

TÜRKİYE'DE EVLİ KADINLARIN İŞGÜCÜNE KATILIMINA GÖRE OLUŞAN DOĞURGANLIK FARKLILIKLARI: AYRIŞTIRMA ANALİZİ

Sibel SELİM*

Özet:

Çocuk yetiştirmek özellikle annenin zaman harcaması gereken bir faaliyet olduğundan yapılan pek çok bilimsel çalışmada kadınların işgücüne katılımının çocuk sahibi olmanın fırsat maliyetini belirlediği ve buna bağlı olarak doğurganlığı etkilediği varsayılmıştır. Bu çalışmada, Türkiye'de evli kadınların işgücüne katılım katılmamasına göre oluşan doğurganlık farklılıkları incelenmiştir. Analizlerde Devlet İstatistik Enstitüsü'nün 1999 yılı Ekim ayı Hanehalkı İşgücü Anketi verileri kullanılmıştır. Oluşturulan çocuk sayısı modellerinde Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik Tahmin Yöntemi kullanılmış ve elde edilen tahminlerin geçerliliğini araştırmak amacıyla bootstrap tekniğinden faydalanılmıştır. Oluşan doğurganlık farklılığının kadınların sahip olduğu beşeri sermaye (donanım) farklılığından veya işgücüne katılım katılmamasına göre oluşan farklılıktan kaynaklandığı varsayılarak bu iki etkinin nispi katkıları "Oaxaca Ayrıştırma Analizi" kullanılarak elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Türkiye'de kentsel kesimdeki kadınların işgücüne katılım durumuna göre oluşan doğurganlık farklılıklarının daha yüksek olduğunu göstermektedir. Diğer bir bulgu ise kentsel kesimde yaşayan ve işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının kırsal kesimde yaşayan ve işgücüne katılan kadınlarınkine oranla daha az olmasıdır.

Anahtar Kelimeler: Doğurganlık farklılıkları, işgücüne katılım, poisson quasi maximum olabilirlik, bootstrap tekniği, ayrıştırma analizi

DIFFERENCES IN FERTILITY ACCORDING TO WOMEN'S LABOR FORCE PARTICIPATION IN TURKEY: DECOMPOSITION ANALYSIS

Abstract:

Since growing child is a time spending activity especially for women, it has been assumed in many studies that women's labor force participation determines the opportunity cost of having children, and consequently affects the fertility. In this study, the differences in fertility resulting from labor force

* Dr., Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü,
sibel.selim@bayar.edu.tr

participation are investigated for married women living in Turkey. In our analysis, the results of State Institute of Statistics' Household Labor force survey performed in October, 1999 is utilized. In the child quantity models, we use Poisson Quasi Maximum Likelihood Estimate Method, and the validity of the estimates is investigated by means of Bootstrap technique. Assuming that the differences in fertility results from women's endowments or from differences in their labor force participation, the relative contributions are determined using "Oaxaca's Decomposition Analysis". The results show that the difference in fertility resulting from women's labor force participation is higher in urban areas in Turkey. Our another finding is that women living in urban areas and participating the labor force have fewer children than the women in rural areas.

Keywords: Fertility differences, labor force participation, poisson quasi maximum likelihood, bootstrap technique, decomposition analysis.

GİRİŞ

1960'lı yıllara kadar ekonomistler, doğurganlık davranışının geleneksel tüketim tercihi teorisi içinde ele alınmasının zorluğundan dolayı doğurganlık analizlerini ihmal etmişlerdir. Ancak, süreç içerisinde ekonomik teorinin son gelişmeleri sağlık, eğitim, çocuk yetiştirme uygulamaları, doğum kontrol, boşanma gibi davranışın demografik, sosyolojik ve biyomedikal yönü ile tüketim, tasarruf ve işgücü davranışı gibi geleneksel ekonomik değişkenler doğurganlık analizini mümkün kılmıştır. Bu teorik yapı, "ailenin ekonomik teorisi" olarak bilinir ve bu teori içinde aile, karmaşık sosyal bir kurum olarak ele alınır (Willis, 1973, 14 -15).

Doğurganlık ile ilgili modelleme çalışmaları için teorik yapı temel olarak Becker (1960) tarafından ortaya atılmıştır. Becker (1960), ekonomik yapı içerisinde aile büyüklüğüne karar vermede psikolojik ve sosyal değişkenlerden ziyade ekonomik değişkenlerin daha açıklayıcı olduğunu düşünmüştür. Bu problemin analizini basitleştirmek için Becker (1960), her ailenin, doğumlar arası süreyi ve çocuk sayısını mükemmel bir şekilde kontrol ettiğini varsaymıştır. Doğurganlığın neoklasik ekonomik teorisinin uygulanmasında Becker (1960)'ın çalışması, doğurganlığın gelirle negatif ilişkili olma eğiliminde bulunduğu bir belirsizlik ile başlamaktadır. Becker (1960), çocukların üstün bir mal gibi algılandığını ve statik tercihler modeli içinde bu problemin çözüleceğini belirtmiştir. Becker (1960), ailelerin çocuk sayısı ve çocuk başına kalite için tercihlere sahip oldukları doğurganlık davranışının basit bir modelini önermiştir. (Hotz vd., 1997:294). Becker (1960)'a göre doğurganlık, bir fayda fonksiyonu içinde ayrı ayrı incelenen çocuk sayısı ve kalitesi arasındaki etkileşim ile belirlenmektedir. Becker (1960)'ın analizinde temel özellik, çocuk kalitesi arttıkça çocuk sayısına göre çocukların gölge fiyatının (yani kalite sabit tutulduğunda ilave bir çocuğun maliyeti) artması ve çocuk sayısı arttıkça kalitelere göre çocukların gölge

fiyatının (çocuk sayısı sabit tutulduğunda kalitedeki bir birimlik artışın maliyeti) artmasıdır. (bkz. Becker, Lewis, 1973, 279).

Teorik model, ailenin ekonomik ve demografik yaşam döngüsü yapısından elde edilerek incelenebilir. Bu basit yapı içerisinde, çocuklar üzerindeki zaman ve parasal harcamalarla birlikte, çocuklarla ilgili olmayıp aileye ait olan diğer tatmin kaynakları için faydayı maksimize eden ve yaşam süreci planını benimsediği düşünülen statik bir yapı kullanılabilir. Burada kullanılan "statik" kelimesi tek periyotlu yaşam süreci perspektifini belirtmek için kullanılmaktadır. Maksimize edilen fayda fonksiyonu, tüm aile kararlarını birlikte aldığı varsayılan aile üyelerinin tercihlerini yansıtmaktadır (Willis, 1973:17).

Becker (1960)'a göre maksimize edilecek fayda fonksiyonu,

$$U = U(x, y, p) \quad (1)$$

Burada x , çocuk sayısını, p , çocuk kalitesini ve y , diğer tüketim mallarını göstermektedir.

Bütçe kısıtı ise aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$I = \alpha p x + \pi y \quad (2)$$

Burada, α , x 'in kalitesinin maliyetini gösteren bir parametre ve π , y 'nin fiyatıdır. Bütçe kısıtına göre hanehalkı fayda fonksiyonu maksimize edildiğinde (3)'teki eşitlikler elde edilir.

$$MU_n = \lambda q \pi = \lambda p_n, \quad MU_q = \lambda n \pi = \lambda p_q, \quad MU_y = \lambda \pi_y = \lambda p_y \quad (3)$$

Burada, MU , marjinal fayda, p , marjinal maliyet veya gölge fiyat ve λ , parasal gelirin marjinal faydasını göstermektedir. Burada önemli olan nokta, çocuk sayısına göre (p_n) çocukların gölge fiyatının, kalite düzeyi q ile pozitif ilişkili olduğu ve kaliteye göre gölge fiyatın (p_q) çocuk sayısı (n) ile pozitif ilişkili olduğudur.

Aileler (2)'deki bütçe kısıtına göre fayda fonksiyonunu maksimize etmek isteyecekler ve aşağıdaki denge koşullarını elde edeceklerdir.

$$\frac{U_x}{\alpha p} = \frac{U_p}{\alpha x} = \frac{U_y}{\pi} \quad (4)$$

Denge koşuluna göre, çocuk sayısı üzerinde bir birim daha fazla harcama yapılarak elde edilen marjinal fayda, onların kaliteleri üzerinde bir birim daha fazla harcama yapılarak elde edilen marjinal faydaya eşit olmalıdır.

