

KADINLARIN İŞGÜCÜNE KATILIMI VE İŞTEKİ DURUM TERCİHİNİN NESTED LOGİT MODEL İLE ANALİZİ

Fahamet AKIN*
fakin@uludag.edu.tr

ÖZET

Çoğu uygulamalarda bireyler, farklı tercih kümeleri ile karşılaşmaktadır. İşgücüne katılım ve işteki durum tercihi örneğinde ise kararların eşanlı mı yoksa ard arda mı alındığı tartışma konusudur. Ancak her iki duruma göre alınan kararlar incelendiğinde sonuçların **benzer** olduğu görülmektedir. Kararların ardışık alındığı nested logit model, ilişkisiz alternatiflerin bağımsızlığını (IIA=independence of irrelevant alternatives) yumuşatmakta ayrıca ilave bilgi verdiği için de tercih edilmektedir. Nested logit, çalışma ekonomisinde yaygın olarak kullanılmamakla birlikte, IIA varsayımının ihlalden ortaya çıkan sorunları azaltmaktadır. Karar almada kadınların işgücüne hiç katılmaması, part-time, full-time katılması gibi hiyerarşik bir yapı vardır. Nested logit modeli cazip hale getiren gerçekçi senaryo; işgücüne katılım kararlarının mesleki kararlardan önce alınmış olmasıdır.

Multinomial logit veya koşullu logit modelde fark oranları, diğer alternatiflerden bağımsızdır. Tercih kümesinin bir alt kümesi, gerçekten konu ile ilişkili değilse onu gözardı etme parametre tahminlerini sistematik olarak değiştirmeyecektir, gözardı etmeyip modelin içine alma etkin olmayacak ve de tutarsız tahminlere yol açmayacaktır. Fakat geriye kalan fark oranları, gerçekten alternatiflerden bağımsız ise bu tercihler elimine edildiğinde elde edilen parametre tahminleri tutarsız olacaktır. IIA özelliği ile multinomial logit model, gerçeğe iyi bir yaklaşım olmayabilir, çoğu durumlarda oldukça gerçek dışıdır. Bağımsızlık sınırlaması ile kısıtlanmamış bir model olarak multinomial probit model ve nested logit model, kesikli tercih modelleri içinde alternatif bir spesifikasyon sağlar.

Çalışmanın amacı, 1999 yılı Türkiye hanehalkı işgücü datalarını kullanarak evli ve bekar kadınlar için nested multinomial logit model aracılığıyla parametreler tahmin etmektir. Bunun için kadınların işgücüne katılımı, çalışmayan ve çalışan(parttime çalışan, full-time çalışan) olmak üzere kategoriye ayrılmakta ve çalışmayanlara göre yorum yapılmaktadır. Bu kısım üst daldır. İkinci dalda(düzeyde) kadınların işteki durumu ücretli-yevmiyeli, kendi hesabına-işveren, ücretsiz aile işçisi olarak ele alınmaktadır. İşte buradan yola çıkarak kategorik bağımlı değişkenin beklenen değerine açıklayıcı değişkendeki bir değişimin etkisi gibi marjinal etkiler yorumlanacaktır. Kullanılan bağımsız değişkenler yaş, eğitim ve çocuk sahibi olma gibi bilgileri içermektedir.

JEL classification: C25, C35, J16, J21

Key Words : Discrete choice, Participation, Occupation, Nested Logit

* Doç.Dr., Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Meslek Yüksek Okulu, İktisadi ve İdari Programlar Bölümü, P.K. 12 16105 Gençosman Bursa, Fax : 0 224 2615543

- Yazar bu çalışmanın genel fikrini verdiği için Lancaster University Economics Dep. Öğretim üyesi Didier Soopramanien'e teşekkür eder.

1. Nested Logit Model

Multinomial logit modelin genelleştirilmesi olan Nested logit, çalışma ekonomisinde yaygın olarak kullanılmamakla birlikte, IIA varsayımının ihlalden ortaya çıkan sorunları azaltmaktadır. Karar almada kadınların işgücüne hiç katılmaması, part time, full time katılması gibi hiyerarşik bir yapı vardır. Nested logit modeli cazip hale getiren gerçekçi senaryo; işgücüne katılım kararlarının mesleki kararlardan önce alınmış olmasıdır(Soopramanien D.- Johnes G., 2001).

Multinomial logit veya koşullu logit modelde fark oranları, diğer alternatiflerden bağımsızdır. Tercih kümesinin bir alt kümesi, gerçekten konu ile ilişkili değilse onu gözardı etme parametre tahminlerini sistematik olarak değiştirmeyecektir, gözardı etmeyip modelin içine alma etkin olmayacak ve de tutarsız tahminlere yol açmayacaktır. Fakat geriye kalan fark oranları, gerçekten alternatiflerden bağımsız ise bu tercihler elimine edildiğinde elde edilen parametre tahminleri tutarsız olacaktır (Hausman - McFadden(1984)).

IIA özelliği ile multinomial logit model, gerçeğe iyi bir yaklaşım olmayabilir, çoğu durumlarda oldukça gerçek dışıdır. Bağımsızlık sınırlaması ile kısıtlanmamış bir model olarak multinomial probit model ve nested logit model, kesikli tercih modelleri içinde alternatif bir spesifikasyon sağlar.

Hausman IIA test istatistiği, K serbestlik dereceli asimptotik olarak ki-kare dağılımlıdır;

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)' [\hat{V}_R - \hat{V}_F]^{-1} (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)$$

Burada

R, sınırlanmış alt kümenin tahmin edicileri

F, tüm tercihler kümesinin tahmin edicileri

$\hat{V}_R - \hat{V}_F$, asimptotik kovaryans matrisinin tahminlerini gösterir.

Eğer küçük p değerleri varsa veya hesaplanan ki-kare değeri tablo değerinden büyükse IIA testi geçersizdir, alternatiflerin bağımsızlığı varsayımı ihlal edilmektedir, multinomial logit modele alternatif bir model olarak nested logit kullanılabilir. Aslında her iki modelden elde edilen katsayılar benzer sonuçlar vermektedir.

