

Türkiye’de Eğitim Talebi Belirleyicileri

ÖZET

Türkiye son 10 yılda eğitim alanında önemli bir mesafe kaydetmesine rağmen, halen atılması gereken ciddi adımlar bulunmaktadır. Eğitime ilişkin sorunların neler olduğunun ve bireyin eğitime başlangıcı ve eğitim talebi üzerinde hangi faktörlerin rol oynadığının belirlenmesi çözüm üretilmesinde referans olacaktır.

Bu çalışmanın amacı 15-23 yaş arası bireylerin eğitim talepleri üzerinde hangi faktörlerin etkili olduğunu incelemektir. Bu amaçla anne-babanın eğitim düzeyi ve mesleği, hane halkının geliri, hanedeki birey sayısı ve yaşanılan alanın kırsal ya da kentsel oluşu gibi faktörlerin bireyin eğitim durumu üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğu araştırılmıştır. Çalışmada öncelikle bireyin okula kayıt yaptırıp yaptırmadığı probit modelle araştırılmış takiben, bireyin yukarıda belirtilen yaş aralığındaki eğitim yılları sıralı kategorik bağımlı değişken alınarak sıralı probit model uygulanmış, nihayet eğitim yılı sürekli değişken alınarak tobit tahminçiler elde edilmiş ve politik değerlendirmeler yapılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Eğitim Talebi, Sıralı Probit Model, Tobit Model*

Determinants of Education Demand in Turkey

Abstract

Although Turkey has got ahead significantly in education at last 10 years, there are still important paces that have to be taken. Determining the problems that are about education and the factors that act part in start of a person's education and education demand will be reference to find solution.

This study's aim is to analyse which factors are effective about the education demands of individuals whose ages are 15-23. For this aim; effects of the factors as education level and job of parents, income of household and rural or urban living style are searched. In the study, that individual enrolled or not is searched by a probit model first. Following, an ordered probit model is applied by considering the individual's education years in the above mentioned age interval as the ordered categorical dependent variable. At the and tobit estimators was gained by considering the education year as continuous variable and the political assessments was made.

Keywords: *Education demand, Ordered Probit Models, Tobit Models,*

Özlem KİREN GÜRLER¹

Timur TURGUTLU²

Nüket KIRCI³

Şenay ÜÇDOĞRUK⁴

¹ Araş.Gör, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü, ozlem.kiren@deu.edu.tr

² Dokuz Eylül Üniversitesi SBE Ekonometri Ana Bilim Dalı, timur.turgutlu@netsis.com.tr

³ Dokuz Eylül Üniversitesi SBE Ekonometri Ana Bilim Dalı, nuketkirci@yahoo.com

⁴Prof.Dr, Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü, s.ucdogruk@deu.edu.tr

1.GİRİŞ

“Eğitim”, Türk Dil Kurumu sözlüğünde “belli bir bilim dalı veya sanat kolunda yetiştirme, geliştirme ve eğitme işi”, ikinci anlamında ise “ çocukların ve gençlerin toplum yaşayışında yerlerini almaları için gerekli bilgi, beceri ve anlayışları elde etmelerine, kişiliklerini geliştirmelerine yardım etme, terbiye” olarak geçmektedir (www.tdk.gov.tr). Günümüzde eğitimin ülkelerin gelişmişlik düzeyleriyle doğrudan ilişkili olduğu kabul edilmiş bir gerçektir. Bu nedenle, literatürde birçok bilim dalında eğitimi konu alan çalışmalar bulunmaktadır. Ayrıca eğitim gelişme sürecinde olan önemli bir değişkendir. Eğitim, işgücünün verimliliğini artırır, gelir dağılımını düzeltir, sağlık ve beslenmeyi geliştirir, doğurganlığı azaltır, gelecek kuşakların eğitim alma olanağını artırır, toplumsal ve siyasal gelişmeye önemli katkılarda bulunur. Eğitim, kişinin gelecekteki verimliliğini arttırmaya dönük bir yatırım olduğu kadar, yalnızca sahip olunmak istenen bir tüketim malı olarak da görülmektedir (Tansel, 2001: 453-454).

İnsan sermayesi teorisi Schultz (1960), Becker (1964), Mincer (1974) eğitimi bir yatırım olarak değerlendirmektedir. Bireyler eğitimlerinden elde edecekleri fayda ve maliyeti karşılaştırarak, bu konuda kararlar almaktadır (Tansel, 1997; 827). Eğitim talebi çalışmalarının birçoğunda, Schultz (1960) ve Becker (1964) tarafından ortaya konulan hanehalkı üretim modeli kullanılmaktadır (Holmes, 1999;5). Anne ve babalar hane halkının faydasını, çocuk sayısı, çocuk kalitesi, hane halkının rahatlığı ve bir takım tüketim malları kümesi boyutlarında, gelir ve zaman kısıtları altında uygun üretim fonksiyonunu kullanarak maksimum yapmaya çalışmaktadır (Tansel, 1997; 828). Eğitim çocuğun kalitesini pozitif yönde arttıracığından, çocuğun kalite üretim fonksiyonu çocuğun okulda harcadığı zaman ve ailenin hanehalkı eğitim harcamalarının bir fonksiyonudur. Fayda fonksiyonunun belirtilen kısıtlar doğrultusunda optimize edilebilmesi amacıyla, Becker’in 1981’de ortaya koyduğu model kullanılarak hane halkı eğitim talebi aşağıdaki indirgenmiş şekilde elde edilmektedir (Holmes, 1997):

$$E = F(G, I_m, I_n, K, A, T)$$

Burada E, bireyin tamamladığı eğitim yılını, G hane halkının elde ettiği (ve gelecekte eğitim dü-

zeyine göre elde etmesi beklenen) ücretlerini, I_m piyasadaki girdi fiyatlarını, I_n piyasada bulunmayan girdi fiyatlarını (okula ulaşım süresi gibi), K kazanılmamış hane halkı gelirini, A aile karakteristiklerini, T de toplum karakteristiklerini ifade etmektedir.