Doğurganlık modellerinde “kadınların çocuklar için harcadığı zaman yoğunluğu” önemlidir. Bu nedenle, kadınların zaman değeri çocuk sahibi olmanın maliyetinde anahtar bir bileşen olarak ele alınmaktadır. Evli kadınların işgücüne katılımı¹ onların fırsat maliyetini arttırmaktadır. Literatürde bu konu ile ilgili yapılmış pek çok çalışma bulunmaktadır. Granou (1973), çocukların varlığının kadının zaman değerini artırma eğiliminde olduğunu ve bu etkinin çocukların yaşıyla birlikte azaldığını belirtmiştir. Schultz (1997), doğurganlık üzerinde kadınların ücret ve eğitimindeki artışların erkeklerin ücret ve eğitimindeki artışlardan daha büyük bir negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Al Qudsi (1998), Arap ülkelerinde kadınların işgücüne katılımının artmasının çocuk sahibi olmanın fırsat maliyetini arttırdığını ve dolayısıyla doğurganlığı azalttığını belirtmiştir. Del Bono (2002), bölgesel analizler yaparak kadınların işgücüne katılımı ile doğurganlığı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Schultz (2001), kadınların eğitimindeki artışın çocukların fırsat maliyetini arttırdığını ve doğurganlıktaki azalışların ilk olarak yüksek gelirli ülkeler, daha sonra da düşük gelirli ülkelerde hızlı bir şekilde gerçekleştiğini belirtmiştir. Selim (2004), doğurganlığı etkileyen etmenleri incelemiş ve doğurganlık üzerinde kadınların eğitim düzeyinin erkeklerin eğitim düzeyinden daha büyük etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Aynı zamanda kadınların işgücüne katılımının doğurganlık üzerindeki etkisini incelemiştir.

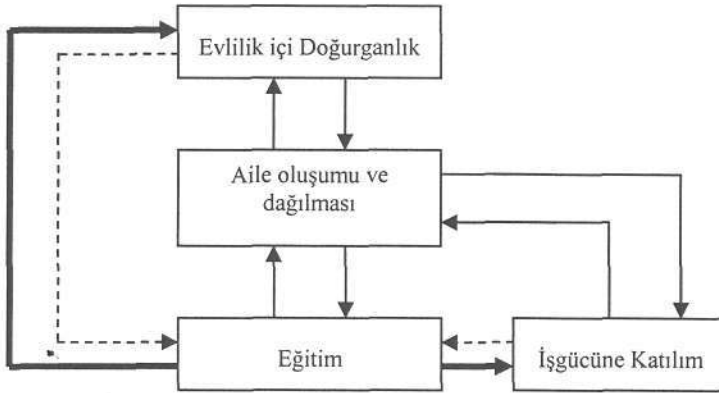
Doğurganlık davranışı ve belirleyicilerinin analizinde istihdam fırsatları ile doğurganlık arasındaki karşılıklı ilişki ihmal edilemez (Kalwij, 2000:222-223). Kadınların aktif bir şekilde işgücüne katılmaları, onların zaman maliyetini ve özellikle çocukların doğumundan yetişkin hale gelinceye kadar sunulan hizmetin bedelini arttırmaktadır. Böylece, ilave bir çocuğa sahip olma arzusu da azalmaktadır. Bunun yanında annenin zaman değerindeki artış onun yoğun bir şekilde iş piyasasına katılımını cesaretlendirir. Bu refah gelişimi sonucunda aile içinde yeni bir çocuğun doğumundan vazgeçme lehine annenin işgücüne katılma kararı verildiği varsayılmaktadır. Böylece, çocuk kararı ilave bir çocuğun maliyeti ve avantajı dengelenerek alınmaktadır (Olf ve Lahga, 2002, 6). Moffitt (1984), kadınların çocuk sahibi olmalarının evde harcadıkları zamanı arttırdığını, boş zamanlarını ve piyasa kazançlarını ise azalttığını vurgulamıştır.

Türkiye’de kırsal kesimde özellikle tarım sektöründe çalışan kadınların %65’i ücretsiz aile işçisi olarak çalıştığından çocuk sahibi olmalarının fırsat maliyeti daha düşüktür. Kırsal kesimdeki geleneksel değerler, eğitim seviyesinin az olması ve refah artışı da çok çocuğa sahip olmayı desteklemektedir. Türkiye istihdam açısından bakıldığında bir tarım ülkesidir ve nüfusun yarısı kırsal kesimde yaşamaktadır. Gelişmiş ülkelerde ise durum daha farklıdır. Gelişmiş ülkeler ile karşılaştırıldığında

Türkiye’de kadınların işgücüne katılım oranı oldukça düşüktür. Ülkemizde özellikle kentsel kesimde kadınların işgücüne katılım oranlarında bir azalma görülmüş ve eğitim düzeyi, kadınların işgücü piyasasına katılımı ile doğurganlığı arasında önemli bir bağ bulunmuştur. Kadınların işgücüne katılımının artması, Türkiye’nin AB ile bütünleşmesi ve ekonomik gelişmesinde önemli bir etken olarak ortaya çıkmaktadır.

Eğitim, doğurganlığın tanımlanmasında ve işgücüne katılımda en önemli değişkenlerden biridir ve doğurganlık üzerinde çoklu etkisi bulunmaktadır. Ampirik bulgular ve teoriye göre kadınların eğitimi ve doğurganlığı arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır ve bu negatif ilişkinin eğitim düzeyi arttıkça daha güçlü olması beklenmektedir (McIntosh, 1999:453-459). Nguyen-Dinh (1997), Lam ve Duryea (1998), Kargı (1999), Kalwij (2000), Naz (2002), Selim ve Üçdoğruk (2003) ve Selim (2004)’de doğurganlık belirleyicilerinin sosyoekonomik analizleri gerçekleştirilmiş ve kadınların eğitiminin doğurganlık üzerinde önemli ve negatif bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Eğitim, kadının ücretini arttırmakla kalmaz aynı zamanda kadının hane içindeki verimliliğini de artırarak çocuk kalitesinin birim fiyatını azaltır ve çocuk kalitesindeki yatırımları artırır (Naz, 2002:5).

Şekil : 1, kadınların doğurganlığı, eğitimi ve işgücüne katılımı arasındaki etkileşimi göstermektedir. Eğitim, doğurganlığı evlilik yaşı ve evliliğin diğer yönlerini (evlilik süresi vb) etkileyerek dolaylı yoldan veya doğrudan etkileyebilir. Bunun yanında, ailenin dağılması konusundaki beklentiler doğurganlığı, işgücüne katılımı ve insan sermayesi yatırımlarını etkilerken, evlilik içi doğurganlık evlilik süresini etkileyebilir. Piyasada çalışma konusundaki güçlü tercihler kadınları eğitime daha fazla yatırım yapmaya ve muhtemelen daha düşük doğurganlığa sahip olmaya itebilir.



Şekil : 1

Kadınların Doğurganlığı, Eğitimi ve İşgücüne Katılımı Arasındaki Etkileşim

Kaynak: Bratti, 2002:18'den uyarlanmıştır.

Hanehalkı geliri de doğurganlığı etkileyen önemli faktörlerden biridir. Aile geliri arttıkça hanehalkları daha az fakat daha yüksek kaliteli çocukları tercih edeceklerdir. Türkiye geneli ve kentsel yörelerde, geliri ortalamanın üzerinde olan hanelerde iki veya daha çok çocuklu olanların yüzdesi geliri ortalamanın altında olan hanelerdeki aynı gruptan daha azdır. Kırsal kesimde bu tür belirgin bir farklılık yoktur. Batı, Güney ve İç Anadolu Bölgelerinde ortalama kullanılabilir hanehalkı geliri ile çocuk sayısı arasında negatif bir ilişki vardır. Doğu ve Kuzey bölgelerinde ise bu ilişki pozitifdir (Kasnakoğlu, 1993).

Doğurganlık konusunda literatürde yer alan pek çok çalışmada kadınların işgücüne katılımının doğurganlığı önemli ölçüde etkilediği ortaya konmuştur. Ancak yapılmış olan çalışmalarda ayrıştırma analizi² kullanılarak kadınların işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan doğurganlık farklılığı incelenmemiştir. Ayrıştırma analizinin kullanılmasıyla her bir değişkeninin doğurganlık farklılığına etkisinin yüzdelik payları açıkça görülebilmektedir. Ayrıca Türkiye ile ilgili doğurganlık çalışmalarında sayma (count) veri modelleri kullanılarak model tahminleri yapılmamıştır. Yüksek bir nüfus artış oranına ve bölgelerarası yüksek doğurganlık farklılıklarına sahip bir ülke olan Türkiye’de doğurganlık davranışını etkileyen faktörleri ele alan, ve bu konuda etkin politikalar geliştirilmesine zemin hazırlayan çalışmalara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu amaç doğrultusunda yapılan çalışmada, i) çalışmanın teorik yapısı ele alınacak, ii) Oluşturulan modellerin sunulmasından sonra kadınların işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan doğurganlık farklılıkları incelenecektir. iii) Sonuç bölümünde ise elde edilen bulguların genel bir değerlendirmesi yapılacaktır.

I) TEORİK YAPI

A) Poisson Regresyon Model

Sayma veri modellerinden Poisson regresyon modeli (PRM), λ parametresinin açıklayıcı değişkenlere dayandığı Poisson dağılımından elde edilir. Bağımlı değişken y_i ilgili olayların meydana gelme sayısı, x_i ise bağımsız değişkenler vektörüdür.

PRM’de olay sayısı (y), denklem (5)’de verilen koşullu ortalamaya sahip Poisson dağılımı gösterir.

$$\lambda_i = E(y_i / x_i) = \exp(x_i \beta). \quad (5)$$

İstatistik literatüründe bu model log-doğrusal model olarak bilinmektedir. $x\beta$ ’nın $\exp(x_i\beta)$ şeklinde ele alınması, beklenen sayma değerinin pozitif olmasını gerektirir.

