Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, Güz 2008, Cilt:4, Yıl:4, Sayı:2, 4:27-43

KÜÇÜK ALAN TAHMİNLERİNDE ADIMLI ORANSAL AYARLAMA TEKNİĞİ İLE KATEGORİK VERİ ANALİZİ

Volkan SEVİNÇ
Muğla Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi,
İstatistik Bölümü, 48000 Kötekli / MUĞLA
volkansevinc@yahoo.com

THE ESTIMATION OF SMALL DOMAIN UNEMPLOYMENT RATE USING THE SIMPLIFIED ITERATIVE PROPORTINAL FITTING TECHNIQUE

ÖZET

Küçük alanlar, bir ülke içerisindeki çeşitli idari ve coğrafi birimler olarak tanımlanabilir. Bu tür alanlara ilişkin tahmin değerlerine, ekonomik ve politik nedenlerden dolayı sık sık ihtiyaç duyulmaktadır. Küçük alanlara ilişkin yapılan tahmin çalışmalarında, klasik tahmin çalışmaları yetersiz kalmakta ve başarılı sonuçlar vermemektedir. Bu nedenle, küçük alan tahminleri elde etmede kullanılan bazı özel teknikler mevcuttur. Bu çalışmada, iki boyutlu çapraz tablo verisiyle çalışılması durumunda kullanılan adımlı oransal ayarlama tekniği ele alınmıştır. Tekniğin yöntemi anlatıldıktan sonra, basitleştirilmiş adımsal ayarlama tekniği kullanılarak, bir küçük alan niteliğine sahip Muğla İli'ndeki işsizlik oranı, yaş gruplarına göre tahmin edilmiştir. Sonuç olarak, küçük alanlara özgü bir teknik kullanılarak gerçekleştirilen bu deneysel çalışmada, elde edilen işsizlik tahmin değerlerinin, gerçek değerlerle büyük oranda örtüştüğü saptanmıştır.

Anahtar kelimeler: Küçük alanlar, Küçük alan tahminleri, Çapraz tabloların analizi, Adımlı oransal ayarlama tekniği.

ABSTRACT

Small domains can be defined as various administrative or geographical units within a country. Estimations for such areas are often needed for economic and political purposes. In the estimation studies made for small domains, classical estimation techniques are insufficent and mostly unsuccessful. Hence, there are some special techniques to obtain small domain estimations. In this study, the iterative proportional technique, which is used with two dimensional cross table data, has been handled. After giving the methodology of the technique, the unemployment rate according to the age groups in Muğla province which is a small domain, has been estimated by using the simplified iterative proportinal technique. Finally, in this experimental study which has been performed using a technique special for small domains, it is seen that the unemployment estimate values are very close to the real values.

Keywords: Small domains, Small domain estimation, Categorical data analysis, Iterative proportional fitting.

1. GİRİŞ

Bir ülke içindeki idari veya coğrafi alanlara ilişkin istatistiksel tahmin gereksinimi sık sık karşılaşılan bir problemdir. Bu tür alanlar, literatürde küçük ya da yerel alan olarak adlandırılmaktadır. Küçük alanlara ilişkin tahminler, devlet veya özel sektör kuruluşları tarafından yatırım, araştırma, güvenlik gibi amaçlara yönelik kullanılmaktadır. Küçük alanlara ait tahminlerin elde edilmesinde çeşitli zorluklar mevcuttur. Örneğin, küçük alanlarda yapılan klasik örnekleme çalışmaları, örnek büyüklüğü yetersizliğinden dolayı veya örneklerin gerekli elemanları içermemesinden dolayı başarısız olmaktadır. Bu nedenle küçük alanlara ilişkin tahminlerin elde edilmesinde kullanılan çeşitli teknikler geliştirilmiştir. İki boyutlu çapraz tablo verisine dayanan bir küçük alan tahmin çalışılmasında kullanılabilecek tekniklerden biri de adımlı oransal ayarlama tekniğidir.

Takip eden bölümde, küçük alan tahminlerinin elde edilmesi amacıyla, adımlı oransal ayarlama tekniğinin çapraz tablolarda kullanılmasına ilişkin yöntem anlatılacaktır. Üçüncü bölümde, söz konusu tekniğe ait bir örnek uygulama verilecektir. Uygulama olarak, önemli bir ekonomik ve sosyal gösterge olan işsizlik oranının tahmini seçilmiş ve çalışma sahası olarak küçük bir alan niteliğine sahip Muğla İli ele alınmıştır. Dördüncü bölümde ise uygulama çalışmasından elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır. Dördüncü bölümde ise yapılan uygulama kısaca özetlenmiş ve elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır.

