

ŞANSA BAĞLI CEVAP VERME TEKNİĞİ 'RANDOMIZED RESPONSE TECHNIQUE'

Dr. Yüksel Bek/¹

ÖZET

Mülakat şeklinde yapılan araştırmalarda doğru ve maksimum miktarda cevap almak için çeşitli metotlar geliştirilmiştir. Son yıllarda üzerinde çalışılan en önemli metotlardan birisi "şansa bağlı Cevap Verme Tekniği'dir."

Bu çalışmada kalitatif veriler için kullanılabilen, şansa bağlı cevap verme tekniği ile ilgili yeni bir model üzerinde duruldu ve bu konuda daha önce geliştirilmiş modellerle mukayesesi yapıldı. Bu modelin diğer modellere üstün olan tarafları izah edildi.

GİRİŞ

Sosyal konulardaki çalışmalar fertler arasındaki interaksyonu ihtiva eder ve çalışmaya katılan fertlerin davranışları ile etkilenir. Buna örnek teşkil edecek çalışmalardan birisi de , herhangi bir sörvey çalışması olabilir. Bu , mülakatçıları ve cevap veren şahısları veya denekleri ihtiva eder. Sörveyin neticeleri bu ışık altında değerlendirilmeli ve çalışmaya katılan şahısların davranışları hesaba alınmalıdır.

Başarılı bir mülakât için isteklerden birisi, denegin soruyu doğru olarak cevaplandırma hususundaki davranışdır. Bu, denegin ilk olarak mülakâta katılma kararına ve daha sonrada soru kağı-

dında yer alan soruların tabiatına göre denegin mülakâta devam etme kararına bağlıdır. Bu sebeple, araştırmacı bir sörvey yapmaya karar verdiği zaman soruların hassasiyeti ve cevapların gizliliği problemi ortaya çıkar. Bir sorunun 'hassaslığını' tanımlamak oldukça güçtür. Çünkü, bu değerlendirme deneye göre değişir. Esas itibariyle bir sorunun cevaplandırılması bazı şahıslar tarafından reddediliyorsa veya yanlış cevap veriliyorsa, bu soru 'hassas' bir soru olarak tanımlanır. Bu Sebeplerden her hangi bir sörveyin neticesi, reddetmeden doğan bir sapmayı (bias) ve yanlış cevap vermeden doğan başka bir sapmayı ihtiva edcr.

1/ Atatürk Üniversitesi Ziraat Fakültesi İstatistik Asistanı.

Orenheim (1970), srvey tekniklerinde ortaya çıkan problemleri izah etmiştir. Netice olarak ‘eđer arařtırıcı davranıřlarla ilgilisolarularla uęrařıyorsa ortaya çıkacak zorluklar halledilmez bir hal alır’ kararını vermiştir. Ware ve çalışma arkadaşları (1972), hassas sorularla yapılacak bir srvey çalışması için reddetme sapmasını ve yanlış cevaplandırma sapmasını azaltmak için pratik çözümler bulmaya çalışmışlardır.

Cevap veren şahsın işbirliği yapmama arzusu ile karşılařan bir arařtırıcı, doęu cevap-alma esasına dayanan ve maksimum miktarda cevap alma metotlarını bulmak için pratik yollar arar. Fakat sapmayı önleyecek katı bir sigorta yoktur. Bu sebeple pratik bir çözüml bulmak oldukça zordur. Bu durumu gören istatistikçiler, srvey arařtırıcılarının karşılařmış olduęu problemleri bazı yeni istatistik çözümler metotları geliştirerek halletmeye çalışmışlardır.

Geliřtirilmiř olan modeller

Warner(1965), ilk defa bu tip bir problem için ‘Şansa Baęlı Cevap Verme Teknięi=Randomised Response Technique’ ismi ile tanımladıęı bir çözümler metodu geliřtirmiştir. Bu metoda göre, anket yapılacak şahıs kendisine sorulan bir kaç sorudan sadece birisini cevaplandıracaktır. Fakat mlakatçı deneęin hangi soruyu cevaplandırdıęını bilmeyecektir. Bu geliřtirilen metod dięer istatistikçilerin ve arařtırıcıların ilgisini hemen çekmiştir. Bunu takiben esasta aynı olan fakat teferruatta farklılık gösteren bir çok metotlar geliřtirilmiştir.

