

ÖĞRENCİ BAKIŞ AÇISIYLA ÜNİVERSİTE YAŞAMININ KAZANDIRDIKLARININ ÖLÇÜLMESİNDE TEKRARLAMALI ÖLÇÜMLERİN ÇOK DEĞİŞKENLİ DEĞİŞKE ÇÖZÜMLEMESİ İÇİN UYGUN TEKNİĞİN BELİRLENMESİ

Zeynep FİLİZ, Necla ÇÖMLEKÇİ

Osmangazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, Eskişehir

ÖZET

Bu çalışmada m bağımlı değişkenli tek etmeni tekrarlamalı ölçümlü iki etmenli deneyler için söz konusu olan etkin çözümlene yaklaşımı ele alınmıştır. Bu yaklaşım, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi öğrencilerin cinsiyet ve dönem (zaman) etkisinin bağımlı değişkenlerde farklı değişimlere neden olup olmadığının belirlenmesi için uygulanmıştır.

Sonuç olarak, üniversite yaşamındaki kazanım değişikliği üzerinde cinsiyet farklılığının etkisi olmadığı gibi, cinsiyetle dönem arasında etkileşim etkisi farklılığı da yoktur. Fakat dönem, bağımlı değişkenlerde değişim yaratmaktadır.

Anahtar Kelimeler

Çok değişkenli tekrarlamalı ölçümlü deney, Çok değişkenli küresellik varsayımı, Çifte çok değişkenli sına tekniği, Çok değişkenli karma sına tekniği, Ayarlanmış çok değişkenli karma sına tekniği

DETERMINING APPROPRIATE TECHNIQUE FOR MULTIVARIATE ANALYSIS OF VARIANCE WITH REPEATED MEASUREMENTS ON MEASURING BENEFITS OF UNIVERSITY LIFE FROM STUDENT'S PERSPECTIVE

ABSTRACT

In this study, an effective analysis approach for multivariate repeated measures experiment having m dependent variables is investigated. This approach is used in order to point out whether time and gender effects exist for dependent variables Eskişehir Osmangazi University Art-Science Faculty Students.

In conclusion, we have found that the benefits that students gain from university life do not differ due to department or department x time interaction. But time (semester) makes a change in the dependent variables.

Key Words

Multivariate Repeated Measures Experiment, Multivariate Sphericity, Doubly Multivariate Model Analysis, Multivariate Mixed Model Analysis, Adjusted Multivariate Mixed Model Analysis

I.GİRİŞ

Araştırmada öğrencilerin üniversite yaşamlarındaki kazanım bileşenlerini tanımlayarak öğrenimlerinin ilk iki yılındaki değişim araştırılacaktır. Öğrenci kazanımlarında zamanla ortaya çıkması beklenen değişim ortaya konulmaya çalışılacaktır.

Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesinin Biyoloji, Fizik, İstatistik, Kimya, Matematik, Tarih ile Türk Dili ve Edebiyatı bölüm öğrencilerine üniversite yaşamının kazandırdığı değerlerde cinsiyetten cinsiyete ve dönemden döneme değişiklik olup olmadığının belirlenmesi araştırmanın özel amacıdır.

Türkiye genelinde üniversite sayısının artışıyla üniversite öğrencilerinin sorunları ile üniversite yaşamındaki kazanımlarının kapsamını ortaya koymak için 1999-2000 ve 2000-2001 öğretim yıllarında Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesinin yedi bölümündeki öğrencilerine eşit zaman aralıklarıyla, her dönem sonu "Öğrenci Bakış Açısıyla Üniversite Yaşamının Kazandırdıklarının Ölçülmesine İlişkin Anket" uygulanmıştır.

Anlaşılacağı gibi bu araştırmada tek etmeni zamanda tekrarlamalı ölçümlü iki etmenli bir deney söz konusudur; verilerin derlenmesi ve çözümlemesi Rassal Bölüntülere Göre Bölünmüş Bölüntüler Tasarımı'na (Split-Plot in a Completely Random Design) uygun olarak yürütülmüştür.

Araştırmada her bir denek (öğrenci) için 1999-2000 öğretim yılı güz ile bahar dönemleri, 2000-2001 öğretim yılı güz olmak üzere farklı zaman noktalarında ölçüm yapıldığından, dönem "tekrarlamalı etmen" olarak tanımlanmıştır. Kazanımların cinsiyetten cinsiyete farklılık gösterip göstermediği de araştırılacağından, cinsiyet etmeni "grup etmeni" olarak tanımlanmıştır.