2. ÇAPRAZ TABLOLARLA TAHMİN İŞLEMİ

Çapraz tablolarla tahmin yapılmak istendiğinde, örnek tarafından sağlanan veri, diğer kaynaklardan elde edilen veri veya ilgili teori ile bazen uyumluluk göstermeyebilir. Bu sorunla demografik ve coğrafi çalışmalarda sıkça karşılaşılmaktadır. Bu sorunun giderilmesi için Deming ve Stephan (1940) adımlı oransal ayarlama tekniğini (iterative proportional fitting technique) önermişlerdir. Teknik, örnek verisinin tablo halinde ifadesini ve bu tablo üzerinde Fienberg (1968) tarafından verilen kavramlar kullanılarak birtakım ayarlamalar yapıldıktan sonra, ana kitleye ait göstergelerin tahminini içerir. Adımlı oransal ayarlama tekniği klasik eğik oran (the classical raking ratio) algoritması olarak da bilinmektedir ve ölçümleme (calibration) tahmincilerinin bir türüdür (Deville ve Sarndal, 1992). Algoritmanın bazı türevleri ve yakınsaması hakkında teorik çalışma Ireland ve Kullback (1968) tarafından verilmiştir. Adımlı oransal ayarlama tekniği ve konvansiyonel tahmini birleştiren diğer bir düzenleme ise, Oh ve Scheuren (1987) tarafından önerilmiştir. Thionet (1961, 1963, 1964) adımlı oransal ayarlama tekniğini, doğrusal programlama probleminin bir çözümü olarak incelemiştir. Huang (1976) ise, adımlı oransal ayarlama tekniğine bir eleştiri getirmiştir.

Yukarıda verilen literatür taramasında görüldüğü gibi, adımlı oransal ayarlama tekniğinin çeşitli uygulamalarına ilişkin çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmada ise, çapraz tablolar yardımıyla küçük alan tahminleri elde edilirken, adımlı oransal ayarlama tekniğinin işsizlik tahmini yönünde uygulanması anlatılacaktır. Takip eden alt başlıkta söz konusu tekniğin başlangıç olarak, iki boyutlu çapraz tablolar için uygulanışı verilmiştir.

2.1. İki Boyutlu Problem

Adımlı oransal ayarlama tekniğinin temeli olan, ana kitle ve örnek için paralel olarak hazırlanmış iki boyutlu tabloların yapısı, Şekil 2.1'de gösterilmiştir. Bu tabloda ana kitle için marjinal toplamlar olan $N_{i.}$ ve $N_{.j}$ bilinmekte, fakat, hücre frekansları olan N_{ij}'ler bilinmemektedir. Örnek tablosunda, hücre frekansları olan n_{ij}'lerin yanı sıra marjinal toplam $n_{i.}$ ve $n_{.j}$'ler de verilmektedir. N tane birey içeren bir ana kitledeki iki kategoriye ait verinin, bu ana kitledeki her birey için gözlendiği ve tablo halinde ifade edildiği varsayılsın. Bu tablodan gözlenebilecek sonuçların tahmini için, tablo halinde ifade edilmiş örnek verileri kullanılacaktır.

Ana kitle

$j = \ldots$

	$1\ 2 \ldots S$	
$i = 1$	$N_{11}\ N_{12} \ldots N_{1s}$	$N_{1.}$
$i = 2$	$N_{21}\ N_{22} \ldots N_{2s}$	$N_{2.}$
	N_{ij}	$N_{i.}$
$i = r$	$N_{r1}\ N_{r2} \ldots N_{rs}$	$N_{r.}$
	$N_{.1}\ N_{.2} \ldots N_{.s}$	N

N_{ij} bilinmiyor

Marjinal toplamlar $N_{.j}$ ve $N_{i.}$ biliniyor

N biliniyor

Örnek

$j = \ldots$

	$1\ 2 \ldots S$	
	$n_{11}\ n_{12} \ldots n_{1s}$	$n_{1.}$
	$n_{21}\ n_{22} \ldots n_{2s}$	$n_{2.}$
	n_{ij}	$n_{i.}$
	$n_{r1}\ n_{r2} \ldots n_{rs}$	$n_{r.}$
	$n_{.1}\ n_{.2} \ldots n_{.s}$	n

n_{ij} biliniyor

Marjinal toplamlar $n_{.j}$ ve $n_{i.}$ biliniyor

n biliniyor

Şekil 2.1. Ana kitle ve örnek tablosu (Deming ve Stephan, 1940)

Ana kitleden rasgele seçilen n tane birey ile oluşturulan örneğin amacı, ana kitle içindeki bilinmeyen N_{ij} frekanslarını tahmin etmektir. Bu tahmin, ayarlamalar yardımıyla hesaplanan m_{ij} frekanslarının bulunması ve bu frekansların ana kitle örnekleme oranı N/n yardımıyla genişletilmesiyle yapılır. Tekniğin yöntemi aşağıdaki şekildedir.