Şansa Baęlı Cevap Verme teknięinde ortaya çıkan başlıca 3 problem vardır.

- 1- Bir oranın tahmini
- 2- Çeřitli oranların tahminleri
- 3- Kantitatif veri için tahminler.

Herhangi bir populasyon içerisinde hassas bir özellik taşıyan (mesala:A= Türkiye’de eroin kullanma durumu) nüfusun oranını (π_A) tahmin etmek istersek, doğrudan doğruya mlakat yapıldığında eroin almanın kanun sakıncası olması sebebiyle hiç bir şekilde gerçeęe yakın nüfus oranını tesbit edemeyiz. Halbuki , Şansa Baęlı Cevap Verme teknięi kullanılarak bu oranın tesbiti mümkün olmaktadır.

Warner (1965), geliřtirdięi metoda 2 soru sormuřtur: 1-A grubunamı aitsiniz? 2-Ā grubunamı aitsiniz? Bu modelde sorular birbirleri ile alakalıdır. Çünkü,Āgrubu A grubunun tamlayanıdır. Bu modele baęlı olarak daha sonraları geliřtirilen, Abul-Ela(1966), Horvitz ve arkadaşları (1967), Greenberg ve arkadaşları (1969) ve Horvitz ve arkadaşları (1970), metotlarda ikinci soru birinci sorudan baęımsız olarak seçilmiştir. Şöyleki,

- 1- A grubunamı aitsiniz?
- 2 - Y grubunamı aitsiniz?.

Bu modellerde ikinci soru hassas bir karektere sahip deęildir. Bu baęımsız soru durumuna baęlı kalınarak geliřtirilen modeller farklı gruplar içerisinde mtalā edilebilir. Bunlar; deneęin bir veya iki defa muameleye tabi tutulması durumu, hassas olmayan soruyu cevaplandırma oranının (π_Y) önceden bilinmesi veya bilinmemesi durumları ve deneęin farklı doęruluk derecelerinde cevap vermesine müsaade eden durumlarıdır. Bunların haricinde iki alternatif

sorulu Şansa Bağlı Cevap Verme modellerinde vardır. Bu son modelde denek iki soruyu cevaplandırır; birisi doğrudan doğruya sorulan soru, diğeri şansa bağlı seçim aracından çıkan sorudur.

Metodun uygulanmasında şansa bağlı soru seçiminin yapılabilmesi için bir seçim aleti kullanılır. Bu, bir deste kart, farklı renklerde bilya dolu bir kutu v.s. olabilir.

Eğer şansa bağlı seçim aracı bir deste kart olarak seçilmişse, metodun deneye izahını takiben, bu bir deste üzerlerinde önceden tesbit edilmiş soruları ihtiva eden kart deneye verilir. Kartlar iyice

karıştırıldıktan sonra denek şansa bağlı olarak bir kart çeker, mülakâtcının bu kart üzerinde hangi sorunun yazılı olduğunu görmemesi gerekir. Denek kartın üzerindeki soruyu okuduktan sonra 'evet' veya 'hayır' şeklinde soruyu cevaplandırır. Çekilen kart tekrar destenin içerisine katılarak mülakâtcıya iade edilir. Mülakâtcı denegin verdiği cevabı anket kağıdına kaydeder ve işlem her denek için tekrarlanır.

Verilen cevapların tamamen doğru olduğu kabul edilirse, 'evet' cevabı verenlerin, diğeri bir ifade ile A grubuna dahil olanların oranı aşağıdaki şekilde bulunur.

$X_j = 1$ eğer örnekteki j'nci denek 'evet' cevabı vermişse,
 $X_j = 0$ eğer örnekteki j'nci denek 'hayır' cevabı vermişse,
değerlerini alır.

