiliğine karar verirken önemli bir rol oynar.

Bağımsız bir değişkenin önemine karar vermek amacıyla, denklemde bu bağımsız değişkenin olduğu ve olmadığı durumlardaki D değerleri karşılaştırılır. Bağımsız değişkenin bulunup bulunmamasından dolayı ortaya çıkan D 'deki değişim,

$$G = D (\text{İndirgenmiş model}) - D (\text{Tüm model}) \quad (7)$$

şeklinde ifade edilir.

2.2.3. Desen değişkenleri tanımlanması

Lojistik regresyonda bağımsız değişken, x , adlandırma ya da sıralama ölçeğinde kesikli bir değişken ise "desen değişkeni" (gölge, kukla, dummy, design) tanımlamak gerekir. Kesikli x bağımsız değişkeninin sınıf sayısı r ile gösterilsin. Buna göre, tanımlanacak desen değişkeni sayısı $r-1$ tanedir (Kay ve ark., 1987).

2.2.4. Katsayıların yorumlanması

Lojistik regresyonda katsayıların yorumlanması için "odds"lar ve "odds oranı"ndan yararlanılır. Odds oranı (Ω), $x=1$ için hesaplanan odds değerinin $x=0$ için

hesaplanan odds değerine oranı şeklindedir. Buna göre odds oranı,

$$\Omega(1,0) = \frac{P(1)/[1 - P(1)]}{P(0)/[1 - P(0)]} \quad (8)$$

olarak yazılabilir. Buna göre lojistik regresyonda bağımsız değişkenin ikili olması ve 0,1 şeklinde kodlanması durumunda odds oranı (Scott ve ark.,1990),

$$\Omega = e^{\beta_1} \quad (9)$$

şeklindedir.

2.2.5. Uyum iyiliğinin belirlenmesi

Model uyum iyiliğinin belirlenmesinde Hosmer-Lemeshow'un \hat{C} test istatistiği kullanılmıştır ve,

$$\hat{C} = \sum_{m=1}^t \left[\frac{(g_{1m} - b_{1m})^2}{b_{1m}} + \frac{(g_{0m} - b_{0m})^2}{b_{0m}} \right] \quad (10)$$

şeklinde (m : risk grubu) hesaplanabilir. \hat{C} test istatistiği $t-2$ serbestlik dereceli χ^2 dağılışı göstermektedir.

3. Sonuçlar ve Tartışma

Çok değişkenli lojistik regresyon modeline girecek değişkenleri belirlemek amacıyla, aday değişkenlerin her biri için ayrı ayrı yapılan tek değişkenli basit lojistik regresyon analizi sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1'de görüldüğü gibi HB ve AK değişkenleri istatistiki olarak önemsiz bulunduğu için çok değişkenli modele dahil edilmemiştir. Kesikli bir değişken olan gebelik sayısının (GS) ikiden fazla düzeyinin olması nedeni ile desen değişkeni kullanılarak tek değişkenli modele alınmıştır (Tablo 2).

Tablo 1. Düşük Doğum Ağırlığı İle İlişkili Olabileceği Düşünülen Değişkenlerin Basit Lojistik Regresyon Analizi

Etki	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	$\hat{\Omega}$	%95 Güven Aralığı	Ki-Kare	-2Log Olabilirlik	G	P
SABİT	-0.971	0.1329			53.36	333.885		
SIG	1.019	0.3229	2.772	(1.47, 5.22)	9.97	324.193	9.692	0.0016*
YAS	-0.181	0.0336	0.833	(0.78, 1.12)	29.34	296.783	37.10	0.0000*
DGS1	-1.526	0.3284	0.217	(0.14, 0.41)	21.61	289.595	44.29	0.0000*
DGS2	-2.871	0.7432	0.057	(0.02, 0.24)	14.93	289.595	44.29	0.0001*
AK	-0.3819	0.4483	0.682	(0.28, 1.64)	0.73	333.118	0.767	0.3942
D	-1.843	0.3347	0.158	(0.08, 0.30)	30.35	296.005	37.88	0.0000*
SADA	-0.116	0.0221	0.889	(0.85, 0.92)	27.81	300.264	33.62	0.0000*
C	1.026	0.2787	2.790	(1.61, 4.81)	13.56	319.639	14.25	0.0002*
HT	1.733	0.3634	5.659	(2.77, 11.5)	22.74	310.407	23.48	0.0000*
HB	0.144	0.1060	1.115	(0.93, 1.42)	1.87	331.995	1.89	0.1715