PRM’nin en zayıf yönü, bağımlı değişkenin koşullu ortalama ve varyans eşitliğinin çoğu zaman gerçekleşmemesidir. Eşit yayılımdan uzaklaşmalar, doğrusal

regresyon modelindeki farklı varyanslılık durumundan uzaklaşmalara benzemektedir. Koşullu ortalama doğru bir şekilde belirlendiği sürece katsayılar hala tutarlı ve asimptotik normal bir şekilde tahmin edilmesine karşılık tahminlenen standart hatalara dayalı olan çıkarımlar artık geçerli değildir (Winkelmann ve Zimmermann, 1994:206; Moffatt, 1997:76). Verilerin dağılımı hakkında bilgi mevcut olmadığı ya da bu dağılımın yanlış belirlendiği durumlarda maksimum olabilirlik tahmini uygun olmayan sonuçlar verebilmektedir. Bu durumda alternatif tahmin yöntemleri kullanılmaktadır (Tu, 1997:39). Winkelmann ve Zimmermann (1995)'da belirttiği gibi dağılımı yanlış belirlenmiş modelin maksimum olabilirlik tahmini, Quasi Maksimum Olabilirlik (QML) tahmini olarak bilinmektedir ve ele alınan model Robust Poisson regresyon modeli (RPRM) adını almaktadır. Gerçek veri üretme sürecinin Poisson regresyon modeli olmadığı durumda Robust Poisson tahmincisinden söz edilebilir. Poisson Regresyon tahmincisinin standart hataları aşırı veya eksik yayılım durumunda düzeltilmek durumundadır (Winkelmann, Zimmermann, 1995, 11-12).

Ortalama ve varyans eşitliğinin sağlanamaması Poisson regresyon modelinden farklı modellemelere izin vermektedir. Bu durumda, aşırı veya eksik yayılımı oluşturan mekanizma bilindiğinde bir sayma değişkeninin belli bir regresyon modeli ile analiz edilmesi mümkündür. Böyle bir bilginin varlığında,

$$\text{Var}(Y_i / x_i) = (\sigma^2 - 1)[E(Y_i / x_i)]^{k+1} + E(Y_i / x_i), \quad (6)$$

$$\sigma^2 \in \mathbb{R}^+, k \in \mathbb{R}$$

olduğu varsayılmaktadır. Burada k , doğrusal olmamayı gösteren parametredir. Regresyon parametre tahminleri σ^2 yayılım parametresi dikkate alınarak gerçekleştirilir (Winkelmann ve Zimmermann, 1994:209). McCullagh ve Nelder (1996), σ^2 'nin (7)'deki gibi hesaplanabileceğini belirtmiştir.

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-k} \sum_i \frac{(y_i - \hat{\lambda}_i)^2}{\hat{\lambda}_i} \quad (7)$$

Burada, $\sigma^2 = 1$ ise eşit yayılım söz konusu olmaktadır. $\sigma^2 > 1$ olması durumunda aşırı yayılım, $0 < \sigma^2 < 1$ ve $[E(Y_i / x_i)]^k \leq 1/(1 - \sigma^2)$ olması durumunda ise eksik yayılım görülmektedir. Ortalamanın varyanstan küçük olduğu eksik yayılım³ (underdispersion) durumu pek yaygın değildir. Cameron ve Trivedi (1990), ortalama-varyans eşitliği için regresyona dayalı testler geliştirmişlerdir.

B) Ayrıştırma Analizi

Doğurganlık farklılıklarının ayrıştırılması, bu farklılığın ne kadarlık bir kısmının ortalamalardaki farklılıklardan, ne kadarlık bir kısmının katsayılardaki farklılıklardan kaynaklandığının analiz edilmesidir. Ortalamalardaki farklılıklardan kaynaklanan kısım donanım farklılığına göre, katsayılardaki farklılıktan kaynaklanan kısım ise işgücüne katılım durumuna göre oluşan farklılıkları göstermektedir.

Ayrıştırma analizinde kadınların yaş ve eğitim gibi özelliklerinin farklı olmasından dolayı oluşan doğurganlık farkı donanım farklılığı olarak ele alınacaktır. Bu özelliklerin aynı olması durumunda, varolan doğurganlık farklılıklarının kadınların işgücüne katılım durumundan kaynaklandığından söz edilebilir.

Ortalamalardaki farklılıklardan kaynaklanan doğurganlık farklılığı aşağıdaki denklemler kullanılarak oluşturulur.

$$\Delta Y_M = a_1(\bar{X}_1^c - \bar{X}_1^{cm}) + a_2(\bar{X}_2^c - \bar{X}_2^{cm}) + \dots \quad (\text{İşgücüne katılan kadınlar}) \quad (8)$$

$$\Delta Y_M = b_1(\bar{X}_1^c - \bar{X}_1^{cm}) + b_2(\bar{X}_2^c - \bar{X}_2^{cm}) + \dots \quad (\text{İşgücüne katılmayan kadınlar}) \quad (9)$$

Katsayılardaki farklılıklardan kaynaklanan doğurganlık farklılığı ise aşağıdaki denklemler kullanılarak oluşturulur.

$$\Delta Y_C = (a_0 - b_0) + (a_1 - b_1)\bar{X}_1^c + (a_2 - b_2)\bar{X}_2^c + \dots \quad (\text{İşgücüne katılan kadınlar}) \quad (10)$$

$$\Delta Y_C = (a_0 - b_0) + (a_1 - b_1)\bar{X}_1^{cm} + (a_2 - b_2)\bar{X}_2^{cm} + \dots \quad (\text{İşgücüne katılmayan kadınlar}) \quad (11)$$

Burada, a'lar işgücüne katılan kadınların, b'ler ise işgücüne katılmayan kadınların regresyon katsayılarını, \bar{X}^c ve \bar{X}^{cm} ise sırasıyla işgücüne katılan ve katılmayan kadınlara ait değişkenlerin ortalama değerlerini göstermektedir.

Toplam doğurganlık farkı ise (8)-(11) denklemleri kullanarak denklem (12) ve (13)'deki gibi iki şekilde ifade edilebilir:

$$(a_0 - b_0) + \sum_i (a_i - b_i)\bar{X}_i^c + \sum_i a_i(\bar{X}_i^c - \bar{X}_i^{cm}) \quad (\text{İşgücüne katılan kadınlar}) \quad (12)$$

veya

$$(a_0 - b_0) + \sum_i (a_i - b_i)\bar{X}_i^{cm} + \sum_i b_i(\bar{X}_i^c - \bar{X}_i^{cm}) \quad (\text{İşgücüne katılmayan kadınlar}) \quad (13)$$

Burada, $a_0 < b_0$ olması işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının aynı özellikteki işgücüne katılmayan kadınların çocuk sayısından daha az olduğunu göstermektedir.

II) UYGULAMA

A) Veriler ve İzlenen Yöntem

Bu çalışmada yapılan analizlerde Devlet İstatistik Enstitüsü (DİE)’nün 1999 yılı Ekim ayı Hanehalkı İşgücü Anketi verilerinden yararlanılmıştır. Analizlerde, doğurganlık sürecinde olan, 15 ile 49 yaş arasındaki ve hâlen eşleri ile yaşayan evli kadınlara ait bilgiler kullanılmıştır. Bu özelliklere uygun olarak ilgili ankette Türkiye genelinde 12008, kırsal kesimde 2490, kentsel kesimde 9518 evli kadın-erkek bulunmaktadır. Yapılan çalışmadaki doğurganlık modellerinde bağımlı değişken olarak doğurganlığın bir ölçüsü olan “yaşayan çocuk sayısı” kullanılmıştır. Bu değişkenin aldığı değerlerin, Türkiye geneli dikkate alındığında 0 ile 12 arasında olduğu görülmektedir. Analizlerde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler EK Tablo : 5’de verilmiştir. Model tahminleri Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik Tahmin yöntemi⁴ kullanılarak Türkiye geneli, kentsel ve kırsal kesim için elde edilmiştir (bkz EK Tablo : 6 - EK Tablo : 11, ayrıntılı bilgi için bkz. Selim, 2004). Bu çalışmadaki doğurganlık modellerinde eksik yayılım ile karşılaşıldığından model tahminlerinin geçerliliğini araştırmak amacıyla bootstrap⁵ tekniğine başvurulmuştur. Bootstrap tekniği, orijinal veri setinden tekrarlı örnekler alınarak popülasyon parametreleri hakkında istatistiksel yorumlamada bulunabilmek için kullanılmaktadır. Bu metodun bir uygulaması, Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik tahmin yöntemine olan uygulamasıdır (Greene, 2003:924; Cameron ve Trivedi, 1998:164). Bootstrap tekniği araştırmacılara analitik çözümlerin mevcut olmadığı ve varsayımların geçerli olmadığı durumlarda çıkarımların yapılmasına izin vermektedir (Mooney ve Duval:1993:1). Bootstrap sonuçları incelendiğinde, elde edilen standart hataların Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik standart hataları ile benzerlik gösterdiği görülmüştür. Ayrıca, sapma değerleri elde edilmiş ve bunların çok küçük olduğu belirlenmiştir. Sapmanın küçük olması tahminleyicinin parametrenin iyi bir tahminini sağladığını göstermektedir. Doğurganlık farklılıkları ise ayırıştırma analizi kullanılarak incelenmiştir.

