

Türkiye Hanehalkı Eğlence Kültür Harcamalarında Tobit Modelin Kullanımı^(*)

Şenay ÜÇDOĞRUK*

Fahamet AKIN**

Hamdi EMEÇ***

Social scientists often meet censored, truncated or limited dependent variables. The limited structure of these variables is observed in the wages' being absolutely not negative for instance, or the example process obtained with the truncation of wage distribution of those working for minimum wage in the population. Limited dependent variables are not symmetrical but skewed and this skewness may be the unsymmetrical result of censored or truncated variable. Besides, the present skewness in the variables can also be reflected. However, the skewness concerned in the variables is neglected in many studies, Censored or truncated regression models are known as Tobit model. Because the income of the family members is low for instance, there may be no expenses for entertainment or culture until a certain level is reached, or there may be no labour supply until the wage rate reaches a certain limit. Tobit models refer to regression model with dependent variables which have lower and upper limits. In a standart linear regression model, even when the residuals' normality assumption is violated, the OLS estimators are unbiased and consistent. Tobit model estimates are not resistant to such violations.

The aim of this study is to attract the attention to the OLS use problems after continues or ordinal dependent variables, using the entertainment and culture expenses of the households (12640 data) the income, sex, age, education level, marital status and information about the jobs of household heads benefiting from the consumption data of the Turkish households in 1994, and to try to explain the connection between Tobit and Probit model by comparing it with the traditional OLS estimator.

Key Words: censoring, limited dependent variable, Tobit, Probit.

1. Giriş

Doğrusal regresyon modelinde artıkların normallik varsayımı ihlal edilse bile en küçük kareler tahmin edicileri yansız ve tutarlıdır. Normallik veya diğer varsayımlar, sonlu örneklem için hipotezi test etmede gereklidir. Fakat en küçük kareler tahminlerinin olasılık limiti veya ortalamasını etkilemez. Tobit modelde bu

(*) Bu çalışma II. İstatistik Kongresi, 2-6 Mayıs 2001, Belek- Antalya'da sunulmuştur.

* Doç.Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi.

** Doç.Dr., Uludağ Üniversitesi, SBMYO, İktisadi ve İdari Programlar Bölümü Öğretim Üyesi.

*** Araş.Gör., Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü.

durum farklıdır. Normalliği varsayan Maksimum Benzerlik Tahmini (MLE: Maksimum Likelihood Estimation), artıklar normal dağılmadığında tutarsızdır. Bağımlı değişkenin alt veya üst limite sahip olduğu modeller olarak bilinen Tobit model, ilk olarak Tobin(1958) tarafından harcamanın negatif olamayacağı gerçeğinden hareketle dayanıklı tüketim malları üzerinde çalışarak hanehalkı harcamalarını analiz etmiştir. Dayanıklı tüketim malları üzerine hanehalkı harcaması, hanehalkı geliri belirli bir düzeyi aşana kadar sıfır olabilir.

Bu çalışmanın amacı, hanehalkı eğlence ve kültür harcamalarına etki eden gelir, hanehalkı reisinin cinsiyet, yaş, eğitim, medeni durum ve meslek gibi değişkenler üzerine OLS kullanımının problemlerine dikkati çekmek, geleneksel OLS tahmin edicisi ile karşılaştırmalı olarak Tobit ve Probit model arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmaktır. Eğlence ve kültür harcaması yapanlara bir değeri ve yapmayanlara sıfır vererek Tobit modelden elde edilen katsayı tahminlerinin, Probit modelden elde edilenden daha etkin çıkması beklenmektedir. Ayrıca burada amaç; gelirdeki, hanehalkı büyüklüğündeki ve eğitim düzeyindeki artışın eğlence ve kültür harcamalarında belli bir artışa neden olduğunu, yaşın ise eğlence ve kültür harcamaları üzerinde negatif bir etki yarattığını Dirençli Tobit model (Robust Tobit) ile göstermektir. Dirençli Tobit ile elde edilen sonuçların Probit ve OLS sonuçlarından daha etkin olduğu hanehalkı tüketim harcamaları verileri ile ispatlanmaya çalışılmıştır.