Nested Logit model, multinomial logit modelin bir genellemesidir(Hausman-McFadden 1984). Nested Logit modeli, Coslet(1978) ulaştırma biçiminin seçiminde Brownstone (1980) dayanıklı tüketim mallarının satın alınmasında, Goett(1979) enerji talebinde ve Small-Brownstone(1982) trip timing üzerine karar almada kullanmıştır. Small-Brownstone, farklı varış sürelerine karşılık 12 değer alan bağımlı değişkenli model üzerine çalışmışlardır. Bu değerler şöyledir; B₁=(1,2, ..., 8) ve B₂=(9,10,11,12) veya B₁=(1,2, ..., 8), B₂=(9) ve B₃=(10,11,12). McFadden(1978), bireylerin yaşamak için bir topluluk ve mesken tipini seçme konusunda araştırma yapmıştır.

Çok durum tercih modelleri fayda maksimizasyonundan türetilir. J tercih ile karşılaşan i. birey için j tercihin faydası aşağıdaki gibi varsayılın;

$$U_{ij} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad j=0, 1, 2, \dots \quad (1.1)$$

burada μ_{ij} ; açıklayıcı değişkenlerin ve bilinmeyen parametrelerin stokastik olmayan fonksiyonu
 ε_{ij} ; gözlenemeyen tesadüfi değişkendir.

$$\mu_{ij} = \alpha + Z_{ij}' \beta + W_i' \gamma \quad (1.2)$$

burada Z_{ij} ; tercih özelliklerinin vektörü,

W_i ; i. bireyin sosyoekonomik özelliklerinin vektörüdür. α , β ve γ parametreleri tüm i ve j için sabittir.

Bireylerin kendisine en yüksek faydayı veren alternatifi seçtiği varsayılır. McFadden multinomial nested logit modelin sadece ve sadece ε_{ij} lerin bağımsız ve ε_{ij} lerin Dağılım fonksiyonunun log weibull dağılımından; $\exp[-\exp(-\varepsilon_{ij})]$ türetildiğini ispatlamıştır. Yoğunluk fonksiyonu; $\exp(-\varepsilon_{ij}) \cdot \exp[-\exp(\varepsilon_{ij})]$; sıfır noktasında tek bir moda sahiptir ve ortalaması yaklaşık 0.577 dir. i.bireyin j=2 alternatifi seçme olasılığı;

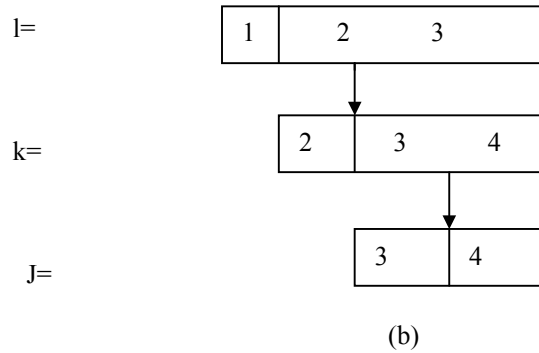
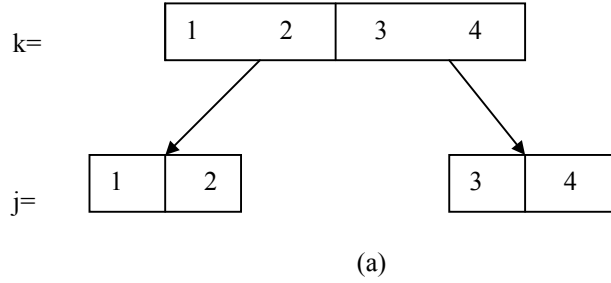
$$P(Y=2) = P(U_{i2} > U_{i1}, U_{i2} > U_{i0}) \quad (1.3)$$

$$\begin{aligned}
&= P(\varepsilon_2 + \mu_2 - \mu_1 > \varepsilon_1, \varepsilon_2 + \mu_2 - \mu_0 > \varepsilon_0) \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} f(\varepsilon_2) \left[\int_{-\infty}^{\varepsilon_2 + \mu_2 - \mu_1} f(\varepsilon_1) d\varepsilon_1 \cdot \int_{-\infty}^{\varepsilon_2 + \mu_2 - \mu_0} f(\varepsilon_0) d\varepsilon_0 \right] d\varepsilon_2 \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-\varepsilon_2) \cdot \exp[-\exp(-\varepsilon_2)] \cdot \exp[-\exp(-\varepsilon_2 - \mu_2 + \mu_1)] \\
&\quad \exp[-\exp(-\varepsilon_2 - \mu_2 + \mu_0)] d\varepsilon_2 \\
&= \frac{\exp(\mu_{i2})}{\exp(\mu_{i0}) + \exp(\mu_{i1}) \exp(\mu_{i2})}
\end{aligned}$$

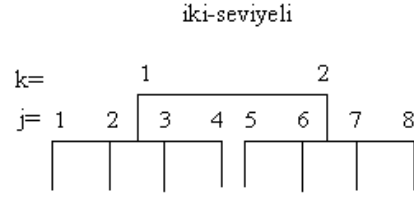
$\mu_{i2} - \mu_{i0} = x_{i2}' \beta$ ve $\mu_{i1} - \mu_{i0} = x_{i1}' \beta$ eşitliği dikkate alınırsa,

$$P(Y_i = 2) = P_{i2} = \left[\sum_{k=0}^2 \exp(x_{ik}' \beta) \right]^{-1} \cdot \exp(x_{ij}' \beta)$$

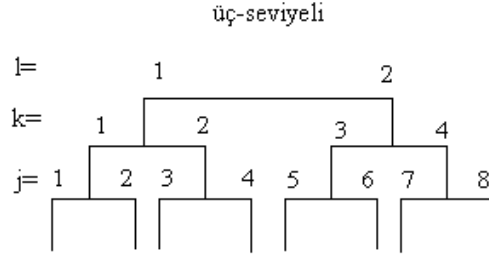
Tercihler, S grupta sınıflanır ve her grup da bireysel unsurlar içine sınıflanırsa, içiçe giren iki seviyeli Nested Logit modelden bahsedilir. Aşağıdaki Şekil 1 de dört tercihli durum Şekil 2 de sekiz tercihli durum için iki-seviyeli ve üç-seviyeli Nested Logit modellere farazi örnek verilmektedir.



Şekil 1. J= 4 için İki ve Üç Seviyeli Nested Logit Modeller.



(a)



(b)

Şekil 2. J=8 için İki ve Üç Seviyeli Nested Logit Modeller.

