

T.C.  
YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ  
ZOOOTEKNİ ANABİLİM DALI

**SAYIMA DAYALI ELDE EDİLEN VERİLERİN MODELLENMESİNDE SIFIR  
DEĞER AĞIRLIKLIL GENELLEŞTİRİLMİŞ POİSSON REGRESYONUNUN  
KULLANILMASI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

HAZIRLAYAN: Süleyman SOYGÜDER  
DANIŞMAN: Doç. Dr. Abdullah YEŞİLOVA

VAN-2016

T.C.  
YÜZÜNCÜ YIL ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ  
ZOOOTEKNİ ANABİLİM DALI

**SAYIMA DAYALI ELDE EDİLEN VERİLERİN MODELLENMESİNDE SIFIR  
DEĞER AĞIRLIKLIL GENELLEŞTİRİLMİŞ POİSSON REGRESYONUNUN  
KULLANILMASI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

HAZIRLAYAN: Süleyman SOYGÜDER

VAN-2016

## KABUL ve ONAY SAYFASI

Zootekni Anabilim Dalı'nda Doç. Dr. Abdullah YEŞİLOVA danışmanlığında, Süleyman SOYGÜDER tarafından sunulan “Sayıma Dayalı Verilerin Modellenmesinde Sıfır Değer Ağırlıklı Genelleştirilmiş Poisson Regresyonunun Kullanılması” isimli bu çalışma Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Yönetmeliği'nin ilgili hükümleri gereğince... / ... / ... tarihinde aşağıdaki jüri tarafından oy birliği ile başarılı bulunmuş ve Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: .....

İmza:

Üye: .....

İmza:

Üye: .....

İmza:

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun ..... / ..... / ..... tarih ve ..... sayılı kararı ile onaylanmıştır.

Prof. Dr. Suat ŞENSOY

Enstitü Müdürü

## **TEZ BİLDİRİMİ**

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada bana ait olmayan her türlü ifade ve bilginin kaynağına eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

**İmza**

Süleyman SOYGÜDER



## ÖZET

### **SAYIMA DAYALI ELDE EDİLEN VERİLERİN MODELLENMESİNDE SIFIR DEĞER AĞIRLIKLIL GENELLEŞTİRİLMİŞ POISSON REGRESYONUNUN KULLANILMASI**

SOYGÜDER, Süleyman

Yüksek Lisans Tezi, Zootekni Anabilim Dalı

Tez Danışmanı: Doç. Dr. Abdullah YEŞİLOVA

Mayıs 2016, 29 sayfa

Bu çalışmada amacı, sayıma dayalı olarak elde edilen akar sayımlarının modellenmesinde sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson regresyonunun uygulanması amaçlanmıştır. Sıfır değer ağırlıklı Poisson regresyonunda, ortalama, aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım olmak üzere üç parametre söz konusudur. Çalışmada, aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım oldukça geniş bir aralıkta değişmiştir. Bununla birlikte aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım akar sayımı üzerinde önemli bir etkiye sahip oldukları saptanmıştır ( $p < 0.01$ ). Çalışmadaki tüm bağımsız değişkenlerin akar sayımı üzerine olan etkileri, istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ( $p < 0.05$ ). Elde edilen sonuçlar, akar sayımları bakımından bölgeler ve varyeteler arası farklılık istatistiksel olarak önemli bulunmuşlardır ( $p < 0.01$ ). Uyum ölçütleri, olabilirlik oran ve Voung istatistiklerine göre ZIGP'in en iyi model olarak saptanmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Aşırı yayılım, Sıfır değer ağırlıklı veriler, Sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş poisson regresyonu, Akar sayımı



## ABSTRACT

### USING ZERO- INFLATED GENERALIZED POISSON REGRESSION MODEL IN ANALYSIS OF ZERO- INFLATED COUNT DATA

SOYGÜDER, Süleyman  
M. Sc. Thesis, Animal Science  
Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Abdullah YEŞİLOVA  
May 2016, 29 pages

The purpose of this study was to use for zero-inflated generalized Poisson regression in the modelling of mite numbers based on count data. The results of zero-inflated generalized Poisson regression; as mean regression, overdispersion and zero-inflated regression were determined in three parameters. It was obtained that 36% (130 observations) of the total numbers of mite had zero values. The overdispersion and zero-inflated parameter levels range was obtained to be quite high. However, it was found that zero-inflated data and overdispersion had an important effect on mite counts ( $p < 0.01$ ). The effects of region, month, year, varieties, temperature and humidity were found to be statistically significant on mite counts ( $p < 0.05$ ). The results showed that the differences among regions and varieties regarding the mite counts were statistically significant ( $p < 0.01$ ). ZIGP is determined to be best model according to Young statistics, likelihood ratio and information criteria.

**Keywords:** Overdispersion; zero-inflated data; Zero- inflated Poisson regression; mite counts





## ÖN SÖZ

Bu tez çalışmasında, her türlü ilgi ve yardımlarını esirgemeyen danışmanım Sayın Doç. Dr. Abdullah YEŞİLOVA' ya teşekkür ederim. Ayrıca çalışmalarım süresince maddi ve manevi desteklerini benden esirgemeyen aileme teşekkürlerimi sunarım.

2016

Süleyman SOYGÜDER

## İÇİNDEKİLER

	<b>Sayfa</b>
ÖZET .....	i
ABSTRACT .....	iii
ÖN SÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
ÇİZELGELER LİSTESİ .....	vii
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	viii
SİMGELER VE KISALTMALAR .....	x
1. GİRİŞ.....	1
2. KAYNAK BİLDİRİŞLERİ .....	3
3. MATERYAL VE YÖNTEM.....	6
3.1. Materyal .....	6
3.2. Yöntem.....	6
3.2.1. Genelleştirilmiş Poisson Dağılışı .....	6
3.2.2. Genelleştirilmiş Poisson Regresyonu .....	7
3.2.3. Sıfır Değer Ağırlıklı Genelleştirilmiş Poisson Regresyonu .....	8
4. BULGULAR .....	11
4.1. Tanıtıcı İstatistikler .....	11
4.2. Sıfır Değer Ağırlıklı Genelleştirilmiş Regresyon Sonuçları.....	12
5. TARTIŞMA ve SONUÇ .....	22
KAYNAKLAR.....	24
ÖZGEÇMİŞ.....	29

## ÇİZELGELER LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 4.1. Yıllara göre akar sayımları için tanıtıcı istatistikler .....	11
Çizelge 4.2. Aylara göre akar sayımları için tanıtıcı istatistikler .....	11
Çizelge 4.2.1. Akar sayımları için tanıtıcı istatistikler .....	13
Çizelge 4.2.2. Farklı regresyon modelleri için AIC değerleri .....	16
Çizelge 4.2.3. $ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$ regresyon modeli için parametre tahminleri .....	18
Çizelge 4.2.4. Her bir ay için tahmin edilen aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı parametre tahminleri .....	20
Çizelge 4.2.5. Her bir bölge için tahmin edilen aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı parametre tahminleri .....	21

## ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 4.2. Akar sayımlarının grafiği .....	13



## SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

### Simgeler

Simgeler	Açıklama
$\alpha$	Aşırı Yayılım Parametresi
$\beta$	Regresyon Katsayıları
$\mu$	Beklenen Değer
$\omega$	Sıfır Değer Ağırlıklı Parametre
$\varphi$	Aşırı yayılım Parametresi

### Kısaltmalar

<b>AIC</b>	Akaiki Bilgi Ölçütü
<b>GP</b>	Genelleştirilmiş Poisson
<b>GPR</b>	Genelleştirilmiş Poisson Regresyon
<b>NB</b>	Negatif Binomiyal
<b>NBH</b>	Negatif Binomiyal Hurdle
<b>NBR</b>	Negatif Binomiyal Regresyon
<b>PH</b>	Poisson Hurdle
<b>PR</b>	Poisson Regresyon
<b>ZIGP</b>	Sıfır Değer Ağırlıklı Genelleştirilmiş Poisson
<b>ZINB</b>	Sıfır Değer Ağırlıklı Negatif Binomiyal
<b>ZIP</b>	Sıfır Değer Ağırlıklı Poisson





## 1. GİRİŞ

Birçok alanda sayıma dayalı olarak elde edilen verilerle (Tıp, Bitki Koruma ve Sosyal Bilimlerde) karşılaşılmaktadır. Bazı çalışmalarda, sayıma dayalı olarak elde edilen gözlemler, çalışmanın doğası gereği çok fazla sayıda sıfır değerini içerebilir. Örneğin bir koruma alanında, ağaç ve yapraklardaki akar sayıları aylık sıcaklık derecelerine bağlı olarak belli dönemler çok fazla sayıda artarak daha sonra birçok sıfır değerini almaktadır. Bunun yanı sıra gözlem değerleri arasındaki büyük varyasyondan dolayı verilerin dağılışı oldukça sağa doğru çarpık olmaktadır. Bunun gibi başka çalışmalarda da elde edilen sıfır değerlerinin veri setinden çıkartılmayıp, analize dahil edilmesi gerekmektedir. Sayıma dayalı olarak elde edilen bağımlı değişkenin modellenmesinde Poisson regresyonu yaygın olarak kullanılmaktadır. Poisson dağılımında ortalama ile varyans birbirine eşittir. Ancak, uygulamada bu eşitliği sağlamak her zaman mümkün değildir. Bu gibi durumlarda yaygın olarak aşırı yayılım (varyansın ortalamadan büyük çıkması) ile karşılaşılmaktadır (Böhning D., 1998; Consul, P. C., 1989; Long J. S., Freese J., 2006; Yeşilova, A, Kaydan, M., B., Kaya, Y., 2010). Aşırı yayılımdan kaynaklanan etkiyi ortadan kaldırmak için negatif binomial regresyon kullanılmaktadır.