'Evet' cevabı verme ihtimali,

$$\lambda = P(X_j = 1) = \pi_A P + (1 - \pi_A) (1 - P) \quad (1)$$

olur. Buna göre hayır cevabı verme ihtimali,

$$1 - \lambda = P(X_j = 0) = (1 - \pi_A) P + \pi_A (1 - P)$$

dir.

Örneğin ihtimal (likelihood) fonksiyonu,

$$L = \lambda^r (1 - \lambda)^{n-r} \quad (2)$$

olur.

O halde λ 'nın en yüksek ihtimal tahmini bulunursa,

$$\hat{\lambda} = \frac{r}{n} \text{ örnekteki 'evet' cevabı verenlerin oranı olur.}$$

Aynı şekilde π_A 'nın tahmini bulunursa,

$$L = [\pi_A P + (1 - \pi_A) (1 - P)]^r [(1 - \pi_A) P + \pi_A (1 - P)]^{n-r}$$

Log L = r log $[\pi_A P + (1 - \pi_A) (1 - P)] + (n - r) \log [(1 - \pi_A) P + \pi_A (1 - P)]$
eşitliğinden

$$(\hat{\pi}_A)_w = \frac{1}{2P - 1} (P - 1 + \hat{\lambda})$$

$$= \frac{1}{2P-1} \left(P-1 + \frac{r}{n} \right) \quad P \neq 1/2 \quad (3)$$

olarak bulunur.

$$\begin{aligned} E(\hat{\pi}_A) &= E \left[\frac{1}{2P-1} (P-1 + \hat{\lambda}) \right] \\ &= \frac{1}{2P-1} \left[(P-1) + E(\hat{\lambda}) \right] \\ &= \frac{1}{2P-1} \left[(P-1) = E \left(\frac{r}{n} \right) \right] \end{aligned}$$

$r, (\lambda, n)$ parametreleri ile binom dağılışı gösteren bir değişken olduğuna göre,

$$\begin{aligned} E(\hat{\pi}_A) &= \frac{1}{2P-1} \left[(P-1) + \frac{n \lambda}{n} \right] \\ &= \frac{1}{2P-1} [(P-1) + \pi_A P + (1-\pi_A)(1-P)] \\ &= \pi_A \end{aligned} \quad (4)$$

Buna göre $\hat{\pi}_A$, gerçek hassas populasyon oranının (π_A) sapmasız (unbiased) tahminidir.

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \frac{1}{(2P-1)^2} \frac{\lambda(1-\lambda)}{n}$$

veya π_A cinsinden yazılırsa,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \frac{\pi_A (1-\pi_A)}{n} + \frac{P(1-P)}{n(2P-1)^2} \quad (5)$$

olur.

Burada iki varyans unsuru vardır; eşitlik (5)'in sağındaki ilk terim doğrudan doğruya soru ile ilgili olan binom varyansı, ikinci terim ise şansa bağlı seçimden doğan varyanstır.

Şansa Bağlı Cevap Verme tekniğinden geliştirilen bütün modellerin amacı bu ikinci ilave varyans unsurunu küçültmektir. Böylece metodun etkinliği (efficiency) artırılmış olacaktır.

Warner'in modelinde P' nin değeri $1/2'$ ye yaklaşacak olursa, ilave varyans unsuru maksimum değerine yaklaşır. Dolayısıyla, P' nin $0'$ a veya $1'$ e yakın bir değer alması lazımdır. P' nin $0'$ a veya $1'$ e çok yakın olması halinde de kart-

ların büyük bir kısmı aynı cümleyi ihtiva edeceği için deneyin, metodun bir ard niyet taşıdığı düşüncesine vararak yanlış cevap vermesine sebep olur.

Horvitz ve arkadaşları (1967), eğer sorulan sorular birbirinden bağımsız olursa, deneyin doğru cevap verme ihtimalinin daha fazla olacağını düşünerek 'Bağımsız Sorularla Şansa Bağlı Cevap Verme Tekniği = The unrelated Question Randomised Response Technique' ni geliştirmişlerdir.

Bu modelde sorulan ikinci soru, hassas olan birinci sorudan bağımsız ve hassasiyeti olmayan bir sorudur. Mesela:

1- A= Şimdiye kadar hiç eroin aldığımızı?

