Eurasian Academy of Sciences
Eurasian Econometrics, Statistics & Emprical Economics Journal
2016 Volume:4 S: 17 - 29
Published Online May 2016 (http://econstat.eurasianacademy.org)
http://dx.doi.org/10.17740/eas.stat.2016-V4-02

ANALYSIS of DEMOGRAPHIC FEATURES AFFECTING the HOSPITAL LENGTH of STAY in TURKEY with COUNT MODELS

Arzu Kökcen Eryavuz*, M.Ozan Özdemir, Şenay Üçdoğruk *****

* Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, ***Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
E-mail: arzu.kokcen@deu.edu.tr, ozan.ozdemir@deu.edu.tr, s

Copyright © 2016 Ar.Gör.Arzu Kökcen Eryavuz, Ar.Gör.M.Ozan Özdemir, Prof.Dr.Şenay Üçdoğruk. This is an open access article distributed under the Eurasian Academy of Sciences License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT

Recent developments in science and technology, recovery of environmental conditions, early diagnosis of diseases and the treatment methods being developed increase the average duration of life. As well as the average duration of life, the increase of population makes the health sector important. An individual's examination, tests and observations, use of drugs, surgical interventions and physiotherapy applications are involved within the scope of health services. While rendering these services, the technological development of medical materials being used, the drugs and the duration of hospitalization increase the costs. The extension of hospitalization causes not only a financial cost, but also a social cost as other patients have an extended use of this service or fail to use the service. The reduction of hospitalization is thought to decrease the cost per patient and increase the capacity for other patients to use the service, which is important in terms of the health sector. The objective of this study is to examine the demographic features affecting the duration of hospitalization, which signifies the number of days starting from being admitted to the hospital in Turkey in 2012 until the discharge, based on the internality problem of independent variables. The study has used the data of 2012 Health Researches Survey that was conducted by TUIK.

Keywords: Health, Length of Stay, Count Model, Endogeneity Problem, Zero Inflated Models, Zero Inflated Negative Binomial

JEL-Clasification:

TÜKİYE'DE HASTANEDE YATIŞ SÜRESİNİ ETKİLEYEN DEMOGRAFİK ÖZELLİKLERİN SAYMA VERİSİ MODELLERİYLE İNCELENMESİ

ÖZET

Günümüzde bilim ve teknolojideki gelişmeler, çevre koşullarının iyileşmesi, hastalıkların erken teşhisi ve geliştirilen tedavi edici yöntemler ortalama yaşam süresini arttırmaktadır. Ortalama yaşam süresi ile birlikte nüfusun artması sağlık sektörünü önemli hale getirmektedir. Kişinin muayene edilmesi, tahlil ve tetkiklerinin gerçekleştirilmesi, ilaç kullanımı, cerrahi müdahaleler

ve fizik tedavi uygulamaları sağlık hizmetleri kapsamında yer almaktadır. Bu hizmetler verilirken, kullanılan tıbbi malzemelerin teknolojik gelişmişliği ve ilaçlar ile birlikte hastanın hastanede yatış süresi maliyetleri artırıcı unsurlardır. Hastanede yatış süresinin uzamasının finansal maliyeti ile birlikte diğer hastaların bu hizmetten yararlanmalarının uzaması ya da hizmetten faydalanamamaları gibi sosyal maliyeti de bulunmaktadır. Hasta yatış sürelerinin kısaltılmasının hasta başına düşen maliyeti azaltacağı ve diğer hastaların yararlanması için kapasiteyi artıracağı düşünülmekte ve bu nedenle sağlık sektörü açısından önemli bir yer tutmaktadır. Bu çalışmanın amacı Türkiye'de 2012 yılında hastanın hastaneye kabulünden taburculuğuna kadar geçen gün sayısını ifade eden hasta yatış süresini etkileyen demografik özellikleri bağımsız değişkenlerin içsellik sorununu göz önüne alarak incelemektir. Çalışmada TÜİK tarafından gerçekleştirilen 2012 Sağlık Araştırmaları Anketi verileri kullanılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Sağlık, Hasta Yatış Süresi, Sayma Verisi Modelleri, İçsellik Sorunu, Sıfır Yığılmalı Modeller, Sıfır Yığılmalı Negatif Binom

1. GİRİŞ

Günümüzde bilim ve teknolojideki gelişmeler, çevre koşullarının iyileşmesi, devlet ya da özel hastane sayılarındaki artış ile birlikte hastalıkların erken teşhisi ve geliştirilen tedavi edici yöntemler ortalama yaşam süresini arttırmaktadır. Ortalama yaşam süresinin artmasıyla birlikte yaşam kalitesinin iyileştirilmesi ve sağlıklı bir toplumun yetişmesi için sağlık hizmetleri ve sosyal güvenceler konusu önem kazanmıştır.

Türkiye Cumhuriyeti Sağlık Bakanlığı yatılan gün sayısını hastanın hastanede kaldığı günlerin toplamı olarak tanımlamaktadır. Hastanın hastaneden çıkış tarihinden giriş tarihi çıkarılarak hesaplanmaktadır. Aynı gün içinde sağlık kuruluşuna yatıp çıkan hastaların hasta yatış günü sayıları bir gün olarak hesaplanmaktadır.