**Eğim katsayısı ($\hat{\beta}$), eğim katsayısının standart hatası ($SE(\hat{\beta})$), odds oranları ($\hat{\Omega}$), odds oranı için %95 güven aralığı, oran testistatistiği (G), G istatistiğine ait P değerleri

Tablo 2. Çoklu Lojistik Regresyon Analizi

Effect	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	Ki-Kare	P
SABİT	3.1615	1.5451	4.20	0.0404*
SIG	1.4406	0.4228	11.61	0.0007*
YAS	-0.0745	0.0403	3.42	0.0645*
DGS1	-1.3053	0.6783	3.70	0.0543*
DGS2	-2.7419	1.0921	6.30	0.0120*
D	0.2549	0.7458	0.12	0.7325
SADA	-0.0483	0.0254	3.61	0.0575*
C	1.0745	0.3355	10.26	0.0014*
HT	1.6385	0.4745	11.92	0.0006*

* $\alpha=0.10$ yanılma düzeyinde istatistiksel olarak önemli.

Tablo 2'deki çok değişkenli lojistik regresyon analizi sonucunda D değişkeninin istatistiksel olarak bir öneme sahip olmadığı görülmektedir. Bu durumda D değişkeninin modele katkısını test etmek amacıyla, D değişkenini içeren ve içermeyen modeller olabirlik oran test istatistiği ile karşılaştırılmış ve modele herhangi bir katkısı olmadığı sonucuna varılmıştır ($G = 233.516 - 233.397 = 0.119 < \chi^2 = 3.841$).

Tablo 3. Doğum Durumu (D) Değişkeni İndirgendikten Sonra Geriye Kalan Değişkenler İçin Çoklu Lojistik Regresyon Analizi

Etkiler	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	Ki-Kare	P
SABİT	3.1284	1.5395	4.13	0.0421*
SIG	1.4426	0.4232	11.62	0.0007*
YAS	-0.0722	0.0397	3.31	0.0687*
DGS1	-1.1203	0.3988	7.89	0.0050*
DGS2	-2.4958	0.8196	9.27	0.0023*
SADA	-0.0484	0.0254	3.63	0.0568*
C	1.0714	0.3352	10.22	0.0014*
HT	1.6068	0.4626	12.06	0.0005*

* $\alpha=0.10$ yanılma düzeyinde istatistiksel olarak önemli.

İnteraksiyon terimlerinin incelenmesine geçmeden önce, modelde bulunan sürekli değişkenlerin lojitle lineer bir ilişki içinde olup olmadıkları ve bu arada modele doğru ölçekte girip girmedikleri kontrol edilmiştir (Hosmer ve Lemeshow, 1989). Tablo 3'de, YAS ve SADA değişkenleri sürekli değişkenlerdir. Lojitle doğrusallığını test etmek amacıyla YAS ve SADA değişkenleri dört eşit gruba bölündükten sonra modele dahil edilmiştir.

YAS için kartil analizi sonunda, 4'üncü grubun 3'üncü guruptan daha düşük odds oranına sahip olduğu, 3'üncü gurubun odds oranının ise 2'inci grubun odds oranından daha düşük olduğu (0.45, 0.36, 0.17), SADA için kartil analizinde ise, 2'inci ve 3'üncü gurubun odds oranlarının yaklaşık olarak birbirine eşit olduğu, 4'üncü grubun odds oranını ise bir miktar düştüğü (0.518, 0.539, 0.332) tespit edilmiştir. Dolayısı ile YAS değişkeninin modele sürekli, SADA değişkeninin ise kesikli değişken olarak (DSADA) alınmasına karar verilmiştir (Tablo 4).

