

Geliş Tarihi : 15.02.2006

Norduz Erkek Kuzularının Bazı Kesikli Üreme Davranış Özelliklerinin Analizinde Doğrusal Olmayan Regresyon Modellerin Kullanılması⁽¹⁾

Abdullah YEŞİLOVA⁽²⁾

Ayhan YILMAZ⁽²⁾

Barış KAKI⁽²⁾

Özet: Bu çalışmada, koçların üreme davranışı özelliklerinden elde edilen sayıma dayalı tekrarlanmalı ölçümlere, genelleştirilmiş doğrusal modelleri esas alan Poisson ve negatif binomiyal regresyonu uygulanarak, genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri elde edilmiştir. Değişebilir çalışma korelasyon matrisi, genelleştirilmiş tahminleme eşitliklerinin elde edilmesinde kullanılmıştır. Model uyumu açısından negatif binomiyal regresyonun daha iyi sonuç verdiği saptanmıştır. Bunun sonucu olarak her iki modeldeki parametre değerleri birbirlerinden farklı olduğu saptanmıştır. Genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri analizi sonucunda, Poisson regresyonunda kuyruk kaldırma dışındaki diğer özelliklerin ses çıkarma üzerine olan etkileri önemli bulunmuşken ($p < 0.01$), negatif binomiyal regresyonda ise kuyruk kaldırma ve genital organları koklama dışındaki diğer özelliklerin ses çıkarma üzerine olan etkileri önemli bulunmuştur ($p < 0.01$).

Anahtar kelimeler: Aşırı yayılım, Poisson regresyonu, negatif binomiyal regresyon, genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri

The Use of Nonlinear Regression Models in Analysis of Discrete Reproduction Behaviour Traits in Norduz Male Lambs

Abstract: In this study, the generalized estimation equations were obtained by applying Poisson regression and negative binomial regression establishing generalized linear models for repeated measures based on count data obtained from the fertility behavior of rams. Exchangeable working correlation matrix was employed in order to obtain the generalized estimation equations. It was determined that negative binomial regression produced better results in terms of model fitness. Therefore, the parameter estimates obtained from both models found to be different. Estimates from generalized estimation equations (GEE) by provided that all traits except tail raising had significant effects ($p < 0.01$) on vocalization in Poisson regression and all traits except tail raising and anogenital sniff had significant effects ($p < 0.01$) on vocalization in negative binomial regression.

Key words: Overdispersion, Poisson regression, negative binomial regression, generalized estimation equation

Giriş

Doğrusal regresyon ve varyans analizi gibi modellerin temel varsayımlarından biri de hataların normal dağılış göstermesidir. Sürekli değişkenlerin dağılışı çarpık olduğu durumlarda, söz konusu varsayım değişkenlerin dönüşüme tabi tutulmasıyla giderilmektedir. Bazı çalışmalarda ilgilenilen değişkenler kategorik veya kesikli olmaktadır. Bu tip verilerde, doğrusal regresyon analizini uygulamak iki açıdan sorun yaratmaktadır. Birincisi, çoğu değerlerin sıfır olmasından dolayı dağılışın sağa çarpık olması, ikincisi ise kuramsal olarak mümkün olmayan negatif parametre tahmininin elde edilmesidir (Frome ve ark., 1973; Cox, 1983; SAS, 2005).

Sayıma dayalı olarak elde edilen verilerin analizinde, normal dağılış varsayımını sağlamak için kullanılan dönüşümler çoğunlukla yetersiz kalmaktadır. Bundan dolayı üstel (exponential) dağılış ailesini esas alan Poisson ve negatif binomiyal regresyon analizleri kullanılmaktadır. (Frome ve ark., 1973; McCullagh ve Nelder, 1989; Dobson, 1990; Okut ve ark., 1999).