Yataklı kurumun cinsine ve bağlı olduğu kuruluşa göre değişiklik gösteren bir hastanın ortalama kalış gün sayısı 1982 yılı verilerine göre tüm hastanelerde 7.8 gün iken genel hastanelerde 6.9 gündür (Tedavi Hizmetleri Genel Müdürlüğü, 1983: 47). OECD ve Dünya Bankası tarafından Türk Sağlık Sistemine yönelik gerçekleştirilen ortak inceleme raporunda (2008) Türkiye'nin diğer OECD ülkelerine göre kısa bir ortalama yatış süresine sahip olduğu belirtilmiştir. 2005 yılında OECD ülkelerinin ortalama yatış süresi 6.3 gün iken, Türkiye'de bu ortalama 5.2 gündür. Bu oran 2007'de ise 4.6 gündür (OECD, 2008: 77). Sağlık Bakanlığının OECD Sağlık Verilerini kullanarak açıkladığı 'Hastanelerde Yatan Hasta Ortalama Kalış Gününün Uluslararası Karşılaştırması, 2013' incelendiğinde hastanede ortalama kalış günün en yüksek olduğu ülke 17.2 gün ile Japonya olurken, Türkiye'de hastanelerdeki ortalama kalış günü 3.9 gün'e kadar düşmüştür (Sağlık İstatistikleri Yıllığı, 2015: 116)

Bu gösterge hizmetin iyiliği ve hızına işaret etmemekte, kısa hasta kalış süreleri yüksek günlük servis ihtiyacını doğurmakta, bu da beraberinde yüksek günlük sağlık hizmeti maliyetlerini getirmektedir. Kısa hasta kalış sürelerinin hasta sağlığı üzerinde olumsuz etkileri olabilmekte, hastalar rahatlık ve memnuniyetinden ödün verebilmekte, buna ek olarak iyileşme süreçlerini de olumsuz etkileyebilmektedir (Türkiye Sağlık Sektörü Raporu, 2012: 27).

Literatürde hastanede yatılan gün sayısını dikkate alan ve ekonometrik yöntemlerle hastanede yataklı tedavi hizmeti alınan gün sayısının belirleyicilerini ortaya koymaya yönelik olarak yapılan bilimsel çalışmalar incelendiğinde; 1990 yılında Mcmıllen Moınpour, Polıssar

ve Conrad tarafından hastanede yatış süresinin incelendiği çalışmanın temel vurgusu kanser hastaları üzerinedir. Ki-kare testleri ile çapraz listeleme, Kaplan-Meier yöntemi, log-rank testi hastanede yatış süresi ile güçlü ilişkili değişkenleri belirlemek için kullanılmışken, sansürlü veriler için Cox Proportional Hazard modeli hastanede yatış süresinin çok değişkenli analizi için kullanılmıştır.

Mawajdeh, Hayajneh ve Al-qutob (1997) hastane türünün ve sağlık sigortası durumunun hastane yatış süresindeki etkisini üç tıbbi ve cerrahi koşul için incelemiştir. Çoklu regresyon modeli kurularak bireyin sigortasının olup olmamasının, hastanenin türünün, yaşın, tıbbi ve cerrahi koşulların hastanede yatış süresine etkileri incelenmiştir. Kamu ve özel hastane arasındaki hastanede yatış süresi arasındaki farklılıklar saptanmış ve özellikle sigorta statüsü dikkate alındığında bu farkın arttığı sonucuna ulaşılmıştır. Sağlık sigortasının hastaneye kabul ve hastanede yatış süresi üzerindeki etkisini araştırmak için Sepehri, Simpson ve Sarma'nın 2006 yılında yapmış oldukları çalışmada Vietnam örneği incelenmiştir. 2001-2002 yılındaki Viyetnam Ulusal Sağlık Anketleri verileri sayma regresyon modelleri ile analiz edilmiştir.

Rafiei, Ayatollahi ve Behboodian'in 2004 yılında bağımlı değişken olarak doğum sonrası annenin hastanede kaldığı gün sayısını kullanarak, kadınlarla ilgili bir çalışma yapmışlardır. Araştırmada sıfır yığılmalı kesikli negatif binom kullanılmıştır. 2013 yılında Abdul-aziz ve Munyakazi tarafından yapılan çalışmada ise bağımlı değişken özelleştirilerek sıtma hastalığı nedeniyle hastanede yatış süresi incelenmiştir. Model tahmininde negatif binom regresyon kullanılarak poisson regresyon modeliyle karşılaştırma yapılmıştır.

2. TEORİ

Herhangi bir olayın belirlenen bir süreç içerisinde yapılan denemeler sonucunda meydana gelme sayısı, sayma verileri olarak ifade edilebilir. Sayma verilerinden oluşan değişkenler için sürekli ve doğrusal regresyon modelleri uygulanmaktadır. Ancak bu verilere doğrusal regresyon modeli uygulanması halinde sonuçlar, etkisiz ve tutarsız olduğu gibi çelişkili tahminler yapılabilir (Deniz, 2005: 60). Sayıma dayalı olarak elde edilen bağımlı değişkenin veri kümesinde negatif değerler yer almamaktadır ve en küçük sıfır değeri ile başlamaktadır.