Tablo 4. DSADA Değişkeni Kullanılarak Elde Edilen Katsayı Tahminleri, Standart Hata, Ki-Kare ve Önemlilikleri

Etkiler	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	Ki-Kare	P
SABİT	0.3089	0.8943	0.12	0.7298
SIG	1.3921	0.4219	10.89	0.0010*
YAS	-0.0486	0.0382	4.92	0.0266*
DGS1	-1.1033	0.3987	7.66	0.0057*
DGS2	-2.4919	0.8175	9.29	0.0023*
DSADA	0.7526	0.3674	4.20	0.0405*
C	1.0903	0.3343	10.64	0.0011*
HT	1.5036	0.4632	10.54	0.0012*

* $\alpha=0.10$ yanılma düzeyinde istatistiksel olarak önemli.

Ana etkiler modeli Tablo 4'de verilmiştir. Modeldeki değişkenler arasındaki interaksiyonlar incelemeye alınmış ve Tablo 5'de verilmiştir.

Tablo 5. Ana Etkiler Modeline İnteraksiyon Terimlerinin Tek Tek Eklenmesiyle Elde Edilen Yeni Modellerin -2 Log Olabirlik, Olabirlik Oran Testi (G) ve P- Değerleri

İnteraksiyon	-2 Log Olabirlik	S.D.	G	P
Ana Etkiler Modeli	233.140			
SIG×YAS	232.246	1	0.894	0.3390
SIG×DGS1	233.115	2	0.025	0.8722
SIG×DSADA	226.644	1	6.496	0.0111*
SIG×C	232.634	1	0.506	0.4759
SIG×HT	232.9641	1	0.176	0.9331
YAS×DGS1	231.812	2	1.328	0.2582
YAS× DSADA	225.516	1	7.624	0.0056*
YAS×C	230.956	1	2.184	0.1417
YAS×HT	232.850	1	0.29	0.5793
DGS1×DSADA	232.338	2	0.802	0.3693
DGS1×C	233.116	2	0.024	0.8773
DGS1×HT	232.444	2	0.696	0.4026
DSADA×C	232.980	1	0.16	0.6887
DSADA×HT	232.466	1	0.674	0.4071
C×HT	230.658	1	2.482	0.1144
YAS×DSADA + SIG×DSADA	219.265	2	13.875	0.0196*

* $\alpha=0.10$ yanılma düzeyinde istatistiksel olarak önemli.

Tablo 5'de görüldüğü gibi yalnızca iki interaksiyon terimi önemli bulunmuştur ($p < 0.10$). Bunlar YAS×DSADA ve SIG×DSADA interaksiyonlarıdır. Tablo 6'da, önemli bulunan interaksiyon terimlerini içeren son model için çoklu lojistik regresyon analizi sonuçları verilmiştir. İki interaksiyon teriminin modele dahil edilmesiyle yaş, son adet dönemi ağırlık ve sigara içme durumunun, düşük doğum ağırlığı üzerine etkisinin daha iyi tanımlanabildiği söylenebilir.

Tablo 6. Önemli İnteraksiyon Terimlerini İçeren Model İçin Çoklu Lojistik Regresyon Analizi

Etkiler	$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	Ki-Kare	P
SABİT	2.1536	1.1735	3.37	0.0665*
SIG	2.4229	0.5745	17.78	0.0000*
YAS	-0.1758	0.0533	10.89	0.0010*
DGS1	-1.1256	0.4184	7.24	0.0071*
DGS2	-2.4266	0.8877	7.47	0.0063*
DSADA	-3.5627	1.8314	3.78	0.0517*
C	1.2425	0.3510	12.53	0.0004*
HT	1.4287	0.4923	8.42	0.0037*
YAS×DSADA	0.2125	0.0785	7.32	0.0068*
SIG×DSADA	-2.1255	0.8540	6.19	0.0128*

* $\alpha=0.10$ yanılma düzeyinde istatistiksel olarak önemli.