Dumas ve Lambert (2005), eğitim ve aile geçmişi karakteristikleri arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. 2003 yılında Senegal’de yapılmış bir anketi kullanmışlardır. Beklenenin aksine elde edilen sonuçlarda, incelenen bireyin eğitim düzeyi üzerinde, babanın eğitim düzeyinin anneninkinden daha etkili olduğu görülmüştür. Bu çalışmada, iki temel model kurulmuştur. İlk modelde bireyin okula kayıtlı olup olmadığı bağımlı değişken olarak alınmış ve probit tahmin gerçekleştirilmiştir. Ele alınan bireyin yaşı için 10 yaşına kadar okula kayıt yaptırmış olması gerektiği ve bu yaştan sonra da artık kayıt yaptırmayacakları varsayımı yapılmıştır. Bu nedenle kullanılan örneklem 10-21 yaş aralığında sınırlı tutulmuştur. Kurulan diğer modelde ise bağımlı değişken eğitim düzeyi, sekiz kategorili kesikli bir değişken olarak alınmış ve sağdan sansürlü Tobit model tahmini yapılmıştır. Okula kayıtlı olan bireylerin ulaşacakları eğitim düzeyleri bilinemediği için gözlemleri sağdan sansürlü kabul etmişlerdir. Benzer bir sağdan sansürleme örneği Handa v.d.’nin (2004)’de de kullanılmıştır. Modellerinde, anne ve babanın eğitim düzeyi, servet, cinsiyet, kırsal bölge, hanedeki birey sayısı, kardeşe sahip olunması gibi değişkenleri bağımsız değişken olarak kullanmışlardır. Özellikle babanın eğitim düzeyinin ve diğer aile karakteristiklerinin eğitim üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Dumas ve Lambert, 2005). Tansel 1997 yılında Gana ve Fildişi Sahili verileriyle yaptığı çalışmasında, Probit modellerle “ilkokul mezunluğunu” tahmin etmiştir. Kullandığı örneklemde 16 yaşından büyük bireyleri ele almıştır. Kurduğu diğer modelde Tobit yöntemiyle “ortaokul mezunluğunu”nu tahmin etmiştir. Tobit için de alttan ve üstten sansürlü bir model kullanmış, örneklemde 19 yaşından büyük bireyleri almıştır. “Ortaokul sonrası eğitim seviyesini” aynı yapıda Tobit modellerle tahmin etmiş ve örneklemde 25 yaşından büyük bireyleri kullanmıştır. Modellerinde kullandığı bağımlı değişkenlerden bazıları, 15 yaşından büyük bireyler için toplam aile harcaması, en yakın okula uzaklık, anne ve baba eğitim yılları, kır kent durumu olarak sayılabilmektedir. Sonuç olarak eğitimin anne ve baba eğitimiyle yüksek düzeyde ilişkili olduğu,

okula uzaklığın da eğitime negatif bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Tansel, 1997). Haan ve Plug (2006) çalışmalarında, anne ve babanın eğitim düzeyinin, bireyin eğitim düzeyi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmalarında, henüz okula devam etmekte olan çocukları sağdan sansürlü olarak kabul etmişler ve eğitim düzeyi daha yüksek olan anne ve babaların çocuklarının eğitim düzeylerinin daha yüksek olduğu sonucuna varmışlardır. Eğitim düzeyinin belirleyicilerini araştıran bir başka çalışmada Holmes(1999), Pakistan Bütünleşik Hanehalkı Anketini kullanarak çocuk eğitim talebini incelemiştir. Çalışmasında, probit, sansürlü sıralı probit ve sansürlü tobit modelleri kullanmıştır. Anne ve baba eğitiminin ve hanehalkı servetinin çocuğun eğitim düzeyini belirlemede önemli faktörler olduğunu tespit etmiştir. Aynı zamanda okula olan uzaklığın ilköğretim talebi üzerinde etkisi olmadığı, orta ve sonrası okullarda ise anlamlı bir belirleyici olarak ortaya çıktığını belirtmişlerdir.

Eğitimin “iktisadi gelişme ve gelişmişlik düzeyini yükselttiği” görüşünün günümüzde kabul görmesiyle birlikte, iktisat literatüründe bu konuyla ilgili yapılan çalışmalar artmıştır. Yapılan çalışmaların çoğunda kadın ve erkek arasındaki eğitim farklılığının, ekonomik ve sosyal sonuçları ele alınmış ve bu çalışmalarda cinsiyetler arasındaki eğitim getirisinin farklı olduğu görülmüştür. Eğitim göstergeleri, kadın ve erkekler arasında eşit dağılmamakta ve ülkelerin gelişmişlik düzeyine, yaş ve gelir gruplarına göre farklılık göstermektedir. Çalışmalarda cinsiyete göre eğitim düzeyi karşılaştırıldığında, 15 yaş ve üzeri kadınların ortalama eğitim süresi, 1960 yılında 4 yıl iken 1980 yılında 5 yıla ve 2000 yılında 6 yıla yükseldiği görülmüştür. Aynı sürelerde ise erkeklerde eğitim düzeyinin, sırasıyla 5, 6 ve 7 yıla yükseldiği saptanmıştır. Gelişmişlik düzeyine göre ortalama eğitim yılına bakıldığında, gelişmekte olan ülkelerin en düşük ortalama sahip olduğu görülmüştür. Gelişmekte olan ülkelerdeki kadın ve erkeklerin ortalama eğitim süreleri, 1960 yılında sırasıyla 1 ve 2 yıl iken, 1980 yılında 2 ve 4, 2000 yılında ise 4 ve 6 yıl olmuştur. Gelişmiş ülkelerde ve geçiş ekonomilerinde ise, kadın ve erkeklerin ortalama eğitim süreleri 1960 yılında yaklaşık 6 yıl iken, 1980 yılında yaklaşık olarak 8 yıla ve 2000 yılında yaklaşık 10 yıla çıktığı saptanmıştır. (Yumuşak, 2005;141).

Ayrıca eğitimin ekonomik büyümeye olan katkısı ABD’de de ampirik olarak kanıtlanmıştır. Yapılan bir çalışmada 1929-1982 yılları arasında ABD’de kişi başına düşen milli gelir artışının %25’inin okuma süresindeki artış nedeniyle olduğu açıklanmıştır (www.dtm.gov.tr/ead/ekonomi/sayi3/egitim.htm).

Türkiye’de de yapılan araştırmalarda zorunlu eğitim süresinin beş yıldan sekiz yıla çıkarılarak eğitim düzeyinin artması sağlanmış, böylece eğitimin ekonomik büyümeye olan katkısının arttığı saptanmıştır. (Tansel, 1998;2). Ekonomik büyümeyi birçok faktörün etkilediği kesindir. Ancak, elde edilen sonuçlar göz önüne alındığında, eğitime yapılan yatırım arttıkça, ekonomik büyümenin de gerçekleştiği görülmektedir.

Bu çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Öncelikle kullanılan veriler ve izlenen yöntemle ilgili bilgi verilecek, verilerin düzenlenmesine ilişkin açıklamalarla beraber probit, sıralı probit ve tobit analizlerine ilişkin özet teorik bilgiler yer alacaktır. Analizlerde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ve ardından da uygulama bölümünde sırasıyla iki durumlu probit, sıralı probit ve tobit tahminler yapılacaktır. Beşinci bölümde ise genel değerlendirme ve sonuçlara yer verilecektir.