2. Tobit Model

Sınırlı bağımlı değişkenli modeller, ekonomistler arasında Tobit model olarak bilinir ve bu model aynı zamanda sansürlü veya kesikli regresyon modeli olarak adlandırılır. Bağımlı değişkenin değişim aralığının herhangi bir şekilde sınırlandırıldığı regresyon modellerinde eğer belirli bir aralığın dışındaki gözlemler tamamen kaybedilmekte ise kesikli model, ancak en azından bağımsız değişkenler gözlenebiliyorsa sansürlü model sözkonusu olur. Sansürlü regresyon modele Tobit Model de denmektedir.

Probit ve logit modellerde gözlenen bir kukla değişken,

$$y_i = \begin{cases} 1, & y_i^* > 0 \text{ ise} \\ 0, & y_i^* \leq 0 \text{ ise} \end{cases} \quad (1)$$

şeklinde dir. $y_i^* = \hat{a}x_i + u_i$, $i=1, \dots, T$ biçimindeki regresyon modelinde,

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \hat{a}x_i + u_i > 0 \\ 0, & \hat{a}x_i + u_i \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$u_i \cong \text{IN}(0, \sigma^2)$ ifadesi Tobit modeli verir.

$$y_t = X_t \beta + \varepsilon_t$$

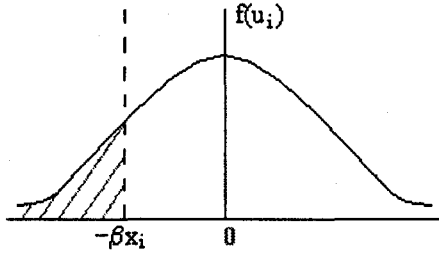
$$Y_t = \max\{y_t, L\} \quad (3)$$

(3) nolu Tobin'in Tobit Modelinde y_t bir görünmeyen değişken, X_t açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü, b parametreler vektörüdür. ε_t , normal özdeş ve bağımsız olarak dağılmış rassal kalıntı değişkenidir. Y_t gözlenen bağımlı değişken ve L sansürlenmiş noktadır. Tobin'in standart modelindeki stokastik terim oldukça sınırlayıcıdır. Örneğin eğer $P(Y_t > L) = 1/2$ den az ise koşullu yoğunluk fonksiyonu $f(Y_t | Y_t > L)$, normal dağılımın üst kuyruğuna karşılık gelen şekle sahip olur. Bu durumda L , kesikli dağılım modundadır. Böylece, $L < Y_1 < Y_2$ için Y_1, Y_2 den daha iyi gözlenecektir. Bununla beraber, eğer $P(Y_t > L) = 1/2$ den fazla ise, $f(Y_t | Y_t > L)$, Y_m in L den daha büyük moduna sahiptir. Böylece $L < Y_1 < Y_2 < Y_m$ ilişkisinde Y_1, Y_2 den daha az gözlenecektir.

Normallik varsayımını gözardı etme, potansiyel tutarsızlık problemini ortadan kaldırmayacaktır. Eğer dağılımın çarpık olduğu kabul edilmişse, $P(Y_t > L)$ ve $f(Y_t | Y_t > L)$ arasındaki ilişkinin varsayıldığı genel problem olarak kalacaktır.

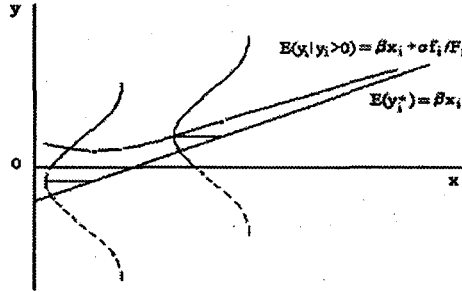
(2) nolu Tobit modelde, $y_i^* \leq 0$ olduğunda, y_i^* üzerine bazı gözlemler sıfır değerini almaktadır. $y_i = \beta x_i + u_i$ modelinde negatif veya sıfır y_i gözlemleri ihmal edildiğinden, sadece $u_i > -\beta x_i$ için gözlemlerin modele katılması sonucu, u_i hata terimi sıfır ortalamaya sahip olamaz (Maddala 1992).