Özel bir regresyon türü olan sayma verileri modellerinin temelini en sık kullanılan Poisson regresyon yöntemi oluşturmaktadır. Bağımlı değişkenin kesikli ve kategorik olmayan değerler aldığı Poisson regresyon modelinde (PRM), sayımın olasılığı poisson dağılımı ile belirlenmektedir. Bir olayın oluşum sayısı için Poisson dağılımı, yoğunluğu ya da olasılık kütle fonksiyonu,

$$\Pr[Y = y] = \frac{e^{-\mu}\mu^{y}}{y!} \qquad (1)$$

olarak ifade edilmektedir. μ, birim zamanda meydana gelen ortalama olay sayısını göstermektedir. İlk iki moment,

$$E(Y)=\mu \quad \text{ve} \quad V(Y)=\mu \qquad (2)$$

(2) nolu ifade Poisson dağılımı için ortalama ve varyans eşitliğini göstermektedir (Cameron, Trivedi, 2005: 667). Bu durum eşit yayılım olarak bilinmektedir. PRM, ortalama parametresi μ ve ortak değişkenler x arasındaki ilişkiyi parametrelerle ifade eden Poisson dağılımdan elde edilir(Cameron, Trivedi, 2001: 331-348):

$$\mu_i=E(y_i|x_i)=\exp(x_i\beta) \qquad i=1,2,\ldots,n \qquad (3)$$

İstatistik literatüründe bu model log-doğrusal model olarak bilinmektedir, çünkü koşullu ortalamanın logaritması, parametrelerde doğrusaldır: $\ln E(y_i|x_i)= x_i\beta$ (Cameron, Trivedi, 1998: 71).

Sayma verileri genellikle varyansın ortalamadan daha büyük olduğu 'aşırı yayılımı' göstermektedir. Aşırı yayılım bir sorun olduğunda PRM'ye dayalı tahminler etkin olmayacaktır. Aşırı yayılım genellikle gözlemlenemeyen bireysel heterojenlik ve/ve ya veride fazla sıfır olmasından kaynaklanmaktadır (Cameron, Trivedi, 1998: 60). Bu sorunu ortadan kaldırmanın bir yolu Poisson dağılımının koşullu ortalamasına bir hata terimi ϵ ekleyerek gözlenemeyen heterojenliği kabul eden negatif binom regresyon modelini (NBRM) kullanmaktır (Sheu, Keeler vd., 2004: 785). PRM'de, verilen x değeri için y'nin koşullu ortalaması, $\mu=\exp(x\beta)$ olarak bilinir. NBRM'de ise ortalama μ, $\tilde{\mu}$ rassal değişkeni ile yer değiştirir (Long, 1997: 230).

$$\tilde{\mu}_i = \exp(x_i\beta + \varepsilon_i) \qquad (4)$$

NBRM aşırı yayılım durumunda PRM'ye göre alternatif olarak parametre etkinliği sağlamak amacıyla kullanılmaktadır.

Gözlemlerin büyük bir kısmının sıfır olduğu veri kümelerinde, sıfır değerlerinin analiz dışı tutulması doğru olmayan sonuçların elde edilmesine neden olmaktadır. Ayrıca beklenenden fazla sıfır değeri içeren veri kümesinin, yaklaşık normal dağıldığını varsayarak standart regresyon yöntemlerin uygulanması da yanlı parametre tahminlerin elde edilmesine neden olabilir.

Bağımlı değişkene ait sayma verilerinin beklenenden fazla sıfır değerine sahip olmaları durumunda, sıfır değerlerini dikkate alan regresyon modellerinin kullanılması gerekmektedir. Gözlemlerin büyük bir kısmının sıfır olduğu durumlarda, sıfır değerlerinin analiz dışı tutulması etkin olmayan tahminlere neden olur. Belirli bir dönemde yapılan gözlem sonucu elde edilen verinin aşırı yayılım gösterdiği, aynı zamanda da gözlemlenen sıfır sayısının varsayılan modelde beklenen sıfır sayısından fazla olduğu durumda kullanılmak üzere geliştirilen modellerden biri, sıfır yığılmalı modellerdir (Tüzel ve Sucu, 2012: 25).

Verilerde çok sayıda sıfır varsa, iki grubun daha iyi bir durum yansıttığı kabul edilebilir. Durumlardan biri, sayımları sadece sıfır olan yapısal sıfırlardan oluşan gruptur. Diğer durum ise, sayımların sıfır veya sıfırdan büyük değerlerin olduğu gruptur. Örneklemdeki sıfır durumu, yapısal sıfır durumunun olasılığı ve olay sayılarının ortalama sayısının birlikte değişimine bağlı olabilir. Olasılık ortalamanın bir fonksiyonunu üstlenebilir ise de, bazen bu olasılık ve ortalama ilişkili değildir (Özmen ve Famoye, 2007: 492).

g(1) yapısal sıfırların, g(2) Poisson veya negatif binom dağılımı gösteren gözlemlerin olduğu grup ve Z_i gözlemin g1 grubuna ait olma olasılığını gösteren indikatör değişken olmak üzere,

$p_i=Pr(i€g1|Z_i)$

$1-p_i=q=Pr(i€g2|Z_i)$

olduğu varsayıldığında sıfır yığılmalı modellerin genel formu,

$Pr(y_i|x_i,z_i)=p_i+(1-p_i)g(u_i)$ eğer $y_i=0$

$Pr(y_i|x_i,z_i)=(1-p_i)f(u_i)$ eğer $y_i>0$

sayma verisi modelinde $g(u_i)=Pr(y_i=0|x_i)$ ve $f(u_i)$ poisson yada negatif binom dağılımının yoğunluğu olmak üzere yazılabilir (Tin, 2008: 2). Yapısal sıfır oranı için $0<p_i<1$ varsayımı

yapılarak, sıfır değerindeki yoğunluk modele dahil edilmektedir. $P_i<0$ için elde edilen modeller sıfır değerlerinin çıkartıldığı sayı modelleridir (Tüzel, Sucu, 2012: 26).