Sayıma dayalı olarak elde edilen verilerde, aşırı yayılımın (overdispersion) yanı sıra sıfır değer ağırlıklı (zero-inflated) durumu da söz konusu olabilir. Yani, verilerin büyük bir kısmı sıfır değerlerinden oluşabilir. Sıfır değerli gözlemlerin çok sayıda olduğu sayıma dayalı olarak elde edilen verilerin modellenmesinde sıfır değer ağırlıklı regresyon yöntemleri (sıfır değer ağırlıklı Poisson regresyonu, sıfır değer ağırlıklı negatif binomial regresyonu ve Hurdle regresyonu) kullanılmaktadır.

Fazla sayıda sıfırlardan kaynaklanan etkiyi modellemek için sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson (Zero-Inflated Generalized Poisson Regression = ZIGP) regresyon modeli, son zamanlarda yaygın olarak kullanılmaktadır (Consul, P. C., 1989; Consul, P. C. and F. Famoye., 1992; Czado, C., Erhardt, V., Min, A., Wagner, S., 2007; Famoye, F. and K. P. Singh., 2003; Famoye, F., Karan P. S., 2006; Rose ve ark., 2006). ZIGP kullanılarak ortalama (mean), aşırı yayılım (overdispersion) ve sıfır değer ağırlıklı (zero-inflated) düzey üzerinde ayrı ayrı regresyonlar yapılmaktadır. Böylece ortalama,

aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı etkiler birbirlerinden ayrı olarak değerlendirmek mümkün olmaktadır.

Bu çalışmada amaç, sıfır değerlerinin çok olduğu ve sayıma dayalı olarak elde edilen akar sayımlarının (bağımlı değişken) modellenmesinde sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson regresyonunu uygulamaktır. Bununla birlikte çalışmada kullanılacak olan ZIGP regresyon yöntemi ile diğer sıfır değer ağırlıklı regresyon yöntemlerinin performanslarının karşılaştırılması da amaçlanmaktadır.

## 2. KAYNAK BİLDİRİŞLERİ

Sayıma dayalı veriler, Poisson dağılımı gösterir ve Poisson Regresyon ile verilerin analizi yapılmaktadır (Ridout, 1998). Poisson regresyon analizi, bağımsız değişken(ler) ile sayıma dayalı olarak elde edilen bağımlı değişken arasındaki ilişkiyi açıklayan bir yöntemdir. Poisson regresyonunda, bağlantı fonksiyonu logaritmik dönüşüm ile verilmektedir (McCullagh ve Nelder, 1989; Breslow, 1990; Yeşilova ve ark., 2007).

Poisson dağılımının en önemli özelliği varyans ile ortalamanın birbirine eşit olmasıdır. Fakat bu durum her zaman sağlanamamaktadır. Poisson dağılımına sahip verilerde, aşırı yayılım (overdispersion) adı verilen varyansın ortalamadan büyük olma durumu, ya da az yayılım (underdispersion) olarak adlandırılan varyansın ortalamadan küçük olma durumu ile karşılaşmaktadır (Breslow, 1990; Böhning, 1994; Yeşilova ve ark., 2007; Katemee ve ark., 2012). Veri setlerinde genellikle aşırı yayılım, nadir de olsa az yayılım durumu söz konusu olmaktadır. Bu gibi durumlarda Poisson regresyonunun kullanılması sapmalı parametre tahminlerinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Cox, 1983; Breslow, 1990).

Genelleştirilmiş Poisson regresyonu hem aşırı yayılım hem de az yayılım söz konusu olduğu zaman geçerliken, negatif binomiyal regresyon modeli verilerde sadece aşırı yayılım yani varyansın ortalamadan büyük olması durumlarında kullanılmaktadır (Famoye ve Singh, 2006; Tüzel ve Sucu, 2012). Negatif binomiyal regresyonu Poisson dağılımında meydana gelen aşırı yayılımı modellemek için kullanılmaktadır (Hoffman, 2003).

Biyometri, ekonometri, halk sağlığı, epidemoloji, mühendislik, tarım ve tıp gibi birçok alanda sayıma dayalı verilerin analizi ile sıkça karşılaşmaktadır. Sayıma dayalı verilerin modellenmesinde genelleştirilmiş Poisson Regresyon modeli kullanılmaktadır. Ancak sayıma dayalı verilerde aşırı derecede sıfır değerlerinin bulunması sık sık rastlanan bir durumdur. Böyle durumlarda verilerin analizinde genellikle Poisson ve Binom gibi bilinen regresyonlar, bu verileri modellemede uygun olmamakla birlikte verilerin analizinde sınırlı kapasiteye sahip olmaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için yaygın olarak Negatif Binomail (NB), Sıfır Değer Ağırlıklı Poisson (ZIP) ve Sıfır Değer Ağırlıklı Negatif binomail (ZINB) regresyon modelleri kullanılmaktadır (Böhning, 1998; Famoye ve Singh, 2006; Deng ve Paul, 2005; Min ve Czado, 2010;

Williamson ve ark., 2007; Cengiz, 2010; Miaou, 1994; Lord ve ark., 2004; Harris, M.N. ve Zhao, X., 2004 ).

Poisson dağılımında, aşırı yayılımın olması durumunda hem negatif binomial regresyon modeli hem de sıfır değer ağırlıklı Poisson Regresyon modeli kullanımı doğru sonuçların elde edilmesi açısından bir seçim olmaktadır. Bu modellere ilişkin medikal çalışmalarda, su ürünleri yetiştiriciliğinde ve kaza analizleri gibi birçok alanlarda uygulama alanı mevcuttur (Saffari ve ark., 2011; Miaou, 1994; Sezgin ve Deniz, 2004; Asrul A.A ve Naing, 2013).

Sıfır değer ağırlıklı Poisson Regresyon modeli sıfır değer ağırlıklı sayıma dayalı elde edilen verilerin analizinde çok yaygın kullanılan bir modeldir. Uygulama alanları geniş olan bu model hatalı üretimlerin modellenmesinde (Lambert, 1992), patent uygulamalarında (Crepon ve Duguet, 1997), yol güvenliğinde (Miaou, 1994), tıbbi muayene (Gurmu,1997) gibi bir çok alanda kendini göstermektedir (Ridout ve ark., 1998, Schwartz ve Giles, 2011).

Sıfır değer ağırlıklı sayıma dayalı elde edilen verilerin modellenmesinde kullanılan diğer bir yöntemde sıfır değer ağırlıklı negatif binomial (ZINB) regresyon yöntemidir ( Ridout ve ark., 2001; Hall, 2000; Yau ve Lee, 2001; Yeşilova ve ark., 2007). Sıfır gözlemlerin çok olması durumunda; sıfır değer ağırlıklı Poisson (ZIP) regresyonu yerine sıfır değer ağırlıklı negatif binomial (ZINB) regresyon kullanılmaktadır ( Gervilla ve ark., 2010; Long ve Freese, 2001).

Standart Poisson regresyonunda, aşırı yayılım parametre tahminleri üzerinde az bir etkiye sahip olsa da standart hataların yanlış tahmin edilmesine yol açmaktadır. Bu yanlış tahminlemenin önüne geçebilmek için yarı olabilirlik (Quasi-likelihood) yöntemi kullanılmaktadır (Cox, 1983).

Poisson regresyon, negatif binomial regresyon, sıfır ağırlıklı Poisson ve sıfır ağırlıklı negatif binomial regresyon için parametre tahminleri en çok olabilirlik (maximum likelihood) yöntemi ile elde edilmektedir. Uygun model seçiminde Akaike bilgi ölçütü ile Bayesian bilgi ölçütü kullanılmaktadır (Yeşilova ve ark., 2007).

Sayıma dayalı verilerin çok fazla sayıda sıfır değerine sahip olmaları durumunda kullanılacak diğer bir model ise Hurdle Modelidir. Hurdle model ilk olarak, sıfır veya sıfırdan farklı sonuçların var olup olmadığını açıklayan binomial olasılık modeli olarak adlandırılmaktadır. İkinci olarak ise yalnızca pozitif sayımlardan oluşmaktadır

yani pozitif sonuçları tanımlayan sınırlandırılmış sayıma dayalı verilerin oluştuğu kısımdır (Dalrymple ve ark., 2003). Binary kısım, binary modeli kullanırken, pozitif kısım sıfır değer sınırlandırılmış sayıma dayalı modeli kullanır ve Poisson , geometrik ve negatif binomial dağılım kullanılarak modellenmektedir ( Martin ve ark., 2006; Yeşilova, 2009).

Sıfır değer ağırlıklı sayıma dayalı olarak elde edilen verilerin analizinde, son yıllarda yaygın olarak kullanılmaya başlanan yöntemlerden biri de sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson Regresyonudur. Bu regresyon modelini diğer regresyonlardan ayıran en önemli özellik veri setini Poisson regresyonu, aşırı yayılım regresyonu ve sıfır değer ağırlıklı regresyon olmak üzere birbirlerinden bağımsız olarak incelemesidir (Czoda ve ark., 2007; Famoye ve Singh, 2003; Yeşilova ve ark., 2010 ).