Tablo 6'daki ana ve interaksiyon etkilerinden oluşan "son model" den herhangi bir denek için lojistik regresyon modeli tahmini,

$$\hat{\lambda}(\text{SIG, YAS, DGS1, DGS2, DSADA, C, HT}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(\text{SIG}) + \hat{\beta}_2(\text{YAS}) + \hat{\beta}_3(\text{DGS1}) + \hat{\beta}_4(\text{DGS2}) + \hat{\beta}_5(\text{DSADA}) + \hat{\beta}_6(\text{C}) + \hat{\beta}_7(\text{HT}) + \hat{\beta}_8(\text{YAS} \times \text{DSADA}) + \hat{\beta}_9(\text{SIG} \times \text{DSADA})$$

şeklinde yazılabilir. Burada, $\text{SIG} \in \{0, 1\}$, $\text{YAS} \in \{13 < \text{YAS} < 43\}$, $\text{DSADA} \in \{0, 1\}$, $\text{C} \in \{0, 1\}$, $\text{HT} \in \{8.2 < \text{HT} < 13.9\}$ ve $\text{DGS} \in \{0, 1, 2\}$ şeklindedir.

Modelin uyum iyiliği, her bir deneğe ait lojit tahmini, $\hat{\lambda}(x_i)$, $P(x_i)$ ve $1 - P(x_i)$ değerleri elde edilerek onlu risk grupları ($n/t=284/10=28.4 \approx 28$) oluşturulmuştur. Onlu risk gruplarına ait gözlenen ve beklenen frekanslar Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7. Sabit Denek Sayılı Onlu Risk Grupları İçin Gözlenen (G) ve Beklenen (B) Frekanslar

İkil Bağımlı Y Değişkeninin Değeri	y=1		y=0		Σ
	G	B	G	B	
1	0	0.267	28	27.873	28
2	1	0.543	28	28.457	29
3	0	0.986	28	27.310	28
4	0	2.140	29	26.850	29
5	5	4.410	23	23.586	28
6	7	6.470	22	22.526	29
7	9	8.995	19	19.000	28
8	18	12.350	11	16.140	29
9	18	17.679	10	10.303	28
10	20	24.160	8	3.955	28
Σ	78	78	206	206	284

Tablo 7'den (10) eşitliğine göre,

$$\hat{C} = \frac{(0 - 0.267)^2}{0.267} + \frac{(28 - 27.873)^2}{27.873} + \dots + \frac{(20 - 24.160)^2}{24.160} + \frac{(8 - 3.955)^2}{3.955} = 13.21413$$

elde edilir ve $\hat{C} = 13.21413 < X_{1-2, \alpha}^2 = X_{8, 0.05}^2 = 15.507$ olduğundan oluşturulan son modelin verilere iyi uyduğu söylenebilir.

Sonuç olarak, doğacak bebeğin kız olması durumunda düşük doğum ağırlığında olması olasılığının, erkek olması durumuna göre 3.464 kat daha yüksek, ikinci gebelikte 2500 gr'dan daha yüksek ağırlıkta doğum yapma olasılığı, birinci gebeliğe göre 0.324 kat daha fazla ve yüksek tansiyonu olan bir kadının sağlıklı bir kadına göre, düşük ağırlıkta bebek doğurma olasılığının 4.173 kat daha fazla olacağı söylenebilir. Bu duruma göre annenin gebelik sayısı önemli bir risk faktörü olarak görülmezken, bebeğin cinsiyeti ve yüksek tansiyon durumu önemli bir risk faktörü olarak görülmektedir.

Benzer şekilde, son adet dönemi ağırlığı 55 kg'dan yüksek olan kadınlar için sigaranın önemli bir risk faktörü ($\hat{\Omega}=11.28$) olduğunu, son adet dönemi ağırlığı 55 kg ve daha düşük olan kadınlar için sigaranın çok önemli bir risk faktörü ($\hat{\Omega}=1.346$) olmadığı söyleyebilir. Diğer taraftan, sigara içmeyen kadınlar için son adet dönemi ağırlığın 55 kg ve daha düşük olmasının önemli bir risk faktörü olduğunu ($\hat{\Omega}=48.17$), sigara içen kadınlar için son adet dönemi ağırlığın 55 kg'dan yüksek olmasının ise önemli bir risk faktörü ($\hat{\Omega}=5.75$) olmadığı sonucuna varılmıştır. Elde edilen sonuçlar Öztürk (2012) ve Işığışık (2003), Bircan (2004), Yazıcı ve ark. (2009) ve Kanadalı ve ark.(2004)'nın elde ettiği sonuçlar ile örtüşmektedir.