$E(y_i / y_i > 0) = \hat{\alpha} x_i + E(u_i / y_i > 0)$; y_i nin koşullu beklenen değeri ifadesinde, hata teriminin koşullu beklenen değeri sıfır ise sorun yoktur. Eğer, bağımsız ve normal dağılımlı tesadüfi değişkenler ise o zaman $E(u_i / y_i > 0) = E(u_i / u_i > -\hat{\alpha} x_i) > 0$ olur. u_i 'nin değerleri $-\beta x_i$ değerinden daha büyük olacak şekilde sınırlandırılırsa, u_i 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu, $f(u_i)$, ne sıfır etrafında toplanır ne de simetrik dağılır, beklenen değeri pozitif olur. Aşağıdaki Şekil 1 de $f(u_i)$ sunulmaktadır.



Şekil 1: u_i tesadüfi hata teriminin olasılık yoğunluk fonksiyonu.

$u_i > -\hat{\alpha} x_i$ için $f\left(\frac{u_i}{u_i} \geq -\hat{\alpha} x_i\right) = f(u_i) / \int_{-\hat{\alpha} x_i}^{\infty} f(t) dt$; olasılık yoğunluk fonksiyonunun paydası, $(-\beta x_i, \infty)$ aralığında $f(u_i)$ 'nin altındaki alanı verir. u_i 'nin koşullu beklenen değeri, $y_i > 0$ gözlemleri için, $E(u_i / u_i > -\beta x_i) = \sigma [f_i / F_i]$ olur. Burada f_i ve F_i , sırasıyla $(\beta x_i / \sigma)$ noktasında değerlendirilmiş normal olasılık yoğunluk ve birikimli dağılım fonksiyonudur. Tobit modelin en küçük kareler tahmini üzerine yanlış ve tutarsız sonuçların etkisi Şekil 2 de gösterilmektedir (Judge et al. 1988).



Şekil 2: Sınırlı hata terimlerinin etkisi

Bağımlı değişkenin sıfır olmayan değerleri, $E(y_i / y_i > 0)$ etrafında dağılmaktadır. Tüm gözlemlere OLS 'yi uygulama, y_i 'nin koşulsuz beklenen değeri, $E(y_i) = F_i (\beta x_i) + \sigma \cdot f_i$ eşitliğini vermesinden dolayı tatmin edici bir yol değildir.

Sınırlı bağımlı değişkenlerin simetrik olmayan sansürleme veya kesikleme çarpıklığı, çoğu araştırmalarda gözardı edilmektedir. Box-Cox dönüşümleri ile y^* değişkeni normal dağılıma sahip olacağı bazı çalışmalarda belirtilmektedir (Poirier 1978). Sıfır olmama sınırı, Box-Cox dönüşümü ile gösterildiğinde $\lambda > 0$ için $y_i^* > -\lambda^{-1}$ ve $\lambda < 0$ için $y_i^* < -\lambda^{-1}$ gibi kısıtlayıcılar, $y_i > 0$ olmasını sağlar.

Veriler belirli bir limitin altında veya üstünde sınırlandırıldığında, örneklem verilerine uygulanan dağılım, sürekli ve süreksiz dağılımların bir karması olur (Greene 1993). Bağımlı değişken kesiklendirildiğinde, belirli bir aralıktaki değerler tamamen tek bir değere dönüştürülür.

Tobit modeller için hata terimlerinin normal olarak dağıldığı (veya genel olarak parametrik biçimli dağılım fonksiyonuna sahip olduğu) bilindiğinde maksimum benzerlik ve diğer benzerlik bazlı süreçler, tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılımlı tahmin ediciler verir. Bununla beraber, benzerlik fonksiyonunun varsayılan parametrik biçimi yanlış belirlendiğinde tahmin ediciler tutarsız olur.

Tobit model, belirli bir değerde sansürlenmiş normal sürekli bir bağımlı değişkeni kullanır. Etkin olsa bile artıkların normal ve homoskedastik olmayan tahminler veren maksimum benzerlik, tutarsız standart hatalar veren Heckman'ın İki Aşamalı Yöntemi, Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (NLLS: NonLinear Least Squares), Doğrusal Olmayan Tartılı En Küçük Kareler (NLWLS: NonLinear Weighted Least Squares) Yöntemleri ve Beklenen Değer-Maksimizasyon (EM: Expectation-Maksimizasyon) algoritması Tobit model için tahminler verir. Sansürlü En Küçük Mutlak Sapma (CLAD: Censored Least Absolute Deviation) Yöntemi ise Heteroskedastik Tobit model için önerilmektedir (Powell 1986).