2. VERİLER ve İZLENEN YÖNTEM

Bu çalışmada kullanılan veriler, Türkiye İstatistik Kurumu tarafından 2004 yılında yapılan “2004 Hanehalkı Bütçe Anketi” sonuçlarına dayanmaktadır. Bu araştırma 1 Ocak – 31 Aralık 2004 tarihleri arasında bir yıl süre her ay değişen yıllık 8640 örnek hanehalkına uygulanarak, Türkiye geneli, kentsel ve kırsal yerler ayrımında tüketim harcaması ve gelir dağılımı sonuçlarını verecek şekilde düzenlenmiştir. Her ay değişen hane halklarının, yıllık tüketim harcaması kapsamında alınan bilgilerin yanı sıra anket ayı bitiminde de bireylerin anket ayı ve son bir yıl içindeki istihdam durumu, iktisadi faaliyet, mesleği, işteki durumu ile elde ettikleri faaliyet ve faaliyet dışı gelir bilgileri de mevcuttur. Çalışmada bireylerin eğitimlerine etki eden faktörleri analiz edebilmek için her haneden 15-23 yaş arasındaki 4841 birey çekilerek örneklem oluşturulmuştur. Türkiye’de zorunlu eğitim süresinin beş yıldan sekiz yıla çıkarılmasından dolayı bireyin ilköğretimden mezun olduğu 15 yaş

alınmıştır. 23 yaşında ise bireyin eğitimi tamamlandığı düşünülmüştür. Çalışmada, iki durumlu probit modelde bireyin okula kayıt yaptıtırıp yaptırmadığı bağımlı değişken olarak alınırken, sıralı probit tahminlerken eğitim düzeyleri 0, 5, 8, 11, 13 ve 15 değerlerine karşılık olarak likert ölçekli 0,1, 2, 3, 4 ve 5 değerleri alınmış ve farklı düzeylerdeki eğitim talebi olasılıkları hesaplanmıştır. (0) okuma yazma bilmeyen ve hiç okul bitirmemiş çocukları, (1) ilköğretim mezunu olanları, (2) ortaokul ve ilköğretim mezunu olanları, (3) lise ve dengi meslek lisesi mezunu olanları, (4) iki yıllık yüksek okul mezunlarını ve (5) dört yıllık fakülte ve daha üst düzeyde eğitim alan çocukları ifade etmektedir.

İkinci model çalışmasında bireylerin eğitim taleplerini belirleyen etmenleri incelemek amacıyla eğitim değişkeni bu kez bitirilen okulların eğitim yıllarını gösteren sürekli değişken şeklinde olmuştur. Örneğin hiç okula gitmemiş yada bir eğitim kurumunu bitirmemiş, ilköğretim, lise, iki yıllık yüksek okul ve üniversite mezunu bir birey için eğitim değişkeni sırasıyla 0, 5, 8, 11, 13 ve son olarak da 15 değerini almaktadır. Eğitim talebini belirleyen etmenleri araştırmak için eğitime devam eden çocuklar söz konusu olduğunda bu çocukların son eğitim düzeyleri bilinmediğinden veriler sağdan sansürlenmektedir. Bu konuda iki yaklaşım bulunmaktadır. İlki, sadece hiç okula gitmemiş çocuklar seçilerek seçim yanlılığı sapması probit modeli tahmini ile düzeltilmesidir. İkinci yaklaşım ise, genelleştirilmiş tobit modelini kullanmaktır. Genelleştirilmiş modelde hiç eğitim

almamışlar ve belli bir eğitim kurumundan mezun olmamış çocuklar sıfır değerini alarak soldan ve eğitime devam eden çocuklar için ise şuan ki eğitim düzeyleri ile sağdan sansürlenmektedir (Holmes, 1999; Haan ve Plug, 2006). Böylelikle bütün çocuklar için bu model ile politik değişkenlerimiz için direk ve tutarlı tahminler elde edilebilmektedir. Genelleştirilmiş tobit modelini şu şekilde açıklayabiliriz: Tamamlanmış eğitim yılı E^* , i.bireyin özelliklerini gösteren X_i 'lerin doğrusal fonksiyonu şeklinde tanımlanabilir.

$$E_i^* = \beta' X_i + e_i \quad e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Bu durumda eğitim talebi modeli;

$$\text{Eğitimi Tamamlayanlar İçin: } E = \beta' X_i + e_i \quad E^* \leq e_i = E^*$$

Eğitime Devam Edenler İçin: $E = c_i$ Diğer Durumlarda E^* değişkeni bireylerin o anda devam ettikleri eğitim düzeyini göstermektedir. Eğer birey bir eğitim kurumundan mezun ise $E^* = E$ olacaktır. E bireyin şu anki gözlemlenen mezuniyet düzeylerine eşittir. Bununla birlikte halen okula kayıtlı olan öğrenciler için ise sadece mezun oldukları eğitim düzeyleri bilinmektedir. Bir başka deyişle $E \leq E^*$ olacaktır. Burada c_i bireye konan özel sansür noktasını göstermektedir. Bu durumda eğitim değişkeni hala okula kayıtlı olan öğrenciler için sağdan sansürlenmektedir (Handa ve Simler, 2006; Dumas ve Lambert, 2005; Handa v.d.2005).

Eğitim talebinin belirlenmesine ait fonksiyonlarda kullanılan bağımsız değişkenler ise aşağıda verilmiştir:

Değişkenler
Eğitim (En son bitirilen eğitim yılı)
Cinsiyet
Erkek
Kadın (Temel Kategori)
Yaş
Yaşkare
Hanedeki Birey Sayısı
Yerleşim Yeri
Kentsel kesim
Kırsal kesim (Temel Kategori)
Toplam Yıllık Gelir
Bireyin Annesinin Eğitim Düzeyi
Bireyin Babasının Eğitim Düzeyi
Babanın Meslek Durumu
Kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler ve müdürler
Profesyonel meslek mensupları (Temel Kategori)
Yardımcı profesyonel meslek mensupları
Büro ve müşteri hizmetlerinde çalışan elemanlar
Hizmet ve satış elemanları
Nitelikli tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri çalışanları
Sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar
Tesis ve makine operatörleri ve montajcıları
Nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanlar
Çalışmayanlar

Çalışmada sırasıyla bireyin okula kayıt yaptıırıp yaptırmadığından hareketle iki durumlu probit, eğitim düzeyi kategorik değişken olarak ele alınıp sıralı probit ve nihayet eğitim sürekli değişken olarak ele alınıp tobit modeller tahmin edilmiştir. Aşağıda öncelikle modellere ilişkin kısa teorik bilgiye yer verilecek uygulama bölümünde ise model tahminleri yorumlanacaktır.