B) Çocuk Sayısı Model Tahminleri

EK Tablo : 6 - EK Tablo : 11, çocuk sayısı model tahminlerini göstermektedir. Tüm model tahminleri incelendiğinde, yayılım parametresi olan σ^2 değerinin 1’den küçük olduğu yani eksik yayılım durumunun olduğu gözlenmiştir. Yapılan çalışmalarda, evli kadınlarla ilgili doğurganlık verilerinde ve çocuk sayısının ortalama 2 olduğu durumda eksik yayılım durumu oldukça sık gözlenmiştir.

Elde edilen model tahminleri incelendiğinde, Türkiye genelinde kentte yaşayanların kırsal kesimde yaşayanlara göre daha az doğurganlığa sahip oldukları görülmektedir. Bu etki işgücüne katılan kadınlarda daha güçlüdür. Bölgesel değişkenler ele alındığında Güneydoğu Anadolu bölgesi dışında tüm bölgelerde hem işgücüne

katılan hem de katılmayan kadınların Doğu Anadolu bölgesine göre daha az doğurganlığa sahip oldukları görülür. Doğurganlık oranının en fazla olduğu bölge Güneydoğu Anadolu bölgesidir. Türkiye geneli, kent ve kırsal için yaş değişkeni incelendiğinde, tüm yaş gruplarındaki kadınların çocuk sayısının 15-25 yaş grubundakilere göre daha fazla olduğu görülmektedir. Kadınların eğitim düzeyi ile doğurganlıkları arasında önemli düzeyde bir ilişki vardır. Bu çalışmada, hem işgücüne katılan kadınların hem de katılmayan kadınların eğitim düzeyinin doğurganlık üzerinde negatif etkisi olduğu belirlenmiştir. EK Tablo : 6 - EK Tablo : 11'de görüldüğü gibi, kadınların eğitimi arttıkça doğurganlık azalmaktadır. Ayrıca, işgücüne katılmayan kadınların eğitim düzeyinin doğurganlık üzerinde işgücüne katılan kadınların eğitim düzeyinden daha büyük etkiye sahip olduğu da ortaya konmuştur. Kentsel kesimde Türkiye genelinde olduğu gibi üniversite mezunu kadınlar tahsilsiz olanlara göre daha az doğurganlığa sahiptirler.

C) Evli Kadınların İşgücüne Katılımı Açısından Doğurganlık Farklılıklarının Araştırılması

Evli kadınların işgücüne katılımı açısından doğurganlık farklılıklarının araştırılmasında Ayrıştırma Analizi kullanılmıştır. Bu analizin kullanılmasının amacı ise oluşan doğurganlık farklılığının, evli kadınların sahip oldukları beşeri sermaye özelliklerinden veya işgücüne katılıp katılmamasından kaynaklanıp kaynaklanmadığının ve ayrıca verilen değişkenlere göre nispi katkıların⁶ belirlenmesidir. Analiz sonuçların elde edilmesinde EK Tablo : 6 - Tablo : 11'den yararlanılmıştır. Tablo : 1 - Tablo : 3 Türkiye geneli, kentsel ve kırsal kesim için işgücüne katılan kadınlara ait ayrıştırma analiz sonuçlarını göstermektedir. Burada sadece işgücüne katılan kadınlar için elde edilen ayrıştırma analiz sonuçlarına göre yorum yapılacaktır.

Tablo : 1
Türkiye Geneli Ayrıştırma Analiz Sonuçları*

Faktör	Toplam fark	Toplam	Beşeri sermaye farklılığı	Toplam	İşgücüne katılım farklılığı	Toplam
26-34 yaş	0.0369	0.2348	-0.0031	0.0547	0.0400	0.1800
35-41 yaş	0.1316		0.0585		0.073	
42-49 yaş	0.0663		-0.0006		0.0669	
İlkokul	0.1086	-0.0312	0.0537	-0.0936	0.0549	0.0624
Mesleki ve genel ortaokul	0.0124		0.0104		0.0020	
Genel lise	-0.0100		-0.0073		-0.0027	
Meslek Lisesi	-0.0112		-0.0123		0.0011	
Üniv. ve üzeri	-0.1309		-0.138		0.0071	
Akdeniz	-0.0297	-0.1724	0.0034	-0.0161	-0.0330	-0.1563
Karadeniz	-0.0351		-0.0123		-0.0218	
Ege	-0.0482		-0.0165		-0.0317	
Güney Doğu Anadolu	0.0054		-0.0025		0.0079	
İç Anadolu	-0.0173		0.0040		-0.0212	
Marmara	-0.0476	-0.0117	0.0088	0.0103	-0.0564	-0.0220
Kent	-0.0117		0.0103		-0.0220	
Alt toplam	0.0195		-0.0446		0.0641	
Sabit katsayı farkı					-0.0781	
Toplam fark	-0.0586		-0.0446		-0.0140	

* EK Tablo : 6'daki model sonucuna göre düzenlenmiştir.

Türkiye geneli için elde edilen sonuçlar, işgücüne katılan kadınların doğurganlık oranının işgücüne katılmayan kadınlara göre toplam %5.86 daha az olduğunu göstermektedir. Bu toplam doğurganlık farkının %76.3'ü kadının sahip olduğu beşeri sermaye farklılıklarından, %23.7'si ise kadının işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Burada, ortalamalardaki farklılıktan yani beşeri sermayeden kaynaklanan doğurganlık farklılığının daha baskın olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, beşeri sermaye farklılığında en büyük etkiye sahip değişken kadınların eğitim düzeyidir. Eğitim düzeyi, işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının işgücüne katılmayanlara göre az olması yönünde toplam olarak %3.12 oranında etki yapmaktadır. Bu farkın büyük çoğunluğu eğitimin beşeri sermaye özelliğinden kaynaklanmaktadır. Katsayılardaki farklılıklar ve toplam fark açısından ise en önemli değişken kadının yaşıdır. Kadının yaşının doğurganlık farklılığına toplam etkisi %23.47'dir. Bu toplam etkinin %23.3'ü beşeri sermaye farklılığından, %76.7'si ise işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Türkiye geneli için, işgücüne katılan ve katılmayan kadınlar arasındaki doğurganlık farklılığına etki eden diğer önemli bir faktör bölge faktörüdür. Elde edilen sonuçlara göre, doğurganlık farklılığının en fazla etkileyen bölgeler Ege ve Marmara Bölgeleridir.

Güneydoğu Anadolu Bölgesi dışındaki bölgelerde işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının daha az olması yönünde bir etki söz konusudur. Ayrıca, kadınların kentsel kesimde yaşaması işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının daha az olması yönünde bir etki yapmaktadır (bkz.Tablo : 1).

Tablo : 2
Kentsel Kesim Ayrıştırma Analiz Sonuçları*

Faktör	Toplam fark	Toplam	Beşeri sermaye farklılığı	Toplam	İşgücüne katılım farklılığı	Toplam
26-34 yaş	0.1286	0.4647	0.0124	0.0602	0.1162	0.4045
35-41 yaş	0.2268		0.0650		0.1618	
42-49 yaş	0.1094		-0.0172		0.1266	
İlkokul	0.1138	-0.1625	0.0855	-0.2039	0.0283	0.0414
Mesleki ve genel ortaokul	0.0023		0.0044		-0.0021	
Genel lise	-0.0368		-0.0376		0.00073	
Meslek Lisesi	-0.0237		-0.0270		0.0033	
Üniv. ve üzeri	-0.2180		-0.229		0.0112	
Akdeniz	-0.0211	-0.0745	-0.0004	-0.0374	-0.0207	-0.0371
Karadeniz	-0.0004		-0.0064		0.0060	
Ege	-0.0169		-0.0169		4.97E-05	
Güney Doğu Anadolu	-0.0058		-0.0072		0.0014	
İç Anadolu	-0.0137		-0.0003		-0.0134	
Marmara	-0.0167		-0.0062		-0.0105	
Alt toplam	0.2277		-0.1811		0.4088	
Sabit katsayı farkı					-0.4953	
Toplam fark	-0.2676		-0.1811		-0.0865	

* EK Tablo : 8'deki model sonucuna göre düzenlenmiştir.