3. Veriler ve İzlenen Yöntem

Bu çalışmada, Devlet İstatistik Enstitüsü tarafından yapılan 1994 yılı hanehalkı gelir dağılımı ve tüketim harcamaları anketinin verileri kullanılmıştır. Veriler Türkiye genelinde seçilmiş 19 ilde, 12640 hanede, hanehalkı reisinin cinsiyet, yaş, eğitim durumu, iş durumu, hanehalkının büyüklüğü, gelir, kültür ve eğlence harcamaları ve oturdukları sokak türü, konut tipi ve mülkiyet durumu bilgilerini kapsamaktadır. Uygulama sırasında bazı kayıp değerlerden dolayı 12640 veri 12615 veriye inmiştir. Çalışma bu 12615 veri üzerinden yürütülmüştür.

Eğlence ve kültür harcamaları; eğlence ve kültür araçları, resim ve ses üretme, kaydetme amaçlı aletler, eğlence ve kültür malzemeleri, diğer eğlence ve araç gereçleri, ses ve görüntü kayıt araçları, alet ve aksesuarların tamirati, kültür ve

eğlence hizmetleri, toplu eğlence ve kültürel hizmetler ile diğer eğlence ve kültürel hizmetlere yapılan harcamalardan oluşmaktadır.

Verilerde eğlence ve kültür harcamaları ile gelir değişkenleri önce reel değerlere dönüştürülmüştür. Reel geliri elde edebilmek için genel tüketici fiyat endekslerindeki aylık yüzde değişimler GSMH deflatörüne yansıtılmıştır. Reel eğlence ve kültür harcamalarında ise, her hanenin eğlence ve kültür harcamaları hanenin bulunduğu ildeki eğlence ve kültür fiyat indeksine bölünmüştür.

Reel gelir = Gelir / GSMH deflatörü

Reel eğlence ve kültür harcaması = Eğlence ve kültür harcaması / söz konusu ilin eğlence ve kültür fiyat indeksi.

Aşağıda çalışmada kullanılan değişkenler görülmektedir:

Cinsiyet

Erkek

Kadın (Temel Kategori)

Yaş

Eğitim

Hanehalkı Büyüklüğü

Sokağın Türü

Gelişmiş

Gelişmemiş (Temel Kategori)

Gecekondu

Konutun Mülkiyet Durumu

Ev Sahibi

Diğer (Kiracı, lojmanda ve diğer yerlerde oturanlar) (Temel Kategori)

Konut Tipi

Ev (Temel Kategori)

Bodrum Katı

Zemin Katı

Normal Kat + Lüks Bina

Çatı Katı

Gecekondu + Diğer

Hanehalkı Reisinin İş Durumu

Ücretli Çalışanlar

Yevmiyeli Çalışanlar (Temel Kategori)

İşveren

Kendi Hesabına Çalışanlar

Ücretsiz Aile İşçisi

İktisaden Faal Olmayanlar

Reel kültür ve eğlence harcamaları ve reel gelirin e tabanına göre logaritmaları alınmıştır.

4. Tanımlayıcı İstatistikler

Türkiye genelinde toplam 12615 haneyle çalışılmıştır. Tablo 1 incelendiğinde hanehalkı büyüklüğü ortalama dörttür. Hanehalkı reisinin yaş ortalaması 43 olup % 51'i ilkokul mezunudur. Üniversite ve üstü tahsile sahip olanlar ise % 9 kadardır. Hanelerin bulunduğu sokak özelliklerine bakıldığında % 45'i gelişmiş, % 49'u gelişmemiş geriye kalan % 6'lık kısım ise gecekondu bölgelerinde oturmaktadır. Konut yapısı incelendiğinde %45'inin ev, %42'sinin lüks bina ve normal katlarda, % 13'ü ise bodrum, zemin, çatı katı ve gecekondu oturmaktadır. Hanehalkının % 57'si ev sahibi, % 43'ü kiracı, lojman ve diğer yerlerde oturmaktadır. Son olarak hanehalkı reisinin % 42'si ücretli, % 23'ü iktisadi olarak faal değil, % 17'si kendi hesabına çalışan, %10'u yevmiyeli, % 8'i işveren ve geriye kalan ücretsiz aile işçisi konumundadır.