Aynı deneklerin farklı dönem sonlarında (zaman anlarında) aynı değişkenler için gözlemlenmesi, deneklerin heterojenliğinin ya da bireysel farklılıkların kontrol edilmesini sağlar; her gözlem ortamında bağımsız deneklerin bulunması yerine aynı deneklerin yer alması, denekler-arası farklılıktan kaynaklanan yanılğaların azalmasını sağlar. Özellikle psikoloji ve eğitim alanlarında oldukça sık kullanılan çok bağımlı değişkenli tek etmeni tekrarlamalı iki etmenli deney türüne ilişkin çözümleme çalışmaları son yıllarda üzerinde önemle durulan konulardandır. Bu çalışmada m=3 bağımlı değişkenli tek etmeni zamanda tekrarlamalı ölçümlü iki etmenli deneylerde anlamlılık sınamaları önce kuramsal olarak ele alınmış, sonra etkin sınama tekniği araştırılmıştır.

1. TEKRARLAMALI ÖLÇÜMLÜ TASARIMLARIN ÇOK DEĞİŞKENLİ DEĞİŞKE ÇÖZÜMLEMESİ İÇİN UYGUN SINAMA TEKNİĞİNİN BELİRLENMESİ

Çok değişkenli tekrarlamalı ölçümlerin anlamlılık sınamaları iki farklı teknikle yapılabilmektedir: Çifte Çok Değişkenli Sınama Tekniği (The Doubly Multivariate Model) ve Çok Değişkenli Karma Sınama Tekniği (The Multivariate Mixed Model).

1.1. ÇIFTE ÇOK DEĞİŞKENLİ SINAMA TEKNİĞİ

n denek üzerinde m bağımlı değişkenli tekrarlamalı ölçümler için lineer model

$$Y = \theta X + \xi \quad (1)$$

olarak ifade edilir

Çifte çok değişkenli sınama tekniğinde gruplama (cinsiyet), zaman (dönem) etkisi ile grup x zaman etkileşim etkisi olmadığına ilişkin sınanacak önsav

$$H_0 : (C' \otimes I_m) \theta F = 0 \quad (2)$$

olarak ifade edilmektedir.

$$\text{vec}(\xi) \sim N_{nmq} [0, (I_n \otimes \Omega)] \quad (3)$$

ve

$$(C' \otimes I_m)Y = (C' \otimes I_m)\theta X + (C' \otimes I_m)\xi \quad (4)$$

varsayarak, Eşitlik 2'deki sıfır önsavını sınamak için benimsenen genel istatistikler $E^{-1}H$ 'ın karakteristik köklerinin fonksiyonlarıdır.

Eşitlik 2'de gösterilen sıfır önsavını sınamak için Wilks'in Λ ölçütü kullanılır. Wilks'in Λ ölçütü aşağıdaki gibidir.

$$\Lambda = |E|/|E + H|$$

Burada hata matrisi

$$E = (C \otimes I_m)' Y [I_n - X'(XX')^{-1}X] Y' (C \otimes I_m)$$

ve hipotez matrisi

$$H = (C' \otimes I_m) Y X'(XX')^{-1} F [F'(XX')^{-1}F]^{-1} F' (XX')^{-1} X Y' (C \otimes I_m)$$

olacaktır ve her iki matris de Wishart dağılımına sahiptir.

$$E \sim W_{ma} [(n-r), \Sigma, 0]$$

$$H \sim W_{ma} [s, \Sigma, \Xi]$$

$$\Sigma = (C' \otimes I_m) \Omega (C \otimes I_m)$$

$$\Phi = (C' \otimes I_m) \theta F [F' (XX')^{-1}F]^{-1} F' \theta' (C \otimes I_m)$$

$$\Xi = \Sigma^{-1} \Phi$$

Wilks'in Λ ölçütüne karşılık gelen olasılık (p) değerini bulmak için Rao'un F dönüşüm değeri aşağıdaki gibi hesaplanır (Boik, 1988):

$$F = (\Lambda^{-z} - 1) \left(\frac{v_2}{v_1} \right) \sim F(v_1, v_2) \quad (5)$$