Sıfır yayılımın beklenenden fazla olduğu durumlarda Sıfır Yığılmalı Poisson Regresyon(ZIP) modeli kullanılabilir. Lambert (1992) tarafından tanıtılan ZIP modeli,

$$\Pr(Y_i = y_i)\begin{cases} p_i + (1-p_i)\exp(-\mu_i) & y_i = 0 \\ (1-p_i)\dfrac{\mu^{y_i}}{y_i!}\exp(-\mu_i) & y_i > 0 \end{cases}$$

$0\leq w_i<1$ ve $\mu_i>0$ olmak üzere yazılabilir (Ismail, Zamani, 2013: 9). Burada w_i ekstra sıfırların olma olasılığını göstermektedir.

Bağımlı değişken için sıfır değerlerinin beklenenden daha fazla olduğu durumlarda kullanılan yöntemlerden bir tanesi de Sıfır Yığılmalı Negatif Binom Regresyon (ZINB) modelidir. Lambert'in ZIP regresyon tekniği kolayca sıfır yığılmalı negatif binom regresyon modeline uyarlanabilir.

ZINB modeli için bir sıfır saymanın tahminlenen olasılığı,

$$\Pr(Y_i = y_i)\begin{cases} p_i + (1-p_i)\left(1+\dfrac{\lambda}{\tau}\right)^{-\tau} & y_i = 0 \\ (1-p_i)\dfrac{\Gamma(y+\tau)\,\mu^{y_i}}{y_i!\,\Gamma(\tau)}\left(1+\dfrac{\lambda}{\tau}\right)^{-\tau}\left(1+\dfrac{\tau}{\lambda}\right)^{-y} & y_i > 0 \end{cases}$$

olarak ifade edilebilmektedir. $\alpha\geq 0$ yayılım parametresidir ve ZINB modelde α ve p_i'nin sıfıra eşit olması durumunda ZINB dağılımı poisson dağılımına dönüşmektedir (Mwalili vd., 2007: 3).

3. MATERYAL ve YÖNTEM

Bu çalışmanın amacı hastanın hastaneye kabulünden taburculuğuna kadar geçen gün sayısını ifade eden hasta yatış süresinin belirleyicilerini içsellik sorununu da göz önüne alarak araştırmaktır. 2012 yılında Türkiye İstatistik Kurumu tarafından gerçekleştirilen Sağlık Araştırmaları Anketi ham verileri kullanılarak hanelerde anketin yapıldığı 15 yaş ve üzeri 12817 kişi ile çalışılmıştır.

Yataklı tedavi gün sayısını belirlemeye ait modeller için kullanılan açıklayıcı değişkenler; cinsiyet, yaş grupları, medeni durum, eğitim, hanenin kırsal veya kentsel kesimde yaşama durumu, gelir, sürekli ve geçici işte çalışma durumu, uzman doktora gitme sayısı, sağlık durumu ve sağlık sigortası sahipliği olarak belirlenmiştir. Kadın ve erkeğe ait kronik hastalıklar (iç hastalıklar, genel cerrahi, beyin ve sinir hastalıkları, üroloji, nöroloji, psikiyatri) birleştirilmiştir ve kronik hastalığının olması ya da olmaması olarak iki durumlu hale getirilmiştir.

Çalışmada devlet, üniversite, özel vb. hastane kategorisi değişken olarak kullanılmak istenmiştir. Fakat yapılan anket çalışmasında bunu sınıflandırabilecek değişken olmadığı için modele eklenememiştir.

Bağımlı değişken hastanede geçirilen yataklı tedavi gün sayısı, sayıma dayalı olarak elde edildiğinden çalışmada veri kümesine en uygun modelin belirlenebilmesi için öncelikle tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiş, izleyen kısımda içsellik sorunu araştırılmış ve en uygun model belirlenerek ekonometrik yorumlar gerçekleştirilmiştir.

4. UYGULAMA

Bağımlı değişken son 12 ay içinde hastanede geçirilen gün sayısıdır. Hastanede geçirilen gün sayısına ait frekanslar, yüzde değişimi ve kümülatifleri Tablo 1'de sunulmuştur.

Yataklı Tedavi Sayısı	Frekans	Yüzde Değişim	Kümülatif
0	11.775	91.87	91.87
1	769	6	97.87
2	124	0.97	98.84
3	52	0.41	99.24
4	16	0.12	99.37
5	13	0.1	99.47
6	5	0.04	99.51
7	13	0.1	99.61
8	-	-	-
9	1	0.01	99.62
10	13	0.1	99.72
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
90	1	0.01	100

Tablo 1: Hastanede Geçirilen Gün Sayısına Ait Frekans Dağılımı

Tablo 1 incelendiğinde hastanede geçirilen gün sayısının %91.87'si sıfır, %6'sı birlerden oluşmaktadır. Geriye kalan %2.13'ünü 2 ve daha fazla gün sayısı oluşturmaktadır. İçsellik ve model seçimlerine geçilmeden önce bağımsız değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de verilmiştir:

Değişken	Ortalama	Standart Sapma
Yaş		
15-24 Yaş	0.1793	0.3836
25-34 Yaş	0.2108	0.4079
35-44 Yaş	0.2108	0.4079
45-54 Yaş*	0.1792	0.3835
55-64 Yaş	0.1216	0.3268
65-74 Yaş	0.0634	0.2974
75 Yaş Üstü	0.0346	0.1828
Eğitim Durumu		
Okul Bitirmemiş	0.1169	0.3213
İlkokul	0.3541	0.4782

Not: * Temel Sınıfı Göstermektedir.