Poisson regresyonu (PR), sayıma dayalı olarak elde edilen verilerin analizinde kullanılmaktadır. PR'da parametre tahmini için genelleştirilmiş doğrusal modeller (GLM) kullanılır. GLM'de, hatalar için normal dağılış varsayımı gerekmez. Bu yöntemle Poisson dağılışının olasılık fonksiyonu üslü formda tanımlanarak verilerin beklenen değeri yerine beklenen değerlerin doğrusal kombinasyonu kullanılır. Başka bir ifadeyle GLM, açıklayıcı değişkenlerin doğrusal yapısını cevap değişkeninin beklenen değerine bağlayan bir bağlantı fonksiyonu (link function) kullanır (McCullagh ve Nelder, 1989; Dobson, 1990; Tempelman ve Gianola, 1996; Okut ve ark., 1999). Daha teknik bir ifade ile $\log(\lambda) = X'\beta + e$ olur. PR'da, söz konusu bağlantı fonksiyonu logaritmik dönüşüm ile verilir. Poisson dağılışının en belirgin özelliği, ortalama ile varyansın birbirine eşit olmasıdır. Ancak çoğu uygulamada, bu eşitlik sağlanmamaktadır. Poisson dağılışında söz konusu eşitlik sağlanmadığı durumda, ya aşırı yayılım (overdispersion) ya da az yayılım (underdispersion) görülmektedir. Poisson dağılışında,

⁽¹⁾ Bu çalışmada kullanılan veriler Ayhan Yılmaz'ın Norduz Erkek Kuzularında Bazı Üreme Özelliklerinin Belirlenmesi isimli doktora tez çalışmasından alınmıştır.

⁽²⁾ Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Zootehni Bölümü, 65080-VAN

varyansın ortalamadan büyük olması aşırı yayılım, varyansın ortalamadan küçük olması ise az yayılım olarak bilinir. Uygulamalarda genellikle aşırı yayılım, nadir de olsa az yayılım görülür. Böyle durumlarda, veri kümelerine bilinen PR uygulanmamaktadır. Bunun yerine extra-Poisson değişimini açıklayan yayılım parametresini (dispersion parameter) ele alan regresyon modelleri uygulanmalıdır (SAS, 2005).

Extra- Poisson değişimi inceleyen yöntemlerden biri olan negatif binomial regresyon (NBR) PR'ye alternatif olarak kullanılmaktadır. Zira bu iki yöntem aynı bağlantı fonksiyonunu (log) kullanarak model uyumu yapar. Aynı veri setine Poisson ve negatif binom regresyonu uygulandığında, bazen negatif binom ile yapılan uyumda sapma (deviance) ölçütü daha küçük olmaktadır (Cox, 1983; Lawless, 1987; SAS, 2005).

Kategorik verilerin analizinde tekrarlamalı ölçümler olduğu zaman genellikle genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri (GEE) kullanılarak analiz yapılmaktadır. GEE yaklaşımı (Liang ve Zeger, 1986) GLM'in bir açılımıdır. GEE, bireyler üzerinde uzun dönemli elde edilen gözlemler (longitudinal data) için yarı parametrik bir yaklaşım sağlamaktadır (Stokes ve ark., 2000). GEE ikili veya sayıma dayalı olarak elde edilen cevap değişkenlerinin analiz edilmesinde ideal bir yöntemdir. GEE'de uygun bir çalışma (working) korelasyon matrisi tanımlanarak analiz yapılmaktadır. Çalışma korelasyon matrisi tüm bireyler için aynı olan α bilinmeyen parametre vektörüne bağlıdır (Davis, 2002; Stokes ve ark., 2000).

İkinci bölümde genelleştirilmiş doğrusal modeller, Poisson regresyonu, negatif binomiyal regresyon ve genelleştirilmiş tahminleme eşitliklerine ilişkin teorik bilgiler verilmiştir. Üçüncü bölümde ise erkek kuzularının üreme davranışı özelliklerine ait bir veri seti kullanılarak Poisson ve negatif binomiyal regresyonları için parametre tahminleri yapılmıştır. Bağımlı değişken olarak ses çıkarma özelliği ele alınmışken bu değişken üzerine etkili olan bağımsız değişkenler ise biniş sayısı, flehmen davranışı, koç ağırlığı, genital organları koklama, kuyruk kaldırma ve biniş süresi olarak belirlenmiştir.