### 3. MATERYAL ve YÖNTEM

#### 3.1. Materyal

Van ili Bardakçı, Şamranaltı ve Edremit bölgelerinde yaygın olarak bulunan ve Starking Delicious ve Golden Delicious elma çeşitleri üzerinde zararlı olan *Aculus schlechtendali* (Nal.)'nin popülasyon yoğunluğu çalışmaları 2010–2011 yıllarında yürütülmüştür. Örnekleme, yaz aylarında haftada bir olmak üzere periyodik aralıklarla yapılmıştır. Bitkilerin yapraklarından her bölgede seçilen ağaçların dört yöney ve merkezinden olmak üzere her ağaç için toplam 25 yaprak örneği alınmıştır. Ayrıca ilkbahar ve sonbahar döneminde, 5cm'lik sürgün örnekleri alınarak deutogyne gözlemleri yapılmıştır. Sürgün ve yapraklardan akar dönemlerinin sayımları ve ayırımları doğrudan stereomikroskop altında yapılmıştır. Toplanan akar örneklerinin preparatları Keifer (1975a,b)'e göre hoyer ortamına alınarak yapılmıştır. Bu amaçla, her ağaç için 25, her bölge için toplam 125 adet yaprak ve her yaprağın 3cm<sup>2</sup>'lik alanında sayım yapılmıştır. Farklı zamanlardaki *M. communis* L. üzerinde gözlenen *A. schlechtendali*'nin protogyne, deutogyne dönemleri ile yumurta ve nymphopupa dönemleri belirlenmeye çalışılmıştır. Ayrıca toplanan yapraklar üzerinde *Zetzellia mali* (Ewing)'nin popülasyon sayımı yapılmıştır. Popülasyonda biyolojik dönemleri belirlemek için her örnekleme tarihinde her bölgeden 50 *A. schlechtendali* bireyinin preparasyonu yapılarak mikroskopta incelenmiştir. Avcı akar türünün teşhisi Prof. Dr. Sultan Çobanoğlu (Ankara Üniversitesi Ziraat Fakültesi Bitki Koruma bölümü) tarafından yapılmıştır.

#### 3.2. Yöntem

##### 3.2.1. Genelleştirilmiş Poisson dağılışı

Genelleştirilmiş Poisson dağılışına sahip  $Y_i$  bağımlı değişkeninin olasılık fonksiyonu,

$$P(y_i|\lambda_i, \alpha) = \frac{\lambda_i(\lambda_i + \alpha y_i)^{y_i-1} e^{-\lambda_i - \alpha y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0,1,2,\dots$$

biçiminde yazılabilir. Eşitlikte  $\lambda_i > 0$  ve  $0 < \alpha < 1$ . Genelleştirilmiş Poisson dağılışının ortalama ve varyansı;

$$\begin{aligned}\mu_i &= E(y_i) = \frac{\lambda_i}{1-\alpha} \\ V(y_i) &= \frac{\lambda_i}{(1-\alpha)^3} = \frac{\lambda_i}{(1-\alpha)^2} E(y_i) = \phi E(y_i)\end{aligned}$$

olarak yazılabilir.

### 3.2.2. Genelleştirilmiş Poisson Regresyonu

$Y_i$  birbirinden bağımsız olarak elde edilen bağımsız değişkeni ( $Y_i = 0, 1, 2, \dots$ ) için genelleştirilmiş Poisson regresyonu (GPR);

$$f_i(y_i, \mu_i, \alpha) = \left( \frac{\mu_i}{1 + \alpha \mu_i} \right) \frac{(1 + \alpha y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp \left[ \frac{-\mu_i (1 + \alpha y_i)}{1 + \alpha \mu_i} \right] \quad (1)$$

biçiminde yazılabilir. Eşitlikte,

$$\mu_i = \mu_i(x_i) = \exp(x_i \beta)$$

$x_i$ ,  $(k-1)$  boyutlu bağımsız değişkenlere ilişkin kovariate vektörü;  $\beta$ ,  $k$  boyutlu bilinmeyen regresyon parametreleri vektörünü göstermektedir (Famoye, 1993).

$Y_i$  değişkeni için ortalama ve varyans aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$E(Y_i | x_i) = \mu_i$$

$$V(Y_i | x_i) = \mu_i (1 + \alpha \mu_i)^2$$

Eşitlik 1'de  $\alpha > 0$  (aşırı yayılım parametresi) olduğunda,  $Y_i$  bağımlı değişkeninde aşırı yayılım söz konusu olmaktadır.  $\alpha < 0$  olduğunda ise bağımlı değişkeninde aşırı yayılım vardır.

### 3.2.3. Sıfır Değer Ağırlıklı Genelleştirilmiş Poisson Regresyonu

Y bağımlı değişkeni  $\mu$ ,  $\phi$  ve  $\omega$  parametreleri ile birlikte sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson dağılımı gösterir ve  $Y: ZIGP(\mu, \phi, \omega)$  şeklinde gösterilmektedir. Burada  $\mu$ ,  $\phi$  ve  $\omega$  parametreleri sırasıyla ortalama, aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı parametrelerini göstermektedir. Böylece, sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson dağılımının yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir (Consul, P. C., 1989; Consul, P. C. and F. Famoye., 1992; Czado ve ark, 2007).,

$$P(Y = y | \mu, \phi, \omega) = I_{\{y=0\}} \left[ \omega + (1 - \omega)e^{-\frac{\mu}{\phi}} \right] + I_{\{y>0\}} \left[ (1 - \omega) \frac{\mu(\mu + (\phi - 1)y)^{y-1}}{y!} \phi^{-y} e^{-\frac{1}{\phi}(\mu + (\phi - 1)y)} \right]$$

Bazı veri setlerinde bir sabit aşırı yayılım ve/veya sıfır değer ağırlıklı parametreler sınırlanabilir. Böyle durumlarda, aşırı yayılım ya da sıfır değer ağırlıklı parametrelerinden hangilerinin değişip değişmediğini sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson regresyonu kullanılarak belirlenebilir. ZIGP regresyon modelinde;  $X_i = (1, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip})^t$   $\phi_i = (1, \phi_{i1}, \phi_{i2}, \dots, \phi_{ir})^t$  ve  $Z_i = (1, z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{iq})^t$  vektörleri sırasıyla; ortalama, aşırı yayılım ve sıfır yayılım için bağımsız değişkenleri göstermektedir.  $ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$  modeli tesadüfi, sistematik ve parametrik olmak üzere üç bileşenden oluşmaktadır (Czado ve ark, 2007). Söz konusu bu bileşenler veri setimize uyarlayarak aşağıdaki gibi yazılabilir,

#### Şansa bağlı bileşen

$\{Y_i, 1 \leq i \leq n\}$  bağımlı değişken olan akar sayımları birbirinden bağımsız ve  $Y_i \sim ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$  dağılımı göstermektedir.

#### Sistematik bileşen

Burada, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasında doğrusal ilişkiyi sağlamak için bağlantı (link) fonksiyonu kullanılmaktadır. Ortalama, aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım için,  $Y_i$  bağımlı değişkeni üzerinde üç doğrusal tahmin edici



olan  $\eta_i^\mu(\beta) = x_i^t \beta$  ,  $\eta_i^\phi(\alpha) = \omega_i^t \alpha$  ,  $\eta_i^\omega(\gamma) = z_i^t \gamma$  etkili olmaktadır. Burada  $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)^t$  ,  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_r)^t$  ,  $\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_q)^t$  bilinmeyen regresyon parametrelerini,  $X_i = (x_1, x_2, \dots, x_n)^t$  ,  $W_i = (w_1, w_2, \dots, w_n)^t$  ,  $Z_i = (z_1, z_2, \dots, z_n)^t$  desen matrisleri olarak adlandırılmaktadır.

### Parametrik bağlantı bileşeni

$\eta_i^\mu(\beta)$  ,  $\eta_i^\phi(\alpha)$  ,  $\eta_i^\omega(\gamma)$  doğrusal tahmin edicileri ile  $\mu_i(\beta)$  ,  $\phi_i(\alpha)$  ,  $\omega_i(\gamma)$  ( $i=1, \dots, n$ ) parametreleri arasındaki doğrusal fonksiyonlar aşağıdaki gibi verilebilir.