Nested Logit modeller, GEV modelinin özel durumlarından biridir. İki seviyeli Nested Logit model, aşağıdaki fonksiyondan çıkarılır;

$$G(y_1, \dots, y_j) = \sum_{r=1}^R \left(\sum_{k \in B_r} y_k^{1/\rho_r} \right)^{\rho_r}$$

$$P_j = \frac{e^{\bar{U}_j / \rho_s}}{\sum_{k \in B_s} e^{\bar{U}_k / \rho_s}} = \frac{e^{\rho_s I_s}}{\sum_{r=1}^R e^{\rho_r I_r}}$$

burada,

$$I_r = \log \left(\sum_{k \in B_r} e^{\bar{U}_k / \rho_r} \right)$$

Nested Logit model, ağaç diyagramı ile açıklanabilir. Örneğin, üç seviyeye sahip bir modelde seviye 1 de J alternatifler, seviye 2 de J_2 alternatif, seviye 3 de J_3 alternatif içine gruplanabilir.

$P_{j,k,l}$; i. bireyin seviye 3 de grup l nin üyesi olan seviye 2 deki grup k nın ait olduğu seviye 1 deki j alternatifini seçme olasılığı olsun. $P_{j,k,l}$ olasılığı, üç seviyede aşağıdaki gibi belirlenir (Chow 1988);

$$P_{j,k,l} = P_1(j|k) \cdot P_2(k|l) \cdot P_3(l)$$

burada, birinci seviye için

$$P_1(j|k) = \frac{\exp(\bar{U}_j / \rho_k)}{\sum_{j \in B_2(k)} \exp(\bar{U}_j / \rho_k)} = \frac{\exp(\bar{U}_j / \rho_k)}{\exp I_{2k}}$$

ikinci seviye için

$$P_2(k|l) = \frac{\exp(\rho_k I_{2k} / \rho_1)}{\sum_{k \in B_2(l)} \exp(\rho_k I_{2k} / \rho_1)} = \frac{\exp(\rho_k I_{2k} / \rho_1)}{\exp I_{3l}}$$

üçüncü seviye için

$$P_3(l) = \frac{\exp(\rho_l I_{3l})}{\sum_l \exp(\rho_l I_{3l})}$$

ve $\bar{U}_j = \beta' x_{ij}$ $j = 1, \dots, J$

$$I_{2k} = \log \sum_{j \in B_2(k)} \exp \bar{U}_j / \rho_k \quad k = 1, \dots, J_2$$

$$I_{3l} = \log \sum_{k \in B_3(l)} \exp \frac{\rho_k I_{2k}}{\rho_1} \quad l = 1, \dots, J_3$$

ρ parametresinin 0 ile 1 arasında olması gerekir. $\rho = 1$ (bağımsızlık durumu) olduğunda Nested Logit model, Multinomial Logit modele indirgenir. Bu yüzden $\rho = 1$ hipotezine eşdeğer IIA hipotezi, Nested Logit modelin alternatif hipotezine karşı test edilebilir. İkinci seviyede k ve üçüncü seviyede l için $0 < \rho_k / \rho_1 \leq 1$ olur.

Üç seviyeli Nested Logit modelin logaritmik benzerlik fonksiyonu aşağıdaki formülle elde edilir;

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{j=1}^J \log P_1(j|k_j) + \sum_j \log P_2(k_j|l_j) + \sum_j \log P_3(l_j) \\ &= L_1 + L_2 + L_3 \end{aligned}$$

$\log L$ yi maksimize etmek için ardışık bir tahmin edici ileri sürülmektedir. Birinci aşamada, $L_1 = \sum_j \log P_1(j|k_j)$ ifadesini maksimize ederek β/ρ_k tahminlenir. Bu tahminler, I_{2k} ifadesini hesaplamak için kullanılır. I_{2k} veri iken, ikinci aşamada, $L_2 = \sum_j \log P_2(k_j|l_j)$ ifadesini maksimize ederek ρ_k/ρ_1 tahminlenir. Bu tahminler, I_{3l} ifadesini hesaplamak için kullanılır. I_{3l} veri iken, üçüncü aşamada, $L_3 = \sum_j \log P_3(l_j)$ ifadesini maksimize ederek ρ_1 tahmin edilir. Eğer herhangi bir seviyede ρ lar eşit olarak sınıflandırılırsa, o aşama için logaritmik benzerlik fonksiyonu, multinomial logit modelin logaritmik benzerlik fonksiyonu ile aynı biçime sahiptir. Bu ardışık tahmin edici, etkin değildir. Çünkü, en üst seviyede tercihler hakkındaki bilgi en alt seviyede parametreleri tahmin etmede kullanılmaz. $\log L$ yi maksimize etmenin hesapsal zorluğundan dolayı, uygulamada doğrusallaştırılmış FIML(=Full Information Maximum Likelihood) tahmin edicisi kullanılmaktadır.

$(m + 1)$ tercihin olduğu duruma genelleştirme yapılırsa tercihler, her bir grubun benzer alternatiflerden oluştuğu S grup içine sınıflandırılabilir. Bu durumda

$$F(\epsilon_0, \epsilon_1, \dots, \epsilon_m) = \exp \left\{ - \sum_{s=1}^S a_s \left[\sum_{j \in B_s} \exp(-\rho_s^{-1} \epsilon_j) \right]^{\rho_s} \right\}$$

$$P_j = \frac{a_s \left[\sum_{j \in B_s} \exp(\rho_s^{-1} \mu_j) \right]^{\rho_s}}{\sum_{\tau=1}^S a_\tau \left[\sum_{j \in B_\tau} \exp(\rho_\tau^{-1} \mu_j) \right]^{\rho_\tau}}, \quad s = 1, 2, \dots, S$$

ve

$$P(y = j | j \in B_s) = \frac{\exp(\rho_s^{-1} \mu_j)}{\sum_{k \in B_s} \exp(\rho_s^{-1} \mu_k)}, \quad s = 1, 2, \dots, S$$

burada, $\mu_j = x'_j \beta$ olarak belirlenir, a ların bire eşit olduğu varsayılabilir.

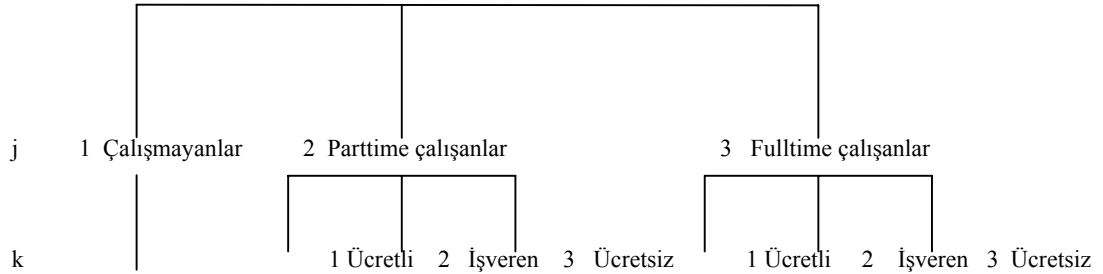
Yukarıda tanımlanan genel Nested Logit model, MLE ile tahmin edilebilir. Ayrıca hesaplama açısından daha basit, iki-aşama yöntemi ile tutarlı olarak tahmin edilebilir (Amemiya 1985).