2- Y= Doğum yeriniz Ankara'mı? Populasyon içerisinde eroin alanların oranını (π_A) bulmak için , iki bağımsız örnekte anketi uygulamak lazımdır. Çünkü, burada tahmini gerekli olan iki parametre (π_A, π_Y) vardır. İki örnek

olduğu için iki tane seçim aracına ihtiyaç vardır. İki deste kart seçim aracı olarak alınırsa; birinci destede A ifadesini ihtiva eden kartların oranı P_1 , ikinci destede A ifadesini ihtiva eden kartların oranı P_2 , birinci örnek büyüklüğü n_1 , ikinci örnek büyüklüğü n_2 olarak alınır. Hassas populasyonun oranı aşağıdaki şekilde bulunur.

$X_{j1} = 1$ eğer birinci örnekteki j'nci denek 'evet' cevabı verirse

$X_{j2} = 1$ eğer ikinci örnekteki j'nci denek 'evet' cevabı verirse

$X_{j1} = 0$ eğer birinci örnekteki j'nci denek 'hayır' cevabı verirse

$X_{j2} = 0$ eğer ikinci örnekteki j'nci denek 'hayır' cevabı verirse

$$P(X_{j1} = 1) = P_1 \pi_A + (1 - P_1) \pi_Y$$

$$P(X_{j2} = 1) = P_2 \pi_A + (1 - P_2) \pi_Y \quad (6)$$

λ_1 ve λ_2 örnek 1 ve 2'deki 'evet' cevaplarının oranı ile tahmin edilir.

$$\hat{\lambda}_1 = \frac{r_1}{n_1}, \quad \hat{\lambda}_2 = \frac{r_2}{n_2}$$

$$\text{burada } r_1 = \sum_{j=1}^{n_1} X_{j1} \text{ ve } r_2 = \sum_{j=1}^{n_2} X_{j2}$$

$$\frac{r_1}{n_1} = P_1 \pi_A + (1 - P_1) \pi_Y$$

$$\frac{r_2}{n_2} = P_2 \pi_A + (1 - P_2) \pi_Y$$

Bu işitlikler beraberce çözümlerse,

$$(\hat{\pi}_A) = \frac{\hat{\lambda}_1(1 - P_2) - \hat{\lambda}_2(1 - P_1)}{P_1 - P_2} \quad (7)$$

$$\text{ve } (\hat{\pi}_Y) = \frac{\hat{\lambda}_1 P_2 - \hat{\lambda}_2 P_1}{P_2 - P_1} \quad (8)$$

$\hat{\pi}_A$ 'nın varyansı bulunursa,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \frac{1}{(P_1 - P_2)^2} \left[\frac{\lambda_1(1 - \lambda_1)(1 - P_2)^2}{n_1} + \frac{\lambda_2(1 - \lambda_2)(1 - P_1)^2}{n_2} \right] \quad (9)$$

Greenberg ve arkadaşları (1969), P_1 ve P_2 'nin birçok değerleri için π_A 'nın varyansını bularak Warner'ın modeli

ile mukayese etmişlerdir. Bağımsız sorularla Şansa Bağlı Cevap Verme tekniğinin daha etkili bir model olduğunu bul-

muşlardır. Moors(1971), P_1, P_2 ve n_1, n_2 için optimum değerler elde etmiştir.

Horvitz (1971), π_Y 'nin şansa bağlı seçim aracının bir fonksiyonu olacak şekilde, kartlar üzerindeki cümleleri değiştirmiştir. Dolayısıyla şansa bağlı cevap vermek için kullanılan model değiştirilmiş olmaktadır ve π_Y doğrudan doğruya kartların oranı ile ilgilidir. Bu modelde seçim aracı olarak kullanılan bir deste kart 3 kısma ayrılır. Birinci kısmın üzerinde hassas cümle 'şimdi-

ye kadar hiç eroin aldınız mı?' İkinci kısımdaki kartların üzerinde kırmızı bir leke ve yanında 'bu kartın üzerindeki lekenin rengi kırmızıdır.' cümlesi yazılıdır. Destenin 3' ncü kısmındaki kartlarda yeşil bir leke fakat yanında 'bu kartın üzerindeki leke kırmızıdır.' cümlesi yazılıdır. Bu kartlardan birinci kısma ait olanların seçilme ihtimali P_1 , ikinci kısma ait olanların seçilme ihtimali P_2 , üçüncü kısma ait olanların seçilme ihtimali $P_3 = 1 - P_1 - P_2$ dir.