Tablo 2: Açıklayıcı Değişkenler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

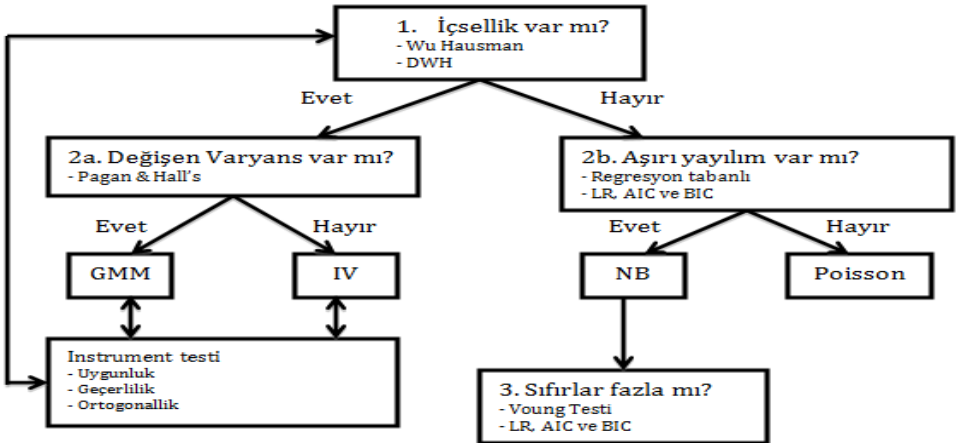
Değişken	Ortalama	Standart Sapma
Ortaokul*	0.1905	0.3927
Lise Dengi	0.1987	0.399
Üniversite ve Üstü	0.1396	0.3466
Medeni Durum (1: Evli, 0: Bekar)	0.6923	0.4615
Cinsiyet (1: Erkek, 0: Kadın)	0.4679	0.4989
Yaşanılan Yer (1: Kent, 0: Kır)	0.7877	0.4088
Çalışma Şekli		
Çalışmayanlar*	0.3824	0.4859
Sürekli Çalışan	0.5517	0.4973
Geçici Çalışan	0.0658	0.248
Beden Kitle Endeksi		
Zayıf*	0.0358	0.1858
Normal Kilolu	0.4094	0.4917
Fazla Kilolu	0.5547	0.497
Kronik Hastalık (1: Var, 0: Yok)	0.4904	0.4999
Sağlık Durumu		
Kötü	0.0603	0.238
Orta	0.2243	0.4171
İyi*	0.7153	0.4512
Uzman Doktora Gitme Sayısı	0.3516	0.9731
Sağlık Sigortası Durumu (1: Var, 0: Yok)	0.8796	0.3253
Kamu Hastanesi (Hiç Memnun Değilim: Çok Memnunum)	2.8062	0.9439

Not: * Temel Sınıfı Göstermektedir.

Tablo 2'nin Devamı: Açıklayıcı Değişkenler İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Tablo 2 incelendiğinde, bireylerin yaklaşık %42'si 25-34 ve 35-44 yaş aralığında, %35'i ilkokul mezunu, %69'u evli, %47'si erkek, %79'u kentte yaşamakta ve %55'i sürekli bir işe sahiptir. Beden kitle endeksi incelendiğinde bireylerin %55'i fazla kilolu, %49'u kronik hastalığa sahip iken %71'i kendini sağlıklı hissetmektedir.

Bireylerin sağlık sigortasının olup olmaması hastanede daha fazla ya da daha az gün yataklı tedavi hizmeti aldığını göstermez. Bu nedenle sağlık sigortası değişkeninin içsel olduğu düşünülmektedir. Literatür incelendiğinde, sağlık talebi modelleri ile çalışan Jowett, Deolalikar ve Martinsson (2004) ve Hidayat ve Pokhrel (2010) sağlık sigortası durumunun içsel olduğunu ve bu sorunu göz önüne alarak modelleme yapılması gerektiğini de vurgulamışlardır. Tablo 3'de Hidayat ve Pokhrel'in (2010) model seçiminde izlenecek adımları göstermek için hazırladıkları şema yer almaktadır.



Şekil 1: Model Seçiminde İzlenen Adımlar

Çalışmada öncelikle sağlık sigortası değişkeninin içsel olup olmadığı araştırılmıştır. Jowett, Deolalikar ve Martinsson'un yapmış oldukları çalışmada seçilen araç değişken(ler)'in bağımlı değişkenle ilişkili olmaması gerektiği vurgulanmıştır. Söz konusu durum dikkate alınarak öncelikle modelimizde iş durumunu yansıtan (ücretli, maaşlı, işveren, kendi hesabına çalışanlar) değişkenler araç değişken olarak seçilmiş ve içsellik testleri yapılmıştır.