En küçük kareler çözümü için aşağıdaki ifadeyi minimize eden m_{ij} değerleri aranır:

$$S = \sum \left(m_{ij} - n_{ij}\right)^2 / n_{ij} \qquad (2\text{-}1)$$

m_{ij}'ler aşağıdaki durumların birisiyle ilişkili olabilir:

<u>Durum I: Marjinal toplamların bir kümesi biliniyorsa</u>

$N_{1.}, \ldots, N_{r.}$'lerin bilindiği varsayılır. Bu durumda:

$$\sum_j m_{ij} = m_{i.} \qquad i = 1, 2, \ldots, r \qquad (2\text{-}2)$$

olması gereklidir. Bu r tane eşitlik, ayarlanmış m_{ij}'ler üzerinde r tane koşul oluşturur.

<u>Durum II: Marjinal toplamların her iki kümesi biliniyorsa</u>

Burada, ayarlanmış hücre frekansları yalnızca (2-2) koşulunu değil aynı zamanda

$$\sum_i m_{ij} = m_{.j} \qquad j = 1, 2, \ldots, s-1 \qquad (2\text{-}3)$$

koşulunu da sağlamalıdır. Bu durumda $r+s$-1 tane koşul bulunmaktadır. Her iki durumda da

$$m_{i.} = N_{i.}\, n / N \qquad (2\text{-}4)$$

$$m_{.j} = N_{.j}\, n / N \qquad (2\text{-}5)$$

olur. $m_{i.}$ ve $m_{.j}$ küçültülmüş marjinal toplamlar olarak adlandırılırlar. Yani $N_{i.}$ ve $N_{.j}$ gerçek örnekleme oranı N / n ile bölünürler. $m_{i.}$ ve $m_{.j}$ bağımsız değildir.

<u>İki boyutlu durum I'in çözümü :</u>

m_{ij}' nin ayarlanmış değerlerinin bulunduğu varsayılırsa:

1- m_{ij}'lerdeki küçük değişimleri belirten δm_{ij} değerleri ele alınır ve (2-1) ve (2-2) diferansiyel denklemlerinden aşağıdaki sonuç elde edilir:

$$S = \sum (m_{ij} - n_{ij})^2 / n_{ij}$$
$$\delta S = 0 \qquad (2\text{-}6)$$

Bu sonuçtan aşağıdaki eşitlikler elde edilir:

$$\sum_j m_{ij} = m_{i.} \tag{2-7}$$

$$\sum_j \delta m_{ij} = 0 \tag{2-8}$$

bu durum ise *r* tane eşitliğe yol açar.

2- İsteğe bağlı Lagrange çarpanı $-\lambda_{i.}$ kullanılarak aşağıdaki fonksiyon oluşturulur:

$$f - \lambda_{i.} g = \sum (m_{ij} - n_{ij})^2 / n_{ij} - \lambda_{i.} \sum_j m_{ij} \tag{2-9}$$

Burada $f = S$ ve $g = \sum_j m_{ij}$ 'dır. Daha sonra aşağıda verilen eşitlik elde edilir:

$$\frac{\delta f}{\delta m_{ij}} - \lambda_{i.} \frac{\delta g}{\delta m_{ij}} = O \Rightarrow m_{ij} = n_{ij}\left(1 + \lambda_{i.}\right) \tag{2-10}$$

3- Ayarlanmış frekans m_{ij}'ler, $\lambda_{i.}$'lar bulunduğu anda hesaplanabilirler. Bu hesaplamayı yapabilmek için (2-10) eşitliğinin sağ tarafı kullanılarak (2-3) eşitliği m_{ij} için tekrar yazılır ve (2-11) ifadesi elde edilir:

$$m_{i.} = n_{i.}\left(1 + \lambda_{i.}\right) \tag{2-11}$$

$\lambda_{i.}$, elde edilmiş ve bilinmektedir. $m_{i.}$ ve $n_{i.}$ de bilindiğinden, (2-10) eşitliğinden,

$$m_{ij} = n_{ij}\,(m_{i.} / n_{i.}) \tag{2-12}$$

$\left(m_{i.} = N_{i.} \dfrac{n}{N}\right)$ eşitliği elde edilebilir.