Materyal ve Yöntem

Bu çalışmada kullanılan veriler Yüzüncü Yıl Üniversitesi Ziraat Fakültesi Araştırma ve Uygulama Çiftliği'nde yetiştirilen Norduz erkek kuzularının çeşitli yaş dönemlerinde ölçülen üreme davranışı özelliklerinden elde edilmiştir. Araştırma materyalini 32 baş Norduz erkek kuzusu oluşturmuştur. Cinsel davranış testlerine 6 aylık yaşta başlanmış, 12 aylık yaşa kadar 14 günde bir, 12 ile 13 aylık yaş dönemleri arasında ise ayda bir olmak üzere toplam 14 cinsel davranış testi yapılmıştır. Cinsel davranışlarının değerlendirilmesi için her bir kuzu 5.40x5.00 m²'lik bir alanda 15 dk süreyle 1-3 kızgın koyun ile bireysel olarak denenmiştir. Denetim saati ve gününün

etkisini ortadan kaldırmak için kuzular şansa bağlı olarak seçilerek test edilmiştir. Deneme süresince hep aynı test bölmesinden yararlanılmıştır. Erkek kuzularda üreme davranışlarının belirlenmesi Price (1993) ile Taşkın (1995)'in bildirdiği şekilde yapılmıştır. Erkek kuzularda üreme davranışı olarak biniş süresi (saniye), biniş sayısı, flehmen, genital organları koklama, kuyruk kaldırma ve ses çıkarma sıklıkları ile koç ağırlığı özellikleri saptanmıştır.

Genelleştirilmiş doğrusal modeller

GLM yönteminde verilerin orjinal dağılımını üslü (exponential) formda yazılarak, parametre tahminleri en çok olabilirlik (ML) veya yarı olabilirlik (quasi-likelihood) yöntemleriyle elde edilmektedir. Bazı durumlarda gözlem değerleri (y_i) normal dağılımı olmayabilir. GLM, standart doğrusal modellerle verilerin orjinal dağılımını esas alarak ML yöntemi ile parametre tahmini yapar. GLM' de, gözlem değerlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(y) = l(\theta, \phi, y) = \exp\left\{\frac{y\theta - b(\theta)}{\alpha(\phi)} + c(y, \phi)\right\} \quad (1)$$

şeklinde olmakta ve α , b ve c dağılımın ne olduğunu belirlemektedir. Burada θ doğal (natural) ve ϕ ölçek (scale) parametresi olmaktadır. Ayrıca y_i ve μ_i , $y > 0$ ve $\mu > 0$ şeklinde sınırlandırılır. Örneğin Poisson dağılımını ele alalım. Bu dağılıma ait herhangi bir gözlem değerinin olasılık fonksiyonu,

$$P(Y_i = y_i / \lambda_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}$$

biçiminde verilmektedir ve bu olasılık fonksiyonunun log olabilirlik fonksiyonu, GLM kullanılarak,

$$l(\lambda; y) = y \log(\lambda) - \lambda - \log(y!) \quad (2)$$

biçiminde verilir. Burada, terimleri karşılaştırdığımızda; $\log(\lambda) = \theta$, $\lambda = b(\theta)$, $\log(y!) = c(y, \phi)$, ve $\alpha(\phi) = 1$ olmaktadır (Dobson, 1990; Littell ve ark., 1996; Okut ve ark., 1999).

Poisson regresyonu

Poisson regresyon analizi, açıklayıcı değişkenler ile sayıma dayalı olarak elde edilen cevap değişkeni arasındaki ilişkiyi açıklamaktadır. Poisson regresyonunda açıklayıcı değişkenlerin doğrusal yapısını cevap değişkeninin beklenen değerine bağlayan bağlantı fonksiyonu, logaritmik dönüşüm ile verilmektedir (Frome, 1983; Dobson, 1990; Tempelman ve Gianola, 1996).