### Ortalama düzeyi:

$$E(Y_i | \beta) = \mu_i(\beta) = E_i e^{x_i^t \beta} = e^{x_i^t \beta + \log(E_i)} > 0$$

$$\Leftrightarrow \eta_i^\mu(\beta) = \log(\mu_i(\beta)) - \log(E_i) \text{ (log bağlantı)}$$

### Aşırı yayılım düzeyi:

$\phi_i(\alpha) = 1$  olması veri setinde aşırı yayılım olmadığı anlamına gelmektedir. Bununla birlikte,  $\phi_i(\alpha) > 1$  olması durumunda veri setinde aşırı yayılım söz konusudur. Bu aşırı yayılım aşağıdaki gibi modellenmektedir.

$$\phi_i(\alpha) = 1 + e^{w_i^t \alpha} > 1$$

$$\eta_i^\phi(\alpha) = \log(\phi_i(\alpha) - 1) \text{ (shifted log bağlantı)}$$

Her bir bağımsız değişken için aşırı yayılım düzeyi aşağıdaki gibi hesaplanabilir;

$$\hat{V}(X = (X = x, W = w, Z = z)) = \phi^2 \mu \cdot \omega = \hat{\phi}(w)^2 + \hat{\mu}(x) \hat{\omega}(z) \quad (3)$$

### Sıfır değer ağırlıklı düzeyi:

$$\omega_i(\gamma) = \frac{e^{z_i^t \gamma}}{1 + e^{z_i^t \gamma}} \in (0, 1)$$

$$\Leftrightarrow \eta_i^\omega(\gamma) = \log\left(\frac{\omega_i(\gamma)}{1 - \omega_i(\gamma)}\right) \text{ (log it bağlantı)}$$

Her bir bağımsız değişken için sıfır değer ağırlıklı düzeyi aşağıdaki gibi hesaplanabilir;

$$\hat{P}(Y = 0 / (X = x, W = w, Z = z)) = \hat{\omega}(z) + (1 - \hat{\omega}(z)) \exp\left(\frac{-\hat{\mu}(x)}{\hat{\phi}(w)}\right)$$

$$\hat{\omega}(z) = \frac{\exp(\hat{\gamma}_0 + z_1 \hat{\gamma}_1 + \dots + z_q \hat{\gamma}_q)}{1 + \exp(\hat{\gamma}_0 + z_1 \hat{\gamma}_1 + \dots + z_q \hat{\gamma}_q)} \quad (4)$$

$(\beta^t, \alpha^t, \gamma^t)$  bilinmeyen parametreler göstermektedir.  $y_i$  bağımlı değişkeni için ZIGP regresyonunun log olabilirlik fonksiyonu,

$$l(\delta) = \sum_{i=1}^n I_{(y_i=0)} \left[ \log \left( e^{z_i^t \gamma} + \exp \left( -\frac{E_i \cdot e^{x_i^t \beta}}{1 + e^{\omega_i^t \alpha}} \right) \right) - \log(1 + e^{z_i^t \gamma}) \right]$$

$$+ I_{(y_i>0)} \left[ -\log(1 + e^{z_i^t \gamma}) + \log(E_i) + x_i^t \beta - \log(y_i!) - y_i \log(1 + e^{\omega_i^t \alpha}) \right]$$

$$+ (y_i - 1) \log \left( E_i e^{x_i^t \beta} + e^{\omega_i^t \alpha} y_i \right) - \frac{E_i e^{x_i^t \beta} + e^{\omega_i^t \alpha} y_i}{1 + e^{\omega_i^t \alpha}} \right]$$

biçiminde yazılabilir. Burada, ortalama, aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım  $(\beta^t, \alpha^t, \gamma^t)$  bilinmeyen parametreleri olabilirlik fonksiyonu maksimize edilerek en çok olabilirlik yöntemi kullanılarak edilmektedirler (Czado, C., Erhardt, V., Min, A., Wagner, S., 2007).

## 4. BULGULAR

Bulgular bölümü; veri seti hakkında tanıtıcı istatistikler ve geliştirilmiş Poisson regresyon sonuçları olmak üzere iki başlık altında incelenmiştir.

### 4.1. Tanıtıcı İstatistikler

Veri kümesindeki yıllara ait tanıtıcı istatistikler çizelge 4.1.'de verilmiştir.

Çizelge 4.1. Yıllara göre akar sayımları için tanıtıcı istatistikler.

	<b>N</b>	<b>Ortalama</b>	<b>Standart H.</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
2010	180	39.280	10.804	0	621.000
2011	180	59.640	12.341	0	901.000

Çizelge 4.1.'e göre 2010 yılındaki ortalama akar sayısı 2011 yılındaki ortalama değerden düşük bulunmuştur. Bunun yanı sıra, 2011 yılındaki standart hata 2010 yılına göre fazla gözlemlenmiş ve buna bağlı olarak değişim fazla olmuştur.

Akar sayımlarının yıllar bazında aylara göre dağılımları çizelge 4.2.'de verilmiştir.

Çizelge 4.2. Aylara göre akar sayımları tanıtıcı istatistikler.

	<b>Gözlem Sayısı</b>	<b>Ortalama</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
Yıl= 2010					
Mayıs	30	0	0	0	0
Haziran	30	11.030	0.880	3.000	25.000
Temmuz	30	160.400	32.110	37.000	598.00
Ağustos	30	77.200	9.870	22.000	200.00
Eylül	30	12.630	0.870	2.000	22.000
Ekim	30	0	0	0	0

Çizelge 4.2. Aylara göre akar sayımları tanıtıcı istatistikler (devamı)

	<b>Gözlem Sayısı</b>	<b>Ortalama</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
Yıl= 2011					
Mayıs	30	0	0	0	0
Haziran	30	7.260	0.980	1.000	22.000
Temmuz	30	339.630	38.710	56.000	859.00
Ağustos	30	27.530	2.410	15.000	85.000
Eylül	30	12.200	0.850	2.000	22.000
Ekim	30	0	0	0	0

Çizelge 4.2.'ye göre ortalama akar sayımı en yüksek değerle 2011 yılının Temmuz ayında belirlenmiştir. En düşük ortalama akar değeri ise 2010 Mayıs, 2009 Ekim ve 2011 Ekim aylarında gözlemlenmiştir. Çizelge 4.2.'ye baktığımızda 2009 yılında minimum akar sayımı Eylül ayında, 2011 yılında ise Haziran ayında tespit edilmiştir. Ayrıca maksimum değer 2010 ve 2011 yıllarında da Temmuz ayı olarak gözlemlenmiştir.

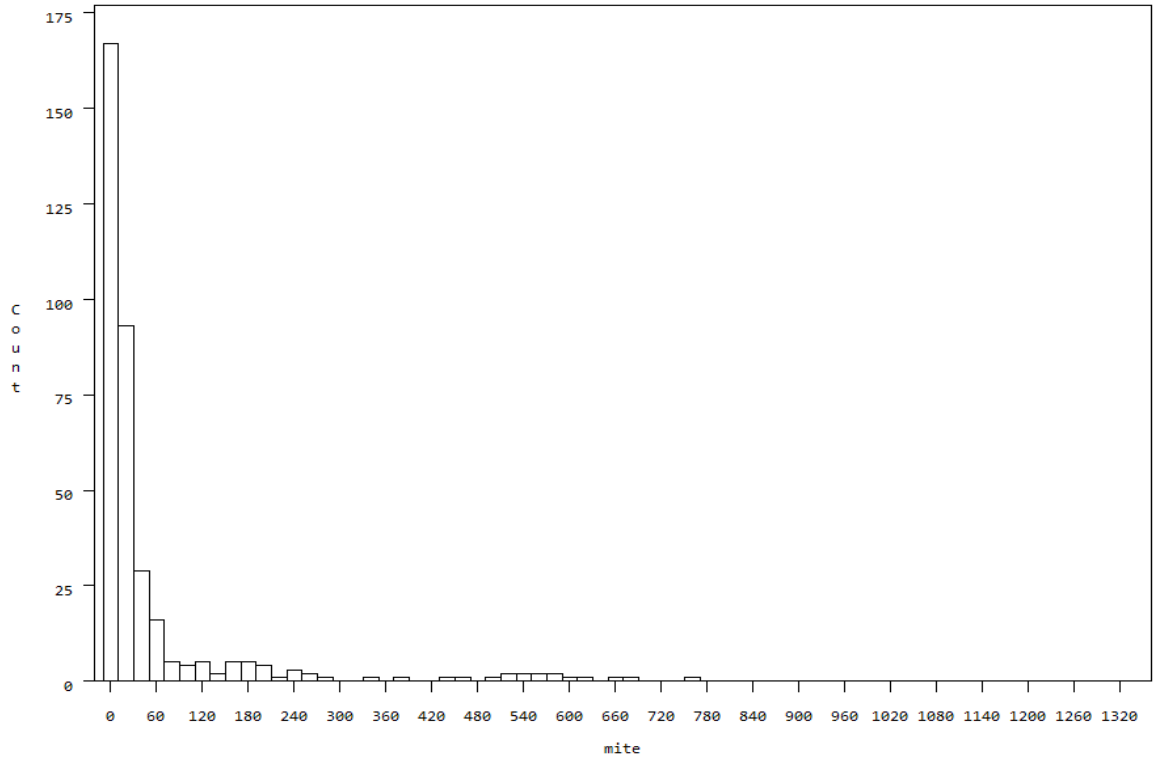
#### 4.2. Sıfır değer ağırlıklı Genelleştirilmiş Regresyon Sonuçları

Bu çalışmada, gerekli istatistiksel analizler R 2.10.1 istatistik yazılım programı kullanılarak yapılmıştır. Bölgeler, yıllar, aylar, varyeteler, sıcaklık ve nem modele bağımsız değişken olarak, akar sayımları ise bağımlı değişken olarak modele dahil edilmiştir. Akar sayımlarının yıllara ve bölgelere göre dağılımları Çizelge 4.2.1'de verilmiştir. Akar sayımlarındaki büyük varyasyon ve aşırı yayılımdan dolayı standart hataları oldukça yüksek elde edilmiştir. Ayrıca akar sayımları arasındaki büyük varyasyon ve aşırı yayılımdan dolayı elde edilen ortalama değerlerde buldukları bölge ortalamasını yansıtamamaktadır. Parametrik testlerde karşılaştırma yapılırken ortalama esas alındığından dolayı elde edilen sonuçlar sapmalı parametre tahminlerine neden olmaktadır. Akar sayımlarının grafiği şekil 4.1.'de verilmiştir Akar sayımlarının grafiği aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı gözlemlerden dolayı oldukça sağa doğru çarpık olmuştur. Çalışmada, gözlem değerlerinin %36'sı (130 gözlem) sıfır değerli olmuştur. Bu tür veriler dönüşümlere tabi tutulmalarına rağmen sağa doğru aşırı çarpıklık çok fazla değişmemektedir. Burada, akar sayıları karekök dönüşümüne tabi tutulduktan

sonra bile dağılışın şekli yine sağa çarpık olmuştur. Bu durum parametrik testlerdeki Normal dağılım varsayımını karşılamamaktadır. Eğer buna rağmen Poisson dağılışı gösteren bu tip verilere doğrusal modelleri uygulamak, doğru olmayan parametre tahminleri ve standart hataların elde edilmesine neden olabilir (Agresti, 1997; Nelder ve Wedderburn 1972). Parametrik testlerin en önemli varsayımı olan normalite varsayımının gerçekleşmediği hem çizelge 4.2.1 hem de şekil 4.2.'de görülmüştür.