5. Uygulama

1994 yılı hanehalkı gelir dağılımı ve tüketim harcamaları anket verilerinden yararlanılarak Türkiye için Tobit analiz tahminleri yapılmıştır. Tüketim harcaması alt kalemlerinden eğlence ve kültür harcamasına etki eden faktörler bağımsız değişken olarak modele alınmıştır. Bunlar hanehalkının geliri, hanehalkının büyüklüğü, hanehalkı reisinin yaşı, cinsiyeti, eğitim düzeyi, işteki durumu, hanehalkının oturduğu sokak ve konutun mülkiyet durumu ile konutun tipi şeklindedir. Gelir, hanehalkı büyüklüğü ve hanehalkı reisinin yaşı ile eğitim düzeyi dışındakiler kukla değişken halindedir.

Tablo 2 incelendiğinde dört farklı model kurulmuştur. Bu modellere cinsiyet değişkeni konmuş ancak katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamsız olduğundan modellerden çıkarılmıştır (12615 hanede erkekler % 92 olarak bulunmuştur, bkz. Tablo 1).

İlk olarak sansürlenmiş verilere (N=12615), takiben kesikli verilere (N=8048) OLS uygulanmıştır. Ancak her iki modelde de değişen varyans sorunuyla karşılaşmıştır. Daha sonra tobit analiz uygulanmış ve yine değişen varyans ortaya çıkmıştır. Bu durumda dirençli tobit modelle(N=12615) çalışılarak etkin tahminciler elde edilmiştir. Son olarak 12615 hanenin eğlence ve kültür harcaması yapanlara bir

değeri ve yapmayanlara sıfır vererek bu kez probit model uygulanmıştır. Çünkü tobit modelden elde edilen katsayı tahminlerinin probit modelden elde edilenden daha etkin çıkması beklenmektedir (bkz. Long, s.199) ve bu durum doğrulanmıştır.

20

Dirençli tobit ile sansürlenmiş verilere uygulanan modellerin -çatı katı hariç- katsayı tahminlerinin işaretleri ve istatistiksel olarak anlamlılıkları örtüşmektedir. Kesikli verilerin sonuçları diğer üç modelde farklılıklar göstermektedir. Katsayı tahminleri standartlaştırılmamış ve standartlaştırılmış olmak üzere iki şekilde yapılmıştır. Ancak model yorumları sadece dirençli tobit model üzerinden yapılmaktadır. Sürekli değişkenlerin katsayı tahminleri yorumlandığında; gelirdeki artış eğlence ve kültür harcamalarını 0.415 standart sapma arttırmaktadır. Yaştaki artış ise eğlence ve kültür harcamalarını 0.003 standart sapma azaltmaktadır. Bu da teorik olarak beklentileri karşılamaktadır. Çünkü yaşlandıkça harcamalarda eğlenceye ayrılan pay giderek azalmaktadır. Eğitim düzeyleri arttıkça eğlence ve kültür harcamaları 0.08 standart sapma artarken; hanedeki kişi sayısının artması da eğlence ve kültür harcamalarını 0.033 standart sapma kadar arttırmaktadır. Kukla değişkenlerin katsayı tahminleri ise aşağıdaki gibi yorumlanabilir:

Gelişmiş sokakta oturanlar gelişmemiş sokakta oturanlara göre 0.143 standart sapma daha fazla eğlence ve kültür harcamasında bulunmaktadır. Hanenin mülkiyet durumu ele alındığında ev sahibi olanlar kiracı veya lojman türü yerlerde oturanlardan 0.023 standart sapma daha az eğlence ve kültür harcamasında bulunmaktadır. Hanehalkının oturduğu konut türü incelendiğinde normal kat ve lüks binalarda oturanların evde oturanlara göre 0.05 standart sapma; zemin katta oturanların yine 0.09 standart sapma daha çok eğlence ve kültür harcamasında bulunduğu gözlemlenmiştir. Hanehalkı reisinin işteki durumuna bakıldığında ücretli çalışanlar yevmiyeli çalışanlara göre 0.169 standart sapma; işveren konumunda olanlar 0.075 standart sapma ve nihayet iktisaden faal olmayanlar 0.103 standart sapma daha fazla eğlence ve kültür harcamasında bulunmaktadır.