4- Minimize edilmiş kareler toplamı doğrudan, ya da:

$$S = \sum_i (m_{i.} - n_{i.})^2 / n_{i.} \qquad (2\text{-}13)$$

olduğu görülerek, satır toplamlarından elde edilebilir. *i*. satır için $(m_{i.}-n_{i.})^2/n_{i.}$ terimi, ayrı bir şekilde düşünülebilir ve *s*-1 serbestlik dereceli χ^2 dağılımı olarak kullanılabilir. Ya da (2-13) eşitliğinde verildiği gibi bütün satırlar minimize edilmiş *S* içinde toplanabilir ve *r(s*-1) serbestlik dereceli χ^2 dağılımı olarak kullanılabilirler.

<u>İki boyutlu durum II'nin çözümü :</u>

1- (2-8) eşitliğine ek olarak, (2-3) eşitliğinin diferansiyel çözümü yapılarak elde edilen aşağıdaki koşul da bulunmaktadır:

$$\sum_i \delta m_{ij} = 0 \qquad j = 1, 2,\ldots,s\text{-}1 \qquad (2\text{-}14)$$

2- (2-8)' in $-\lambda_{i.}$ ile çarpılması ve (2-14)'ün $-\lambda_{.j}$ ile çarpılmasından sonra, (2-6), (2-8) ve (2-14) eşitliklerinin toplanmasıyla halen isteğe bağlı Lagrange çarpanları $-\lambda_{i.}, -\lambda_{.j}$ kullanılarak:

$$f - \lambda_{i.} g - \lambda_{.j} h = \sum (m_{ij} - n_{ij})^2 / n_{ij} - \lambda_{i.} \sum_j m_{ij} - \lambda_{.j} \sum_i m_{ij} \qquad (2\text{-}15)$$

$$f = S\,,\; g = \sum_j m_{ij} \text{ ve } h = \sum_i m_{ij} \qquad (2\text{-}16)$$

elde edilebilir. Daha sonra:

$$\frac{\delta f}{\delta m_{ij}} - \lambda_{i.} \frac{\delta g}{\delta m_{ij}} - \lambda_{.j} \frac{\delta h}{\delta m_{ij}} = 0 \Rightarrow m_{ij} = n_{ij}\left(1 + \lambda_{i.} + \lambda_{.j}\right) \qquad (2\text{-}17)$$

olacaktır. Bu durumda ayarlama değeri satırlara oranlı değildir ama her hücreyi barındırır.

3- (2-17) eşitliğindeki Lagrange çarpanlarını hesaplamak için iki terim alt alta toplanabilir ve $r+s$-1 tane normal eşitlik elde edilir. Bu eşitliklerin çözümünü Deming ve Stephan (1940) vermişlerdir. Bu çözümlerin elde edilmesinin zorluğu nedeniyle, takip eden alt başlıkta daha kolay bir işlem olan basitleştirilmiş adımlı oransal ayarlama tekniği verilmiştir.

2.2. İki Boyutlu Tablolar İçin Basitleştirilmiş Adımlı Oransal Ayarlama Tekniği

Adımlı oransal ayarlama tekniği, iki boyutlu çapraz tablolarda kullanılan bir tahmin tekniğidir. Bu tahmin işlemi, bir takım satır ve sütun koşulları sağlanıncaya kadar örnek tablosu elemanlarının döngüsel bir ayarlama işlemine tabi tutulması ile gerçekleştirilir. Ayarlama işlemleri sonucu elde edilen tablo verisi, ana kitle tablosunun en büyük olabilirlik tahmininin, bileşik olasılık yoğunluk dağılımı olarak ortaya çıkar (Birkin 1987; Bishop, Fienberg ve Holland 1975). Tekniğin uygulanması aşağıdaki gibidir.