$$z = \left\{ \frac{d^2 + m_1^2 - 5}{(m_1 d)^2 - 4} \right\}^{1/2}$$

$$v_1 = m_1 d$$

$$v_2 = z^{-1} \left[m_2 - \frac{1}{2}(d - m_1 + 1) \right] - \frac{1}{2}(m_1 d - 2)$$

d , hata matrisi E ve hipotez matrisi H 'nin boyutlarının çarpımıdır ($d=ma$); m_1 , hipotez matrisi H için serbestlik derecesi ($m_1=s$) ve m_2 , hata matrisi E için serbestlik derecesi ($m_2=n-r$)dir. Hesaplanan F örneklemdeğeri, α anlamlılık düzeyi, v_1 ve v_2 serbestlik dereceleriyle tablodan belirlenen F değeri ile karşılaştırılır. Hesaplanan değer tablo kritik değerini aşar ya da F örneklemdeğerinin olasılığı α değerinden küçük olursa, sıfır önsavı reddedilir.

1.1) ÇOK DEĞİŞKENLİ KARMA SINAMA TEKNİĞİ

Çok değişkenli karma sınama tekniğini uygulayabilmek için Eşitlik 1'deki lineer model ile Eşitlik 4'de verilen indirgenmiş lineer modelden yararlanılarak lineer modellerin elemanları tekrar düzenlenir. Çok değişkenli karma sınama tekniğinin uygulanabilmesi amacıyla Y yanıt matrisinden k 'inci denek için yanıt vektörü $m \times q$ matrisi Y_k^* ile gösterilecektir; bu matriste sıralar bağımlı değişkene karşılık gelirken, sütunlar zamana (döneme) karşılık gelecek şekilde olmak üzere, Y yanıt matrisinin yeni düzenlenmiş şekli aşağıdadır:

$$Y^* = \begin{bmatrix} Y_1^* & Y_2^* & \dots & Y_k^* & \dots & Y_n^* \end{bmatrix}_{m \times qn}$$

Bilinmeyen katsayılar matrisi θ ve hata matrisi ξ çok değişkenli karma sınama tekniği gereği aşağıdaki gibi tekrar düzenlenir.

$$\theta^* = (\theta_1^* \dots \theta_i^* \dots \theta_k^*)$$

$$\xi^* = (\xi_1^* \dots \xi_j^* \dots \xi_n^*)$$

Bu eşitlikler kullanılarak Eşitlik 1'deki lineer model aşağıdaki gibi yazılır:

$$Y^* = \theta^* (X \otimes I_q) + \xi^*$$

İndirgenmiş lineer model ise,

$$Y^* (I_n \otimes C) = \theta^* (X \otimes C) + \xi^* (I_n \otimes C) \quad (6)$$

olarak yazılır.

Eşitlik 4'deki lineer model, Eşitlik 6'daki indirgenmiş model ve çok değişkenli küresellik koşulu sağlandığı varsayılarak çok değişkenli karma sınaama tekniğinde gruplama (cinsiyet), zaman (dönem) etkisi ile grup x zaman etkileşim etkisi olmadığına ilişkin önsavı

$$H_0 : \theta^* (F \otimes C) = 0$$

sınamak için $E^{*-1}H^*$ 'in karakteristik köklerinin fonksiyonları kullanılır. Wilks tarafından önerilen ve genelleştirilmiş olabilirlik oran temeline dayanan Λ ölçütü aşağıdaki gibidir:

$$\Lambda = \frac{|E^*|}{|E^* + H^*|} \quad (7)$$

Bu ölçütteki hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H^* aşağıdaki eşitliklerle gösterilmektedir:

$$E^* = Y^* \left\{ \left[I_n - X'(XX')^{-1}X \right] \otimes CC' \right\} Y^{*'} \quad (8)$$

$$H^* = Y^* \left\{ X'(XX')^{-1}F[F'(XX')^{-1}F]^{-1}F'(XX')^{-1}X \otimes CC' \right\} Y^{*'} \quad (9)$$

Çok değişkenli karma sınaama tekniğinde Rao'un F tahmini kullanmak için Eşitlik 5'deki hata matrisi E yerine hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H yerine hipotez matrisi H^* yerleştirilir.