2.1. Probit Model

İki değerli bağımlı değişkenin açıklanmaya çalışıldığı çalışmalarda, tahmin için kullanılan kümülatif dağılım fonksiyonunun “normal dağılım” a ait olduğu kabulü yapılması durumunda Probit model ortaya çıkmaktadır (Greene, 2002; Wooldridge, 2002).

$$Prob(Y = 1/x) = \int_{-\infty}^{x'\beta} \phi(t) dt = \Phi(x'\beta)$$

(1)

$\Phi(\cdot)$ standart normal dağılımı ifade etmektedir. Probit model (2) eşitliğindeki gibi ifade edilmektedir. Burada ε , standart normal dağılımdan gelmekte ve sıfır ortalamayla bir varyansa sahip olmaktadır (Greene, 2002).

$$y^* = x'\beta + \varepsilon$$

(2)

$$y^* > 0 \quad \text{ise} \quad y = 1$$

$$y^* \leq 0 \quad \text{ise} \quad y = 0$$

Gözlemlenemeyen y^* değişkeni yukarıdaki şekilde modellenmektedir. Modelin tahmini en çok benzerlik yöntemi yardımıyla yapılmaktadır (Ayrıntılı bilgi için bkz. Greene, 2002; Wooldridge 2002).

2.2. Sıralı Probit Model

İki değerli logit veya probit modellerde cevap değişkeninin “evet” veya “hayır” şeklinde oluşturulması üzerine modelleme yapılmaktadır. Bununla birlikte alan araştırmalarında cevap değişkeni genellikle “tamamen katılıyorum”, kısmen katılıyorum” ve “hiç katılmıyorum” şeklinde Likert ölçeğine göre hazırlanmakta ve bu cevaplar sorunun doğasından kaynaklanacak şekilde sıralı formda olmaktadır. Benzer durum eğitim düzeyini belirlemede de karşımıza çıkmaktadır. Bireylerin eğitim

düzeylerini belirlemede kullanılan cevap seçenekleri genellikle “ortaokul”, “lise” ve “üniversite” gibi sıralı formda oluşmaktadır (Gujarati, 2004, 623; Greene, 2002).

Sıralı formda elde edilen cevapların modellenmesinde literatürde oldukça geniş bir kullanım alanı bulan Sıralı probit veya logit regresyon modelleri kullanılmaktadır. Sıralı probit modeli iki sonuçlu probit model gibi gözlemlenemeyen (gizli) değişkenli regresyon modeli olarak oluşturulur. Aşağıdaki model göz önünde bulundursa;

$$y^* = x'\beta + e \quad (3)$$

burada y^* gözlemlenemeyen değişkendir ve aşağıdaki gibi tanımlanır (Greene, 2002; Kennedy, 1998):

(1) $y = 0$ eğer $y^* \leq 0$ ise, $y = 1$ eğer $0 < y^* \leq \mu_1$ ise, $y = 2$ eğer $\mu_1 < y^* \leq \mu_2$ ise, (4) $y = J$ eğer $\mu_{j-1} \leq y^*$ ise.

Eşik değerlerini gösteren μ 'ler sıralı probit model ile tahmin edilecek olan bilinmeyen parametrelerdir. Sıralı probit modelde hataların normal dağıldığı varsayımı ile aşağıdaki olasılıklar elde edilebilir (Greene, 2002):

$$Prob(y = 0|x) = \Phi(-x'\beta),$$

$$Prob(y = 1|x) = \Phi(\mu_1 - x'\beta) - \Phi(-x'\beta), \quad (5)$$

$$Prob(y = 2|x) = \Phi(\mu_2 - x'\beta) - \Phi(\mu_1 - x'\beta),$$

$$Prob(y = J|x) = 1 - \Phi(\mu_{J-1} - x'\beta).$$

burada tüm olasılıklar pozitifdir ve $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}$ şeklinde olmalıdır.

Sıralı probit modelde bağımsız değişkenlerinin marjinal etkileri katsayılarla eşit olmayacaktır. Marjinal etkilerin hesaplanmasını göstermek için örneğin bir tane eşik parametresine sahip üç kategorili sıralı durum göz önünde bulundurulursa olasılıklar aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y=0|x) &= 1 - \Phi(-x'\beta), \\ \text{Prob}(y=1|x) &= \Phi(\mu - x\beta) - \Phi(-x\beta), \\ \text{Prob}(y=2|x) &= 1 - \Phi(\mu - x\beta). \end{aligned} \quad (6)$$

bu üç olasılık için, bağımsız değişkenlerdeki değişimin marjinal etkileri aşağıdaki gibi hesaplanacaktır (Greene, 2002; Stata Reference G-O, 1997 s.599).

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Prob}(y=0|x)}{\partial x} &= -\Phi(-x'\beta)\beta, \\ \frac{\partial \text{Prob}(y=1|x)}{\partial x} &= [\Phi(-x'\beta) - \Phi(\mu - x'\beta)]\beta, \\ \frac{\partial \text{Prob}(y=2|x)}{\partial x} &= \Phi(\mu - x'\beta)\beta. \end{aligned} \quad (7)$$

2.3. Tobit Model

Sınırlı bağımlı değişkenlerin ele alındığı modellere Tobit model adı verilmektedir (Tobin, 1958). Bu modeller aynı zamanda sansürlü veya kesikli regresyon modeli olarak adlandırılmaktadır (Ame-miya, 1984; Gujarati, 2004). Bağımlı değişkenin değişim aralığına ilişkin bir sınır bulunan regresyon modellerinde, eğer belirli bir aralığın dışındaki gözlemler tamamen kaybedilmekte ise elde edilen modele “kesikli model”; böyle bir modelde bağımsız değişkenler gözlenebiliyorsa “sansürlü model” olarak adlandırılmaktadır. Sansürlü regresyon modele Tobit model de denilmektedir (McDonald & Moffitt, 1980).

Probit ve logit modellerde gözlenen bir kukla değişken,

$$y_i = \begin{cases} 1, & y_i^* > 0 \text{ ise} \\ 0, & y_i^* \leq 0 \text{ ise} \end{cases} \quad (8)$$

şeklinde-dir. $y_i^* = \beta x_i + u_i$, $i = 1, \dots, T$ biçimindeki regresyon modelinde,

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \beta x_i + u_i > 0 \\ 0, & \beta x_i + u_i \leq 0 \end{cases} \quad (9)$$

$u_i \cong N(0, \sigma^2)$ ifadesi Tobit modeli verir.