Poisson regresyonunda ilgilenilen olayın sayısı olan Y bağımlı değişkeninin; x_1, x_2, \dots, x_n bağımsız değişkenleri verilmişken Poisson dağılımına sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda Poisson ortalaması olan μ 'nün logaritmasının bağımsız değişkenlerinin bir

doğrusal fonksiyonu olduğu varsayılmaktadır (SAS, 2005). Söz konusu fonksiyon,

$$\log(\mu) = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_mx_m$$

biçiminde verilmektedir. Eşitlikte μ bağımsız değişkenlerin üstel bir fonksiyon olmaktadır. μ 'yü,

$$\mu = \exp(b_0 + b_1x_1 + \dots + b_mx_m) \quad (3)$$

biçiminde yazabiliriz. Eşitlik (3)'de Poisson ortalaması ve bağımsız değişkenler birbirlerine log fonksiyonu ile ilişkilendirilmiştir. φ yayılım parametresi olmak üzere, Poisson dağılımının ortalaması ile varyansı arasındaki ilişki,

$$Var(Y_i) = \varphi\mu$$

biçiminde verilebilir. Burada $\varphi > 1$ durumu aşırı yayılım, $\varphi < 1$ az yayılım, $\varphi = 1$ ise yayılım olmadığı şeklinde tanımlanmaktadır (SAS, 2005).

Negatif binomiyal regresyon

GLM, PR uygulanmasına benzer bir yaklaşımla NBR'ye de uygulanmaktadır. NBR modeli,

$$Pr(Y = y | x) = \frac{\Gamma(y+a^{-1})}{y!\Gamma(a^{-1})} \left(\frac{a\mu(x)}{1+a\mu(x)} \right)^y \left(\frac{1}{1+a\mu(x)} \right)^{a^{-1}}, \quad a > 0, y = 0, 1, \dots \quad (4)$$

biçiminde verilmektedir. (4) numaralı eşitlikte a , indeks veya yayılım parametresi olarak adlandırılmaktadır. NBR modelde ortalama ve varyans,

$$E(Y | x) = \mu(x) \quad \text{ve}$$

$$Var(Y | x) = \mu(x) + a\mu(x)^2$$

olarak verilebilir (Lawless, 1987). NBR model için Y ,

$$Y \approx \text{Poisson}(\mu(x), a)$$

dağılımlı olmaktadır. a 'nın limitinin sıfıra gitmesi durumunda,

$$Y \approx \text{Poisson}(\mu(x))$$

olmakta ve $a = 0$ olması durumunda da Poisson modeli elde edilmektedir. φ yayılım parametresi olmak üzere, binomiyal dağılımın ortalaması ile varyansı arasındaki ilişki,

$$Var(Y_i) = \varphi\mu(1 - \mu)$$

biçiminde verilebilir. Burada $\varphi > 1$ durumu aşırı yayılım, $\varphi < 1$ az yayılım, $\varphi = 1$ ise yayılım olmadığı şeklinde tanımlanmaktadır (SAS, 2005).

Genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri

GEE ortak dağılımın tam olarak tanımlanmasına gerek duyulmadan, tahminleme eşitliklerinin elde edildiği yarı parametrik bir yöntemdir. Bunun yerine marjinal dağılımlar için yalnızca olabilirliği ve her bir bireyden elde edilen tekrarlanmalı ölçümlerin vektörü için bir çalışma kovaryans matrisi tanımlar (Davis, 2002; Liang ve Zeger, 1986; Stokes ve ark, 2000; Agresti, 2002). Çalışma korelasyon matrisi her bir bireyin tekrarlanmalı ölçümleri için hesaplanır.

β 'nın tahmin edilmesi için GEE, GLM benzer olarak,

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \mu_i'}{\partial \beta} V_i^{-1} (Y_i - \mu_i^{(\beta)}) = 0 \quad (5)$$

biçiminde yazılabilir. (5) numaralı eşitlikte, μ_i ,

$\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{it_i})$ ortalamaların vektörü;

$Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{it_i})$ gözlem vektörü ve V_i , Y_i 'nin

kovaryans matrisinin bir tahmin edicisi olmaktadır. Tanımlanan bu eşitlikler GLM'e benzer eşitliklerdir. Aralarındaki fark, tekil ortalamanın yerine ortalamalar vektörünü ve skalar varyansın yerine kovaryans matrisini kullanmasıdır. Y_i 'nin kovaryans matrisi,

$$V_i = \varphi A_i^{1/2} R_i(\alpha) A_i^{1/2} \quad (6)$$

biçiminde tanımlanabilir. Eşitlik (6)'da A_i , $t_i \times t_i$, boyutlu

bir köşegen matris ve $R_i(\alpha)$ çalışma korelasyon matrisi

olmaktadır. Her bir $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{it_i})$ için $t_i \times t_i$ boyutlu

$R_i(\alpha)$ çalışma korelasyon matrisi hesaplanır.