Nested multinomial logit modellerin tahmini ardışık olarak yapılır; tahminler önce modellerin en alt düzeylerinde yapılır, daha sonra birinci adımdan elde edilen tahminlerin koşulu üzerine modellerin daha üst düzeylerinde tahminler yapılır.

2. Veriler ve İzlenen Yöntem

Türkiye hanehalkı işgücü ekim 1999 verileri kullanılarak 1366 bekar kadın (7 group*1366=9562) ve 15165 evli kadın (7 group*151665=106162) grubuna nested logit(nlogit), multinomial logit(mlogit) analiz uygulanmıştır - **burada evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlar birleştirilmiştir** - . IIA varsayımını test etmek için Hausman test sonuçları koşullu logit(clogit) modelinden yararlanılmıştır.

İşgücüne katılım kararı modelin birinci aşamasında yapılmakta daha sonra işteki durumu ikinci aşamada belirlenmektedir. İşgücüne katılım üç kategoriye sahiptir; 1=çalışmayanlar 2=parttime çalışanlar(40 saatin altında çalışanlar) 3=fulltime çalışanlar ve işteki durum ise 1=ücretli veya maaşlı, yevmiyeli,ücretli ev işçisi 2=işveren, kendi hesabına çalışan 3= ücretsiz aile işçisi olmak üzere bireylerin karşısında 7 tercih veya bağımlı değişken vardır. Bunu ağaç diyagramı ile gösterebiliriz.



Şekil 2. İki seviyeli nested logit model

Stata 7.0 programında top ve bottom level için ağaç diyagramı şu şekilde belirlenmiştir;

```

top-->bottom

type      tercih
-----
calismiyor 1
part      2
          3
          4
full      5
          6
          7
  
```

Bireylerin 1=çalışmayanlar 2=parttimeücretli(pucrt) 3=parttime işveren(pisvrn) 4=parttime ücretsiz(pucrtsz) 5=fulltime ücretli(fucrt) 6=fulltime işveren(fisvrn) 7=fulltime ücretsiz(fucrtsz) olmak üzere 7 tercihi nested logit

modelin bağımlı değişkeninde seçtiği tercihi 1 seçmediği tercihi sıfır olarak görülmektedir. Örneğin aşağıdaki üç değişken için açıklama yapalım.

tercih	yas	ogrdur	
5	20	2 j birey için
2	19	6 k birey için vediğerleri

Eğer 7 tercih varsa j ve k birey için verilerin tekrar düzenlenmesi gerekir j "5" seçerken k "2" değerini seçer. Nested logit için aynı veriler 0 ve 1 lerden oluşan iki değerli değişkene dönüştürülür.

didep	tercih	yas	ogrdur
0	5	20	2
0	5	20	2
0	5	20	2
0	5	20	2
1	5	20	2
0	5	20	2
0	5	20	2
0	5	20	2
0	2	19	6
1	2	19	6
0	2	19	6
0	2	19	6
0	2	19	6
0	2	19	6
0	2	19	6

j bireyin tercihi 5 olduğu için 5. Sıraya 1 diğer diğer 6 sıraya sıfır yerleştirilir, k birey için 2.sıraya 1, diğer 6 sıraya sıfır gelir.

Nested logit modeli tahmin etmek için önce işgücüne katılım tercihlerini her bir branch içine yerleştirilir, böylece j. branchın k. twigini seçmenin koşullu olasılığı;

$$P(k | j) = \exp(\beta'x_{kj}) / \sum_{n|j} \exp(\beta'x_{nj}) = \exp(\beta'x_{kj}) / \exp(J_j)$$

Burada J_j inclusive value parametresidir. Sonraki bir üst seviyede , j. branşı seçme olasılığı; branch is given by

$$P(j) = \exp(\alpha'y_j + \tau_j J_j) / \sum_m \exp(\alpha'y_m + \tau_m J_m)$$

Standart multinomial logitde olduğu gibi tanımlama için parametreleri birime sınırlandırmak gereklidir. Modelin IV(=inclusive value) parametreleri bire eşit ise model nested logit modelin özel bir durumu olan multinomial logiti verir, nested logit modelde bire eşit değildir.

Hausman testine göre bekaradınlar için clogit modelde type=1 (çalışmayanlar)

evli kadınlar için clogit modelde type=1(çalışmayanlar) branşları çıkarılmış

ve hem bekar hem evli kadınlar için H_{IIA} anlamlı sonuçları IIA varsayımının ihlal edildiğini doğrulamıştır, küçük p değerleri IIA varsayımının zayıf olduğunu az etkin ama tutarlı nested logit modellerin kullanılabileceği ima etmektedir.

Bekar kadınlar için Test: Ho: katsayılar da sistematik farklılık yok

$$\begin{aligned} \chi^2(13) &= (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 2899.27 \\ \text{Prob} > \chi^2 &= 0.0000 \end{aligned}$$

Evli kadınlar için Test: Ho: katsayılar da sistematik farklılık yok

$$\begin{aligned}\chi^2(24) &= (b-B)[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 101557.27 \\ \text{Prob} > \chi^2 &= 0.0000\end{aligned}$$

3. Tanımlayıcı İstatistikler

1999 yılı Ekim ayında DİE'nin hanehalkı işgücü anketi verilerinden yararlanarak 12-65 yaş arasında iş gücü kapsamında olan bekar, dul, eşi ölmüş 1366(7*1366) ve evli 15166(7*15166) kadınla çalışılmıştır. Kadın esas ve ek işinde fiili çalışma saatlerinin toplamına göre hiç çalışmıyor (çalışmıyor), haftada 0 ila 40 saat arasında çalışıyor(parttime) ve 40 saatten fazla çalışıyor(fulltime) olabilir. Yine kadının işteki durumu çalışmıyor, ücretli, yevmiyeli, ücretli ev işçisi, işveren, kendi hesabına, ücretsiz aile işçisi şeklinde işgücünde bulunabilir. Tablo 1'den inceleneceği üzere bekarların %77.89'u, evlilerin %82.72'si çalışmıyor, fulltime çalışan bekar kadınlar evlilerden oran olarak daha fazladır.