Endojenlik Testleri	Test İstatistiği	Prob Değeri
Wu-Hausman F Test	2.03759	0.15348
Durbin-Wu-Hausman Chi Sq Test	2.04125	0.15308

Tablo 3: Endojenlik Testleri Sonuçları

Tablo 4'deki sonuçlar incelendiğinde Wu-Hausman F testi ve Durbin Wu-Hausman Ki-Kare testi sonuçları 0.05 önem seviyesinde sağlık sigortası değişkeninin içsel değişken olmadığını ifade etmektedir.

İçsellik sorunun olmadığı sayma verisi modellerinden hangisinin en uygun olduğunun belirlenmesi sürecinde aşırı yayılım durumunun incelenmesi de gerekmektedir. Bağımlı değişkene ait ortalama değerinin (0.188), varyans değerinden (2.541) küçük olması veri kümesinde aşırı yayılımın varlığını desteklemektedir. Tablo 1 incelendiğinde veri kümesinde sıfır değerlerinin yoğunluğu fazla ve aşırı yayılım söz konusu olduğu için sıfır yığılmalı regresyon modelleri daha uygun modellerdir (Kaya ve Yeşilova, 2012). Uygun sıfır yığılmalı modelin belirlenebilmesi için Tablo 5'de yer alan AIC-BIC istatistikleri karşılaştırıldığında ve LR*2 istatistiği (2690.372) dikkate alındığında sıfır yığılmalı negatif binom regresyon modelinin en uygun model olduğuna karar verilmiştir (Tüzel ve Sucu, 2012: 28).

	ZIP REGRESYON	ZINB REGRESYON
AIC	12032.194	9343.821
BIC	12218.657	9537.743
GÖZLEM SAYISI	12817	12817
LR*2	2690.372	Prob: 0.000

Tablo 4: Model Seçim Kriterleri

Model seçim kriterlerine göre elde edilen ZINB modeline ait sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Bağımlı Değişken (Yataklı Tedavi Sayısı)	Negatif Binom Kısmı		
Değişken	**Katsayı**	**t-istatistiği**	**Faktör Değişim**
Yaş (45-54 Yaş)			
15-24 Yaş	0.4198 **	2.32	1.522
25-34 Yaş	0.4270 *	3.07	1.533
35-44 Yaş	-0.1176	-0.88	0.889
55-64 Yaş	0.0364	0.25	1.037
65-74 Yaş	0.5276 *	3.15	1.695
75 Yaş Üstü	1.0385 *	4.95	2.825
Eğitim Durumu (Ortaokul)			
Okul Bitirmemiş	0.3173 **	1.92	1.373
İlkokul	0.2906 **	2.21	1.337
Lise Dengi	0.0088	0.06	1.009
Üniversite ve Üstü	0.0733	0.46	1.076
Medeni Durum (Bekar)			
Evli	0.3423 *	3.28	1.408
Cinsiyet (Kadın)			
Erkek	0.0768	0.78	1.08
Yerleşim Yeri (Kır)			
Kent	-0.132	-1.33	0.876
Çalışma Şekli (Çalışmayanlar)			
Sürekli Çalışan	-0.3639 *	-3.38	0.695
Geçici Çalışan	-0.188	-1.05	0.829
Beden Kitle Endeksi (Zayıf)			
Normal Kilolu	0.5175 **	2.01	1.678
Fazla Kilolu	0.5260 **	2.01	1.692
Kronik Hastalık (Yok)			
Kronik Hastalık	0.6855 *	7.43	1.985
Sağlık Durumu (İyi)			
Kötü	1.5079 *	10.2	4.518
Orta	0.5130 *	5.18	1.67
Sabit Terim	-2.9343 *	-8.84	-
	Logit Kısmı		
Değişken	**Katsayı**	**t-istatistiği**	**Faktör Değişim**
Uzman Doktor Sayısı	-3.0526 **	-2.11	0.047

Not 1: Parantez İçerisindeki Değerler Temel Sınıftır.
Not 2: * %1 düzeyinde; ** %5 düzeyinde; * %10 düzeyinde anlamlıdır.**

Tablo 5: ZINB Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken (Yataklı Tedavi Sayısı)	Negatif Binom Kısmı		
Değişken	**Katsayı**	**t-istatistiği**	**Faktör Değişim**
Sigorta Durumu (Yok)			
Sigorta Durumu	-0.2243	-1.03	0.799
Kamu Hastanesi (Hiç Memnun Değilim: Çok Memnunum)	0.1855 **	2.07	1.204
Sabit Terim	-0.1834	-0.51	-

Not 1: Parantez İçerisindeki Değerler Temel Sınıftır.
Not 2: * %1 düzeyinde; ** %5 düzeyinde; * %10 düzeyinde anlamlıdır.**

Tablo 5'in Devamı: ZINB Model Tahmin Sonuçları

15-24, 25-34, 65-74 ve 75 üzeri yaş grubunda yer alan bireylerin son 12 ay için almış olduğu yataklı tedavi hizmeti sayısı 45-54 yaş grubundakilere göre artmaktadır. Yaşlandıkça yataklı tedavi hizmeti daha çok alınmaktadır. t istatistiklerine bakıldığında yaşın yataklı tedavi üzerinde etkisi vardır (35-44 ve 55-64 yaş grubu hariç).