Çizelge 4.2.1. Akar sayımları için tanıtıcı istatistikler

Bölgeler												
Bardakçı				Edremit				Şamranaltı				
Yıllar	Ortalama	S.hata	Min	Mak	Ortalama	S.hata	Min	Mak	Ortalama	S.hata	Min	Mak
2010	81.130	33.020	0	621	51.054	21.914	0	263	34.811	17.136	0	112
2011	127.620	36.041	0	901	61.213	34.028	0	408	63.024	38.056	0	584



Şekil 4.2. Akar Sayımlarının Grafiği

Yukarıda da ifade edildiği gibi bağımlı değişkenin Poisson dağılışı göstermesi durumunda Poisson regresyonun uygulanması gerekmektedir. Ancak bağımlı değişkende (akar sayımları), eğer gerçekten bir aşırı yayılım durumu varsa Poisson regresyonu yerine, söz konusu aşırı yayılımı modelleyen negatif binomial regresyonunun kullanılması gerekmektedir (Cox, 1983; Dean, 1993).

Poisson (PR), negative binomial (NBR), sıfır değer ağırlıklı (ZIP), sıfır değer ağırlıklı negative binomial (ZINB), Poisson Hurdle (PH), negative binomial Hurdle (NBH), genelleştirilmiş Poisson (GP) and ZIGP regresyon modelleri için AIC değerleri Çizelge 4.2.2’de verilmiştir. PR( $\mu_i$ ) regresyon modelinden elde edilen AIC uyum ölçütü diğer regresyon modellerine göre oldukça yüksek bulunmuştur. Bunun nedeninin veri setindeki aşırı yayılım ve sıfır değerli gözlemlerin olduğu söylenebilir. Çizelge 4.2.1’de veri setini açıklayan en iyi regresyon modeli ZIGP( $\mu_i, \phi_i, \omega_i$ ) olduğu saptanmıştır. Çünkü ZIGP( $\mu_i, \phi_i, \omega_i$ ) modelinden elde edilen AIC değeri diğer modellere göre en küçük olarak elde edilmiştir. Bu regresyon modeline ek olarak ZIGP( $\mu_i, \phi_i, \omega$ ) ve ZIGP( $\mu_i, \phi, \omega_i$ ) modellerine ilişkin AIC değerleride Çizelge 4.2.2’de verilmiştir. ZIGP( $\mu_i, \phi, \omega$ ) modeli ile ZIGP( $\mu_i, \phi, \omega_i$ ) arasındaki fark, sıfır değer ağırlıklı parametrenin ( $\omega$ ) değişkenlik göstermesidir. Benzer şekilde, ZIGP( $\mu_i, \phi, \omega$ ) modeli ile ZIGP( $\mu_i, \phi_i, \omega$ ) arasındaki fark, aşırı yayılım parametresinin ( $\phi$ ) değişkenlik göstermesidir. Çizelge 4.2.2 kullanılarak aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı yayılım için model karşılaştırılması yapılabilir.

İlk olarak, sıfır değer ağırlıklı parametrenin önemli olup olmadığını belirlemek için iç içe modeller karşılaştırılmıştır. Bu nedenle, PR( $m_i$ ) ile ZIP( $m_i, \omega$ ), NBR( $m_i$ ) ile ZINB( $\mu_i, \omega$ ) ve GP ile ZIGP( $m_i, j, \omega$ ) regresyon modelleri karşılaştırılmıştır. Sıfır değer ağırlıklı yayılım parametresinin önemli olup olmadığını karşılaştırmak için PR( $m_i$ ) ile ZIP( $m_i, \omega$ ) karşılaştırıldığında, AIC değeri 9328’den 3997’ye düşmüştür. Buna paralel olarak Voung istatistiği 8.33 olarak elde edilmiştir. Böylece sıfır değer ağırlıklı parametreye göre; ZIP( $m_i, \omega$ ) modeli PR( $m_i$ ) modeline tercih edilmiştir ( $p < 0.01$ ). NBR( $m_i$ ) ve ZINB( $\mu_i, \omega$ ) modelleri karşılaştırıldığında, AIC değeri 4043 den 1418’e

düşmüştür ve Voung istatistiği 5.91 olarak elde edilmiştir. Böylece; hem AIC hem de Voung istatistiği sonucu, sıfır değer ağırlıklı parametreye göre  $ZINB(\mu_i, \omega)$  modeli  $NBR(m_i)$  modeline tercih edilmiştir ( $p < 0.01$ ). Son olarak, GP ile  $ZIGP(m_i, j, w)$  regresyon modelleri karşılaştırıldığında, hem AIC hem de Voung istatistiği  $ZIGP(m_i, j, w)$  modelinin GP modeline tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir ( $p < 0.01$ ). Burada sıfır değer ağırlıklı parametre için yapılan 3 ayrı karşılaştırma sonucunda, veri setindeki sıfır değer ağırlıklı yayılımın istatistiksel olarak önemli olduğunu göstermektedir.

Yukarıda, sıfır değer ağırlıklı parametre ( $w$ ) için yapılan model karşılaştırmaları önemli bulunmuştur. Şimdi ise, sabit sıfır değer ağırlıklı yayılım ( $w$ ) ile değişkenlik gösteren sıfır değer ağırlıklı yayılım ( $w_i$ ) parametrelerini karşılaştırmak gerekmektedir. Böylece sıfır değer ağırlıklı parametrenin değişkenlik gösterip göstermediği saptanabilir. Bu nedenle iç içe modeller olan  $ZIP(m_i, w)$  ile  $ZIP(m_i, w_i)$ ,  $ZINB(m_i, w)$  ile  $ZINB(m_i, w_i)$  ve  $ZIGP(m_i, j, w)$  ile  $ZIGP(m_i, j, w_i)$  modelleri karşılaştırılmıştır.  $ZIP(m_i, w)$  ve  $ZIP(m_i, w_i)$  modelleri karşılaştırıldığında, AIC değeri 3997'den 1010'e düşmüştür. Buna paralel olarak Voung istatistiği 5.49 olarak elde edilmiştir. Böylece değişkenlik gösteren sıfır değer ağırlıklı parametreye göre;  $ZIP(m_i, w_i)$  modeli  $ZIP(m_i, w)$  modeline tercih edilmiştir ( $p < 0.01$ ).  $ZINB(m_i, w)$  ile  $ZINB(m_i, w_i)$  regresyon modelleri karşılaştırıldığında, AIC değeri 1418'den 1042'e düşmüştür. Buna paralel olarak Voung istatistiği 3.47 olarak elde edilmiştir. Böylece değişkenlik gösteren sıfır değer ağırlıklı parametreye göre;  $ZINB(m_i, w_i)$  modeli  $ZINB(m_i, w)$  modeline tercih edilmiştir ( $p < 0.05$ ). Son olarak,  $ZIGP(m_i, j, w)$  ile  $ZIGP(m_i, j, w_i)$  modelleri karşılaştırılmıştır. Hem AIC hem de Voung istatistiği  $ZIGP(m_i, j, w_i)$  modelinin  $ZIGP(m_i, j, w)$  modeline tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir ( $p < 0.05$ ). Yapılan karşılaştırmalar sonucunda, sıfır değer ağırlıklı yayılım parametresinin sabit olmayıp değişkenlik gösterdiği saptanmıştır.

Aşırı yayılım parametresinin ( $\phi$ ) önemli olup olmadığını belirlemek için PR modeli ile NBR modelini karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, AIC değeri 9328'den 4043'e düşmüştür. Buna paralel olarak Voung istatistiği 8.07 olarak elde edilmiştir. Her iki istatistik değeri, veri setindeki aşırı yayılım parametresinin

istatistiksel olarak önemli olduğunu göstermiştir ( $p < 0.01$ ). Aşırı yayılımın etkisi önemli çıktıktan sonra, sabit etkili aşırı yayılım ( $\varphi$ ) ile değişen aşırı yayılım ( $\varphi_i$ ) parametreleri karşılaştırılmıştır. Bunun için PR ile GP ve  $ZIGP(m_i, j, w)$  ile  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega)$  modellerini esas alındığında; PR ile GP modelleri karşılaştırıldığında, AIC değeri 9328'den 2681'e düşerken, Vounğ istatistiği 7.63 olarak elde edilmiştir. Bu nedenle GP modeli PR modeline tercih edilmiştir. Benzer şekilde  $ZIGP(m_i, j, w)$  ile  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega)$  modelleri karşılaştırıldığında hem AIC hem de Vounğ istatistikleri,  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega)$  modelinin  $ZIGP(m_i, j, w)$  modelinden daha iyi sonuç verdiği saptanmıştır. Bu bulgulara göre değişen aşırı yayılımın ( $\varphi_i$ ) istatistiksel olarak önemli olduğu saptanmıştır.