Tablo 1
Kadının Çalışma Saatleri Toplamı

Kadının çalışma Saatleri toplamı	Bekar			Evli		
	Frekans	Yüzde	Kümülatif	Frekans	Yüzde	Kümülatif
Çalışmıyor	1064	77.89	77.89	12545	82.72	82.72
Parttime çalışıyor	154	11.27	89.17	1645	10.85	93.57
Fulltime çalışıyor	148	10.83	100	975	6.43	100.00
Toplam	1366	100		15165	100.00	

Kadının işteki durumuna bakıldığında yine çalışmayanların oranı bekar ve evlilerde sırasıyla %77.45 ve %82.22 olup, bekarlarda %12.52 ile ücretli kesim, evlilerde ise %7.99 ile ücretsiz aile işçisi ön plandadır. Tablo 2'deki kadının iş durumu kategorileri Tablo 3'deki gibi birleştirilmiştir: Ücretli, yevmiyeli ve ücretli ev iş işçisi **ücretli**; işveren ve kendi hesabına **işveren** değişkeni; ücretsiz aile işçisi ise **ücretsiz** şeklinde birleştirilmiştir.

Tablo 2
Kadının İşteki Durumu

Kadının işteki durumu	Bekar			Evli		
	Frekans	Yüzde	Kümülatif	Frekans	Yüzde	Kümülatif
Çalışmıyor	1058	77.45	77.45	12468	82.22	82.22
Ücretli	171	12.52	89.97	970	6.40	88.61
Yevmiyeli	35	2.56	92.53	125	0.82	89.44
Ücretli ev işçisi	3	0.22	92.75	25	0.16	89.60
İşveren	16	1.17	93.92	22	2.27	92.01
Kendi hesabına	78	5.71	99.63	344	2.27	92.01
Ücretsiz aile işçisi	5	0.37	100.00	1211	7.99	100
Toplam	1366	100		15165	100	

Buna göre bekarların %77.45'i, evlilerin %82.22'si çalışmıyorken, bekarlarda ücretli, evlilerde ise ücretsiz aile işçisi sırasıyla %15.30 ve % 7.99 olarak dağılmaktadır (Tablo 3).

Tablo 3
Kadının İşteki Durumu

Kadının işteki durumu	Bekar			Evli		
	Frekans	Yüzde	Kümülatif	Frekans	Yüzde	Kümülatif
Çalışmıyor	1058	77.45	77.45	12468	82.22	82.22
Ücretli	209	15.30	92.75	1120	7.39	89.60
İşveren	94	6.88	99.63	366	2.41	92.01
Ücretsiz	5	0.37	100	1211	7.99	100.00
Toplam	1366	100		15165	100	

Kadının haftalık çalışma saatleri toplamına göre işteki durumu çalışmada önemli bir değişken konumundadır. Bu değişken ile kadınların hangi tür işi tercih ettikleri ortaya çıkmaktadır. Buna göre Tablo 4'den görüleceği üzere bekarların ancak %7.54'ü fulltime ücretli olarak iş tercihinde bulunurken, evlilerde parttime statüde bulunan ücretsiz aile işçileri %4.88 ile ön sıradadır. Bunu %4.51 ile yine parttime ücretliler izlemektedir.

Tablo 4
Kadının Haftalık Çalışma Saatlerine Göre İşteki Tercih

Kadının haftalık çalışma saatlerine göre işteki tercihi	Bekar			Evli		
	Frekans	Yüzde	Kümülatif	Frekans	Yüzde	Kümülatif
Çalışmıyor	1064	77.89	77.89	12545	82.72	82.72
Parttime ücretli	105	7.69	85.58	684	4.51	87.23
Parttime işveren	45	3.29	88.87	221	1.46	88.69
Parttime ücretsiz	4	0.29	89.17	740	4.88	93.57
Fulltime ücretli	103	7.54	96.71	412	2.72	96.29
Fulltime işveren	44	3.22	99.93	119	0.78	97.07
Fulltime ücretsiz	1	0.07	100	444	2.93	100
	1366	100		15165	100	

Tablo 5'de ise kentsel kesimde çalışan bekarların 126'sı fulltime iş tercihinde bulunurken, kırsal kesimde bulunan evlilerin 805'i parttime statüde, kentsel kesimde bulunan evlilerin 840'ı yine parttime iş tercihinde bulunmaktadır.

Tablo 5
Kadının Yaşadığı Yerde Haftalık Çalışma Saatleri Arasındaki İlişki

Kadının yaşadığı yer	Çalışma saatleri toplamı							
	Bekar				Evli			
	Çalışmıyor	Parttime çalışıyor	Fulltime çalışıyor	Toplam	Çalışmıyor	Parttime çalışıyor	Fulltime çalışıyor	Toplam
Kırsal kesim	150	150	22	217	2188	805	469	3462
Kentsel kesim	914	109	126	1149	10357	840	506	11703
Toplam	1064	154	148	1366	12545	1645	975	15165
Pearson χ^2 (2)	23.155 Pr = 0.000				1196.636 Pr = 0.000			

Tablo 6'ya bakıldığında kentsel kesimde bulunan bekarların 188'i ücretli iken, kırsal kesimde bulunan evlilerin 1027'si ücretsiz aile işçisi olarak iş tercihinde bulunmaktadır.

Tablo 6
Kadının Yaşadığı Yerde İşteki Durumu Arasındaki İlişki

Kadının yaşadığı yer	Kadının işteki durumu									
	Bekar					Evli				
	Çalışmıyor	Ücretli	İşveren	Ücretsiz	Toplam	Çalışmıyor	Ücretli	İşveren	Ücretsiz	Toplam
Kırsal kesim	147	21	44	5	217	2161	101	173	1027	3462
Kentsel kesim	911	188	50	0	1149	10307	1019	193	184	11703
Toplam	1058	209	94	5	1366	12468	1120	366	1211	15165
Pearson χ^2 (3)	Pr = 0.000					3099.5376 Pr = 0.000				

Kadının haftalık çalışma saatlerine göre işteki tercihi ile yaşadığı yer arasındaki ilişki Tablo 7'den incelenebilir. Buna göre fulltime ücretli olanlar kentsel kesimde daha fazlayken; parttime ücretli olarak çalışanlar kırsal kesimde daha fazladır.