6. Sonuç

Türkiye genelinde 1994 yılında D.İ.E.'nün yapmış olduğu hanehalkı gelir dağılımı ve tüketim harcamaları anket verilerinden yararlanılarak Tobit analizi yapılan bu çalışmada tüketim harcaması alt kalemlerinden eğlence ve kültür harcamaları için dört farklı model tahmin edilmiştir. Sansürlenmiş ve kesikli verilerle yapılan OLS sonucundan elde edilen modellerin yanısıra tobit ve probit modeller ile çalışılmıştır. Sansürlenmiş, kesikli verilerden elde edilen modellerin yanında tobit modelde de farklı varyans problemi ortaya çıktığından dirençli tobit analizi yapılmıştır. Dirençli probit ve tobit modellerin tahmin edicileri karşılaştırıldığında dirençli tobit modelinin de daha iyi sonuç verdiği de doğrulanmıştır.

Sadece farklı varyansın önlendiği dirençli tobit modeli incelenirse hane halkı büyüklüğü ile hanehalkı reisinin geliri, yaşı ve eğitimi olmak üzere sürekli olan değişkenlere bakıldığında katsayı tahminlerinin işaretlerinin beklentilere uyduğu ve istatistiki olarak anlamlı oldukları görülmektedir. Böylece gelirdeki, hanehalkı büyüklüğündeki ve eğitim düzeyindeki artışın eğlence ve kültür harcamalarında belli bir artışa neden olduğu, yaşın ise eğlence ve kültür harcamaları üzerinde negatif bir etki yarattığı gözlenmiştir.

Kukla değişkenler incelendiğinde gelişmiş sokakta oturanlar ile gecekondu bölgesinde oturanların gelişmemiş sokakta oturanlara göre daha fazla eğlence ve kültür harcaması yaptıkları görülmüştür. Gecekondu bölgelerinde oturanların katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Gecekondu bölgesinde oturanların hanehalklarının bütçelerinden eğlence ve kültür harcamalarına herhangi bir pay ayırmaları zor olduğundan bunların anlamsız çıkması uygundur.

Hanenin mülkiyet durumu incelendiğinde ev sahibi olanların kiracı veya lojman türü yerlerde oturanlara göre daha az harcama yaptıkları ortaya çıkmıştır. Söz konusu bu katsayının anlamsız olması, eğlence ve kültür harcaması yapmak için ev sahibi olup olmamanın eğlence ve kültür harcaması üzerinde pek etkili olmadığını göstermektedir.

Hanenin oturduğu konut türü incelendiğinde normal kat ve lüks binada oturanlar ile zemin katta oturanlar evde oturanlara göre daha fazla eğlence ve kültür harcaması yapmaktadır. Çatı katında oturma eğlence ve kültür harcaması üzerinde bir etkisinin olmadığını ifade etmektedir.

Son olarak hanehalkının işteki durumunda ise ücretli çalışanlar, işverenler ve iktisaden faal olmayanların yevmiyeli çalışanlara göre daha fazla eğlence ve kültür harcaması yaptıkları görülmektedir. Burada iktisaden faal olmayanlar tanımlaması içine emekliler veya bir şekilde çalışmayıp .yan gelirleri olanların da girdikleri düşünülürse bunların yevmiyeli çalışanlara göre daha fazla eğlence ve kültür harcaması yapmasını beklemek doğaldır. Ancak ücretsiz aile işçisi ve kendi hesabına çalışanların eğlence ve kültür harcaması üzerinde bir etkisi yoktur.