π_Y 'nın beklenen değeri,

$$\pi_Y = \frac{P_2}{P_2 + P_3} \quad (10)$$

dir.

'Evet' cevabı alma ihtimali,

$$\begin{aligned} \lambda &= \pi_A P_1 + (1 - P_1) \pi_Y \\ &= \pi_A P_1 + P_2 \end{aligned}$$

Buradan $\hat{\pi}_A$ hesaplanırsa,

$$\hat{\pi}_A = \frac{\hat{\lambda} - P_2}{P_1} \quad (11)$$

elde edilir.

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\lambda}_A) &= V\left(\frac{\hat{\lambda} - P_2}{P_1}\right) \\ &= \frac{1}{P_1^2} V(\hat{\lambda} - P_2) \\ &= \frac{1}{P_1^2} V(\hat{\lambda}) \end{aligned}$$

$\hat{\lambda}$ 'evet' cevaplarının bir oranı olduğuna göre, (λ, n) parametreleri ile binom dağılışı gösterir. Bu sebeple,

$$\text{Var}(\hat{\lambda}) = \frac{\lambda(1-\lambda)}{n} \text{ olduğundan,}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\pi}_A) &= \frac{1}{P_1^2} \cdot \frac{\lambda(1-\lambda)}{n} \\ &= \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{P_2(1-P_2)}{nP_1^2} + \frac{\pi_A(P_3-P_2)}{nP_1} \end{aligned} \quad (12)$$

Eğer $P_2 < 1 - P_1$ ise ve $P_3 < P_2$ seçilirse,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) < \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{P_1(1-P_1)}{nP_1^2} \quad (13)$$

olur. Bu durumda son verilen modelin Warner'ın modelinden daha etkili olduğunu gösterir. Pratik bakımından ikinci verilen modelden de üstündür. Çünkü, 2'nci modelde 2 ayrı örnek üzerinde anket yapıldığı halde son metotta tek bir örnek kullanılmıştır,

Şansa Bağlı Cevap Verme Tekniğinde yeni bir Seçim Modeli

Şansa Bağlı Cevap Verme Tekniğindeki etkinliği artırmak için Bek (1974), yeni bir şansa bağlı seçim aracı tavsiye etmiştir.

Bu modelde şansa bağlı seçim aracı: Özel bir dağılıştan elde edilmiş şans (random) sayılarını ihtiva eden bir deste kağıttır. Metod aşağıdaki şekilde uygulanır.

1 = Ben hassas gurup(eroïn alan)
A 'ya dahilim,

0 = Ben hassas gurup A 'ya dahil değilim.

$X_j = 1$ eğer j'nci denek π_A ihtimali ile hassas gurup A' ya aitse,

$X_j = 0$ eğer j'nci denek A gurumbuna ait değilse, $(1-\pi_A)$

Buradaki, X_j 'nin tarifi Warner'ın modeline benzerdir.

$Y_j =$ Özel bir dağılıştan elde edilmiş herhangi bir şans (random) sayısı.

buna göre, j'nci deneye ait gözlenen değer,

Mülakâat yapılan denek kendisinin hangi guruba dahil olduğunu bildiği için bu sayılardan birisine (0 veya 1) sahip olacaktır. Denek kendi kendine bunu tesbit ettikten sonra, seçim aracından şansa bağlı olarak bir kart seçip üzerindeki şans sayısını ait olduğu gurup sayısına eklemek suretiyle mülakâtcıya neticeyi söyleyecektir. Söylenen bu rakamdan, mülakâtcı denegin hangi guruba ait olduğunu tesbit edemez. Mesela: Eroïn alan bir kişi şans aracından -0.085 sayısını çekmiş ise $1-0.085 = 0.915$ rakamını mülakâtcıya söyleyecektir. Aynı şekilde, eroïn almayan guruptan bir kişi şans aracından 0.915 rakamını seçmiş ise $0 + 0.915 - 0.915$ rakamını mülakâtcıya söyleyecektir. Dolayısıyla mülakâtcı hangisinin eroïn alıp hangisinin almadığını tesbit edemez, yani deneklerin özel durumlarının gizliliği bozulmamış olur.