Okul bitirmemiş ve ilkokul mezunu olan bireylerin, ortaokul mezunlarına göre almış olduğu yataklı tedavi sayısı artış göstermektedir. Fakat lise ve üniversite mezunu olmanın yataklı tedavi hizmeti alma üzerinde etkisi yoktur. Literatürü destekler şekilde, eğitimin artmasının yataklı tedavi sayısı üzerinde etkisinin olmadığı sonucu elde edilmiştir (Sepehri vd., 2006).

Medeni duruma bakıldığında evli olanların, bekarlara göre yataklı tedavi alma sayısı artış göstermektedir ve t istatistiği anlamlıdır.

Cinsiyetin ve yerleşim yerinin yataklı tedavi sayısı üzerinde bir etkisi yoktur. Eğer bireyin mutlaka hastanede kontrol altında tutulması gerekiyorsa yerleşim yeri önemli değildir. Katsayı tahminleri istatistiki olarak anlamsızdır.

Vücut ağırlığı ve boy uzunluğu kullanılarak hesaplanan beden kitle indeksi (BKİ) incelendiğinde zayıf olanlara göre, normal ve fazla kilolu olanların yataklı tedavi hizmeti sayısı artış göstermektedir. Fazla kilolu olmanın yataklı tedavi hizmeti alma üzerinde etkisi vardır.

Kronik hastalığı olanların ve sağlık durumu kötü olanların sağlık durumu iyi olanlara göre, hastanede geçirdiği gün sayısı artış göstermektedir.

Sürekli çalışanların, çalışmayanlara göre, almış olduğu yataklı tedavi hizmeti sayısı azalış göstermektedir. Sürekli işi olanlar, iş yerlerinde sorun yaşamamak, biran önce tedavi olup işe dönmek istediklerini göstermektedir.

Son 12 ay içerisinde bireylerin uzman doktora gitme sayısı arttıkça, hastanede yataklı tedavi hizmeti alma olasılığı azalmaktadır. Çünkü bireyler sürekli doktor kontrolü altında tutulduğunda kendilerine daha iyi bakmakta ve hastalıkları için önceden önlem almaya başlamaktadır.

Bireylerin sağlık sigortasının olup olmamasının yataklı tedavi sayısı üzerinde olumlu ya da olumsuz etkisi bulunmamaktadır. Türkiye'de geliştirilmeye çalışılan sağlık sistemleri ile her birey sigortası olmasa bile sağlık hizmeti alabilmektedir.

Bireylerin kamu hastaneleri hizmetlerinden memnuniyet dereceleri artmaya başladıkça yataklı tedavi hizmeti alma olasılığı da artış göstermektedir ve t istatistiği anlamlıdır.

5. TARTIŞMA

Günümüzde bireyler eğitim durumu önemli olmaksızın sosyal çevre ve sosyal medya sayesinde daha bilinçli hale gelerek uzman hekimlerden destek alarak hastalıkları ilerlemeden önlem alabilmektedir. Bu durum yataklı tedavi hizmeti alan hasta sayısını azaltıp, finansal ve sosyal maliyetleri de düşürmektedir.

Model sonuçlarına göre kişilerin yaşları ilerledikçe hastanede yatış süresi artmaktadır. Ülkemizde erkek ve kadınlarda ortalama yaşam süresinin artması özellikle 65-74 ve 75 yaş üstü bireylerin iyileşme süreçlerinde hastanede yatış süresinin arttığı, hatta yaşları ilerleyen kişilerin daha genç olan kişilere göre faktör değişimlerinin daha fazla olduğu görülmektedir. Buna rağmen cinsiyet farkının yataklı tedavi hizmeti almada herhangi bir etkisi yoktur.

Çalışmada dikkat çekici unsurlardan biri daha önce bu tip araştırmalarda kullanılmayan beden kitle endeksinin yer almasıdır. Özellikle son yıllarda obezitenin artmasıyla birlikte birçok hastanede obeziteyle mücadele birimleri kurulmuştur. Özellikle kronik hastalıklara bakıldığında en çok yataklı tedavinin bu tip hastalıklarda gerçekleştiğini görmekteyiz. Obezitenin bir sonucu olarak ortaya çıkan kronik hastalıklar tedavisi uzun olup hastalara oldukça masraf yüklemektedir. Yapılan çalışmada da kişilerin obeziteye yatkın olmasının kronik hastalıklara yol açtığı ve hastanede kalışlarının diğer hastalara göre daha fazla olduğu görülmektedir. BKİ'nin modele eklenmesi bu tip çalışmalara katkı sağlayacaktır.

Ülkelerin gelişmişlik seviyelerinde eğitimle birlikte sağlık sektörünün de önemi büyüktür. Fakat ülkemizde yapılan sağlık araştırma anketlerinde, bireylerin kamu ve özel hastanelerden aldığı hizmete ilişkin bir ayrımın olmaması, bu konuyla ilgili çalışan araştırmacılara zorluk çıkarmaktadır. Araştırmalarda bu ayrımın veri olmaması nedeniyle yapılamaması, araştırmacıların çalışmalarını sadece kamu ve özel hastane memnuniyeti yönünden değerlendirmelerine neden olmaktadır. Bunun yanında kamu ve özel hastaneleri ile ilgili olarak hastanelerin özelliklerine dair hiçbir verinin olmaması çalışmaları yine eksik kılmaktadır. Bu nedenle özellikle sağlık sektörüyle ilgili gerçekleştirilecek araştırma anketlerinin, araştırmacılara sağlıklı veri veren birer kaynak olarak planlanması gerekmektedir.