Tablo 7
Kadının Haftalık Çalışma Saatlerine Göre İşteki Tercihi
İle Yaşadığı Yer Arasındaki İlişki

Kadının haftalık çalışma Saatlerine göre işteki tercihi	Kadının yaşadığı yer					
	Bekar			Evli		
	Kırsal Kesim	Kentsel Kesim	Toplam	Kırsal kesim	Kentsel kesim	Toplam
Çalışmıyor	150	914	1064	2188	10357	12545
Parttime ücretli	14	91	105	40	644	684
Parttime işveren	27	18	45	115	106	221
Parttime ücretsiz	4	0	4	650	90	740
Fulltime ücretli	7	96	103	59	353	412
Fulltime işveren	14	30	44	52	67	119
Fulltime ücretsiz	44	0	0	358	86	444
Toplam	217	1149	1366	3462	11703	15165
Pearson χ^2 (6)	109.797 Pr = 0.000			3089.201 Pr = 0.000		

Tablo 8 kadınların eğitim durumlarını göstermektedir. İnceleneceği üzere, hem bekar hem de evlilerde ilkokul mezunları en yüksek yüzdeyle birinci sıradadır (%36.38 ve %50.07) .

Tablo 8
Kadının Öğrenim Durumu

Kadının öğrenim durumu	Bekar			Evli		
	Frekans	Yüzde	Kümülatif	Frekans	Yüzde	Kümülatif
Cevapsız	365	26.72	26.72	3433	22.64	22.64
Bir okul bitirmedi	129	9.44	36.16	815	5.37	28.01
İlkokul	497	36.38	72.55	7593	50.07	78.08
İlköğretim	9	0.66	73.21	112	0.74	78.82
Genel ortaokul	78	5.71	78.92	817	5.39	84.21
Mesleki ortaokul	7	0.51	79.43	47	0.31	84.52
Genel lise	122	8.93	88.36	1152	7.6	92.11
Mesleki lise	54	3.95	92.31	448	2.95	95.07
2 yıllık önlisans	18	1.32	93.63	207	1.36	96.43
3 yıllık lisans	7	0.51	94.14	17	0.11	96.54
4 yıllık lisans	73	5.34	99.49	489	3.22	99.77
Master, doktora	7	0.51	100.00	35	0.23	100

Tablo 9 bekar kadınların yaş ortalamasının 48; evlilerin 39 olduğunu göstermektedir. Kadınların öğrenim durumuna bir kez de bu tablodan bakıldığında bekarlarda ve evlilerde ilkokul mezunu olduklarını göstermektedir.

Tablo 9
Diğer Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Bekar				Evli			
	Ortalama	Std.sapma	Min.	Max.	Ortalama	Std.sapma	Min.	Max.
Yaş	48.08931	12.871	12	65	38.9178	11.408	15	65
Öğrenim durumu	2.6508	2.829	0	11	2.43798	2.401981	0	11
Çocuk sayısı								

4. Nested logit yorumları

Bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlar ile evli kadınların nested logit tahmin sonuçlarına bakıldığında öncelikle kadının haftalık çalışma saatlerine göre branch level denklemleri parttime ve fulltime olarak kurulmuş; twig level denklemleriyle de haftalık çalışma saatlerine göre kadının yaptığı iş tercihleri parttime ücretli, parttime işveren, parttime ücretsiz, fulltime ücretli, fulltime işveren, fulltime ücretsiz olarak oluşturulmuştur. Branch ve twig leveldeki base kategori çalışmayan kadınlardır. Branch level'daki bağımsız değişkenler Tablo 1a ve 1b'ye göre değişmektedir. Tablo 1a'da bekar evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınların iş tercihine etki eden bağımsız değişkenler hanehalkı sayısı ve nerede ikamet ettiği; Tablo 1b'de evli kadınların iş tercihine etki eden değişkenler sahip olduğu çocuk sayısı ve nerede ikamet ettiği, şeklindedir.

Bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınların twig level denklemlerinde(Tablo 1a) bağımsız değişkenlerden kadının yaşı deneyim yerine alınmıştır. Yaşın karesi ise konveks olup teorik beklentiyi sağlamaktadır(parttime ücretsiz hariç). Kadının öğrenim durumu ve hane halkı sayısı sürekli değişken olarak, nerede oturduğu dummy değişken olarak modele alınmıştır. Tablo 1b'de evli kadınların twig level denklemlerine bakıldığında yaş(deneyim), sahip olduğu çocuk sayısı, öğrenim durumu, nerede ikamet ettiği, eşinin çalışıp çalışmadığı şeklindedir.

Bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş(Tablo 1a) ile evli kadınlara ait(Tablo 1b) nested logit tahmin sonuçlarına bakıldığında deneyimin iş tercihi üzerinde farklı etkisi çıkmıştır: Deneyimin bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınların iş tercihleri üzerinde kısmen de olsa etkisi varken(parttime ücretli, fulltime ücretli) evli kadınlarda bu etkiye rastlanmamıştır. Kadınların evlendikten sonra çocuklarının olması aldıkları ücretlerin rezervasyon ücretini karşılamaması diğer bir deyişle çocuk olduktan sonra işten geçici veya tamamen ayrılmaları işlerinde deneyim kazanmalarını engellemektedir. Zaten bu durum çocuk sayısına ait katsayı tahminlerine bakıldığında da çarpıcı olarak görülmektedir. Katsayıların işaretleri negatif çıkmıştır. Yapılan yorumları doğrulamaktadır. Evli kadınların kocalarının çalışması tüm twig denklemlerinde pozitif çıkmıştır ki istendiği beklentiyi sağlamaktadır.

Tablo 1a'da bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınların hane halkı sayısı fulltime ücretli,fulltime işveren ve full time ücretsiz iş tercihlerinde pozitif etki yaratırken, part time statüde hanedeki birey sayısı iş tercihinde önemli değildir.Bu da işin sürekli olmamasından kaynaklanmaktadır. Hane halkı sayısındaki artış kadınların daha çok fulltime statüyü tercih etmelerine neden olmaktadır. Bunun nedeni ise full time işin sürekli olmasıdır. Öğrenim durumu bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlara ait twig level denklemlerinden ancak parttime ücretli ve full time ücretli iş tercihinde, evli kadınlarda da parttime ücretli iş tercihinde önemli çıkmıştır. Genel olarak ifade etmek gerekirse öğrenim durumu iş tercihinde çok da belirleyici bir faktör olmamaktadır.