Yapılan tüm model karşılaştırmalarından sonra,  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega_i)$  modelin diğer tüm regresyon modellerinden daha iyi sonuç veridiği saptanmıştır (Çizelge 4.2.2). Bu nedenler parametre tahminleri  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega_i)$  regresyon modeli esas alınarak yorumlanmıştır.  $ZIGP(\mu_i, \varphi_i, \omega_i)$  için parametre tahminleri Çizelge 4.2.3'de verilmiştir.

Çizelge 4.2.2. Farklı regresyon modelleri için AIC değerleri

<b>Model</b>	<b>AIC</b>
<b>Poisson regression</b> ( PR( $m_i$ ))	9328
Negative binomial regresyonu NBR( $\mu_i$ )	4043
Zero-inflated Poisson regresyonu ZIP( $m_i, w$ )	3997
Zero-inflated Poisson regresyonu ZIP( $\mu_i, \omega_i$ )	1062
Zero-inflated negative binomial regresyonu ZINB( $\mu_i, \omega$ )	1418
Zero-inflated negative binomial regresyonu ZINB( $\mu_i, \omega_i$ )	1042
Poisson Hurdle regresyonu PH( $\mu_i, \omega$ )	2857



Çizelge 4.2.2. Farklı regresyon modelleri için AIC değerleri (devamı)

Model	AIC
Negative binomial Hurdle regresyonu $NBH(\mu_i, \omega)$	1057
Generalized Poisson regresyonu $GP(m_i, j)$	2681
Zero-inflated generalized Poisson regresyonu $ZIGP(m_i, j, \omega)$	1069
Zero-inflated generalized Poisson regresyonu $ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega)$	1002
Zero-inflated generalized Poisson regresyonu $ZIGP(\mu_i, \phi, \omega_i)$	1010
Zero-inflated generalized Poisson regresyonu $ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$	974

Aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı gözlemlerden dolayı, Çizelge 4.2.3’de verilen parametre tahminleri farklı bulunmuştur. Yani, Bağımsız değişkenler için elde edilen tahmin değerleri ortalama regresyon, aşırı yayılım regresyonu ve sıfır değer ağırlıklı regresyonlarda oldukça farklı çıkmışlardır. Bu durumda aşırı yayılımın ve sıfır değer ağırlıklı gözlemlerin, parametre tahminleri üzerinde ne kadar etkili olduğunu göstermiştir.

$ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$  regresyon modeli için parametre tahminleri ve standart hata değerleri çizelge 4.2.3’de verilmiştir. Ortalama regresyon için parametre tahminlerine bakıldığında; akar sayımları üzerine tüm bağımsız değişkenlerin etkisi istatistiksel olarak önemli bulunmuştur ( $p < 0.01$ ). Çizelge 4.2.3’de ortalama regresyon modeli için verilen parametre tahminlerinin yorumlanması doğrusal regresyona göre farklıdır. Bunun için aşağıda verilen eşitlik kullanılarak her bir bağımsız değişkenin akar sayımları üzerine olan etkisi yorumlanabilir. Yani aşağıda verilen eşitlikteki log dönüşüm kullanılarak parametre tahminleri yorumlanmaktadır. Örneğin, bölgeler arası farklılık, akar sayımlarında 0.264 (%26.4)’lük bir azalışa neden olmuştur. Buna göre akar sayımları bölgelere göre farklılık göstermiştir ( $p < 0.01$ ). Sıcaklığın bir birim artması akar sayımlarında 0.802 (%80.2)’lik bir artışa neden olmuştur ( $p < 0.01$ ). Çeşitler arası farklılık akar sayımlarında 0.095 (%9.5)’lik bir değişime neden olduğu

saptanmıştır ve bu değişim istatistiksel olarak önemli bulunmuştur ( $p < 0.05$ ). Aylar arası farklılık akar sayımlarında 0.192 (% 19.2)'lik bir azalmaya neden olmuştur ( $p < 0.01$ ).

$$\log(\text{akar sayımı}) = 828.051 + 0.411 * \text{yıl} - 0.307 * \text{bölge} + 0.589 * \text{sıcaklık} + 0.133 * \text{nem} - 0.213 * \text{ay} - 0.091 * \text{çeşit}$$

Sıfır değer ağırlıklı regresyonda; yıl değişkeni hariç diğer tüm bağımsız değişkenlerin akar sayımları üzerine olan etkileri istatistiksel olarak önemli bulunmuştur ( $p < 0.05$ ). Aşırı yayılım regresyonunda; akar sayımları üzerine sıcaklık, nem ve bölgelerin etkisi önemli bulunmuşken ( $p < 0.01$ ), yılların, ayların ve çeşitlerin etkileri önemsiz bulunmuşlardır ( $p > 0.05$ ).

Çizelge 4.2.3'e genel olarak bakıldığında, her üç regresyon yönteminde de akar sayımları üzerine yılların, bölgelerin, sıcaklık, nemin, çeşitlerin ve ayların etkileri istatistiksel olarak önemlilik düzeyleri bulunmuştur. Ancak bağımlı değişkendeki aşırı yayılımın çok yüksek olması her üç regresyon modelinde parametre tahmin değerlerinin ve standart hatalarının farklı olmasına neden olmuştur.

Çizelge 4.2.3. ZIGP( $\mu_i, \phi_i, \omega_i$ ) regresyon modeli için parametre tahminleri

Bağımsız değişkenler	Ortalama regresyon (Mean regression)		Sıfır değer ağırlıklı regresyon (Zero-inflated regression)		Aşırı yayılım regresyon (Overdispersion regression)	
	Parametre tahmini	Standard hata	Parametre tahmini	Standard hata	Parametre tahmini	Standard hata
Sabit	828.051	81.118**	1022.817	158.509**	273.911	34.608**
Yıl	0.411	0.043**	-0.241	0.073	0.094	0.006
Bölge	-0.307	0.018**	0.406	0.008*	-0.563	0.104*
Sıcaklık	0.589	0.061**	0.753	0.081**	0.328	0.075*

Çizelge 4.2.3. ZIGP( $\mu_i, \varphi_i, \omega_i$ ) regresyon modeli için parametre tahminleri (devamı)

Nem	0.133	0.013**	0.102	0.028**	0.216	0.043*
Ay	0.213	0.042**	0.463	0.012*	-0.471	0.028
Çeşit	0.091	0.007*	0.321	0.091*	-0.152	0.072
Ortalamanın değişim aralığı ( $\hat{\mu}$ )						(7.830, 191.130)
Sıfır değer ağırlıklı parametrenin değişim aralığı ( $\hat{\omega}$ )						(0, 0.41)
Aşırı yayılım parametresinin değişim aralığı ( $\hat{\omega}$ )						(8.416, 213.047)

\*p&lt;0.05 \*\*p&lt;0.01

Aylar ve bölgeler gibi kategorik bağımsız değişkenlerin her bir düzeyi için sıfır değer ağırlıklı yayılım ve aşırı yayılım miktarları, yöntem bölümünde verilen eşitlikler aşağıdaki gibi kullanılarak hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlar çizelge 4.2.4 ve çizelge 4.2.5'de verilmiştir.

Her bir bağımsız değişken için aşırı yayılımın hesaplanması;

$$\hat{V}(X = (X = x, W = w, Z = z)) = \varphi^2 \mu \cdot \omega = \hat{\varphi}(w)^2 + \hat{\mu}(x) \hat{\omega}(z)$$

Her bir bağımsız değişken için sıfır değer ağırlıklı yayılımın hesaplanması;

$$\hat{P}(Y = 0 / (X = x, W = w, Z = z)) = \hat{\omega}(z) + (1 - \hat{\omega}(z)) \exp\left(\frac{-\hat{\mu}(x)}{\hat{\varphi}(w)}\right)$$

$$\hat{\omega}(z) = \frac{\exp(\hat{\gamma}_0 + z_1 \hat{\gamma}_1 + \dots + z_q \hat{\gamma}_q)}{1 + \exp(\hat{\gamma}_0 + z_1 \hat{\gamma}_1 + \dots + z_q \hat{\gamma}_q)}$$

Çizelge 4.2.4'de, aylar için aşırı yayılım düzeyi ( $\hat{v}(x, w, z)$ ) 1.700 ile 34.340 arasında değişmiştir. 2010 yılı için en yüksek aşırı yayılım değerleri sırasıyla Temmuz ve Ağustos aylarında elde edilmiştir. Bunun nedenin bu aylardaki yüksek sıcaklık ve nemden kaynaklandığı söylenebilir. En düşük aşırı yayılım değeri Haziran ve Eylül aylarında görülmekle birlikte, Mayıs ve Ekim aylarında hiç aşırı yayılım saptanmamıştır. Genellikle sıcaklığın düşük olduğu bu aylarda hiç akar sayımlarına rastlanamamıştır. Bu iki ayda çoğunlukla sıfır değerli veriler gözlenmiştir. 2010 yılı için

sıfır değer ağırlıklı yayılım Mayıs ve Ekim ayların maksimum; Haziran, Temmuz ve Ağustos aylarında ise minimum olarak gözlenmiştir.