Çok değişkenli küresellik $\Sigma = (I_a \otimes \gamma)$ sağlanıyorsa, hata matrisi

$E^* \sim W_m [m_2 = (n-r)a, \gamma]$, hipotez matrisi $H^* \sim W_m (m_1 = sa, \gamma, \Xi^*)$ Wishart dağılır. Burada

$$\Sigma = (C' \otimes I_m) \Omega (C \otimes I_m) \quad (10)$$

$$\gamma = \left(\frac{1}{a}\right) \sum_{i=1}^a \Sigma_{ii}$$

$$\Phi = (C' \otimes I_m) \theta [F'(XX')^{-1} F]^{-1}$$

$$\Xi^* = \gamma^{-1} \theta^* \left\{ [F'(XX')^{-1} F]^{-1} F' \otimes CC' \right\} \theta^* = \gamma^{-1} \sum_{i=1}^a \Phi_{ii}$$

Σ_{ii} , Σ 'nin i 'inci $m \times m$ diagonal bloğunu ve Φ_{ii} , Φ 'nin i 'inci $m \times m$ diagonal bloğunu göstermektedir; diğer taraftan

$$d = m$$

$$m_1 = sa$$

$$m_2 = (n-r)a$$

olarak ifade edilmektedir.

1.2) ÇOK DEĞİŞKENLİ SINAMA TEKNİKLERİ İÇİN GEÇERLİLİK VARSAYIMLARININ İRDELENMESİ

$$H_0 : (C' \otimes I_m) \theta F = 0$$

önsavının sınanmasında yararlanılan çifte çok değişkenli sinama tekniği ile

$$H_0 : \theta^* (F \otimes C) = 0$$

önsavının sınanmasında kullanılan çok değişkenli karma sinama tekniğinin her ikisi de aşağıdaki iki varsayımın doğrulanmasını gerektirir:

(1) hataların çok değişkenli normallik varsayımı

$$\text{vec}(\xi_j) \sim N(0, \Omega_j) \text{ ile} \quad (11)$$

(2) varyans kovaryans matrisinin homojenlik varsayımı

$$(C' \otimes I_m) \Omega_j (C \otimes I_m) = (C' \otimes I_m) \Omega_{j'} (C \otimes I_m) \quad \forall j, j' \quad (12)$$

Çok değişkenli normallik varsayımı ile homojenlik varsayımı çifte çok değişkenli sinama tekniğinin geçerliliği için gerekli ve

yeterlidir. Eşitlik 3 sağlanıyorsa hataların çok değişkenli normallik varsayımı ve varyans kovaryans matrisinin homojenlik varsayımı aynı zamanda sağlanıyor demektir.

Çok değişkenli karma sınaama tekniğinde yukarıda belirtilen varsayımlara ek olarak hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H^* 'nin Wishart matrisleri gibi bağımsız olarak dağılmaları gerekmektedir. Hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H^* dağılımlarının bağımsızlığının sağlanması için, Eşitlik 3' teki hataların çok değişkenli normallik koşulu gerçekleşmelidir. Ayrıca Eşitlik 3 sağlanıyorsa, çok değişkenli küresellik koşulu

$$\Sigma = (I_a \otimes \gamma)$$

hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H^* 'nin Wishart dağılımına uygunluğunun sağlanması gerekli ve yeterlidir.

Çok değişkenli küreselliğin sağlandığına ilişkin

$$H_0 : \Sigma = (I_a \otimes \gamma)$$

sıfır önsavında $\Sigma = (C' \otimes I_m) \Omega (C \otimes I_m)$ olarak ifade edilmektedir; çok değişkenli küreselliğin varlığına ilişkin yukarıdaki sıfır önsavını sınamak için olabilirlik oranı şeklindeki sınaama istatistiği Thomas (1983) tarafından türetilmiştir. İlgili sınaama istatistiği

$$\lambda = |E|^{n/2} \div \left| a^{-1} \sum_{i=1}^a E_{ii} \right|^{na/2} \quad (13)$$

olarak verilmektedir. $-2\ln(\lambda)$ 'nin asimtotik dağılımı, f serbestlik derecesine sahip merkezi ki-kare rassal değişkeninin dağılımıdır:

$(-2\ln(\lambda) \sim \chi_f^2)$. Sözü edilen serbestlik derecesi aşağıdaki gibi belirlenir.