Populasyon içindeki hassas guruba ait oranın bulunması için,

$$Z_j = X_j + Y_j \quad j=1,2,\dots,n \quad (14)$$

$$\text{ve } E(Z_j) = E(X_j) + E(Y_j) \quad (15)$$

$E(Y_j) = \mu_y$ 'dir. Çünkü, şans sayısı ortalaması μ_y varyansı σ_y^2 olan bir dağılıştan çekilmiştir.

$$E(X_j) = \mu_x = \pi_A \quad (16)$$

dır.

$$E(Z_j) = \mu_z \quad \text{ise}$$

$$\mu_z = \mu_x + \mu_y$$

ve

$$\mu_x = \mu_z - \mu_y \quad (17)$$

Z'nin dağılışı iki farklı dağılışın (Binom/Normal, Binom/Poisson v.s.) birleşimi olduğundan, müşterek dağılışın gerçek şekli bilinmeyebilir. Bu sebepten μ_z 'nin bir tahmini olarak örnek ortalaması \bar{Z} alınırsa,

$$\mu_x = \pi_A$$

$$\text{ve } \hat{\pi}_A = \bar{Z} - \mu_y \quad (18)$$

olur.

Tahminin varyansı,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \text{Var}(\bar{Z} - \mu_y)$$

μ_y bilinen bir sabit olduğundan,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \text{Var}(\bar{Z}) \quad (19)$$

olur.

$$\text{Var}(\bar{Z}_j) = \text{Var}(\bar{X}_j) + \text{Var}(\bar{Y}_j)$$

$$\text{Var}(\bar{Z}) = \frac{1}{n} [\text{Var}(X_j) + \text{Var}(Y_j)] \quad (20)$$

Buna göre,

$$\text{Var}(\hat{\pi}_A) = \frac{1}{n} [\text{Var}(X_j) + \text{Var}(Y_j)]$$

olur. Burada, $\text{Var}(X_j) = \pi_A (1 - \pi_A)$ dır. Çünkü X_j , (π_A, n) parametreleri ile binom dağılışı gösterir. O halde,

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\pi}_A) &= \frac{1}{n} \left[\pi_A (1 - \pi_A) + \sigma_y^2 \right] \\ &= \frac{\pi_A (1 - \pi_A)}{n} + \frac{\sigma_y^2}{n} \end{aligned} \quad (21)$$

Teklif edilen yeni modelde Y'nin varyansının (σ_y^2) mümkün olduğu kadar küçük olması lazımdır. Fakat σ_y^2 için çok fazla küçük bir değerin seçilmesi pratik değildir. Çünkü, eğer σ_y^2 çok küçük olursa, varyansı σ_y^2 olan özel bir dağılıştan çekilen şans sayıları orta-

lama (μ_y) etrafında toplanır. Bu durumda, deneğin tanımına yönünden şüphelenmesine sebep olur.

Metodların etkinlik derecesini bulmak için, eşitlik (12)'de verilen Bağımsız Sorularla Şansa Bağlı Cevap verme modeline ait varyansla yeni modelin varyansı mukayese edilirse, yeni modelin etkinliğinin fazla olması için,

$$\frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{\sigma_y^2}{n} \leq \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{P_2(1-P_2)}{nP_1^2} + \frac{\pi_A(P_3-P_2)}{nP_1}$$

eşitliğinin, diğer bir ifade ile

$$\sigma_y^2 \leq \frac{P_2(1-P_2)}{P_1^2} + \frac{\pi_A(P_3-P_2)}{P_1} \quad (22)$$

olması lazımdır.