$t_i = 1$ olması durumunda GEE, GLM'e eşit olur. Liang ve

Zeger (1986) değişik çalışma korelasyon yapılarını önermişlerdir. Bu çalışmada, değişebilir (exchangeable)

korelasyon matrisi kullanılmıştır. Değişebilir çalışma

korelasyonu,

$$\text{Corr} \left(y_{ij}, y_{ij'} \right) = \begin{cases} 1 & j = j' \\ \alpha & j \neq j' \end{cases}$$

biçiminde tanımlanır (Stokes ve ark, 2000; Davis, 2002).

Bulgular ve Tartışma

Çizelge 1'de değişkenlere ait tanıtıcı istatistikler verilmiştir. Koç ağırlığı ve biniş süresi dışındaki özellikler kesikli özelliklerdir.

Çizelge 1. Değişkenlere ilişkin tanıttıcı istatistikler
Table 1. Descriptive statistics for variables

Değişkenler Variables	N	Ortalama Mean	Ortanca değer Median	Standart Hata Standart error	En az Minimum	En çok Maximum
Biniş Sayısı Frequency of mount	427	10.7915	8	0.5246	0.00	68.00
Flehmen Response of flehmen	427	1.1498	1	0.0719	0.00	11.00
Koç Ağırlığı Weight of ram	435	49.1151	48.46	0.5124	26.10	75.70
Genital Organları Koklama Anogenital sniffing	363	4.4132	4	0.1804	0.00	20.00
Kuyruk Kaldırma Raising of tail	426	0.7605	0	0.0697	0.00	13.00
Ses Çıkarma Vocalization	363	8.0771	6	0.4446	0.00	49.00
Biniş Süresi Duration of mount	363	109.539	69	5.7039	10.00	515.00

Çizelge 2’de Poisson ve Negatif Binomiyal Regresyonlara ilişkin serbestlik dereceleri (s.d.), uyum ölçütlerine ait hesap değerleri ve yayılım parametre (φ) değerleri verilmiştir. Genel olarak, uygulanan regresyon yöntemlerinden uyum ölçütü değeri 1 (bir) değerine eşit veya yakın olan regresyon yönteminin daha iyi olduğu söylenebilir. Yayılım parametresinin 1 değerinden küçük çıkması az yayılım (underdispersion), büyük çıkması ise aşırı yayılım (overdispersion) olarak bilinmektedir. Çalışmalarda sapma ve Pearson Khi-kare uyumu ölçütleri esas alınarak model uyumu yapılır. Her iki ölçüt yaklaşık khi-kare dağılımı göstermektedirler. Yayılım parametre

değerleri, hesap değerinin serbestlik derecesine bölünmesiyle elde edilmektedir. Poisson regresyonunda sapma uyum ölçütüne ilişkin yayılım parametre değeri 5.7620, Pearson khi-kare uyum ölçütüne ilişkin yayılım parametre değeri ise 5.9108 olarak bulunmuştur. Elde edilen yayılım parametresinin bir (1) değerinden büyük olduğu saptanmıştır. Negatif Binomiyal Regresyonunda ise sapma ve Pearson Khi-kare uyum ölçütlerine ait yayılım parametreleri sırasıyla 1.1749 ve 1.0204 olarak bulunmuştur. Elde edilen yayılım parametreler 1 değerine oldukça yakın olduğu saptanmıştır. Böylece model uyumu bakımından NBR’ nin daha iyi sonuç verdiği saptanmıştır.