Kentsel kesimde, işgücüne katılan ve katılmayan kadınlar arasındaki doğurganlık farkı %26.76'dır. Bu farkın %67.7'si kadınların beşeri sermaye farklılıklarından, %32.3'ü ise işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Kırsal kesimde ise doğurganlık farkı %11.48 olup, işgücüne katılan kadınlarda çocuk sayısının daha fazla olması yönünde bir etki söz konusudur. Bunun %41'i kadınların beşeri sermaye farklılıklarından, %59'u ise işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan farklılıklardan kaynaklanmaktadır (bkz. Tablo : 4). Burada dikkati çeken bir durum, kentsel kesimdeki doğurganlık farklılığında donanım farklılığının, kırsal kesimdeki doğurganlık farklılığında ise işgücüne katılım farklılığının baskın olmasıdır. Diğer bir bulgu ise, kentsel kesimde yaşamanın işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının daha az olması yönünde, kırsal kesimde ise tam tersi bir etki yapmasıdır. Kırsal kesimde, kalabalık ailelerdeki kadınlar artan ekonomik ihtiyaçlar nedeniyle genellikle ücretsiz aile işçisi olarak işgücüne katılmakta ve bu

durumda doğurganlık ve işgücüne katılım arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Türkiye'de kırsal kesimdeki kadınlar kentsel kesimdekilere göre daha az eğitilidir. Bu durum, kırsal kesimdeki doğurganlığın kentsel kesime göre daha yüksek olmasına neden olmaktadır.

Tablo : 3
Kırsal Kesim Ayrıştırma Analiz Sonuçları*

Faktör	Toplam fark	Toplam	Beşeri sermaye farklılığı	Toplam	İşgücüne katılım farklılığı	Toplam
26-34 yaş	0.0018	0.0897	-0.0159	0.0370	0.0177	0.0527
35-41 yaş	0.0565		0.0320		0.0246	
42-49 yaş	0.0314		0.0209		0.0105	
İlkokul	0.0483	0.0341	0.0132	0.0057	0.0351	0.0284
Mesleki ve genel ortaokul	0.0046		0.0037		0.0010	
Genel lise	0.0007		0.0076		-0.0069	
Meslek Lisesi	-0.0009		0.0029		-0.0038	
Üniv. ve üzeri	-0.0186		-0.0217		0.0031	
Akdeniz	0.0077	-0.0682	0.0150	0.0046	-0.0072	-0.0728
Karadeniz	-0.0493		-0.0330		-0.0163	
Ege	-0.0408		-0.0044		-0.0364	
Güney Doğu Anadolu	0.0225		-0.0006		0.0231	
İç Anadolu	0.0130		0.0173		-0.0043	
Marmara	-0.0213		0.0102		-0.0316	
Alt toplam	0.0556		0.0473		0.0083	
Sabit katsayı farkı					0.0592	
Toplam fark	0.1148		0.0473		0.0675	

* EK Tablo : 10'daki model sonucuna göre düzenlenmiştir.

Kentsel kesim için elde edilen sonuçlar Türkiye geneli için elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermektedir. Kentsel kesimde de beşeri sermaye farklılığı açısından en önemli değişkenin eğitim olduğu ortaya çıkmıştır. İşgücüne katılım katılmamasına göre oluşan farklılıklarda ise en büyük etkiyi yine yaş değişkeninin yaptığı görülmektedir. Kırsal kesimde beşeri sermaye farklılığı açısından en önemli değişken yaş değişkeni iken, işgücüne katılım durumuna göre oluşan farklılıklarda bölge değişkeni en önemli değişkendir. Türkiye geneli ve kentsel kesimde, eğitim, işgücüne katılan kadınların çocuk sayısının daha az olması yönünde etki ederken kırsal kesimde tam tersi bir etki söz konusudur. Kırsal kesimde eğitim, işgücüne katılan ve katılmayan kadınların doğurganlık farklılığında toplam %3.41'lik bir etkiye sahiptir. Bu etkinin %16.8'i beşeri sermaye farklılığı, %83.2'si ise kadınların işgücüne katılım durumuna göre oluşan farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Toplam fark dikkate alındığında ise Türkiye geneli, kentsel ve kırsal kesimlerde doğurganlık farklılıklarında yaş en önemli değişken olarak bulunmuştur.

Tablo : 4

Türkiye Geneli, Kent ve Kır için Ayrıştırma Analiz Sonuçları *

	Türkiye	Kent	Kır
Toplam doğurganlık farkı**	-0.0586	-0.2676	0.1148
Donanım farkı (%)	76.3290	67.6834	41.1196
İşgücüne katılım durumundaki farklılık (%)	23.6668	32.3166	58.8804

* İşgücüne katılan kadınlar için yapılan regresyon sonuçlarına göre düzenlenmiştir.

** Bu değerler denklem (12)'den elde edilmiştir. Yüzde değerleri ise beşeri sermaye ve işgücüne katılıp katılmamadan oluşan farklılığın toplam farka oranından elde edilmiştir.

SONUÇLAR

Bu çalışmada, Türkiye'de evli kadınların işgücüne atılıp katılmamasına göre oluşan doğurganlık farklılıkları Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik Tahmin Yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Oluşturulan model sonuçları Türkiye geneli ve kentsel kesim için işgücüne katılan kadınların doğurganlık oranının işgücüne katılmayan kadınlara göre daha az olduğunu göstermektedir. Bu toplam doğurganlık farkının büyük bir kısmı kadının beşeri sermaye özelliklerinden kaynaklanmaktadır. Beşeri sermaye farklılığında en büyük etkiye sahip değişken ise eğitim düzeyidir. Kadınların eğitim düzeyinin artması, onların ücretlerini ve istihdam fırsatlarını arttırmaktadır. Kadınların istihdam fırsatlarının artırılması ise işgücüne katılan kadın sayısını arttırmaktadır. İşgücüne katılan kadınların zaman maliyetleri artacağından doğurganlık düzeyi azalacaktır. Kadınların işgücüne katılımı sosyal statülerinin geliştirilmesi açısından çok önemlidir. Türkiye'de, kadınlarla erkekler arasındaki istihdam farklılığının boyutları dikkate alındığında istihdam politikaları oluşturulurken kadınlara pozitif ayrımcılık yapılması gerekliliği ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle Türkiye genelinde, özellikle doğurganlık hızının daha yüksek olduğu Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerinde kadınların eğitim düzeylerinin artırılması son derece önemlidir.

Katsayılardaki farklılıklar ve toplam fark açısından en önemli değişken kadının yaşıdır. Yaş arttıkça çocuk sayısının artması beklenir. Bu durum yaşın beşeri sermaye özelliğinden kaynaklanmaktadır. Ayrıca, kentsel kesimdekilerin aksine kadınların kırsal kesimde yaşamaları çocuk sayısını artırıcı bir etki yapmaktadır. Bunun nedenleri arasında kırsal kesimdeki kadınların daha az eğitilmiş olması, çocukların ekonomik olarak ilave işgücü olarak görülmesi, geleneksel değerler ve refah artışı sayılabilir. Kırsal kesimde özellikle büyük ailelerde artan ekonomik talepten dolayı da kadınlar işgücüne katılabilmektedir. Bu durumda, doğurganlık ve işgücüne katılım arasında pozitif bir ilişki bulunabilmektedir. Bu bağlamda, Türkiye'de özellikle kırsal kesimde ücretsiz aile işçisi olarak çalışanların çalışmayanlara göre daha fazla doğurganlığa sahip olmalarının sebebi daha iyi anlaşılmaktadır. Burada dikkati çeken bir durum, kentsel kesimdeki doğurganlık farklılığında beşeri sermaye farklılığının, kırsal kesimdeki doğurganlık farklılığında ise işgücüne katılım farklılığının daha baskın olmasıdır.

Türkiye'de doğurganlık hızında gözlenen azalma eğiliminin önümüzdeki yıllarda da devam edeceği düşünülmektedir. Bu azalmada, sanayileşme, kentleşme, eğitim düzeyinin artması, evlenme yaşının gecikmesi ve modern doğum kontrol yöntemleri kullanımının yaygınlaşması etkili olacaktır. Bu durumda başarılı bir nüfus politikası, geniş ulusal demografik amaçlar ve diğer sosyoekonomik amaçlar gözetilerek oluşturulabilir. Kadınların aile içinde, ekonomide ve genel olarak toplumdaki statüsünün iyileştirilmesini içeren sosyal ve kültürel faktörler yanında istihdam, sosyal güvenlik ve gelir düzeyi gibi sosyoekonomik faktörler ve kamu sağlığını iyileştirme programları yukarıda değinilen amaçların belirlenmesinde özellikle dikkate alınmalıdır.

SONNOTLAR

- ¹ bkz. Mincer, (1962).
- ² Bu yöntem genellikle piyasada çalışan kadın ve erkek için ücret farklılıklarının araştırılmasında kullanılmaktadır. Fakat bu çalışmada, doğurganlık farklılıklarının analizinde kullanılmıştır. Bu yöntemin ücret farklılıkları konusundaki uygulamaları için bkz. Oaxaca (1973), Gunderson (1979), Dayıoğlu (1995), Oaxaca ve Ransom (1999); Neuman ve Oaxaca (2003).
- ³ Eksik yayımlı veriler için Cameron ve Trivedi (1986), PML (Pseudo Maksimum Olabilirlik, QGPML (Quasi Genelleştirilmiş Pseudo Maksimum Olabilirlik) ve GEC (Genelleştirilmiş Olay Count); Consul ve Famoye (1988,1992) ile Consul (1988), GPR (Genelleştirilmiş Poisson Regresyon); Famoye (1993), RGPR (Sınırlı Genelleştirilmiş Poisson Regresyon Model); Cameron ve Johansson (1997), Poisson yoğunluğa dayalı karesi alınmış poinomial genişlemelere dayanan modeller ileri sürmüşlerdir.
- ⁴ Poisson quasi maksimum olabilirlik tahmin yöntemi için bkz. Cameron ve Trivedi, (1986,1998), McCullagh ve Nelder (1996).
- ⁵ Bootstrap tekniği için bkz. Efron ve Tibshirani, (1993), Money ve Duval (1993).
- ⁶ Doğurganlık farklılıklarının ayrıştırılmasındaki nispi katkı, doğurganlık farklılığının ne kadarlık bir kısmının ortalamalardaki farklılıklardan (beşeri sermaye farklılığı), ne kadarlık bir kısmının katsayılardaki farklılıklardan (işgücüne katılıp katılmamasına göre oluşan farklılık) kaynaklandığını göstermektedir.