Çizelge 4.2.4’de 2011 yılı esas alındığında, aylar için aşırı yayılım düzeyi ( $\hat{v}(x,w,z)$ ) 1.738 ile 58.277 arasında değişmiştir. 2011 yılı için en yüksek aşırı yayılım değeri Temmuz ayında elde edilmiştir. En düşük aşırı yayılım değeri Haziran, Ağustos ve Eylül aylarında görülmüştür. Mayıs ve Ekim aylarında hiç aşırı yayılım saptanmamıştır. Genellikle sıcaklığın düşük olduğu bu aylarda hiç akar sayımlarına rastlanamamıştır. Bu iki ayda çoğunlukla sıfır değerli veriler gözlenmiştir. 2011 yılı için sıfır değer ağırlıklı yayılım Mayıs ve Ekim ayların maksimum; Haziran, Temmuz ve Ağustos aylarında ise minimum olarak gözlenmiştir. Eylül ayındaki sıfır değer ağırlıklı yayılım % 2.139 olarak tahmin edilmiştir.

Çizelge 4.2.4. Her bir ay için tahmin edilen aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı parametre tahminleri

2010			2011		
Aylar	$\hat{v}(X,W,Z)$	$\hat{P}(Y=0/x,w,z)$	Aylar	$\hat{v}(X,W,Z)$	$\hat{P}(Y=0/x,w,z)$
Mayıs	-	%100	Mayıs	-	%100
Haziran	1.700	-	Haziran	3.890	-
Temmuz	29.339	-	Temmuz	58.277	-
Ağustos	34.340	-	Ağustos	3.762	-
Eylül	1.753	%1.78	Eylül	1.738	%2.139
Ekim	-	%100	Ekim	-	%100

Çizelge 4.2.5’de 2010 yılı esas alındığında, aylar için aşırı yayılım düzeyi ( $\hat{v}(x,w,z)$ ) 2.620 ile 5.853 arasında değişmiştir. 2010 yılı için en yüksek aşırı yayılım değeri Bardakçı’da elde edilmiştir. En düşük aşırı yayılım değeri ise Edremit’te görülmüştür. 2010 yılı için aşırı yayılım düzeyi Edremit ve Şamranaltı’nda benzerlik göstermiştir. 2011 yılı için bölgelere göre tahmin edilen aşırı yayılım düzeyi bakımından Edremit bölgesinin daha yüksek olduğu belirlenmiştir. 2010 yılında tahmin edilen sıfır değer ağırlıklı düzey birbirine yakın oldukları saptanmıştır. Bardakçı’daki

sıfır deęer aęırlıklı parametre deęerinin dięer iki blgeye nazaran daha yksek olduęu sylenebilir. 2011 yılında tahmin edilen sıfır deęer aęırlıklı dzey birbirine yakın oldukları saptanmıřtır. Edremit'te tahmin edilen sıfır deęer aęırlıklı parametre deęerinin dięer iki blgeye nazaran daha yksek olduęu sylenebilir.

Çizelge 4.2.5. Her bir blge iin tahmin edilen ařırı yayılım ve sıfır deęer aęırlıklı parametre tahminleri

2010			2011		
Blge	$\hat{V}(X=(X,W,Z))$	$\hat{P}(Y=0/x,w,z)$	Blge	$\hat{V}(X=(X,W,Z))$	$\hat{P}(Y=0/x,w,z)$
Bardakı	5.853	%33.300	Bardakı	4.094	%30.461
řamranaltı	3.918	%29.371	řamranaltı	4.408	%29.018
Edremit	2.620	%31.283	Edremit	6.838	%32.430

## 5. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu çalışmada, veri setindeki aşırı yayılım ve fazla sayıdaki sıfır değerlerinden dolayı Poisson Regresyonuna AIC istatistiği diğer tüm regresyon modellerine nazaran oldukça yüksek bulunmuştur. Bununla birlikte en küçük AIC değeri, hem aşırı yayılım hem de sıfır değer ağırlıklı parametrelerin değişkenlik gösterdiği  $ZIGP(\mu_i, \phi_i, \omega_i)$  modelinde elde edilmiştir. Bu nedenle, parametre tahminleri bu regresyon modeline göre elde edilmiştir. Yapılan bu tip çalışmalarda, ZIGP regresyonun olmadığı durumlarda, genellikle en iyi sonuç veren regresyon modelinin ZINB olduğu bilinmektedir (Famoye and Karan 2006; Czado et al. 2007; Zamani and Ismail 2014; Zhao et al. 2014).

Akar sayımlarının aritmetik ortalama ve varyansı sırasıyla, 64.748 ve 742.061 olarak elde edilmiştir. Bu iki istatistik arasındaki fark, veri setinde hem sıfır değer ağırlıklı gözlemlerin hem de aşırı yayılımın ne kadar etkili olduğunu kanıtlar. Çizelge 4.2.3'de aşırı yayılımın değişim aralığının 7.830 ile 191.130 arasında oldukça yüksek olarak tahmin edilmişti. Aşırı yayılımın en büyük nedenlerinden biri de sıcaklık ve nem gibi çevresel etkilerden kaynaklanmasıdır (Consul and Famoye 1992; Famoye and Singh 2003; Famoye and Karan 2006). Bununla birlikte, çalışmamızda, en küçük akar sayımı sıfır iken en büyük akar sayımı 901 olarak saptanmıştır, hem AIC hem de Vuong istatistiği aşırı yayılımın oldukça önemli olduğunu göstermişlerdir ( $p < 0.01$ ).

Bu çalışmada, akar sayımlarının 36% (130 gözlem)'sı sıfır değerli olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte sıfır değer ağırlıklı parametrenin değişim aralığının %0 ile %41 arasında değişmiştir (Çizelge 4.2.3). Bitki koruma ile ilgili yapılan bu tip çalışmalarda, gerek akar sayımları olsun gerekse yumurta sayımları olsun aşırı yayılım ve sıfır değer ağırlıklı gözlemler bakımından çok büyük değer alabilmektedir. (Yeşilova ve ark., 2010; Yeşilova ve ark., 2011).

Bölgeler arası değişim akar sayımlarında %26.4'lük bir azalmaya neden olmuştur. Burada, her iki varyete için en yüksek akar sayımı Bardakçı'da, en düşük akar sayımı ise Edremit bölgesinde elde edilmiştir. Nem bağımsız değişkenindeki bir birimlik artış akar sayımlarında 0.142 (%14.20) gibi bir artışa neden olmuştur. Sıcaklıktaki bir birimlik artış akar sayımlarında %80.20'lik bir artışa neden olmuştur. Bu durum A.

*Schlechtendali*' popülasyonu için beklenen bir durumdur (Denizhan 2011). Varyeteler arası değişim akar sayımlarında %9.5'lik bir değişime neden olmuştur. Starking çeşidindeki akar sayımları Golden çeşidinden daha fazla olduğu belirlenmiştir.

Aylar arası değişim akar sayımlarında %19.2 lik bir değişime yol açmıştır. Özellikle temmuz ayı için beklenen sıcaklığa bağlı olarak akar sayımlarının diğer aylara nazaran daha fazla olması beklenmektedir (Kasap, 2010; Denizhan 2011).

Çizelge 4.2.2'de genel olarak bağımsız değişkenlerin akar sayımları üzerinde önemli olup olmadıkları test edilmiştir. Ancak bağımsız değişkenlerden, özellikle yılların (2010 ve 2011), bölgelerin (Edremit, Bardakçı ve Şamranaltı), çeşitlerin (Starking ve Golden) ve ayların (Haziran, Temmuz, Ağustos ve Eylül) değişik düzeyleri söz konusudur. Bu nedenle her bir bağımsız değişkenin düzeylerinin birbirlerinden ayrı olarak akar sayımları üzerinde önemli olup olmadıklarının test edilmesi gerekmektedir (Long ve Freese, 2006; Luo ve Qu, 2013). Bilindiği gibi varyans analizi gibi parametrik testlerde hangi grupların birbirinden farklı olduğunu belirlemek için Duncan, lsd gibi çoklu karşılaştırma testleri uygulanmaktadır (SAS, 2015). Kategorik bağımsız değişkenlerin seviyelerinden biri referans parametresi olarak alınarak, yorumlamalar buna göre yapılmaktadır. Ayrıca, linear ve nonlinear modeller arasındaki diğer önemli bir farklılıkta parametre değerleri yorumlanırken görülmektedir. Linear modeller gruplar ortalamaları karşılaştırılırken, nonlinear modeller de ise referans olarak alınan kategori üzerinden diğer parametreler yüzde (%) olarak değişimi yukarıdaki gibi yorumlama yapılmaktadır.