$$f = \frac{m(a-1)(ma+m+1)}{2} \quad (14)$$

1.3) ÇOK DEĞİŞKENLİ KÜRESELLİK KOŞULU SAĞLANMADIĞI DURUMDA KULLANILAN AYARLANMIŞ ÇOK DEĞİŞKENLİ KARMA SINAMA TEKNİĞİ

Küresellik koşulunun gerçekleşmemesinde Box tarafından önerilen düzeltme faktörünün bir benzeri çok değişkenli karma sına tekniğinde kullanılmak üzere türetilmiştir (Boik, 1988). Söz konusu düzeltme faktörü aşağıdaki gibidir:

$$\varepsilon = \frac{\text{tr}[(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii})^2] + [\text{tr}(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii})]^2}{a \{ \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^a [(\text{tr} \Sigma_{ij})^2 + \text{tr}(\Sigma_{ij}^2)] \}} \quad (15)$$

Çok değişkenli karma sına tekniğinde olduğu gibi ayarlanmış çok değişkenli karma sına tekniğinde de gruplama (cinsiyet), zaman (dönem) etkisi ile grup x zaman etkileşim etkisi olmadığına ilişkin $H_0: (C' \otimes I_m) \theta F = 0$ önsavının sınamak için $E^{*-1}H^*$ 'ın karakteristik köklerinin fonksiyonları kullanılır. Belirtilen sıfır önsavını sınamak için Wilks'in Λ ölçütü kullanılır. Wilks tarafından önerilen ve genelleştirilmiş olabilirlik oran temeline dayanan Λ ölçütü aşağıdaki gibidir:

$$\Lambda = \left| \frac{E^*}{E^* + H^*} \right|$$

Buradaki hata matrisi E^* ve hipotez matrisi H^* çok değişkenli karma sına tekniğindeki gibi hesaplanır; küresellik koşulu sağlanmadığı için dağılımların parametreleri düzeltme faktörüyle çarpılır.

Ayarlanmış çok değişkenli karma sına tekniğinde hata matrisi $E^* \sim W_m[\varepsilon(n-r)a, \gamma, 0]$ hipotez matrisi ise $H^* \sim W_m(\varepsilon a(s+2a\varepsilon\delta), \gamma, \Xi^*)$ Wishart dağılır. Burada

$$\gamma = \left(\frac{1}{a\varepsilon} \right) \sum_{i=1}^a \Sigma_{ii} \quad (16)$$

$$\Xi^* = a \varepsilon \left(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii} \right)^{-1} \sum_{i=1}^a \Phi_{ii} - 2(a\varepsilon)^2 \delta I_m$$

$$\delta = \frac{\delta_1}{\delta_2}$$

$$\delta_1 = \frac{\text{tr}\left(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii}\right)\text{tr}\left(\sum_{i=1}^a \Phi_{ii}\right) + \text{tr}\left[\left(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii}\right)\left(\sum_{i=1}^a \Phi_{ii}\right)\right]}{a\varepsilon} - \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^a [\text{tr}(\Sigma_{ij})\text{tr}(\Phi_{ij}) + \text{tr}(\Sigma_{ij}\Phi_{ij})]$$

$$\delta_2 = \text{tr}\left(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii}\right)^2 + \left[\text{tr}\left(\sum_{i=1}^a \Sigma_{ii}\right)\right]^2$$

olarak gösterilmektedir. Wilks'in Λ ölçütüne karşılık gelen olasılık (p) değerlerini bulmak için Rao'un F dönüşüm değeri aşağıdaki gibi hesaplanır (Boik, 1988):

$$F = (\Lambda^{-z} - 1) \left(\frac{v_2}{v_1} \right) \sim F(v_1, v_2) \quad (17)$$

$$z = \left\{ \frac{d^2 + m_1^2 - 5}{(m_1 d)^2 - 4} \right\}^{1/2}$$

$$v_1 = m_1 d$$

$$v_2 = z^{-1} \left[m_2 - \frac{1}{2}(d - m_1 + 1) \right] - \frac{1}{2}(m_1 d - 2)$$

$$d = m$$

$$m_1 = \varepsilon s a$$

$$m_2 = \varepsilon (n - r) a$$

Hesaplanan F örneklemdeğeri α anlamlılık düzeyi için v_1 ve v_2 serbestlik dereceleriyle tablodan belirlenen F değeri ile karşılaştırılır. Hesaplanan değer tablo kritik değerini aşarsa yada F örneklemdeğerinin olasılığı α değerinden küçük olursa sıfır önsavı belirli bir anlamlılık düzeyinde reddedilir.