EKLER

Tablo : 5
İşgücüne Katılan ve Katılmayan Evli Kadınlar için Türkiye geneli,
Kentsel ve Kırsal Kesim Tanımlayıcı İstatistikleri

	İşgücüne Katılan Evli Kadınlar			İşgücüne Katılmayan Evli Kadınlar		
	Türkiye Geneli	Kent	Kır	Türkiye Geneli	Kent	Kır
	Ort. (S.Sap.)	Ort. (S. Sap.)	Ort. (S. Sap.)	Ort. (S. Sap.)	Ort. (S. Sap.)	Ort. (S. Sap.)
Çocuk Sayısı	2.131 (1.642)	1.625 (1.111)	2.847 (1.973)	2.135 (1.439)	2.074 (1.388)	2.448 (1.642)
KIR-KENT						
Kent	0.586 (0.493)			0.837 (0.369)		
Kır (Temel sınıf)	0.414 (0.493)			0.163 (0.369)		
YAŞ						
15-25 yaş (Temel sınıf)	0.093 (0.290)	0.098 (0.298)	0.085 (0.278)	0.170 (0.038)	0.175 (0.380)	0.148 (0.355)
26-34 yaş	0.328 (0.470)	0.361 (0.480)	0.284 (0.451)	0.335 (0.472)	0.338 (0.473)	0.317 (0.465)
35-41 yaş	0.353 (0.478)	0.354 (0.479)	0.351 (0.477)	0.268 (0.443)	0.262 (0.440)	0.301 (0.459)
42-49 yaş	0.226 (0.418)	0.187 (0.390)	0.281 (0.450)	0.227 (0.419)	0.225 (0.418)	0.235 (0.424)
EĞİTİM						
Tahsilsiz (Temel Sınıf)	0.201 (0.401)	0.061 (0.240)	0.398 (0.490)	0.211 (0.408)	0.189 (0.392)	0.325 (0.469)
İlkokul	0.396 (0.489)	0.294 (0.456)	0.541 (0.499)	0.585 (0.493)	0.581 (0.493)	0.605 (0.489)
Genel ve Mesleki Ortaokul	0.044 (0.205)	0.065 (0.247)	0.014 (0.116)	0.067 (0.250)	0.075 (0.263)	0.027 (0.161)
Lise	0.100 (0.300)	0.164 (0.370)	0.010 (0.100)	0.087 (0.282)	0.099 (0.299)	0.026 (0.158)
Meslek Lisesi	0.052 (0.222)	0.083 (0.276)	0.008 (0.089)	0.029 (0.167)	0.032 (0.175)	0.012 (0.111)
Üniv. Master, Doktora	0.207 (0.405)	0.333 (0.471)	0.029 (0.169)	0.021 (0.144)	0.024 (0.154)	0.005 (0.070)
BÖLGELER						
Doğu Anadolu (Temel sınıf)	0.122 (0.327)	0.054 (0.227)	0.217 (0.413)	0.111 (0.314)	0.091 (0.288)	0.210 (0.407)
Akdeniz	0.149 (0.356)	0.177 (0.382)	0.110 (0.313)	0.170 (0.376)	0.173 (0.378)	0.156 (0.363)
Karadeniz	0.164 (0.370)	0.146 (0.353)	0.189 (0.392)	0.117 (0.322)	0.120 (0.325)	0.101 (0.301)
Ege	0.161 (0.368)	0.159 (0.366)	0.165 (0.372)	0.112 (0.315)	0.104 (0.305)	0.154 (0.361)
Güneydoğu Anadolu	0.047 (0.212)	0.019 (0.140)	0.086 (0.280)	0.086 (0.282)	0.091 (0.288)	0.063 (0.243)
İç Anadolu	0.127 (0.333)	0.144 (0.351)	0.104 (0.305)	0.146 (0.354)	0.142 (0.349)	0.169 (0.375)
Marmara	0.229 (0.420)	0.300 (0.458)	0.129 (0.335)	0.257 (0.437)	0.278 (0.447)	0.148 (0.355)
N (Örnek Hacmi)	2137	1253	884	9871	8265	1606

Kaynak: DİE, 1999 Yılı Hanehalkı İşgücü Anketi

Tablo : 6
Türkiye Geneline Ait İşgücüne Katılan Kadınlar için Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

	PQML						Bootstrap (B=2000)			
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	p > z	Marjinal Etki	Std. Hata	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma	
Sabit	0.673	8.86	0.0760	0.000		0.0749	0.518	0.807	-0.00572	
YAŞ										
26-34 yaş	0.661	9.35	0.0707	0.000	1.432	0.0705	0.533	0.811	0.00431	
35-41 yaş	0.896	12.84	0.0697	0.000	2.008	0.0695	0.766	1.042	0.00383	
42-49 yaş	0.745	9.99	0.0746	0.000	1.777	0.0744	0.610	0.903	0.00349	
EĞİTİM										
İlkokul	-0.146	-3.90	0.0374	0.000	-0.273	0.0367	-0.218	-0.074	0.00211	
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.408	-5.73	0.0712	0.000	-0.648	0.0722	-0.556	-0.273	-0.00041	
Lise	-0.600	-11.07	0.0542	0.000	-0.910	0.0533	-0.706	-0.498	0.00007	
Meslek Lisesi	-0.509	-7.16	0.0711	0.000	-0.778	0.0699	-0.650	-0.372	0.00058	
Üniv., Master, Doktora	-0.707	-14.73	0.0480	0.000	-1.115	0.0470	-0.799	-0.613	0.00057	
BÖLGELER										
Akdeniz	-0.382	-7.60	0.0503	0.000	-0.639	0.0493	-0.482	-0.288	-0.00027	
Karadeniz	-0.418	-8.69	0.0481	0.000	-0.695	0.0473	-0.511	-0.325	-0.00116	
Ege	-0.530	-10.66	0.0497	0.000	-0.851	0.0489	-0.633	-0.437	-0.00151	
Güney Doğu Anadolu	0.230	4.25	0.0541	0.000	0.486	0.0526	0.122	0.330	-0.00047	
İç Anadolu	-0.373	-7.49	0.0498	0.000	-0.620	0.0486	-0.466	-0.277	0.00028	
Marmara	-0.571	-12.08	0.0473	0.000	-0.942	0.0469	-0.665	-0.476	-0.00121	
KENT	-0.079	-2.37	0.0331	0.018	-0.150	0.0333	-0.142	-0.011	0.00080	
σ^2	0.6588									
Pearson χ^2 istatistiği	1397.408		2137							
Prob > χ^2 (2121)	1.000									

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
 Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsisiz, Doğu Anadolu Bölgesi, Kır

Tablo : 7
Türkiye Geneline Ait İşgücüne Katılmayan Kadınlar için Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

Bağımlı değişken: Çocuk Sayısı	PQML				Bootstrap (B=2000)			
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	p > z	Marjinal Etki	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma
Sabit	0.751	26.72	0.0281	0.000		0.0281	0.695	-0.00079
YAŞ								
26-34 yaş	0.540	27.66	0.0195	0.000	1.203	0.0196	0.502	0.00056
35-41 yaş	0.689	34.08	0.0202	0.000	1.660	0.0202	0.651	0.00070
42-49 yaş	0.448	19.47	0.0230	0.000	1.029	0.0229	0.405	0.00041
EĞİTİM								
İlkokul	-0.284	-17.70	0.0161	0.000	-0.589	0.0162	-0.315	0.00055
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.453	-17.63	0.0257	0.000	-0.756	0.0256	-0.501	0.00102
Lise	-0.573	-23.78	0.0241	0.000	-0.924	0.0245	-0.620	0.00041
Meslek Lisesi	-0.531	-14.00	0.0379	0.000	-0.842	0.0393	-0.607	-0.00041
Üniv., Master, Doktora	-0.741	-15.68	0.0473	0.000	-1.071	0.0465	-0.831	0.00169
BÖLGELER								
Akdeniz	-0.161	-7.13	0.0226	0.000	-0.308	0.0231	-0.206	0.00032
Karadeniz	-0.285	-12.02	0.0237	0.000	-0.516	0.0237	-0.331	-0.00020
Ege	-0.334	-12.68	0.0263	0.000	-0.593	0.0272	-0.388	-0.00034
Güney Doğu Anadolu	0.063	2.51	0.0249	0.012	0.130	0.0246	0.015	0.00028
İç Anadolu	-0.206	-9.18	0.0225	0.000	-0.387	0.0225	-0.250	-0.00023
Marmara	-0.325	-15.22	0.0214	0.000	-0.608	0.0214	-0.366	0.00037
KENT	-0.041	-2.51	0.0164	0.012	-0.084	0.0164	-0.072	-0.00066
σ^2	0.6774							
Pearson χ^2 istatistiği	6675.658			9871				
Prob > χ^2 (9855)	1.000							
		N (Örnek Hacmi)						