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

$$Y_t = \max\{y_t, L\} \quad (10)$$

(10) nolu Tobin'in Tobit Modelinde y_t bir görünmeyen değişken, X_t açıklayıcı değişkenlerin bir vektörü, β parametreler vektörüdür. ε_t , normal özdeş ve bağımsız olarak dağılmış rastsal kalıntı değişkenidir. Y_t gözlenen bağımlı değişken ve L sansürlenilen noktadır (Maddala, 1992).

Tobit modeller için hata terimlerinin normal dağıldığı kabul edildiğinde maksimum benzerlik ve diğer benzerlik bazı süreçler, tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılımlı tahminciler verir Ancak, benzerlik fonksiyonunun varsayılan parametrik biçimi yanlış belirlendiğinde tahmin ediciler tutarsız olur (Üçdoğru v.d., 2001.). İzleyen bölümde probit, sıralı probit ve tobit analizleri yapılmıştır.

3. TANIMLAYICI İSTATİSTİKLER

Yapılan analizde Türkiye genelinde 4841 gözlemden, 15-23 yaş arasındaki bireylerin eğitim düzeyi, cinsiyet, yaş, anne-babanın eğitim düzeyi ve bireyin yaşadığı hanedeki kişi sayısı ve hanenin yıllık gelirine ilişkin bilgileri kullanılmıştır. Hanede eğitim gören erkek ve kız çocukların sayısı birbirine eşit bulunmuştur (%50). Eğitim gören çocukların yaş ortalaması 18 ve hanedeki ortalama birey sayısı 5 olarak tespit edilmiştir. Hane Halkı Bütçe anketi ağırlıklı olarak kentlerde yaşayan bireylere uygulanmıştır (%66). Hanede yaşayan çocukların %49'u ortaokul ve lise öğrenimi görmektedir. Ankete katılanların %28'si babanın çalışmadığını, %18'i tarım, hayvancılık işiyle uğraştığını belirtmiştir. Ayrıca hanenin ortalama toplam yıllık gelirinin logaritması 22.824 olarak tespit edilmiştir. Bu değer yaklaşık olarak 8.152.850.928 TL olmakta ve aylık olarak ortalama hane geliri 679.404.244 TL elde edilmektedir.

4. UYGULAMA

Öncelikle bireyin okula kayıtlı olmasını etkileyen faktörler araştırılmak istenmiştir. Bunun için iki durumlu probit model kurulmuştur. Bağımlı de-

ğişken, “bireyin okula kayıtlı olma durumu” olarak alınmasıyla kurulan Probit model tahmin edilmiş ve Tablo 2’deki sonuçlar elde edilmiştir. Tüm katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Tablo 2’den görüleceği gibi, çocuğun okula kayıtlı olmasını, yaş ve hanedeki birey sayısı negatif yönde etkilemektedir. Yani hanedeki birey sayısı arttıkça, ailenin her çocuk için eğitime ayıracak gelir miktarı azalacağından, çocuğun okula kayıtlı olma olasılığının azalması ekonomik beklentilerle örtüşmektedir. Çocuğun yaşı büyüdükçe, bir başka ifadeyle zorunlu eğitim yaşından uzaklaştıkça okula kayıtlı olma olasılığının azalması da beklentiler doğrultusundadır. Diğer bağımsız değişkenlerin katsayı tahminleri de teorik beklentiyi karşılamaktadır. Tablo 3’de değişkenlerin olasılık değişimleri verilmektedir. Tablodan da görüleceği gibi, çocuğun erkek olması, okula kayıt yaptıрма olasılığını yaklaşık %12 kadar arttırmaktayken, çocuk bir yaş daha büyüdüğünde, okula kayıtlı olma olasılığı %11 kadar, hanedeki birey sayısı bir kişi arttığında da %2 kadar azalmaktadır. Annenin eğitimin düzeyindeki artış, çocuğun kayıtlı olma olasılığını yaklaşık %1.8 oranında ve nihayet babanın eğitim düzeyindeki artış ise yaklaşık %2.3 oranında arttırmaktadır. Burada beklenenin aksine, babanın eğitim düzeyi, annenin eğitim düzeyinden daha önemli olarak bulunmaktadır (Dumas ve Lambert, 2005).

Hanede yaşayan 15-23 yaş arasındaki bireylerin eğitim düzeylerine ait sıralı probit model sonuçları Tablo 4’de verilmiştir. Eğitim düzeyine etki eden bağımsız değişkenlerden babanın meslek gruplarından; nitelik gerektirmeyen işte çalışanlar için %20, tesis ve makine operatörleri ve montajcıları için ancak %15 önem düzeyinde katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamlı iken; tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri mesleğini sürdürenler ile büro ve müşteri hizmetlerinde çalışanların katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamlı elde edilememiştir. Bunun dışındaki diğer katsayı tahminleri gerek istatistiksel gerekse sosyo-ekonomik açıdan beklentileri karşılamaktadır. Sıralı probit model sonuçlarına göre; erkek çocukların kız çocuklara göre daha fazla eğitim aldığı ayrıca çocuğun yaşı arttıkça eğitim talebinin yükseldiği görülmektedir. Bunun yanı sıra kentsel kesimde oturan çocukların kırsal kesimde oturanlara göre daha fazla eğitim alabildiği de görülmektedir. Kırsaldaki okulların durumu ve öğretmen sayısının yetersizliğini göz önünde bulundurursak

bu sonuç beklentileri karşılamaktadır. Hanenin yıllık toplam gelirinin artması çocuğun eğitim talebini artırırken hanedeki birey sayısının artması, çocukların eğitim düzeyini düşürmektedir. Anne ve babanın eğitim düzeyinin yükselmesi beklendiği gibi çocuğun eğitim düzeyine artırıcı etki yapmaktadır. Babanın tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri meslek grubunda çalışması çocuğun eğitim seviyesini düşürürken, diğer meslek gruplarında çalışması çocuğun eğitim düzeyini arttırmaktadır.