1) ÖĞRENCİ BAKIŞ AÇISIYLA OSMANGAZİ ÜNİVERSİTESİNDEKİ ÜNİVERSİTE YAŞAMININ FEN EDEBİYAT FAKÜLTESİ ÖĞRENCİLERİNE KAZANDIRDIKLARININ ÇOK DEĞİŞKENLİ KARMA VE ÇİFTE ÇOK DEĞİŞKENLİ SINAMA TEKNİKLERİYLE ÇÖZÜMLEMESİ

Çözümlemesi yapılacak veriler, 1999-2000 öğretim yılının güz ve bahar dönemlerinin sonunda ve 2000-2001 öğretim yılının güz döneminde 7 bölümde okuyan 70 öğrenciye uygulanan anket sonucu elde edilen verilerdir (Belirtilen anketin düzenlenmesinde, A. Michael Willifort tarafından Ohio Üniversitesinde öğrencilere uygulanan anketten yararlanılmıştır.). Söz konusu veriler eşit aralıklı ölçekle ölçülen 54 bağımlı değişken için elde edilmiştir. Bağımlı değişken niteliği taşıyan anketin soru (değişken) adedini indirgemek amacıyla temel bileşenler çözümü uygulanmıştır. Bu aşamada karşılaşılan kavramsal anlamlılık problemini gidermede anketin iç tutarlılığı için Cronbach'ın α 'sı belirlenmiştir. Çözümleme sonucunda Cronbach α değeri 0.7174 bulunmuş, faktör çözümlemesinin uygulanması sonucunda da Memnuniyet, Önemlilik ve Sosyalleşme olarak nitelenen üç bileşen elde edilmiştir.

2.1) ÇİFTE ÇOK DEĞİŞKENLİ SINAMA TEKNİĞİNİN UYGULANMASI

B zaman etmeni olarak tanımlanan öğrenim dönemi düzey sayısı üç ($q=3$), A gruplama etmeni olarak tanımlanan cinsiyetin düzey sayısı iki ($p=2$)'dir; her cinsiyetteki öğrenci sayısı $n_i = 35$, toplam öğrenci $n=70$ 'dir. Her gruptaki (cinsiyetteki) verilerin çok değişkenli normal dağılmış alt evrenlerden geldiği varsayılmıştır.

Çifte çok değişkenli sınaama tekniğinde H_0 önsavının genel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : (C' \otimes I_3) \theta F = 0$$

Cinsiyet etmeninin, zamanxcinsiyet etkileşim etkisinin ve zaman etmeninin etkisinin olmadığı şeklindeki H_0 önsavının sınaamasında ayrı ayrı C ve F matrisleri belirlenir.

Rao'nun F dönüşümünde yer alan hata ve hipotez matrisleri belirlendikten ve Λ ile diğer parametrelerin değerleri yerine konulduktan sonra, çifte çok değişkenli sınaama tekniğinin sonuçları Tablo 1'de özetlenmiştir.

TABLO 1: Çifte çok değişkenli sınaama tekniğinin sonuçları

Değişkenlik Kaynağı	Bağımlı Değişken Sayısı (m)	C Matrisinin Rankı (a)	F Matrisinin Rankı (s)	$\Lambda = E / E + H $	F	v_1	v_2
Cinsiyet	3	1	6	0.9611	0.8904	3	66
Zaman	3	2	1	0.9999	10.501	6	63
Cinsiyet* Zaman	3	2	6	0.8627	1.671	6	63

Tablo 1'de görüldüğü gibi cinsiyet etmeni etkileri arasında ve cinsiyetle zaman etmenlerinin etkileşim etkileri arasında %5 anlamlılık düzeyinde fark yoktur; Üniversite yaşamındaki kazanım değişikliği üzerinde cinsiyet farklılığının etkisi olmadığı gibi, dönemlerle birlikte de etkili olmamaktadır. Fakat zaman (dönem farklılığı) bağımlı değişkenlerde bir değişim yaratmakta ($F_h = 10.501 > F_{0.05;6,63} = 2.25$), geçen zamanla (dönem farklılığıyla) birlikte üniversite yaşamındaki kazanımlarda değişiklik olmaktadır.