Kısım 2'de verilen iki boyutlu "Durum II", örneğin, aşağıdaki eşitlikle ele alınır:

$$\lambda_{i.} = (1/n_{i.})\left\{m_{i.} - \sum_j n_{ij}\lambda_{ij}\right\} - 1 \qquad (2\text{-}18)$$

$(1/n_{i.})\sum_j n_{ij}\lambda_{.j}$ ifadesi, i. satır için $\lambda_{.j}$'nin ağırlıklı ortalaması olarak düşünülebilir. (2-18) eşitliğinden (2-17) eşitliğine aktarma yapılacak olursa, (2-17) ayarlaması

$$m_{ij} = n_{ij}\left(m_{i.}/n_{i.} + \lambda_{.j} - i.av.\lambda_{.j}\right) \qquad (2\text{-}19)$$

haline gelir. Burada,

$i.av.\lambda_{.j}$, i. satır için $\lambda_{.j}$ 'nin ağırlıklı ortalamasıdır.

Benzer şekilde:

$$m_{ij} = n_{ij}\left(m_{.j} / n_{.j} + \lambda_{i.} - j.av.\lambda_{i.}\right) \qquad (2\text{-}20)$$

yazılabilir. Burada,

$j.av.\lambda_{i.}$, $j.$ sütun için $\lambda_{i.}$ 'nın ağırlıklı ortalamasıdır.

(2-19) ve (2-20) eşitlikleri incelendiğinde, (2-17)'nin sütunlar veya satırlar ile orantılı olmadığı görülmektedir. Bunun nedeni, herhangi bir hücre için $\lambda_{.j}$ değerinin, o satır için ortalama $\lambda_{.j}$ değerine eşit olma zorunluluğunun bulunmamasıdır. Aynı durum $\lambda_{i.}$ için de geçerlidir. Herhangi bir hücre için $\lambda_{i.}$ değeri, o sütun için ortalama $\lambda_{i.}$ değerine eşit olmak zorunda değildir. Eğer basit orantılı ayarlama, *i.* satırda yatay olarak yapılırsa:

$$m'_{ij} = n_{ij}\,(m_{i.} / n_{i.}) \qquad (2\text{-}21)$$

yatay koşullar olan (2-2) sağlanacaktır. Yani $m'_{i} = m_{i.}$ olarak bulunacak, $m'_{.j} = m_{.j}$ eşitliğinin her zaman yerine gelmediği görülecektir. Bunun nedeni, (2-21) eşitliğinin sadece kısmi bir ayarlama olan her bir m'_{ij} 'yi etkilemesidir. (2-19) eşitliğinde görüldüğü gibi m'_{ij} 'ler hataya sahiptirler. Bu hata, *j.* sütun için $\lambda_{.j}$ değeri ile *i.* satır için bütün $\lambda_{.j}$ değerlerinin ortalamasının eşitsizliğinden kaynaklanır.

Bu hata, işlemi çevirerek ve m'_{ij} 'leri orantılı bir dikey ayarlamaya tabi tutarak azaltılabilir.

$$m''_{ij} = m'_{ij}\left(m_{.j} / m'_{.j}\right) \qquad (2\text{-}22)$$

Bu eşitlik, (2-20) eşitliğinin bir uygulaması olarak görülebilir. (2-20) eşitliğinde herhangi $\lambda_{i.}$ ve *j.* sütun için ortalama $\lambda_{i.}$ değeri arasındaki eşitsizlik göz ardı edilmiştir. Dikey koşullar tatmin edici bulunmayabilir, ama yatay olanların da hepsi tatmin edici olmayabilir. Bunun nedeni, bazı satır toplamlarının bozulmuş olabilmesidir. (2-21) eşitliği tarafından başlatılan döngü tekrarlanmalıdır. İşlem, tablo kendi kendini üretir hale gelinceye kadar ve bütün yatay ve dikey koşullar sağlanıncaya kadar sürdürülmelidir (Deming ve Stephan, 1940).

3. BASİTLEŞTİRİLMİŞ ADIMLI ORANSAL AYARLAMA TEKNİĞİ İLE MUĞLA İLİ İŞSİZLİK ORANI TAHMİNİ

Bu bölümde, basitleştirilmiş adımlı oransal ayarlama tekniği yardımıyla, bir küçük alan olarak seçilmiş olan Muğla İli için, işsizlik oranı tahmini uygulaması verilecektir.