Tobit model için maksimum olabilirlik (ML) tahmininde hataların normal ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Maddala ve Nelson (1975), modelde değişen varyans olması durumunda tobit model için ML tahminlerin sapmalı ve tutarsız olduğunu birçok model üzerinde göstermişlerdir. Arabmazar ve Schmidt (1981) çalışmalarında da değişen varyans durumunda ML tahmincileri için dirençli analizleri genişletmişlerdir (Long;1997;26). Çalışmada Model 1 ve Model 2 için ayrı ayrı değişen varyans sorunu olup olmadığı incelenmiştir. Modellerde değişen varyans olup olmadığını test edebilmek için Breusch-Pagan testi kullanılmıştır. Model 1 için test istatistiği $\phi = RBD/2 = 756.51/2 = 378.255$ değeri 8 serbestlik dereceli ki-kare tablo değeri= 15.507 ile karşılaştırıldığında değişen varyans olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilebilmektedir. Aynı şekilde Model 2 için Breusch-Pagan test istatistiği $\phi = RBD/2 = 816.12/2 = 408.06$ değeri 17 serbestlik dereceli ki-kare tablo değeri= 27.587 ile karşılaştırıldığında Model 1 ile benzer şekilde değişen varyans olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilebilmektedir. Bu sonuçlara göre her iki modelde de değişen varyans sorunu söz konusudur. Çalışmada değişken varyans sorunu belirlendiğinden değişen varyans düzeltilmesine gidilmiş ve dirençli tobit tahminciler elde edilmiştir.

Eğitim talebi bağımlı değişken olarak kurulan iki farklı Tobit modelin tahminlenmesi sonucunda Tablo 5’deki sonuçlar elde edilmiştir. İlk olarak tablonun ilk iki sütunundaki model incelenecek olursa, tüm katsayı tahminlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Çocuğun yaşının karesi ve hanedeki birey sayısı sıralı probit modelde de olduğu gibi eğitim düzeyine negatif etki yapmaktadır. Beklenenin aksine annenin eğitim düzeyinin çocuğun eğitim düzeyine etkisi babanın eğitim düzeyinin etkisinden daha küçük-

tür. Bu da hala erkeklerin daha çok okula gönderildiklerinin bir göstergesi olup katsayı tahminin yorumu da bize bu durumu anlatmaktadır. Babanın eğitim düzeyindeki artış çocuğun eğitim düzeyini 0.20 birim arttırırken, annenin eğitimindeki aynı artış çocuğun eğitimini 0.05 kadar arttırmaktadır. Çocuğun kentte oturması ve hanenin geliri, eğitim talebiyle pozitif ilişkili çıkmıştır. Kentte oturan çocuğun eğitim için katlandığı maliyetler (okula olan uzaklık gibi) kırsal kesimde oturanlardan daha az olduğundan bu beklenen bir sonuçtur. Gelirdeki artışın da pozitif çıkması ekonomik beklentilerle örtüşmektedir. Çocuğun erkek olması da, eğitim düzeyinin beklenen değerini arttırmaktadır.

Tobit modele babanın ve annenin mesleği eklenmiş ancak annenin meslek değişkenlerine ait katsayı tahminleri istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Bu nedenle modelde sadece annenin eğitiminin çocuğun eğitimi üzerindeki etkisine bakılabilmektedir. Türkiye’de kadının işgücünde pek bulunmaması, bulunsa da çocuğun doğumundan sonra işgücünden çekilmesi özellikle kırsal kesimde daha çok ücretsiz aile işçisi olarak çalışması gibi nedenlerle annenin meslek değişkeninin katsayı tahminlerinin anlamsız çıkması beklentilerle örtüşmektedir. Yine de annenin eğitimindeki bir yıllık artışın bile çocuğunun eğitimi üzerindeki etkisi yadsınamaz. Babanın meslek değişkeni eklendiğinde Tablo 5’in son iki sütunundaki sonuçlar elde edilmektedir. İlk modelde kullanılan tüm katsayı tahminleriyle istatistiksel olarak anlamlı ve katsayı tahmin değerleri yaklaşık olarak aynı elde edilmiştir. Sadece çocuğun kentte yaşıyor olmasının etkisi, babanın mesleğinin modele eklenmesi sonucunda yaklaşık yarı yarıya azalmıştır. Tüm meslek grupları farklı anlamlılık seviyelerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Çalışmayanlar dahil, tüm meslek gruplarının çocuğun eğitim düzeyine katkısı pozitif elde edilmiştir (emeklilerin de çalışmayanlar grubunda yer aldığı dikkate alınmalıdır). Babanın “sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar” grubunda olması çocuğun eğitim talebinde 1.2 kadarlık bir artış sağlayacaktır. Eğitim talebine en yüksek etki bu meslek grubundan gelmektedir. Babanın “yardımcı profesyonel meslek mensubu” veya “hizmet ve satış elemanı” olması da çocuğun eğitim talebini yaklaşık aynı seviyelerde arttırmaktadır. Babanın “Nitelikli tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri çalışanları” grubunda yer alması, diğer değişkenler sabitken beklenen eğitim seviyesine 0.087 ile en düşük katkıyı yapmaktadır. Bu grubun

kırsal bölgelerde yaşıyor olması, eğitim maliyetinin kırsal kesimdeki yüksekliği (okula olan uzaklık gibi) ve çocukların benzer işlerde çalıştırılıyor olma olasılığı göz önünde bulundurulduğunda sonuç beklentilerle örtüşmektedir.

5.GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye genelinde 15-23 yaş arası bireylerin okula kayıt ve eğitim düzeyleri üzerinde etkili faktörler probit, sıralı probit ve tobit modellerle incelenmiştir. Cinsiyet, hanedeki birey sayısı, hanehalkı geliri, yaş, anne-baba eğitim düzeyi değişkenleri tüm modellerde (probit, sıralı probit, tobit) kullanılan temel değişkenler olarak ele alınmıştır. Hanehalkının yıllık toplam geliri yerine harcama değişkeni kullanılarak da model tahminlenmiş ve anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. Annenin mesleği değişkeni ile de çalışılmış ancak anlamlı sonuçlar elde edilememiştir.

Okula kayıt durumu ile ilgili modelde tüm katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Bireyin okula kayıtlı olmasını, yaş ve hanedeki birey sayısı negatif olarak etkilemektedir. Anne-babanın eğitim düzeyleri, kentte yaşam ve hanehalkının yıllık toplam geliri ile okula kayıtlı olma yani halen öğrenci olma arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir. Okula kayıtlı olma olasılığı üzerindeki en yüksek marjinal etki kent değişkenine aittir.

Sıralı probit ve tobit modellerde bireyin yaşının karesi ve hanedeki birey sayısı eğitim düzeyini negatif etkileyen değişkenler olarak bulunmuştur. Her üç modelde de bireyin eğitim düzeyi üzerinde babanın eğitim düzeyinin, annenin eğitim düzeyinden daha fazla etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yine her iki modelde de bireyin kentte yaşaması ve hanenin geliri, eğitim düzeyi üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Önceki çalışmalarda belirtildiği ve çalışmamızda kullanılan modellerle de desteklendiği üzere bireyin cinsiyetinin erkek olması eğitim düzeyinin beklenen değerini arttırmaktadır. Bireyin erkek olması okula kayıtlı olma olasılığını % 11, eğitim seviyesinin en üst düzeye çıkması olasılığını marjinal olarak %01 ve eğitim seviyesinin beklenen değerini %55 arttırmaktadır. Ülkemizde erkek kızlara göre ve kentte yaşayanlar kırdaki yaşayanlara göre daha fazla eğitim almaktadır.