## KAYNAKLAR

- Agresti, A., 1997. *Categorical Data Analysis*. John and Wiley & Sons, Incorporation, New Jersey, Canada.
- Asrul, A.A.M., and Naign, N.N., 2013. Mortality in Hospitalized Human Immunodeficiency Virus (HIV) and Tuberculosis(TB) Infection Patients: Zero Inflated Negative Binomial Death Rate (ZINBDR) Models. *Applied Mathematical Sciences*. 7(1): 37-47.
- Böhning, D., 1994. A note on a test for Poisson overdispersion. *Biometrika*, 81: 418-419.
- Böhning, D., 1998. Zero- Inflated Poisson Models and C.A.MAN: A Tutorial Collection of Evidence. *Biometrical Journal*, 40(7): 833-843
- Breslow, N., 1990. Tests of hypotheses in overdispersed Poisson regression and other quasi-likelihood models. *Journal of American Statistical Association*. 85(410): 565-571.
- Cengiz, M.A., 2010. *Zero Inflated Regression Models for Modeling the Effect of air Pollutants on Hospital Admissions*. 21(3): 565-568
- Consul, P. & Famoye, F. 1992. Generalized Poisson regression model. *Comm. Statist. Theory Methods*, 21(1): 89–109.
- Cox, R., 1983. Some Remarks on Overdispersion. *Biometrika*, 70: 269-274
- Crepon, B., Duguet, E., 1997. Estimating the Innovation Function from Patent Numbers: GMM on Count Panel Data. *Journal of Applied Econometrics*. 12(3): 243-263.
- Czado, C., Erhardt, V., Min, A. & Wagner, S. 2007. Dispersion and zero-inflation level applied to patent outsourcing rates Zero-inflated generalized Poisson models with regression effects on the mean. *Statistical Modelling*, 7(2): 125-153.
- Dalrymplea, M.L., Hudsona, I.L., Ford, R.P.K., 2003. Finite mixture, zero-inlated Poisson and hurdle models with application to sids. *Computational Statistics & Data Analysis*. 41: 491 – 504
- Dean, C.B., 1992. Testing for Overdispersion in Poisson and Binomial Regression Models. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 87, No. 418.



- Deng, D., Paul, S.R., 2005. Score Tests For Zero-Inflation and Over-Dispersion In Generalized Linear Models. *Statistica Sinica*. 15: 257-276.
- Denizhan, E., 2011. Aculus schlechtendali (Nalepa) (Acari: Eriophyidae)'nin Van ilinde farklı elma çeşitleri üzerindeki populasyon değişimi ve Zetzellia mali (Ewing)'nin etkisi. *Bitki Koruma Bülteni*, 51(3): 239-253.
- Famoye, F. & Singh, K.P. 2003. On inflated generalized Poisson regression models. *Advanced Applied Statistics*, 3(2): 145–158.
- Famoye, F. & Karan, P.S. 2006. Zero- inflated generalized Poisson regression model with an application to domestic violence data. *Journal of Data Science*, 5(4): 117-130.
- Gervilla ve ark., 2010. Modelling Alcohol Consumption During Adolescence Using Zero Inflated Negative Binomial and Decision Trees. *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*. 2(2): 145-159.
- Gurmu, S., 1997. Semi-parametric estimation of hurdle regression models with an application to medicaid utilization. *Journal of Applied Econometrics*. 12: 225-242.
- Hall, D.B., 2000. Zero-inflated Poisson and negative binomial regression with random effects: A case study. *Biometrics*. 56: 1030-1039.
- Harris, M.N., & Zhao, X., 2004. Modelling Tobacco Consumption with a Zero-Inflated Ordered Probit Model.  
<http://www.buseco.monash.edu.au/depts/ebs/pubs/wpapers/>
- Hoffman, D., 2003. Negative binomial control limits for count data with extra-Poisson variation. *Pharmaceutical Statistics* . 2: 127-132.
- Kasap, İ., 2010. Seasonal Population Development of Spider Mites (Acari: Tetranychidae) and Their Predators in Sprayed and Unsprayed Apple Orchards in Van, Turkey. *XIII International Congress of Acarology* | Recife, Pernambuco, Brazil – August 23-27, 2010.
- Kateme, N., Mayuresewan, T., 2012. Control Charts for Zero-Inflated Poisson Models. *Applied Mathematical Sciences*, 6(56): 2791-2803.
- Lambert. D. 1992. Zero-inflated Poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Technometrics*, 34(1): 1-13.

- Long, J.S., Freese J., 2001. Predicted probabilities for count models. *The Stata Journal*. 1(1): 51-57.
- Long, J.S, Freese J., 2006. *Regression Models for Categorical Dependent Variable Using Stata*. A Stata Pres Publication, StataCorp LD Collage Station, Texas, USA.
- Lord ve ark., 2004. Poisson, Poisson-Gamma and Zero-Inflated Regression Models of Motor Vehicle Crashes: Balancing Statistical Fit and Theory. *Paper AA&P 03225*.
- Luo,J. Qu,Y., 2013. Analysis of hypoglycemic events using negative binomial models. *Pharm Stat*.,12(4):233-42.
- Martin, S.W., Rose, C.E, Wannemuehler, K.A., Plikaytis, B.D., 2006. On the of zero-inflated and hurdle models for modeling vaccine adverse event count data. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*. 16: 463-481.
- McCullagh, P., Nelder, J.A., 1989. *Generalized Linear Models*. Second Edition, London, UK, Chapman and Hall.
- Miaou, S.P., 1994. The Relationship Between Truck Accidents and Geometric Design of Road Sections: *Poisson Versus Negative Binomial Regressions*. 26(4): 471-482.
- Min, A., Czado, C., 2010. Testing For Zero-Modification In Count Regression Models. *Statistica Sinica*. 20: 323-341.
- Nelder, J, A., Wedderburn, R, W ,M., 1972. Generalized Linear Models. *J. R. Statist Soci. A*, 135, Part 3, 370- 384.
- Ridout ve ark., 1998. Models for count data with many zeros. *International Biometric Conference*. Cape Town.
- Ridout, M., Hinde, J., Demetrio, C.G.B., 2001. A score test for a zero-inflated Poisson regression model against zero-inflated negative binomial alteratves. *Biometrics*. 57: 219-233.
- Rose, C. E., Martin, S. W., Wannemuehler, K. A., Plikaytis, B. D., 2006. On the use of zero-inflated and hurdle models for modeling vaccine adverse event count data. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*. 16: 463–481.

- Saffari ve ark., 2011. Handling of Over-Dispersion of Count Data via Truncation using Poisson Regression Model. *Journal of Computer Science & Computational Mathematics* 1(1).
- Schwartz, J., Giles, D.E., 2011. Biased-Reduced Maximum Likelihood Estimation for the Zero-Inflated Poisson Distribution. *Econometrics Working Paper EWP1102*
- Sezgin, F.H., Deniz, E., 2004. *Poisson Regresyon Modelinde Aşırı Yayılım durumu ve negatif binomiyal regresyon analizinin Türkiye grev sayıları üzerine bir uygulaması*. 15(48): 17-25.
- Tüzel, S., Sucu, M., 2012. Hasar sıklıkları için sıfır yığılmalı kesikli modeller. *İstatistikçiler Dergisi*. 5: 23-31.
- Williamson ve ark., 2007. Power Calculations for ZIP and ZINB Models. *Journal of Data Science*. 5: 519-534.
- Yau, K.K.W., Lee, A.H., 2001. Zero-inflated Poisson regression with random effects to evaluate an occupational injury prevention programme. *Statistics in Medicine*. 20: 2907-2920.
- Yeşilova, A., Okut, H., Koyun, H., Zırhlıoğlu, G. 2007. Sıfır Değer Ağırlıklı Verilerin Modellenmesi. *V. Ulusal Zootekni Kongresi* (5-8 Eylül, Van), s:80.
- Yeşilova, A. 2009. Sıfır Değer Ağırlıklı Sayıma Dayalı Verilerin Analizinde Hurdle Modelin kullanılması. *Anadolu Üniversitesi Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 10(2), s:467-475.
- Yeşilova, A., Kaydan, B. & Kaya, Y. (2010) Modelling insect-egg data with excess zeros using zero-inflated regression models. *Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics*, 39(2), 273-282.
- Yeşilova, A., Kaya, Y., Kaki, B., Kasap, İ. 2010. Analysis of Plant Protection Studies with Excess Zeros Using Zero-Inflated and Negative Binomial Hurdle Models. *Gazi University Journal of Science*, 23(2):131-136.
- Yeşilova, A., Özgökçe, M. S., Atlıhan, R., Karaca, İ., Özgökçe, F., Yıldız, Ş., Kaya, Y. 2011. Sıfır değer ağırlıklı genelleştirilmiş Poisson regresyonu yardımıyla Van Gölü'nde *Notonecta viridis* Delcourt, 1909 (Hemiptera: Notonectidae)'in populasyon değişimi üzerinde fiziko-kimyasal çevresel koşulların etkilerinin araştırılması. *Turkish Journal of Entomology*, 35(2): 325-338.

- Zamani, H. & Ismail, N. 2014. Functional form for the zero-inflated generalized Poisson regression model. *Communication in Statistics-Theory and Methods*, 43(3): 515-529.
- Zhao, W., Zhang, R., Liu, J. & Lv, Y. 2014. Semi varying coefficient zero-inflated generalized Poisson regression model. *Communication in Statistics-Theory and Methods*, 44(1): 171-185.

## ÖZGEÇMİŞ

1979 yılında Van'da doğdu. İlk orta ve lise öğrenimini Van'da tamamladıktan sonra 1998 yılında Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Bilgisayar ve Öğretim Teknolojileri Öğretmenliğini kazandı. 2002 yılında bu bölümden mezun oldu. 3 yıl kadar özel sektörde Web Tasarım uzmanı olarak çalıştıktan sonra 2005 yılında Milli Eğitim 'de Bilgisayar Öğretmenliğine başladı. 2013 yılında Yüzüncü Yıl Üniversitesi Zootekni Ana Bilim Dalında Yüksek Lisans yapmaya hak kazandı. Halen Van Atatürk Anadolu Lisesi'nde Bilgisayar Öğretmeni olarak görev yapmaktadır.