Çizelge 2. Negatif Binomiyal ve Poisson regresyonu için uyum iyiliği ölçütleri
Table 2. Goodnes of fit criteria for negative binomial and Poisson regression

Ölçütler Criteria	Poisson Regresyonu Poisson Regression			Negatif Binomial Regresyon Negative Binomial Regression		
	S.d.* Df	Hesap değeri Computation value	Yayılım parametresi(φ) Dispersion parameter	S.d.* Df	Hesap değeri Computation value	Yayılım parametresi(φ) Dispersion parameter
Sapma Deviance	315	1803.5050	5.7620	313	367.7399	1.1749
Pearson Khi-kare Pearson chi-square	315	1850.0668	5.9108	313	319.3887	1.0204
Log Olabilirlik Log likelihood		3704.2720			4163.7156	

*S.d. : serbestlik derecesi

Veri kümesi sayıma dayalı olarak elde edilen tekrarlanmalı ölçümlerden oluştuğundan dolayı GEE’den elde edilen parametre değerleri kullanılmıştır. Tekrarlanmalı kesikli ölçümlerin genelleştirilmiş tahminleme eşitlikleri tahminleri Çizelge 3 ve Çizelge 4’de verilmiştir. Çizelge 4’deki Poisson regresyonu için elde edilen GEE tahminlerinde, kuyruk kaldırma ve flehmen davranışları

dışındaki diğer üreme davranış özelliklerinin ses çıkarma davranışı üzerine etkileri önemli bulunmuştur ($p < 0.05$; $p < 0.01$). Bununla birlikte ses çıkarma üzerine etkileri önemli olan bağımsız değişkenlerden en büyük etkiyi biniş sayısı ile koç ağırlığının yaptığı saptanmıştır. Biniş süresinin etkisi ise önemli ($p < 0.01$) ve negatif olmuştur.

Çizelge 3. Poisson regresyonu için GEE parametre tahminleri
Table 3. GEE parameter estimation for Poisson regression

Parametre Parameter	Tahmin (Std. Hata) Estimation (Standard Error)	%95'lik Güven Sınırları 95% Confidence Limit	
		Alt sınır / Lower limit	Üst sınır / Upper limit
İntercept / Intercept	0.5025 (0.2860)	-0.0580	1.0631
Biniş Sayısı / Frequency of mount	0.0232** (0.0065)	0.0105	0.0359
Biniş Süresi / Duration of mount	-0.0015** (0.0005)	-0.0025	-0.0006
Flehmen / Response of flehmen	0.0425 (0.0239)	-0.0043	0.0894
Genital Organları Koklama Anogenital sniffing	0.0324* (0.0163)	0.0004	0.0644
Kuyruk Kaldırma / Raising of tail	0.0382 (0.0386)	-0.0374	0.1139
Koç Ağırlığı / Weight of ram	0.0239** (0.0026)	0.0189	0.0289

*:p<0.05; **:p<0.01

Çizelge 4'de negatif binomiyal regresyonu için elde edilen GEE tahminleri değerlendirildiğinde, kuyruk kaldırma ve genital organları koklama dışındaki diğer özelliklerin ses çıkarma üzerine olan etkileri önemli bulunmuştur (p<0.01). Çizelge 4'de Çizelge 3'e benzer olarak biniş süresinin ses çıkarma davranışı üzerine negatif

yönde etkili olduğu görülmektedir. Buna karşılık genital organları koklamanın ses çıkarma üzerine etkili olduğu saptanmıştır. Bu farklılık aşırı yayılımın varlığından kaynaklanmaktadır. Ses çıkarma üzerine en büyük etkiyi biniş sayısı ile koç ağırlığı yapmıştır.

Çizelge 4. Negatif binomiyal regresyon için GEE Parametre Tahminleri
Table 4. GEE parameter estimations for Negative binomial regression

Parametre Parameter	Tahmin (Std. Hata) Estimation (Standard Error)	%95'lik Güven Sınırları 95% Confidence Limit	
		Alt sınır / Lower limit	Üst sınır / Upper limit
İntercept / Intercept	0.6369* (0.2889)	0.0707	1.2031
Biniş Sayısı / Frequency of mount	0.0257** (0.0065)	0.0130	0.0385
Biniş Süresi / Duration of mount	-0.0014** (0.0005)	-0.0024	-0.0004
Flehmen / Response of flehmen	0.0725** (0.0217)	0.0301	0.1150
Genital Organları Koklama / Anogenital sniff	0.0219 (0.0161)	-0.0097	0.0535
Kuyruk Kaldırma / Raising of tail	0.0632 (0.0310)	0.0025	0.1240
Koç Ağırlığı / Weight of ram	0.0196** (0.0029)	0.0139	0.0252