Tablo 1a'da örneğin ikamet ettiği yeri kentsel kesim olan bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlar kırsal kesime göre full time bir işi çalışmayanlara göre ücretli olarak tercih eder (0.72). Parttime ve fulltime ücretsiz aile işçisinde ise kadının ikamet ettiği yer önemli çıkmamıştır. Tablo 1b'de sadece parttime ücretlide kadının ikamet ettiği yer pozitif ve anlamlı çıkmıştır. Bunun dışında kentsel - kırsal kesime ait katsayılar, evli kadınlarda dahil olmak üzere hepsinde negatif veya anlamsız çıkmıştır.

Branch level denklemlerine bakıldığında hem bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlar hem de evli kadınlar hane halkı sayısı arttıkça parttime statüde çalışmayı tercih ederler. Bu da doğaldır. İkamet ettiği yerin ise ne evli ne de hem bekar, evlenmemiş, boşanmış ve eşi ölmüş kadınlarda pek de önemi yoktur.

5. Sonuç

Yaş, eğitim ve medeni durum kadınların işgücüne katılma kararını yönlendiren önemli etkenlerdir. Başlangıçta çalışma kararını yönlendirmekte, daha sonra da çalışma yaşamındaki sürelerde etkili olmaktadır. Kadınların evlenme ve çocuk sahibi olma oranı yaşa bağlı olarak artmakla birlikte, çalışma yaşamına katılımlarının azaldığı gözlenmektedir. Bunun nedeni de kadına verilen ev ve ailenin bakım rolü, erkeğe ise evin geçiminin sağlanması rolüdür.

Özellikle evli kadının toplumsal konumu, kocasının konumundan türettiği bu nedenle çalışma yaşamına katılım kalıplarının değerlendirilmesinde kocanın toplumsal statüsünün belirleyici etkenlerden biri olarak ele alınması gerektiği belirtilmektedir.

Kadınların eğitim düzeyi yükseldikçe çalışma yaşamına katılımları da artmaktadır. Aile ve çocuk sözkonusu olduğunda işgücüne katılımda belirleyici bir etken olan eğitim bile önemini yitirdiği bu çalışmadan görülmektedir.

Kadınların yarı zamanlı ve esnek saatleri olan işleri daha kolay kabul etmeleri, işten çıkarıldıklarında buna çok fazla tepki göstermemeleri, ev kadınlığı ve annelik görevlerini çalışma yaşamıyla birlikte yürütme isteğinden veya zaruretinden kaynaklanmaktadır.

Kadın istihdamının düşük olmasının önemli nedenlerinden biri, kadınların iş yaşamlarını erkekler gibi süreklilik içinde yaşayamamaları ve yaşamlarının bir döneminde süreli veya süreksiz terk etmeleridir.

Bu çalışmanın amacı kadın istihdamın düşüklüğünü yaratan ortamı anlayabilme çabasıdır.

6.Tablolar

Tablo 1a. Nested logit sonuçları, bekarkadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
Bağımlı Değişken:didep (Tercih: 1 - 7)	puert	pisvrn	puertsz	fuert	fisvrn	fuertsz
Sabit	-5.79	-6.10	-1.55	-3.56	-1.70	-7313.65
(z)	1.29	-2.09	-0.08*	-2.78	-1.10*	.
Yas	0.22	0.15	-0.14	0.14	0.009	244.23
(z)	4.03	1.36*	-0.17*	2.42	0.14*	.
Yaskare	-0.0033	-0.0013	0.0013	-0.0022	-0.00002	-2.04
(z)	-4.29	-1.22*	0.16*	-2.50	-0.03*	-5597
hhs	-0.28	-0.25	0.20	0.21	0.27	0.65
(z)	-3.14	-2.97	0.96*	1.84	2.10	2.75
Ogrdur	0.19	-0.14	-984	0.037	-0.0095	-46.83
(z)	4.34	-2.09	.	1.95	-0.17*	.
Kent kır(dummy)	0.67	0.015	-82	0.72	-0.50	-56
(z)	2.74	0.07*	.	1.96	-2.12	.
Branch Level denklemleri						
	Part-time			Full-time		
hhs	0.62			-0.99		
Kent kır	-2.34			-1.07		
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	0.5	Part-time	2.27	Full-time	4.26	
			3.90		2.07	
LR test of homoskedasticity (iv=1):	chi(4)= 16.20					
Log-likelihood =	-888.32673		N Türetilmiş N		9562 7 group*1366	

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Tablo 1b. Nested logit sonuçları, evlikadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
Bağımlı Değişken: didep Tercih:(1 - 7)	Pucrt	Pisvrn	pucrtsz	fuert	Fisvrn	fuertsz
Sabit	25.28	-21.32	-22.96	-24.14	-23.22	-23.42
(z)	.	-41.49	-47.23	.	.	.
Yas	-0.085	-0.071	-0.043	-0.092	-0.039	-0.048
(z)	-8.23	.	-5.26	-9.25	-2.96	-5.30
Çocuksayısı	-0.166	-0.295	-0.200	-0.104	-0.0804	-0.08
(z)	.	-4.08	-3.18	.	-1.16*	-1.16*
Ogrdur	0.28	-0.23	-0.27	0.033	0.039	-0.21
(z)	6.01	.	-5.04	0.59*	0.65*	-4.03
Kent kır(dummy)	0.76	-0.92	-2.65	0.39	-0.87	-2.14
(z)	.	-3.58	-11.27	1.46*	.	-8.47
Çalışanes(dummy)	48.76	46.82	48.91	49.12	46.33	48.59
(z)	75.97	110.50
Branch Level denklemleri						
	Part-time			Full-time		
Çocuksayısı	0.000053			-0.00005		
	-0.00*			0.00*		
Kent kır	0.00001			-0.00001		
	0.00*			0.00*		
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	1	Part-time	099	Full-time	1	
			2.81		2.83	
LR test of homoskedasticity (iv=1):	chi(2)= 0.01					
Log-likelihood=	-3151.2498	N		106155		
		Türetilmiş N		7 group*15165		