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsilsiz, Doğu Anadolu Bölgesi, Kırsal

Tablo : 8
Kentsel Kesime Ait İşgücüne Katılan Kadınlar için Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

Bağımlı değişken: Çocuk Sayısı	PQML				Bootstrap (B=2000)			
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	$p > z $	Marjinal Etki	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma
Sabit	0.181	1.15	0.1576	0.251		0.1553	-0.148	0.457
YAŞ								
26-34 yaş	0.873	8.11	0.1076	0.000	1.525	0.1088	0.675	1.102
35-41 yaş	1.157	10.88	0.1064	0.000	2.169	0.1082	0.960	1.376
42-49 yaş	1.124	10.09	0.1114	0.000	2.532	0.1121	0.921	1.350
EĞİTİM								
İlkokul	-0.201	-2.47	0.0815	0.013	-0.290	0.0849	-0.359	-0.030
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.505	-5.02	0.1007	0.000	-0.614	0.1050	-0.703	-0.298
Lise	-0.580	-6.74	0.0861	0.000	-0.725	0.0872	-0.741	-0.407
Meslek Lisesi	-0.488	-5.16	0.0946	0.000	-0.603	0.0978	-0.671	-0.287
Üniv., Master, Doktora	-0.709	-8.58	0.0827	0.000	-0.963	0.0855	-0.865	-0.535
BÖLGELER								
Akdeniz	-0.228	-2.43	0.0938	0.015	-0.318	0.0946	-0.403	-0.035
Karadeniz	-0.207	-2.18	0.0951	0.029	-0.289	0.0933	-0.385	-0.016
Ege	-0.308	-3.19	0.0965	0.001	-0.417	0.0952	-0.483	-0.110
Güney Doğu Anadolu	0.170	1.23	0.1377	0.217	0.277	0.1389	-0.109	0.437
İç Anadolu	-0.269	-2.89	0.0932	0.004	-0.368	0.0924	-0.444	-0.082
Marmara	-0.310	-3.48	0.0891	0.000	-0.439	0.0875	-0.479	-0.127
σ^2	0.5027							
Pearson χ^2 İstatistiği	621.1503			1253				
Prob > χ^2 (1238)	1.000							

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
 Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsilsiz, Doğu Anadolu Bölgesi

Tablo : 9
Kentsel Kesime Ait İşgücüne Katılmayan Kadınlar için Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

Bağımlı değişken: Çocuk Sayısı	PQML					Bootstrap (B=2000)			
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	$p > z $	Marjinal Ekl	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma	
Sabit	0.676	22.90	0.0295	0.000		0.0292	0.620	0.735	-0.00065
YAŞ	0.551	26.52	0.0208	0.000	1.195	0.0206	0.513	0.590	0.00043
26-34 yaş	0.701	32.46	0.0216	0.000	1.655	0.0215	0.660	0.744	0.00032
35-41 yaş	0.446	18.08	0.0247	0.000	0.995	0.0242	0.399	0.493	0.00005
42-49 yaş									
EĞİTİM									
İlkokul	-0.298	-16.78	0.0178	0.000	-0.600	0.0183	-0.334	-0.263	-0.00043
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.473	-17.52	0.0270	0.000	-0.764	0.0268	-0.525	-0.421	-0.00030
Lise	-0.585	-23.11	0.0253	0.000	-0.919	0.0251	-0.635	-0.536	-0.00010
Meslek Lisesi	-0.527	-13.80	0.0382	0.000	-0.816	0.0385	-0.603	-0.455	-0.00105
Üniv., Master, Doktora	-0.743	-15.56	0.0477	0.000	-1.045	0.0483	-0.840	-0.653	-0.00080
BÖLGELER									
Akdeniz	-0.111	-4.35	0.0255	0.000	-0.210	0.0251	-0.163	-0.060	0.00010
Karadeniz	-0.249	-9.22	0.0270	0.000	-0.444	0.0263	-0.300	-0.197	0.00068
Ege	-0.308	-10.76	0.0286	0.000	-0.536	0.0282	-0.363	-0.253	0.00030
Güney Doğu Anadolu	-0.100	3.54	0.0283	0.000	0.205	0.0275	0.047	0.156	0.00089
İç Anadolu	0.176	-6.86	0.0257	0.000	-0.324	0.0258	-0.226	-0.126	0.00029
Marmara	-0.275	-11.55	0.0238	0.000	-0.509	0.0234	-0.322	0.229	0.00072
σ^2	0.6460								
Pearson χ^2 İstatistiği	5329.157			8265					
Prob > χ^2 (8250)	1.000								

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsisiz, Doğu Anadolu Bölgesi

Tablo : 10
Kırsal kesime Ait İşgücüne Katılan Kadınlar için Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

Bağımlı değişken: Çocuk Sayısı	PQML						Bootstrap (B=2000)		
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	p > z	Marjinal Etki	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma	
Sabit	0.878	9.60	0.0915	0.000		0.0935	0.685	1.063	-0.00395
YAŞ									
26-34 yaş	0.543	6.05	0.0899	0.000	1.609	0.0919	0.367	0.731	0.00446
35-41 yaş	0.710	8.02	0.0886	0.000	2.097	0.0908	0.539	0.898	0.00286
42-49 yaş	0.493	5.14	0.0960	0.000	1.445	0.0969	0.302	0.685	0.00171
EĞİTİM									
İlkokul	-0.140	-3.23	0.0434	0.000	-0.367	0.0437	-0.225	-0.053	-0.00027
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.208	-1.54	0.1352	0.124	-0.490	0.150	-0.577	0.023	-0.01521
Lise	-1.171	-7.79	0.1503	0.000	-1.817	0.184	-1.579	-0.865	-0.01069
Meslek Lisesi	-1.124	-3.93	0.2861	0.000	-1.772	1.105	-2.083	-0.619	-0.14348
Üniv., Master, Doktora	-0.782	-6.78	0.1153	0.000	-1.445	0.121	-1.061	-0.573	-0.00277
BÖLGELER									
Akdeniz	-0.391	-5.14	0.0761	0.000	-0.880	0.077	-0.548	-0.246	-0.00121
Karadeniz	-0.461	-7.50	0.0615	0.000	-1.048	0.064	-0.588	-0.335	0.00138
Ege	-0.605	-9.29	0.0651	0.000	-1.305	0.066	-0.737	-0.478	-0.00291
Güney Doğu Anadolu	0.243	4.09	0.0594	0.000	0.701	0.060	0.121	0.351	-0.00393
İç Anadolu	-0.309	-4.70	0.0659	0.000	-0.715	0.065	-0.434	-0.179	0.00145
Marmara	-0.777	-10.58	0.0734	0.000	-1.554	0.072	-0.924	-0.641	-0.00031
σ^2	0.8410								
Pearson χ^2 istatistiği	730.8539			884					
Prob > χ^2 (869)	0.9998								

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
 Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsilsiz, Doğu Anadolu Bölgesi.

Tablo : 11
Kırsal Kesime Ait İşgücüne Katılmayan Kadınlar İçin Poisson Quasi Maksimum Olabilirlik ve Bootstrap Tahminleri

Bağımlı değişken: Çocuk Sayısı	PQML				Bootstrap (B=2000)				
	Katsayı	z değeri	Std. Hata	p > z	Marjinal Etki	Std. Hata	Güven aralığı	Sapma	
Sabit	0.819	14.41	0.0569	0.000		0.0568	0.707	0.926	-0.00208
YAS	0.481	9.00	0.0535	0.000	1.231	0.0536	0.377	0.589	0.00020
26-34 yaş	0.640	11.76	0.0544	0.000	1.715	0.0543	0.534	0.752	0.00083
35-41 yaş	0.456	7.41	0.0615	0.000	1.203	0.0612	0.340	0.579	0.00110
42-49 yaş									
EĞİTİM									
İlkokul	-0.205	-5.45	0.0376	0.000	-0.487	0.0396	-0.279	-0.126	0.00178
Genel ve Mesleki Ortaokul	-0.278	-3.13	0.0890	0.012	-0.568	0.0883	-0.461	-0.117	-0.00371
Lise	-0.495	-5.25	0.0944	0.000	-0.917	0.0992	-0.713	-0.328	-0.00602
Meslek Lisesi	-0.639	-3.18	0.2009	0.000	-1.104	0.2133	-1.131	-0.273	-0.0164
Üniv., Master, Doktora	-0.887	-2.38	0.3732	0.017	-1.370	1.7510	-2.573	-0.296	-0.28609
BÖLGELER									
Akdeniz	-0.325	-6.48	0.0502	0.000	-0.678	0.0503	-0.426	-0.226	-0.00032
Karadeniz	-0.375	-7.23	0.0518	0.000	-0.753	0.0509	-0.479	-0.278	-0.00175
Ege	-0.384	-6.28	0.0612	0.000	-0.785	0.0618	-0.506	-0.263	-0.00064
Güney Doğu Anadolu	-0.026	-0.46	0.0561	0.648	-0.059	0.0562	-0.138	0.083	-0.00032
İç Anadolu	-0.268	-5.70	0.0470	0.000	-0.570	0.0461	-0.358	-0.176	-0.00132
Marmara	-0.533	-9.31	0.0572	0.000	-1.036	0.0557	-0.643	-0.424	-0.00085
σ^2	0.8272								
Pearson χ^2 istatistiği	1316.053								
Prob > χ^2 (1591)	1.000								
	1606								
		N (Örnek Hacmi)		1606					