Toplumların eğitim seviyesinin artmasıyla, gelişmişlik düzeyinin artması arasında bağ kurulmakta,

bireyin yaşadığı topluma, aldığı eğitim ölçüsünde katkıda bulunulduğu düşünülmektedir. Eğitim düzeyinin bireyin yaşadığı toplumun ekonomik, sosyal, politik ve kültürel gelişimi üzerine etki ettiği kabul edilmektedir. Bilimsel araştırmalar eğitim düzeyi ile ekonomik büyüme, siyasal ve toplumsal gelişme arasında doğrusal ilişkiler olduğunu ortaya koymaktadır. Eğitim bu özelliği ile sadece bireye değil, topluma da yarar sağlamak ve toplumun refah seviyesini yükseltmektedir. Dolayısıyla bireylerin eğitim düzeyini yükseltebilmek için kız-erkek ya da kent-kır ayrımına mahal vermeyen eğitim politikaları güdülmeli ve eğitimin bir yatırım olduğu unutulmamalıdır.

Kaynakça

Akın, F., Emeç, H., Üçdoğruk, Ş. (2001), "Türkiye Hanehalkı Eğlence Harcamalarında Tobit Modelin Marjinal Etkileri", Erc/Odtü Uluslararası Ekonomi Kongresi, V. 10-13.

Amemiya, T. (1984), "Tobit Models: A Survey", *Journal of Econometrics* 24, Jan./Feb.

Becker, Gary (1964), "Human Capital", Chicago: University Of Chicago Press.

Dumas, C. and Lambert, S. (2005), "Patterns of Intergenerational Transmission of Education: The Case of Senegal", <http://cep.lse.ac.uk/seminarpapers/28-03-06-DUM.pdf> (Erişim Tarihi: 30.07.2007).

Greene, W. H. (1981), "On the Asymptotic Bias of the Ordinary Least Squares Estimator of the Tobit Model", *Econometrica*, v.49.

Greene, W. H. (2002), "Econometric Analysis", Prentice Hall, 5. Edition.

Greene, W. H. (2003), "Econometric Analysis", Fifth Edition, Prentice Hall, New Jersey, 736-738.

Gujarati, D. N. (2004), "Basic Econometrics", 4. Edition, The McGraw-Hill Companies,.

Haan, M. and Plug, E. (2006), "Estimates of The Effect Of Parents' Schooling On Children's", IZA Discussion Paper, No: 2416.

Handa S., Simler R. K. and Harrover, S.(2004), "Human Capital, Household Welfare, and Children's Schooling in Mozambique", Research Report 134, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.

Handa, S. and Simler R. K. (2006), "Quality or Quantity? The Supply-Side Determinants of Primary Schooling in a Poor Rural Economy", *Journal of African Economy*, Vol 15, Iss 1, p.59.

Holmes, J. (1999), "Measuring The Determinants Of School Completion In Pakistan: Analysis of Censoring And Selection Bias, Yale University Center Discussion Paper, No:794.

Kennedy, Peter (1998), "A Guide to Econometrics, Fourth

Edition", The MIT Press, United Kingdom.

Maddala, G. S. (1992), "Introduction to Econometrics", New York, Macmillian Publishing Company.

McDonald, J. F. and Moffitt R. A. (1980) "The Use of Tobit Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 62, 318-387.

Mincer, J. (1974), "Schooling, Experience and Earnings". New York: National Bureau of Economic Research.

Schultz, T.W.(1960), "Capital Formation By Education" *Journal of Political Economy*, 68(12): 571-583.

Scott, Long (1997), "Regression Models For Categorical And Limited Dependent Variables", Sage Publications, Advanced Quantitative Tecniques in The Social Sciences Series, V.7, USA,

Stata Reference G-O, 1997 s.599

Tansel, Aysit (1997), "Schooling Attainment, Parental Education, and Gender in Cote d'Ivoire and Ghana", *Economic Development And Cultural Change*, 45(4):825-856.

Tansel, Aysit. (1998), "Determinants of Schooling Attainment of Boys and Girls in Turkey", Center Discussion Paper, No.789.

Tansel, Aysit. (2001), İktisadi Kalkınma Ve Kadınların İşgücüne Katılımı: Türkiye'den Zaman-Serisi Kanıtları ve İllere Göre Yatay Kesit Kestirimleri, Erc Working Paper Series.

Tobin, J.(1958),"Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica*, Vol. 26, No.1, p.24-36.

Üçdoğruk, Ş., Emeç, H. Ve Akın, F. (2001), "Türkiye Hanehalkı Eğlence Kültür Harcamalarında Tobit Modelin Kullanımı", II.İstatistik Kongresi, 2-6 Mayıs 2001, Belek-Antalya.

Wooldridge J. (2002), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing

Yumuşak, İ.G.(2005), "Kadın Eğitimin Ekonomik Analizi", <Http://129.3.20.41/Eps/Mac/Papers/0404/0404025.Pdf>.

<http://www.dtm.gov.tr/Ead/Ekonomi/Sayi3/Egitim.Htm> (Erişim Tarihi: 10.07.2007).

<http://www.tdk.gov.tr/Tr/Sozbul.aspx?F6e10f8892433cfaaf6aa849816b2ef4376734bed947cde&Kelime=E%C4%9fitim> (Erişim Tarihi 11.07.07).

EK:

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

Tanımlayıcı İstatistikler			
Değişken	Temel sınıf bilgisi	Ortalama	Standart sapma
Cinsiyet			
Erkek		0.5003099	0.5000516
Kadın	Temel sınıf	0.4996901	0.5000516
Birey Yaşı		18.41913	2.523959
Yaskare		345.6333	95.39322
Hanedeki Birey Sayısı		5.694071	2.466885
Yıllık Toplam Gelir		22.82361	0.7752171
Yerleşim yeri			
Kır	Temel sınıf		
Kent		0.6653584	0.4719138
Eğitim Düzeyi(kategorik değişken)		1.984714	1.058698
Okur yazar değil			
Okur yazar ama okul bitirmedi		0.1297253	0.3360356
İlkokul		0.1204297	0.3254969
İlköğretim Ortaokul		0.4304896	0.4951959
Orta Dengi Meslek Lisesi			
İki yıllık yüksekokul		0.2873373	0.452567
Dört yıllık yüksekokul		0.0187978	0.1358242
Yükseklisans-Doktora		0.0132204	0.1142293
Eğitim Düzeyi (sürekli değişken)		7.649453	3.601369
Anne Eğitim Düzeyi		3.770019	3.594486
Baba Eğitim Düzeyi		6.064552	3.824216
Baba için Meslek Grupları			
Kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler ve müdürler		0.1070027	0.3091486
Profesyonel meslek mensupları	Temel sınıf	0.0274737	0.1634759
Yardımcı profesyonel meslek mensupları		0.0274737	0.1634759
Büro ve müşteri hizmetlerinde çalışan elemanlar		0.0342904	0.1819930
Hizmet ve satış elemanları		0.0444123	0.2060306
Nitelikli tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri çalışanları		0.1834332	0.3870612
Sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar		0.1045239	0.3059705
Tesis ve makine operatörleri ve montajcıları		0.0859327	0.2802935
Nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanlar		0.0995662	0.2994517
Çalışmayanlar		0.2836191	0.4508007