Ekler:**Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişken	Ortalama	Standart Sapma
Eğlence harcamaları	2587.846	12814.8
Gelir	102502.2	120424.2
Log. eğlence harcamaları	0.076	1.559
Log. Gelir	12.191	0.750
Yaş	42.913	12.994
Erkek	0.920	0.271
Kadın	0.079	0.271
Eğitim	3.810	1.913
Hane halkı büyüklüğü	4.404	1.920
Gelişmiş Sokak	0.445	0.497
Gelişmemiş Sokak	0.492	0.499
Gecekondu Bölgesi	0.061	0.241
Ev	0.446	0.497
Bodrum Katı	0.008	0.092
Zemin Katı	0.052	0.222
Normal Kat + Lüks Bina	0.424	0.494
Çatı Katı	0.013	0.114
Gecekondu + Diğer	0.055	0.228
Ev Sahibi	0.571	0.494
Kiracı, Lojman ve Diğer	0.428	0.494
Ücretli Çalışanlar	0.417	0.493
Yevmiyeli Çalışanlar	0.103	0.304
İşveren	0.079	0.270
Kendi Hesabına Çalışanlar	0.169	0.375
Ücretsiz Aile İşçisi	0.0005	0.023
İktisaden Faal Olmayanlar	0.229	0.420

Tablo 2: Ekonometrik Model Sonuçları
Bağımlı Değişken: Eğlence ve Kültür Harcamaları

Değişken	Parametre t/z	Sansürlenmiş Verilerle OLS	Kesikli Verilerle OLS	Dirençli Probit Analizi	Dirençli Tobit Analizi
Sabit	β	-15.986	-1.683	-6.423	-26.488
	t/z	-30.274	-5.627	-24.482	-29.295
Gelir	β	1.506	0.637	0.501	2.204
	β^{SY}	0.415	0.408	0.432	0.415
	t/z	31.774	24.250	21.349	27.457
Yaş	β	-0.005	0.005	-0.004	-0.015
	β^{SY}	-0.001	0.003	-0.003	-0.003
	t/z	-1.972	3.526	-3.327	-3.404
Eğitim	β	0.351	0.125	0.124	0.473
	β^{SY}	0.096	0.008	0.107	0.089
	t/z	18.988	13.053	14.766	17.956
Hanehalkı büyüklüğü	β	0.091	-0.025	0.046	0.179
	β^{SY}	0.025	-0.016	0.039	0.033
	t/z	5.695	-2.662	6.457	6.741
Gelişmiş Sokak	β	0.526	0.227	0.168	0.759
	β^{SY}	0.145	0.146	0.144	0.143
	t/z	7.747	6.083	5.830	7.073
Gecekondu Bölgesi	β	0.216	0.063	0.080	0.396
	β^{SY}	0.059	0.040	0.069	0.074
	t/z	1.218*	0.628*	1.120*	1.393*
Ev sahibi	β	-0.096	-0.067	-0.027	-0.125
	β^{SY}	-0.026	-0.043	-0.023	-0.023
	t/z	-1.501*	-1.912	-0.997*	-1.277*
Bodrum Katı	β	0.161	0.050	0.045	0.378
	β^{SY}	0.044	0.032	0.039	0.071
	t/z	0.515*	0.290*	0.342*	0.740*
Zemin Katı	β	0.255	-0.002	0.106	0.454
	β^{SY}	0.070	-0.001	0.091	0.085
	t/z	1.906	-0.037*	1.876	2.220
Normal kat + Lüks Bina	β	0.176	0.048	0.054	0.303
	β^{SY}	0.048	0.031	0.047	0.057
	t/z	2.459	1.216*	1.813	2.655