Not: Katsayı tahminlerinin anlamlılık testi için $\alpha=0.05$ alınmıştır.
Temel sınıflar: 15-25 yaş, Tahsisiz, Doğu Anadolu Bölgesi

KAYNAKÇA

- AL-QUDSI, Sulayman (1998), "The Demand for Children in Arab Countries: Evidence from Panel and Count Data Models", *Journal of Population Economics*, 11, pp. 435-452.
- BECKER, Gary (1960), "An Economic Analysis of Fertility. In Demographic and Economic Change in Developed Countries", Princeton: *National Bureau of Economic Research*, pp. 209-231.
- BECKER, Gary and LEWIS, H., Gregg (1973), "On the Interaction Between The Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, Vol.82, No: 2, pp. 279-288.
- BRATTI, Massimiliano. (2002), "Labour Force Participation and Marital Fertility of Italian Women: The Role of Education", *Quaderni Di Ricerca* No: 154, <http://repec.org/res2002/Bratti.pdf> (Erişim tarihi: 12.12.2003).
- CAMERON A. Colin and TRIVEDI Pravin K.(1986), "Economic Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 1, ss. 29-53.
- CAMERON A. Colin and TRIVEDI Pravin K. (1990), "Regression- Based Tests for Overdispersion in the Poisson Model", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 347-364.
- CAMERON A. Colin and TRIVEDI, Pravin K. (1998), *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.
- CAMERON A. Colin and JOHANSSON, Per (1997), "Count Data Regression Using Series Expansions: With Applications", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.12, pp. 203-223.
- CONSUL P.C. (1988), "On Some Models Leading to the Generalized Poisson Distribution", *Commun. Statist. Theory Meth.*, Vol.17, No: 2, pp. 423-442.
- CONSUL, P. C. and Famoye, Felix (1988), "Maximum Likelihood Estimation for the Generalized Poisson Distribution When Sample Mean is Larger than Sample Variance", *Commun. Statist. Theory Meth.*, Vol.17, No: 1, pp. 299-309.
- CONSUL, P. C. and Famoye, Felix (1992), "Generalized Poisson Regression Model", *Commun. Statist. Theory Meth.*, Vol.21, No: 1, pp.89-109.
- DAYIOĞLU, Meltem (1995), *Earnings Inequality Between Genders in Turkey*, ODTÜ, Sosyal Bilimler Enstitüsü Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ankara.
- DEL BONO, Emilia (2002), "Total fertility Rates and Female Labour Force Participation in Great Britain and Italy: Estimation of a Reduced Form Model Using Regional Panel Data", IZA, www.iza.it/bachecha/FIRENZE/Papers/DelBono.pdf (Erişim tarihi: 12.12.2003)
- EFRON, Bradley and TIBSHIRANI, Robert, J. (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Monographs on Statistics and Applied Probability 57, Chapman & Hall.
- FAMOYE, Felix (1993), "Restricted Generalized Poisson Regression Model", *Commun. Statist. Theory Meth.*, Vol.22, No: 5, pp. 1335-1354.
- GREENE, William. H. (2003), *Econometric Analysis*, International Edition, Prentice Hall, Pearson Education Inc. New York University.

- GRONAU, Reuben (1973), "The Effect of Children on Housewife's Value of Time", *Journal of Political Economy*, 81, pp. 168-199.
- GUNDERSON, Morley (1979), "Earnings Differentials Between the Public and Private Sectors", *Canadian Journal of Economics*, Vol.12, No: 2, pp. 228-242.
- HOTZ V., Joseph, KLERMAN, Jacob, A. and WILLIS, Robert., J. (1997), "The Economics of Fertility in Developed Countries", *Handbook of Population and Family Economics*. Edited by M. R. Rosenzweig and O. Stark, Elsevier Science, Chapter 7.
- KALWIJ, Adriaan S. (2000), "The Effects of Female Employment Status on the Presence and Number of Children", *Journal of Population Economics*, 13, pp. 221-239.
- KARGI, Nurdan (1999), *Socio-Economics Determinants of Fertility in Turkey: A Provincial Approach in 1990*, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- KASNAKOĞLU, Zehra (1993), "An Empirical Analysis of Female Occupation, Income and Fertility in Turkey", *Population Issues in Turkey, Policy Priorities*, pp. 419-474.
- LAM David and DURYEA, Suzanne (1999), "Effects of Scholling on Fertility, Labor Supply and Investments in Children, with Evidence from Brazil", *Journal of Human Resources*, Vol.34, No: 1, pp. 160-192.
- McCULLAGH Peter and NELDER, John. A. (1996), *Generalized Linear Models*, Chapman & Hall, Second Edition.
- MCINTOSH, James (1999), "An Analysis of Reproductive Behaviour in Canada: Results from an Intertemporal Optimizing Model", *Journal of Population Economics*, 12, pp. 451-461.
- MINCER, Jakob (1962), "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply", *A Report of the National Bureau of Economic Research*, Princeton University Press, pp. 63-73.
- MOFFATT, Peter G. (1997), "Exploiting a Matrix Identity in the Computation of the Efficient Score Test for Overdispersion in the Poisson Regression Model", *Statistics & Probability Letters*, 32, pp. 75-79.
- MOFFITT, R. A. (1984), "Profiles of Fertility, Labor Supply and Wages of Married Women: A Complete Life-Cycle Model", *Review of Economic Studies*, Vol.51, No: 2, pp. 263-278.
- MOONEY, Christopher Z. and DUVAL, Robert D. (1993), *Bootstrapping, A Nonparametric Approach to Statistical Inference*, Sage Publications Inc.
- NAZ Ghazala (2002), "Education and the Quality- Quantity Trade-off in Pakistani Women's", *Working Paper Series*, No: 57.
- NEUMAN, Shoshana and OAXACA, Ronald L. (2003), "Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel", The Pinhas Sapir Center For Development Tel-Aviv University. Discussion Paper No: 2-2003, July, <http://econ.tau.ac.il/sapir>, (Erişim tarihi: 18.03.2004).
- NGUYEN- DINH, Huan (1997), "A Socioeconomic Analysis of the Determinants of Fertility: The Case of Vietnam", *Journal of Population Economics*, 10, pp. 251-271.

- OAXACA, Ronald, L. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, Vol.14, No: 3, pp. 693-709.
- OAXACA, Ronald, L. and RANSOM, Michael R. (1999), "Identification in Detailed Wage Decomposition", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.81, No: 1, pp. 154-157.
- OLFA, Frini and LAHGA, Abdel-Rahmen El (2002), "A Socioeconomic Analysis of Fertility Determinants with a Count Data Models: The Case of Tunisia", <http://www.erf.org.eg/9th%20annual%20conf/9th%20PDF%20Presented/Labor/LP%20Olfa%20&%20El%20Lahga.pdf>, (Erişim tarihi: 11.05-2003).
- SCHULTZ T. Paul (1997), "Demand for Children in Low Income Countries", *Handbook of Population and Family Economics*. Edited by M. R. Rosenzweig and O. Stark, Elsevier Science, Chapter 8.
- SCHULTZ T.Paul (2001), "The Fertility Transition: Economic Explanations". *Center Discussion Paper*, No: 833, www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp833.pdf (Erişim tarihi: 23.10.2003)
- SELİM, Sibel ve ÜÇDOĞRUK, Şenay (2003), "Sayma Veri Modelleri ile Çocuk Sayısı Belirleyicileri: Türkiye'deki Seçilmiş İller için Sosyoekonomik Analizler", *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, Vol.18, No: 2, ss. 13-30.
- SELİM, Sibel (2004), *Türkiye'de Çocuk Talebi ve Kadınların İşgücüne Katılımının Doğurganlık Üzerindeki Etkisi: Ekonometrik Yaklaşım*, Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayımlanmamış Doktora Tezi, İzmir.
- TU, Wanzhu (1997), *Empirical Bayes Analysis of Count Data*, Master Thesis, University of Tennessee.
- WILLIS Robert. J. (1973), "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy*, Vol.81, No: 2, pp. 14-64.
- WINKELLMANN, Rainer and ZIMMERMANN, Klaus F. (1994), "Count Data Models for Demographic Data", *Mathematical Population Studies*, Vol.4, No: 3, pp. 205-221.
- WINKELLMANN, Rainer and ZIMMERMANN, Klaus F. (1995), "Recent Developments in Count Data Modelling: Theory and Application", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, No: 1.