Bağımsız sorularla şansa Bağlı Cevap Verme tekniğinde P'lerin seçimi için $P_3 < P_2 < (1-P_1)$ olması optimum bir şart olarak ileri sürülüyor. Buna göre,

$$P_1 = \frac{1}{2}, P_2 = \frac{1}{3}, P_3 = \frac{1}{6}$$

alınırsa,

$$\frac{P_2(1-P_2)}{P_1^2} + \frac{\pi_A(P_3-P_2)}{P_1} = \frac{8}{9} - \frac{\pi_A}{3}$$

olur.

O halde yeni modelin etkinliğinin fazla olması için,

$$\sigma_y^2 \leq \frac{8}{9} - \frac{\pi_A}{3}$$

olmalıdır.

$\pi_A < 1$ olacağından,

$\sigma_y^2 < 1$ olursa, yeni model daha etken bir model olur, Populasyondaki hassas gurunun oranının (π_A) küçük olduğu durumlarda yeni model etken bir şekilde kullanılabilir. Eğer π_A çok büyük olursa, σ_y^2 'yi çok küçük seçmek lazım gelirken, bu durumda deneğin modelden şüphelenmesi probleminin ortaya çıkmasına sebep olur.

lenmesi probleminin ortaya çıkmasına sebep olur.

Kantitatif veriler (mesela: Gelir durumu vs.) için geliştirilen Şansa Bağlı Cevap Verme tekniği modelleri üzerinde burada zamanın kısıtlı olması dolayısıyla durulmamıştır. Böyle durumlarda dağılışlarla ilgili problemler daha

fazla ortaya çıkmaktadır. Kantitatif veriler için geliştirilen yeni modelde Bek(1974), bu problemler üzerinde du-

rulmuş ve yeni modelin eski geliştirilmiş olan modellerle mukayesesi ve kitiği yapılmıştır.

SUMMARY

A survey researcher handicapped by the difficulties of lack of co-operation of respondents tries to find practical means of collecting data based on truthful answers, and achieving a higher response rate. In recent years, some works have been done by the statisticians to solve this problem. One of the important methods developed in this field is

Randomized Response Technique'. In this work, some of the randomized response models for qualitative data are considered and a new model suggested and compared with the ones developed by the other researchers. The advantages of this new model over the others also have been given.

LİTERATÜR LİSTESİ

- Abul- Ela Abdel-Latif A., 'Randomized response models for sample surveys on human population, 'unpublished Ph.D thesis, University of North Carolina, Chapel Hill, 1966.
- Bek, Y., 'Randomised response techniques with a review, 'M.Sc. thesis, University of Reading, 1974.
- Greenberg, B.G., Abul- Ela, Abdel-Latif, A., Simmons, W.R., and Horvitz, D.G., 'The unrelated question randomised response model: Theoretical framework, ' J A S A ,64, 1973,525-530.
- Horvitz, D.G., Shah, B.V., and Simmons, W.R., 'The unrelated question randomised response model, 'Proceedings of the American Statistical Association, Soial statistical Section, 1967,65-72.
- Horvitz, D.G., Abernathy, J.R., Greenberg, B.G., 'A method for estimating the incidence of abortion in an open population, ' Bulletin of the international Statistical Institute, 43,1969, 208-210.
- Horvitz, D.G., Greenberg, B.G., Abernathy, J.R., ' A new survey technique and its application in the field of public health, ' Milbank Memorial Fund Quarterly, 48,part 2, 1970, 39-55.
- Horvitz, D.G., ' Some recent developments in randomised response, 'Research Triangle Institute report, April 21, 1971.
- Mooors, J.J.A., ' Optimisation of the unrelated question randomised response model, ' J A S A , 66, 1971,627-629.
- Orenheim, A.N., 'Questionnaire design and attitude measurement, ' H.E.B. Ltd., London, 1970.
- Ware, H., and Caldwell, J.C., ' Confidentiality, privacy and sensitivity in household surveys, ' The Australian

Journal of Statistics, 14, 1972. 197-203.

Warner, S.L., ' Randomised response:

A survey technique for eliminating evasive answer bias,' J A S A ,60, 1965,63-69.