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Tablo 2a. Multinomial logit sonuçları, bekar kadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
Bağımlı değişken:didep (Tercih: 1 - 7)	puclrt	Pisvrn	puclrtsz	Fuclrt	fisvrn	fuclrtsz
Sabit	2.01		7.7		1.24	-7428
(z)	0.47*		0.29*		0.53	.
Yas	0.28	0.31	-0.14	0.31	0.18	249
(z)	3.97	1.86	-0.13*	4.35	2.04	12.26
Yaskare	-0.004	-0.003	0.0013	-0.005	-0.003	-2.09
(z)	-4.46	-1.88	0.12*	-5.23	-2.44	-6.17
hhs		0.011	0.537		0.069	0.71
(z)		0.08*	2.10		0.51*	1.32
Ogrdur	0.34	-0.11	-43.57	-0.014	0.074	-41.86
(z)	8.35	-1.17*	.	-0.33*	1.21*	.
Kent kır(dummy)	18.83	17.78		17.46	15.55	
(z)	.	37.62		.	28.39	
Branch Level denklemleri						
		Part-time			Full-time	
hhs		0.008			-0.0209	
		0.08*			-0.26*	
Kent kır		-19.78			-16.82	
		-57.47			-40.46	
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	1	Part-time	1	Full-time	1	
Log-likelihood	-1661.9483			N	9562	
Pseudo R ²	0.5762			Türetilmiş N	7 group*1366	

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Table 2b. Multinomial logit sonuçları, evlikadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
Bağımlı değişken:didep (Tercih: 1 - 7)	puort	Pisvrn	puortsz	Fuort	fisvrn	fucrtsz
Sabit	-3.51		0.25		-0.79	1.26
(z)
Yas	-0.018	-0.022	0.011	-0.034	0.015	-0.0001
(z)	-2.45	-2.93	2.21	-5.02	1.50*	-0.02*
Çocuksayısı	0.09	-0.059		-0.14	-0.053	
(z)	1.53*	-1.05*		-2.55	-0.78*	
Oğrdur	0.35	-0.29	-0.27	-0.079	-0.024	-0.20
(z)	17.16	-7.70	-8.54	-4.06	-0.065*	-6.17
Kent kır(dummy)	3.96	2.44		3.07	1.55	
(z)	17.03	11.15		13.74	5.38	
Çalışanes	25.42	24.55	25.23	26.46	24.6	25.68
(z)	49.14	.	54.04	40.94	.	40.59
Branch Level denklemleri						
	Part-time			Full-time		
Çocuksayısı	-0.077			0.11		
	-2.64			3.77		
Kent kır	-1.87			-0.99		
	-13.52			-6.67		
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	1		Part-time 1		Full-time 1	
Log-likelihood	-12008.022		N		106155	
Pseudo R ²	0.7199				7 group*15165	

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Tablo 3a. Multinomial conditional logit(mcelest) sonuçları if type!=1, bekarkadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
	puert	Pisvrn	puertsz	fuert	Fisvrn	fuertsz
Sabit	-239.5	-248.6	-245.7	-239.6	-240.2	
Z	-7.44	-7.72	.	-7.44	-7.46	
Yas	-0.044	0.31	0.059		-0.017	-22.22
Z	-0.47*	1.30*	0.04*		-0.15*	-0.03*
Yaskare	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	-0.28	
	-0.03*	-0.03*	-0.03*	-0.03*	-0.03*	
Hhs	-0.56	-0.59		-13.24	-13.20	
	-1.73	-1.90		-0.02*	-0.02*	
Ogrdur	21.11	20.78	-13.56	20.84	20.93	
	311.08	191.6	-0.00*	296.2	.	
Kent kır(dummy)	0.80		-36.64	3.05	1.39	
	1.61*		-0.00*	.	2.55	
Branch Level denklemleri						
	Part-time			Full-time		
Hhs				12.66		
				0.02*		
Kent kır				-0.89		
				-1.63*		
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	1	Part-time 1		Full-time 1		
Log-likelihood	-327.27492		N= 1812 Pseudo R2=0.3952			

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Tablo 3b. Multinomial conditional logit(mclest) sonuçları if type!=1, evli kadın ekim 1999

Twig Level denklemleri						
	puert	Pisvrn	puertsz	fucrt	fisvrn	fucrtsz
Sabit	-0.79		-0.63	-0.75	-1.20	-0.47

Yas	-0.037	-0.024	0.004	-0.044	0.009	
z	-3.87	-2.71	0.66*	-4.86	0.81*	
Çocuksayısı		-0.12	-0.034	-0.108	-0.24	
		-1.77*	-0.54*	-1.95	-0.34*	
Ogrdur	0.24	-0.27	-0.31	-0.006		-0.25
	6.12	-5.09	-6.22	-0.16*		-4.88
Kent kır(dummy)	3.40	1.74		2.53	1.27	
	15.31	9.16		12.77	5.03	
çalışanes	-1.22		1.09	0.24	-1.88	0.13
	-2.46		2.56	0.51*	-2.91	0.29*
Branch Level denklemleri						
	Part-time		Full-time			
Çocuksayısı	-0.086					
	-1.35*					
Kent kır			0.51			
			2.95			
IVC parametreleri						
Çalışmıyor	1	Part-time 1		Full-time 1		
Log-likelihood	-3151.2531		N= 15438 Pseudo R2=0.3165			

*0.05'de istatistiksel olarak anlamsızdır.

Referanslar

- Agresti A.; "Categorical Data Analysis", John Wiley-Sons Publication, U.S.A., 1990
 Amemiya, T.; "Advanced Econometrics", Harvard University Press, Cambridge, 1985.
 Chow G. C. ; "Econometrics", McGraw-Hill Book Company, 4th Printing, Singapore , 1988.
 Falzone, J.; "Labor Market Decisions of Married Women:With Emphasis on Part-Time Employment", International Advances in Economic Research, Now2002, Vol.6, Issue4, p662.
 Hausman J.-D.McFadden; "Specification tests in econometrics", Econometrica, 1984, 52, p.1219-1240.
 Hosmer D.W.-Lemeshow S.; "Applied Logistic Resgression", John Wiley-Sons Publication, U.S.A., 2000
 Long Scott J.;"Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables", Sage Publications, U.S.A., 1997
 McFadden D. ; "Econometric Analysis of Qualitative Response Models" in Zvi Griliches - Micheal Intriligator (eds.), Handbook of Econometrics, Vol.2, North-Holland Pub., Amsterdam, 1984, 1395-1458.
 McFadden D. ; "Econometric Models of Probabilistic Choice" in Lerman R.-Manski C. (eds.) : Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications", MIT Press, Cambridge , Third Edition, 1986.
 McFadden D. ; "Regression-Based Spesification Tests for the Multinomial Logit Model", Journal of Econometrics, Vol.34, 1987, 63-82.
 Powers D.A.- Xie Y.; "Statistical Methods for Categorical Data Analysis", Academic Press, U.S.A., 2000
 Soopramanien D.-Johnes G.; "A New Look at Gender Effects in Participation and Occupation Choice", Labour, Vol 15(3), pp. 415-443, ISSN. 11217081, 2001