Muğla İli, küçük bir alan olarak ele alındığında, çalışan ve işsiz kişi sayısını (yaş gruplarına göre), küçük alan içinde yer alan bir alt alan yardımıyla tahmin etmek mümkündür. Alt alan, küçük bir alan içerisinde yer alan ve kendisi için veri mevcut olan bir alan olarak tanımlanabilir. Türkiye idari yapısı ve TÜİK'in uyguladığı veri toplama sistemi dikkate alındığında, Muğla İli sınırları içerisinde yer alan ilçelerden her hangi birisi, bir alt alan özelliği taşımaktadır. Dolayısıyla bu ilçelerden her biri, bir alt alan olarak seçilebilir. Bu durumda alt alan belirlenmesi, için aday alt alanlar (ilçeler) arasından rastgele seçim yapılması uygun görülmüş ve çalışmada kullanılacak alt alan, Marmaris İlçesi olarak belirlenmiştir. Muğla İli'nin içerisinden bir alt alan seçilmesi işlemi, bu alanın "ilçeler" arasından rastgele seçilmesi nedeni ile klasik olasılıklı örnekleme yöntemlerine uymamaktadır. Ancak giriş kısmında nedenleriyle belirtildiği gibi, küçük alanlara ilişkin çalışmalarda klasik örnekleme çalışmaları çoğu zaman tercih edilmemektedir. Alt alan olarak belirlenmiş Marmaris İlçesi'nden derlenen çapraz tablo verisi, uygulamada "örnek" verisi olarak adlandırılacaktır.

Metodun uygulama aşamasında Muğla İli'ne ait yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz kişilerin toplam sayılarının bilindiği varsayılmaktadır. Buna karşın, yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz kişilerin sayıları bilinmediği varsayılır.

Uygulamada kullanılan veri, Devlet İstatistik Enstitüsü'nün (D.İ.E.) 2000 yılında yapmış olduğu, genel nüfus sayımında, Muğla İli için yayınlanan verilerden elde edilmiştir (D.İ.E, 2002). Muğla İli (ana kitle) 2000 yılı için yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz kişi sayısının esas tablosu Tablo 3.1'de görülmektedir. Çalışan ve işsiz kişilerin sayısının, bilinmiyor varsayılmalarına karşın esas tabloda veriliyor olmasının amacı, çalışmanın sonunda tahminle elde edilen işsizlik oranlarının gerçek işsizlik oranlarıyla karşılaştırmasının yapılabilmesi amacıyladır. Alt alan olarak seçilen Marmaris İlçesi'nin, 2000 yılı için yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz sayısının başlangıç tablosu ise, Tablo 3.2'de verilmiştir.

Tablo 3.1. Muğla İli (ana kitle) 2000 yılı, yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz sayıları (Esas tablo)

İş Durumu	**Yaş Grupları**					
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 –*	$N_{i.}$
Çalışan	3923	32833	50021	53056	253623	393456
İşsiz	73	2471	4206	3921	7617	18288
$N_{.j}$	3996	35304	54227	56977	261240	411744

Marmaris İlçesi için aynı tablo oluşturulurken,

$$m_{i.} = N_{i.}n / N \qquad (3\text{-}1)$$

$$m_{.j} = N_{.j}n / N \qquad (3\text{-}2)$$

değerleri hesaplanır ve tabloya eklenir.

Tablo 3.2. Marmaris İlçesi (alt alan) 2000 yılı için, yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz sayıları (başlangıç tablosu)

İş Durumu	**Yaş Grupları**						
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*	$n_{i.}$	$m_{i.}$
Çalışan	51	1495	2641	2598	6211	12996	14045
İşsiz	3	157	378	340	824	1702	653
$n_{.j}$	54	1652	3019	2938	7035	14698	
$m_{.j}$	144	1271	1952	2051	9405		

İlk olarak *i*. satırda basit oransal ayarlamayı yapmak gerekir. Tablodaki hücre değerleri için aşağıdaki dönüşüm yapılır:

$$m'_{ij} = n_{ij}(m_{i.} / n_{i.}) \qquad (3\text{-}3)$$

Oluşan yeni değerler, Tablo 3.3'de verilmiştir.

Tablo 3.3. Birinci adım tablosu

İş Durumu	Yaş Grupları						
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*	$m'_{i.}$	$m_{i.}$
Çalışan	55	1615	2852	2806	6708	14036	14045
İşsiz	1	60	144	129	313	647	653
$m'_{.j}$	56	1675	2996	2935	7021		
$m_{.j}$	144	1271	1952	2051	9405		

Bu tablo incelenirse,

$$m'_{i.} \neq m_{i.} \qquad (3\text{-}4)$$

$$m'_{.j} \neq m_{.j}$$

(3-5)

olduğu görülür. Bu durumda yatay ve dikey koşullar sağlanamamıştır. Bir ayarlama daha yapmak gerekmektedir. Tablodaki hücre değerleri için aşağıdaki dönüşüm yapılır:

$$m''_{ij} = m'_{ij}(m_{i.} / m'_{i.})$$

(3-6)

Oluşan yeni değerler Tablo 3.4'de verilmiştir.