*:p<0.05; **:p<0.01

Sonuç

Poisson regresyon analizi sonucunda, model uyumunun elde edilemediği saptanmıştır. Bu, aşırı yayılımdan kaynaklanmaktadır (Cox, 1983; SAS, 2005). Çünkü Poisson dağılımındaki varyans ortalama eşitliği sağlanamamıştır. Aşırı yayılımın nedeni olarak, gözlenemeyen heterojenlik gösterilebilir. Böyle bir durumda NBR'den elde edilen sonuçlar daha güvenilir olmaktadır. NBR, aşırı yayılımdan kaynaklanan yayılım parametresini dikkate alarak model uyumunu yapmaktadır (Cox, 1983; Lawles, 1987; Tempelman ve Gianola, 1996; Matos ve ark., 1997; SAS, 2005). Veri kümesinde aşırı yayılım olduğundan dolayı, her iki yöntem için Çizelge 3 ve Çizelge 4'te verilen GEE parametre tahminleri birbirlerinden farklı bulunmuştur. Bunun sonucu olarak, NBR ve PR yöntemleri için hem aşırı yayılım değerleri hemde elde edilen GEE çözümlerinin birlikte değerlendirilmesi gerekmektedir ((Lawles, 1987; Bohning, 1994; Agresti, 2002; SAS, 2005; Yeşilova, 2003).

PR ve NBR yöntemlerinin her ikisinde de model uyumu gerçekleşirse benzer GEE tahminlerinin elde edilmesi beklenir. Ancak, Çizelge 3 ve Çizelge 4 incelendiğinde PR'da model uyumu sağlanamadığından dolayı, her iki

regresyon modeli için GEE değerleri farklı bulunmuştur (Lawles, 1987; Cameron ve Trivedi, 1988; Bohning, 1994; Agresti, 2002; SAS, 2005). Kuyruk kaldırma her iki regresyon modelinde önemsiz bulunurken, genital organları koklama davranışının sadece PR modelinde önemli çıktığı saptanmıştır. Bunların dışındaki tüm değişkenler önemli bulunmuştur. İncelenen üreme davranışı özelliklerinden biniş süresinin ses çıkarma davranışı üzerine etkisi her iki modelde de negatif bulunmuştur. Buna göre ses çıkarma sıklığı yüksek erkek kuzuların test arenasına girdiği andan biniş davranışını gerçekleştirmeye kadar geçen sürenin daha kısa olduğu ortaya çıkmaktadır. Ayrıca bu durum biniş davranışını daha kısa sürede gerçekleştiren erkek kuzuların yüksek cinsel aktiviteye sahip olduklarını göstermektedir. Gerek doğal aşırıda gerekse yapay tohumlama uygulamalarında koçların mümkün olduğunca çok sayıda dişiyle çiftleşmesi ve kısa sürede sperma toplanması aşım mevsiminin verimliliği açısından önemlidir. Erken yaşlarda üreme davranışlarının değerlendirilmesi sırasında özellikle kimi üreme davranışları bakımından saptanan yüksek değerler koçların deneyimsizliğinden kaynaklanmaktadır. Gerçekten koçlar ejakulasyon yapmadıkları sürece sürekli

olarak kur yapma davranışına yönelmekte ve böylece söz konusu kur yapma davranışları bakımından yüksek değerler elde edilmesine sebep olmaktadır (Katz ve ark., 1988; Price ve ark., 1988).

Üreme davranışı özelliklerinin kendi aralarında gözlenen ilişkiler, üreme davranışı bakımından koçların seleksiyonunda büyük önem taşımaktadır. Bu, söz konusu özellikler bakımından olası seleksiyon programlarında koçların bütün üreme davranışı özellikleri bakımından değerlendirilmesine gerek olmadığını, bir üreme davranışı özelliğinden diğerlerini tahmin etmenin mümkün olduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte üreme davranışlarının seleksiyon programlarında kullanılabilirliği ile ilgili yapılan çalışmalarda koçların seleksiyonunda üreme davranışlarının tek başına yeterli olmadığı ancak diğer üreme özellikleriyle kombinasyonlarında başarılı sonuçlar elde edilebileceği bildirilmektedir (Bench ve ark., 2001; Price ve ark., 2001).