REFERENCES

- Abdul-Aziz, A. R., Munyakazi, L. ve Nuamah, N.N.N. (2013). Modeling length of stay in hospital using generalized linear models: a case study at tamale teaching hospital. *American International Journal of Contemporary Research*, 3 (1): 148-157.

- Cameron, C. ve Trivedi, P.K. (2001), A companion to theoretical econometrics. Badi H. Baltagi (Der.) *Essentials of Count Data Regression*: 331-348. Blackwell, Oxford (U.K.).

- Cameron, C. ve Trivedi, P.K. (2005). *Microeconometrics methods and applications*. Cambridge University Press.

- Cameron, C. ve Trivedi, P. K. (1998). *Regression analysis of count data*. Cambridge University Press.

- Deniz, Ö. (2005). Poisson regresyon analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Fen Bilimleri Dergisi*, 4(7): 59-72.

- Hidayat, B. ve Pokhrel, S. (2010). The selection of an appropriate count data model for modelling health insurance and health care demand: case of indonesia. *International Journal of Environmental Researh and Public Health*, 7: 9-27.

- Ismail, N. ve Zamani, H. (2013). *Estimation of claim count data using negative binomial, generalized poisson, zero-inflated negative binomial and zero-inflated generalized poisson regression model*. Actuarial Society E-Forum. https://www.casact.org/pubs/forum/13spforum/Ismail%20Zamani.pdf, (16.10.2015).

- Jowett, M., Deolalikar, A. ve Martinsson, P. (2004). Health insurance and treatment seeking behaviour: evidence from a low-income country. *Health Economics*, 13: 845–857.

- Kaya, Y. ve Yeşilova, A. (2012). E-posta trafiğinin sıfır değer ağırlıklı regresyon yöntemleri kullanılarak incelenmesi. *Anadolu Üniversitesi Bilim ve Teknoloji Dergisi Uygulamalı Bilimler ve Mühendislik*, 13 (1): 51-63.

- Lambert, D. (1992). Zero-inflated poisson regression, with an application to defects in manufacturing. *Technometrics*, 34 (1): 1-14.

- Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. London: SAGE Publications.

- Mawajdeh, S., Hayajneh, Y. ve Al-Qutob, R. (1997). The effect of type of hospital and health insurance on hospital lenght of stay in irbid, north jordan. *Health Policy and Planning*, 12(2): 166-172.

- Moinpour, C. M., Polissar, L. ve Conrad, D. (1990). Factors associated with length of stay in hospice. *Medical Care*, 28 (4): 363-368.

- Mwalili, S. M., Lesaffre, E. ve Declerck, D. (2007). The zero inflated negative binomi al regression model with correction for misclassification: an example in caries research . *Statistical Methods in Medical Research*, 17 (2): 123-139.

- Oecd ve Ibrd/Dünya Bankası (2008), "OECD Sağlık Sistemi İncelemeleri Türkiye", ht tp://sbu.saglik.gov.tr/Ekutuphane/kitaplar/OECDKITAP.pdf, (16.10.2015).

- Özmen, İ ve Famoye, F. (2007). Count regression models with an application to zoological data containing structural zeros. *Journal Of Data Science*, 5: 491-502.

- Rafiei, M., Ayatollahi, S. M. T. ve Behboodian, J. (2007). Length of hospital stay at arak (central iran) maternity clinics using proposed zero-inflated negative binomial modeling. *Pakistan Journal of Biological Science*, 10 (15): 2510-2516.

- Sheu, ML., Hu, TW., Keeler, T. E., Michael, O. ve Sung, H. Y. (2004). The effect of major cigarette price change on smoking behavior in california: a zero inflated negative binomial model. *Health Economics*, 13: 781-791.

- Spehri, A., Simpson, W. ve Sarma, S. (2006). The influence of health insurance on hospital admission and length of stay—the case of vietnam. *Social Science & Medicine*, 63 (7): 1757–1770

- Tin, A. (2008). *Modeling zero-inflated count data with under dispersion and overdispersion*. SAS Global Forum. http://www2.sas.com/proceedings/forum2008/372-2008.pdf, (06.11.2015).

- Sağlık ve Sosyal Yardımlar Bakanlığı Tedavi Hizmetleri Genel Müdürlüğü (1983), "Cumhuriyet dönemi yataklı tedavi hizmetleri 1923-1983 ve 1982 Yılı Çalışmaları", http://www.tkhk.gov.tr/Dosyalar/0e99eb395144471aa881ad1db32a986d.pdf, (06.11.2015).

- Türkiye Cumhuriyeti Sağlık Bakanlığı (2015), "Sağlık istatistikleri yıllığı 2014", Ankara: Sentez Matbaacılık ve Yayıncılık. http://ekutuphane.sagem.gov.tr/kitaplar/saglik_istatistikleri_yilligi_2014.pdf, (07.10.2015).

- Uluslararası Yatırımcılar Derneği (2012), "Türkiye sağlık sektörü raporu", http://ww w.ahd.org.tr/Upload/Document/document_YASED_Saglik_Sektoru_Raporu_2013_02 _18_15_02_07.pdf, (02.10.2015).

- Tüzel, S. ve Sucu, M. (2012). Hasar sıklıkları için sıfır yığılmalı kesikli modeller. *İstatistikçiler Dergisi*, 5: 23-31.