Tablo 3.4. İkinci adım tablosu

İş Durumu	Yaş Grupları						
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*	$m''_{i.}$	$m_{i.}$
Çalışan	55	1616	2854	2808	6712	14045	14045
İşsiz	1	61	145	130	316	653	653
$m'_{.j}$	56	1677	2999	2938	7028		
$m_{.j}$	144	1271	1952	2051	9405		

Bu tablo incelendiğinde,

$$m''_{i.} = m_{i.} \qquad (3\text{-}7)$$

$$m'_{.j} \neq m_{.j} \qquad (3\text{-}8)$$

olduğu görülür. Bu durumda yatay koşullar sağlanmış, dikey koşullar sağlanamamıştır. Bu durumun nedeni birinci tekrarın sadece kısmi bir ayarlama olmasıdır. Bu eksiklik, işlemin sürdürülüp, m'_{ij}'lerin dikey olarak da ayarlanması ile giderilebilir. Aşağıdaki eşitlikler hesaplanır:

$$m'''_{ij} = m''_{ij}(m_{.j} / m'_{.j}) \qquad (3\text{-}9)$$

ve yeni tablo oluşturulur.

Tablo 3.5. Üçüncü adım tablosu

İş Durumu	Yaş Grupları						
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*	$m'''_{i.}$	$m_{i.}$
Çalışan	141	1228	1855	1966	8994	14184	14045
İşsiz	3	46	94	91	423	657	653
$m''_{.j}$	144	1274	1949	2057	9417		
$m_{.j}$	144	1271	1952	2051	9405		

Sayıların yuvarlanmasından kaynaklanan küçük farklar göz ardı edildiğinde, Tablo 3.5'in,

$$\tilde{m}_{i.} = m_{i.} \qquad (3\text{-}10)$$

$$\tilde{m}_{.j} = m_{.j} \qquad (3\text{-}11)$$

yatay ve dikey koşullarını sağladığı görülür. Bu durumda tablo kendini tekrar eder hale gelmiştir. Tablo 3.5 yardımıyla, esas ana kitle tablosundaki hücre değerleri olan N_{ij}'lerin tahminini yapmak olasıdır. Bu tahmin, m_{ij}'lerin ters örnekleme oranı $\frac{N}{n}$ ile genişletilmesiyle yapılabilir.

$$N_{ij} = m_{ij}\frac{N}{n} \qquad (3\text{-}12)$$

eşitliği kullanılarak, ana kitle (Muğla ili) N_{ij} değerlerinin tahmini elde edilebilir. Söz konusu tahmin değerleri, Tablo 3.6'da gösterilmiştir.

Tablo 3.6. Muğla İli, 2000 yılı için yaş gruplarına göre çalışan ve işsiz sayıları (tahmin tablosu)

İş Durumu	**Yaş Grupları**					
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*	$N_{i.}$
Çalışan	3948	34384	51940	55048	251832	397152
İşsiz	84	1288	2632	2548	11844	18396
$N_{.j}$	4032	35672	54572	57596	263676	

Tablo 3.6'daki tahminle elde edilmiş hücre değerlerine dayanarak, Muğla İli içindeki işsizlerin, yaşlara göre, toplam işgücü içindeki kaba oranları bulunabilir. Gerçek ve tahmine dayalı işsizlik oranları, Tablo 3.7'de verilmiştir.

Tablo 3.7. Muğla İli, 2000 yılı için yaş gruplarına göre işsizlik oranı karşılaştırma tablosu

İşsizlik Oranı	Yaş Grupları				
	12 – 14	*15 – 19*	*20 – 24*	*25 – 29*	*29 -*
Gerçek	0.02	0.07	0.08	0.07	0.03
Tahmin	0.02	0.04	0.05	0.05	0.05