Kaynaklar

- Agresti, A., 2002. *Categorical Data Analysis*. John and Wiley & Sons, Inc., 710 p, Canada.
- Bench, C.J., Price, E.O., Dally, M.R., Borgwardt, R.E., 2001. Artificial selection of Rams for Sexual Performance and its Effect on the Sexual Behaviour and Fecundity of Male and Female Progeny. *App. Anim. Behav. Sci.*, 72: 41-50.
- Bohning, D., 1994. A Note on a Test for Poisson Overdispersion. *Biometrika*, 81:418-419.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K., 1998. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Pres. 411 p, UK.
- Cox, R., 1983. Some Remarks on Overdispersion. *Biometrika*, 70: 269-274.
- Davis, C.S., 2002. *Statistical Methods for the Analysis of Repeated Measurements*. Heidelberg: Springer Verlag, 2002, 415 p.
- Dobson, J.A., 1990. *An introduction to generalized linear models*. Chapman and Hall, New York. 174.
- Frome, E.D., Kutner, M.H., Beauchamp, J.J., 1973. Regression Analysis of Poisson- Distributed Data. *Journal of American Statistical Association*, 68(344): 935-940.
- Katz, L.S., Price, E.O., Wallach, S.J.R., Zenchak, J.J., 1988. Sexual Performance of Rams Reared with or without Females after Weaning. *J. Anim. Sci.*, 66: 1166-1173.
- Lawles, J.F., 1987. Negative Binomial and Mixed Poisson Regression. *The Canadian Journal of Statistics*, 15(3): 209-225.
- Liang, K.Y., Zeger, S.L., 1986. Logitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models. *Biometrika*, 73: 13-22.
- Littell, C.R., Milliken, A.G, Stroup, W.W., Wolfinger, D.R., 1996. *SAS System for Mixed Models*, SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Matos, C.A.P., Thomas, D.L., Gianola, D., Perez- Enciso, M., Young, L.D., 1997. Genetic Analysis of Discrete Reproductive Traits in Sheep Using Linear and Nonlinear Models: I. Estimation of Genetic Parameters. *J. Animal Sci.*, 75: 76-87.
- McCullagh, P., Nelder, J.A., 1989. *Generalized Linear Models*. Second Edition, Chapman and Hall, London, 486.
- Okut, H., Gökdere, S.A., Yeşilova, A., 1999. Application Generalized Linear Mixed Models. *III. National Conference of the Italian Biometric Society*, Roma, 1999.
- Price, E.O., Katz, L.S., Wallach, S.J.R., Zenchak, J.J., 1988. The Relationship of male-male mounting to the sexual preferences of young rams. *App. Anim. Behav. Sci.*, 21:347-355.
- Price, E.O., 1993. Practical considerations in the measurement of sexual behavior. *Methods in Neursciences*, 14: 16-31.
- Price, E.O., Borgwardt, R.E., Dally, M.R., 2001. Male-male competition fails to sexually stimulate domestic rams. *App. Anim. Behav. Sci.*, 74: 217-222.
- SAS, 2005. *SAS/STAT Software:Hangen and Enhanced*. SAS, Inst. Inc., USA.
- Stokes, M.E., Davis, C.S., Koch, G.G., 2000. *Categorical Data Analysis Using the SAS System*. John and Wiley & Sons, Inc., 626.
- Taşkın, T., 1995. *Kıvrıcık ve Dağlıç Erkek Kuzularında Kimi Üreme Özelliklerinin Mevsimsel Değişimi*. Ege Üniversitesi Fen Bil. Enst. (basılmamış, doktora tezi), 132s, İzmir
- Tempelman, R.J., Gianola, D., 1996. A Mixed Effecets Model for Overdispersed Count Data in Animal Breeding. *Biometrics*, 52: 265-279.