Tablo 2: Bireyin Okula Kayıt Yaptırma Durumunu Etkileyen Faktörler: Probit Model Sonuçları

Bağımlı Değişken	Okul Kayıt Durumu	
Eğitim		
Değişkenler	Katsayı	Olasılık
Sabit	2.4757	0.0000*
Erkek	0.3410	0.0000*
Yaş	-0.2986	0.0000*
Hanedeki Birey Sayısı	-0.0610	0.0000*
Toplam yıllık gelir**	0.0883	0.0110**
Kent	0.3851	0.0000*
Anne Eğitim Düzeyi	0.0490	0.0000*
Baba Eğitim Düzeyi	0.0624	0.0000*

Not: *%1 önem seviyesinde anlamlıdır. **%1 önem seviyesinde anlamlıdır. Toplam yıllık gelir logaritmik olarak alınmıştır. **Temel sınıflar:** kadın, yerleşim yeri kırsal kesim ve babanın profesyonel meslek mensubu olmasıdır.

Tablo 3: Okula Kayıt Yaptırma Durumu için Probit Model Olasılık Değişim Tablosu

Bağımlı Değişken	Değişim
Erkek	0.1269
Yaş	-0.1116
Hanedeki Birey Sayısı	-0.0229
Toplam yıllık gelir	0.0330
Kent	0.1399
Anne Eğitim Düzeyi	0.0183
Baba Eğitim Düzeyi	0.0233

Not: Toplam yıllık gelir logaritmik olarak alınmıştır

Tablo 4: Eğitim Talebini Etkileyen Faktörler: Sıralı Probit Model Sonuçları

Eğitim durumu için; (0) Okul bitirmemiş, (1) ilkokul mezunu, (2) ortaokul yada ilköğretim mezunu, (3) lise ve dengi meslek lisesi mezunu, (4) iki yıllık yüksek okul mezunu (5) üniversite-yüksek lisans-doktora mezunu.

Bağımlı Değişken: Eğitim Durumu

Bağımsız değişkenler	Katsayı	Olasılık
Cinsiyet		
Erkek	0.1494	0.0000*
Yaş		
Çocuk Yaşı	1.2119	0.0000
Çocuk Yaş kare	-0.0286	0.0000*
Yerleşim alanı		
Kent	0.1650	0.0000*
Gelir		
Hanehalkının Yıllık Toplam Geliri	0.1772	0.0000*
Hanedeki Birey Sayısı		
Hanedeki Birey Sayısı	-0.0847	0.0000*
Eğitim Düzeyi		
Annenin Eğitim Düzeyi	0.0164	0.0080*
Babanın Eğitim Düzeyi	0.0731	0.0000*
Baban için Meslek Grupları		
Kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler ve müdürler	0.3060	0.0060*
Yardımcı profesyonel meslek mensupları	0.4597	0.0010*
Büro ve müşteri hizmetlerinde çalışan elemanlar	0.1119	0.3920
Hizmet ve satış elemanları	0.2502	0.0490**
Nitelikli tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri çalışanları	-0.0026	0.9820
Sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar	0.3560	0.0020*
Tesis ve makine operatörleri ve montajcılar	0.1819	0.1200****
Nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanlar	0.1613	0.1770
Çalışmayanlar	0.322	0.0040*

Not: *%1 önem seviyesinde anlamlıdır. **%5 önem seviyesinde anlamlıdır. ***%10 önem seviyesinde anlamlıdır. ****%15 önem seviyesinde anlamlıdır. Toplam yıllık gelir logaritmik olarak alınmıştır. **Temel sınıflar:** kadın, yerleşim yeri kırsal kesim ve babanın profesyonel meslek mensubu olmasıdır.

Tablo 5: Eğitim Talebini Etkileyen Faktörler: Genelleştirilmiş Tobit Model Sonuçları

Bağımlı Değişken				
Eğitim	Model 1		Model 2	
Değişkenler	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
Sabit	-46.4084	0.0000*	-45.9752	0.000*
Erkek	0.5590	0.0000*	0.5558	0.000*
Yaş	3.9274	0.0000*	3.8985	0.000*
Yaşkare	-0.0935	0.0000*	-0.0928	0.000*
Hanedeki Birey Sayısı	-0.3290	0.0000*	-0.3146	0.000*
Toplam yıllık gelir	0.5899	0.0000*	0.5594	0.000*
Kent	0.8448	0.0000*	0.4628	0.003*
Annenin Eğitim Düzeyi	0.0528	0.0007*	0.0519	0.007*
Babanın Eğitim Düzeyi	0.1982	0.0000*	0.2062	0.000*
Babanın Mesleği				
Kanun yapıcılar, üst düzey yöneticiler, müdürler			0.98098	0.001*
Yardımcı profesyonel meslek mensupları			1.1972	0.001*
Büro ve müşteri hizmetlerinde çalışan elemanlar			0.3968	0.250
Hizmet ve satış elemanları			1.0532	0.001*
Nitelikli tarım, hayvancılık, avcılık, ormancılık ve su ürünleri çalışanları			0.0874	0.785
Sanatkarlar ve ilgili işlerde çalışanlar			1.2080	0.000*
Tesis ve makine operatörleri ve montajcıları			0.6247	0.053***
Nitelik gerektirmeyen işlerde çalışanlar			0.4887	0.148****
Çalışmayanlar			0.9457	0.001*
N		4376		4376

Not: *%1 önem seviyesinde anlamlıdır. **%5 önem seviyesinde anlamlıdır. ***%10 önem seviyesinde anlamlıdır. ****%15 önem seviyesinde anlamlıdır. Toplam yıllık gelir logaritmik olarak alınmıştır.

Temel sınıflar: kadın, yerleşim yeri kırsal kesim ve babanın profesyonel meslek mensubu olmasıdır.