4. SONUÇ VE YORUMLAR

Uygulama çalışmasında, küçük bir alan niteliğindeki Muğla İli'nin yaşlara göre işsizlik oranı tahminleri, adımlı oransal ayarlama tekniği kullanılarak elde edilmiştir. Söz konusu tahmin değerleri alt alan olarak rastgele seçimle belirlenen Marmaris İlçesi yardımıyla hesaplanmıştır. Marmaris İlçesi için hazırlanan tabloda (Tablo 3.2) yer alan, işsizlik ve yaş grupları değişkenlerini içeren hücre değerleri, marjinal satır ve sütün değerleri yardımıyla adımlı olarak ayarlamaya tabi tutulmuştur. Bu ayarlama süreciyle ilgili işlemler Tablo 3.3, Tablo 3.4 ve Tablo 3.5'de görülmektedir. Adımsal ayarlama, tablonun yakınsamasına kadar sürdürülmüştür. Tablonun yakınsaması, ayarlamaların sürdürülmesi durumunda tablonun kendi kendini üretir veya tekrar eder hale gelmesi durumudur. Verilen uygulamada yakınsama, üç adım ayarlama sonrasında gerçekleşmiştir. Elde edilen yakınsak tablonun (Tablo 3.5) hücre değerleri ters örnekleme oranı *N/n* ile genişletilerek ana kitleye ait, yaş gruplarına göre işsiz sayılarının tahmin değerleri elde edilir. Bu tahmin değerleri Tablo 3.6'da verilmektedir. Tablo 3.6 yardımıyla ana kitleye ait, yaş gruplarına göre işsizlik oranları hesaplanmıştır. Muğla İli'ne ait, elde edilen işsizlik oranı tahmin değerlerinin, gerçek işsizlik oranı değerleri (bilinmiyor oldukları varsayımına karşın, tahmin değerleri ile karşılaştırılabilmeleri amacıyla sunuldukları, uygulamanın başında belirtilmiştir) ile karşılaştırılmaları ise Tablo 3.7'de verilmiştir. Tablo 3.7'deki değerler incelenecek olursa, *12–14* yaş kategorisi için işsizlik oranının, gerçek oranla aynı değer olan 0.02 olarak tahmin edildiği ortaya çıkmaktadır. *15–19, 20–24, 25–29* yaş kategorileri için gerçek işsizlik oranları sırasıyla 0.07, 0.08 ve 0.07 olarak gerçekleşmiştir. Söz konusu kategoriler için elde edilen işsizlik oranı tahmin değerlerinin, çok küçük farkla da olsa gerçek değerlerden daha az olduğu gözlenmektedir. Ancak, 0.04, 0.05, 0.04 tahmin değerlerinin gerçek değerlerin artış ve azalış trendine sırasıyla ve aynı oranda uyduğu dikkati çekmiştir. Sadece 29 ve üstü yaş kategorisi için, 0.05 olan tahmin değeri, 0.03 olan gerçek değerden küçük bir farkla büyüktür.

Gerçek ve tahmini işsizlik oranları arasında gözlenen küçük farkların, yapılan herhangi bir çalışmada Muğla İli işsizlik oranına Marmaris İlçesi'nin katkısına ait bir düzeltme faktörünün mevcut olmaması ve bu nedenle tahmin değerlerinde düzeltmeye gidilememiş olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Bu konuda yapılacak diğer çalışmalarda bu tür bir faktörün elde edilmesi de araştırmaya dahil edilebilir.

KAYNAKLAR

BIRKIN, M. (1987) "Iterative Proportional Fitting (IPF): Theory, Method and Examples", *Computer Manual 26*, School of Geography, University of Leeds.

BISHOP, Y.,FIENBERG, S., HOLLAND, P. (1975) "Discrete Multivariete Analysis: Theory and Practice", *MIT Press*, Cambridge, Massachusetts.

DEMING, W.E. ve STEPHAN, F.F. (1940) "On a Least Squares Adjustment of A Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known", *Annals of Mathematical Statistics*, 11, 427-444.

DEVILLE, J. C. ve SARNDAL, C. E. (1992) "Calibration Estimators in Survey Sampling", *Journal of the American Statistical Association*, June 1992, Vol. 87, No:418, Theory and Methods.

D.İ.E. (2002) "2000 Genel Nüfus Sayımı, Nüfusun Sosyal ve Ekonomik Nitelikleri, İllere Göre Sonuçlar, Muğla", *Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası.*

FIENBERG, S. E. (1968) "The Geometry of an r x c Contingency Table", *The Annals of Mathematical Statistics*, 39 1186–1190.

FIENBERG, S. E. (1970) "An Iterative Procedure for Estimation in contingency Tables", *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 41, No. 3, 907-917.

HUANG, E. (1976) "Regression Estimation of Means and Totals for Sample Survey Data", Unpublished Ph.D. Thesis, Iowa State University.

IRELAND, C. T. ve KULLBACK, S. (1968) "Contingency Tables with Given Marginals", *Biometrika*, 55, 179-188.

OH, H. L. ve SCHEUREN, F. (1987) "Modified Raking Ratio Estimation", *Survery Methodology*, Vol. 13, No. 2, pp. 209-219.

I.