Çatı Katı	β	0.436	0.275	0.102	0.576
	β^{SY}	0.120	0.176	0.088	0.108
	t/z	1.731	2.063	0.942*	1.556*
Gecekondu + Diğer	β	0.274	-0.028	0.125	0.429
	β^{SY}	0.075	-0.018	0.108	0.080
	t/z	1.474*	-0.265*	1.678	1.439*
Ücretli Çalışanlar	β	0.518	0.097	0.189	0.899
	β^{SY}	0.143	0.062	0.163	0.169
	t/z	5.014	1.558*	4.491	5.038
İşveren	β	0.251	0.087	0.074	0.402
	β^{SY}	0.069	0.055	0.064	0.075
	t/z	1.757	1.084*	1.202*	1.765
Kendi Hesabına Çalışan	β	0.140	0.067	0.029	0.304
	β^{SY}	0.038	0.043	0.025	0.057
	t/z	1.221*	0.972*	0.631*	1.525*
Ücretsiz Aile İşçisi	β	1.668	0.642	0.686	2.169
	β^{SY}	0.460	0.411	0.591	0.408
	t/z	1.377*	1.110*	1.179*	1.196*
İktisaden Faal Olmayan	β	0.322	0.164	0.095	0.548
	β^{SY}	0.089	0.105	0.082	0.103
	t/z	2.673	2.246	1.923	2.621
N		12615	8048	12615	12615
R ²		0.224	0.187		
Farklı Varyanslılık İçin Cook- Weisberg Testi	$\chi^2(1)$	34.24*	63.48*		Sigma= 4.686
AIC		5.161	3.523		

*0.10'da istatistiksel olarak anlamsızdır.

β standartlaştırılmamış, β^{SY} ise y'ye göre standartlaştırılmış katsayılardır. t/z β 'nin t ve z testini göstermektedir.

Kaynakça

- Arabmazar A.-Schmidt P; "Further Evidence on the Robustness of the Tobit Estimator to Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, V.17, 1981.
- Arabmazar A.-Schmidt P; "An Investigation of the Robustness of Tobit Estimator to non-normality", *Econometrica*, 50, No.4, July 1982.
- Amemiya T; "Tobit Models: A Survey", *Journal of Econometrics*, 24, Jan./Feb. 1984.

- Bera A. K.-Jarque C. M.-Lee L. F.; "Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models", **International Economic Review**, 25, October 1984.
- Breiman L.- Tsur Y.- Zemel A.; "On a Simple Estimation Procedure for Censored Regression Models with Known Error Distributions", **The Annals of Statistics**, V.21, 1993. s.1711 - 1720.
- Cragg J. G.; "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods", **Econometrica**, 1971, s.829-844.
- Fair R. C.; "A note on the Computation of the Tobit Estimator", **Econometrica**, V.45, 1977, s.1723 - 1727.
- Gourieroux C.-Monfort A.; **Statistics and Econometric Models**, V.2, Cambridge University Press, 1995.
- Greene W. H.; **Econometric Analysis**, 2. Edition, McMillan Pub. Comp., New York, 1993. *Greene William H*; "On the Asymptotic Bias of the Ordinary Least Squares Estimator of the Tobit Model", **Econometrica**, v.49, 1981.
- Hartley M. J.; "The Estimation of Market in Disequilibrium: The Fixed Supply Case", **International Economic Review**, 17, 1976.
- Honore B. E. - Powell J. L.; "Pairwise Difference Estimators of Censored and Truncated Regression Models", **Journal of Econometrics**, V.64, 1994, s.241 - 278.
- Iwata S.; "A Note on Multiple Roots of the Tobit Log Likelihood", **Journal of Econometrics**, V.56, 1993, s.441-446.
- Judge G. G. - Hill R. C.- Griffiths W. E. - Lütkepohl H.- Chao L. T.; **Introduction to the Theory and Practice of Econometrics**, 2. Edition, John Wiley Sons Pub., Nw York 1988.
- Long Scott J.; **Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables**, Sage Publications, U.S.A., 1997.
- Maddala; **Introduction to Econometrics**, Second Edition, MacMillan Publishing Company, New York, 1992.
- Miller R.- Halpern J.; "Regression with Censored Data", **Biometrika**, V.49, 1982, s.521 -531.
- Miller R.; "Survival Analysis", Wiley Sons, New York, 1981.
- Poirier D.J.; "The Use of the Box - Cox Transformation in Limited Dependent Variable Models", **JASA**, V.73, 1978.
- Nelson F. D.; "A Test for Misspecification in the Censored Normal Model", **Econometrica**, V.49, 1981, s.1317 - 1329.
- Olsen R. J.; "Note on the Uniqueness of the Maximum Likelihood Estimator for the Tobit Model", **Econometrica**, V.46, 1978, s.1211-1215.
- Powell J. L.; "Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models", **Econometrica**, 54, November 1986.
- Tobin J.; "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", **Econometrica**, 26, 1958.