Sonuç olarak, istatistiksel anlamda daha güvenilir ve daha geçerli sonuçların elde edilebilmesi, doğum ağırlığını etkileyen faktörlerin etkilerinin daha net ortaya konabilmesi ve düşük doğum ağırlığına neden olan risk faktörlerinin kontrol altına alınması açısından, daha yüksek örnek büyüklükleri üzerinde benzeri çalışmaların yapılması gerektiği söylenebilir.

Kaynaklar

- Bircan H. 2004. Lojistik Regresyon Analizi: Tıp Verileri Üzerine Bir Uygulama. Kocaeli Üniv Sosyal Bil Enst Derg, 2: 185-208.
- Bonney GE, 1987. Logistic regression for dependent binary observations. Biometrics, 43: 951-973.
- Buescher PA, Larson LC, Nelson MD, Lenihan AJ. 1993. Prenatal WIC participation can reduce low birth weight and newborn medical costs: a cost benefit analysis of wic participation in North Carolina. J Am Diet Assoc, 93: 163-166.
- Chatfield C, Collins A. 1992. Introduction to Multivariate Analysis. Chapman & Hall, London.

- Elhan A. 1997. Lojistik Regresyon Analizinin İncelenmesi ve Tıpta Bir Uygulaması. A.Ü. Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Gibbons RD, Hedeker D. 1996. Random effectsprobit and logistic regression models for three-level data. *Biometrika*, 42: 121-130.
- Heise MA, Myers RH. 1996. Optimal designs for bivariate logistic regression. *Biometrics*, 14: 613-623.
- Hosmer WD, Lemeshow S. 1989. *Applied logistic regression*. John Wiley & Sons, America.
- Hosmer WD, Lemeshow S, Klar J. 1988. Goodness of fit testing for multiple logistic regression analysis when the estimated probabilities are small. *Biometrical J*, 30: 911-924.
- Işığışık E. 2003. Bebeklerin Doğum Ağırlıklarını ve Boylarını Etkileyen Faktörlerin Lojistik Regresyon Analizi ile Karşılaştırılması. , IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Kanadalı S, Önvural A, Erten,O. 1994. Doğum Kilosunu Etkileyen Faktörler. *Perinatoloji Derg*, 2: 89-9.
- Kay R, Little S. 1987. Transformation of the explanatory variables in the logistic regression model for binary data. *Biometrika*, 74: 495-501.
- Öztürk S. 2012. Yeni Doğan Bebeklerde Düşük Doğum Ağırlığının İkili Lojistik Regresyonla En Çok Olabilirlik ve Mars Yaklaşımına Dayalı Modellenmesi, Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Muğla.
- Peoples MD, Siegel E, Suchindran CM, Origasa H, Ware A, Barakat A. 1991. Characteristics of maternal employment during pregnancy: effects on low birthweight. *Am J Public Health*, 81: 1007-1012.
- Roberts G, Rao NK, Kumar S. 1987. Logistic regression analysis of sample survey data. *Biometrika*, 74: 1-12.
- Sable MR, Herma, AA. 1997. The relationship between prenatal health behavior advice and low birth weight. *Public Health Rep*, 112: 332-339.
- Scott A, Wild CJ. 1990. Fitting logistic regression models in stratified case-control studies. *Biometrics*, 47: 497-510.
- Şahin M. 1999. Lojistik regresyon ve Biyolojik Alanlarda Kullanımı. KSÜ, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Kahramanmaraş.
- Yazıcı S, Dolgun G. 2009. Anne Yaşı ve Gebelik Sayısının Bebeğin Doğum Ağırlığı ile İlişkisi. *Aile ve Toplum*, 11(5), ISSN: 1303-0256.