2.2) ÇOK DEĞİŞKENLİ KARMA SINAMA TEKNİĞİNİN UYGULANMA OLANAĞININ ARAŞTIRILMASI

Çok değişkenli karma sınaama tekniğiyle denekler-içi etkilerin (zaman ve cinsiyet x zaman etkileşim etkilerinin) sıfır olduğunun

sınanabilmesi için çok değişkenli küresellik koşulunun karşılanıp karşılanmadığının belirlenmesine çalışılmıştır. Çok değişkenli küresellik koşulunun sağlandığı şeklindeki sıfır önsavı aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$H_0 : \Sigma = (I_a \otimes \gamma)$$

Çok değişkenli küreselliğin sağlandığı şeklindeki H_0 önsavının sınanması için sınama istatistiği $\lambda = |E|^{n/2} / \left| a^{-1} \sum_{i=1}^a E_{ii} \right|$ kullanılmaktadır; bu sınama istatistiği, $-2\ln(\lambda) = 51.53 > \chi_{0.05; 15}^2 = 7.26094$ olarak bulunmuştur. Buna göre %5 anlamlılık düzeyinde sıfır önsavı reddedilmektedir, verilerimize çok değişkenli karma sınama tekniğinin uygulanması düşünülemez. Ancak çifte çok değişkenli sınama tekniğinin uygulanmasıyla elde edilen sonucun doğrulanması (veya reddedilmesi) için, bir başka sınama daha gerçekleştirilecektir.

2.3) AYARLANMIŞ ÇOK DEĞİŞKENLİ KARMA SINAMA TEKNIĞİNİN UYGULANMASI

Çok değişkenli küresellik koşulu sağlanmadığına göre zaman etmeninin ve zaman ile cinsiyet etmenlerinin etkileşim etkilerinin olmadığına ilişkin sınamada ayarlanmış çok değişkenli karma sınama tekniği geçerli bir teknik olabilir. Bu durumda hata matrisinin ve hipotez matrisinin serbestlik derecelerinde bir ayarlanma yapılmalıdır. Ayarlama çarpanı

$$\hat{\epsilon} = \frac{\text{tr}[\sum_{i=1}^a \hat{\Sigma}_{ii}] + [\text{tr}(\sum_{i=1}^a \hat{\Sigma}_{ii})]^2}{a \{ \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^a [(\text{tr} \hat{\Sigma}_{ij})^2 + \text{tr}(\hat{\Sigma}_{ij}^2)] \}} = 0.9591$$

olarak bulunmuştur.

Ana ve etkileşim etkilerinin sıfır olduğu şeklindeki H_0 önsavlarının genel gösterimi

$$H_0 : \theta^* (F \otimes C) = 0$$

olarak verilir. C ve F matrisleri, Rao'un F dönüşümünde yer alan hata matrisi ile hipotez matrisi ve diğer parametrelerin değerleri yerine konular; ayarlanmış çok değişkenli karma sınaama tekniğinin sonuçları Tablo 2'de özetlenmiştir.

TABLO 2: Ayarlanmış çok değişkenli karma sınaama tekniğinin sonuçları

Değişkenlik Kaynağı	Bağımlı Değişken Sayısı (m)	C Matrisinin Rankı (a)	F Matrisinin Rankı (s)	$\Lambda = \frac{ E^* }{ E^* + H^* }$	F	v_1	v_2
Cinsiyet	3	1	1	0.9598	0.9214	3	66
Zaman	3	2	1	0.9997	43.212	5.754 6	248.2 8
Cinsiyet* Zaman	3	2	1	0.9499	1.154	5.754 6	248.2 8

Bu çok değişkenli çözümleme tekniğine göre de cinsiyet etmeninin ana etkileri arasında ve cinsiyet ile zaman etkileşim etkileri arasında %5 anlamlılık düzeyinde fark olmadığı uygulanan ayarlanmış çok değişkenli karma sınaama tekniğiyle de saptanmıştır. Fakat zamanın bağımlı değişkenler üzerindeki etkisi anlamlıdır. ($F_h = 43.212 > F_{0.05;6,249} = 2.1$)

SONUÇ

Anket verileri için güvenilirlik çözümlemesi ile temel bileşenler ve faktör çözümlemesi uyguladıktan sonra, çok değişkenli normallik koşulunun sağlanmasını gerektiren çifte çok değişkenli sınaama tekniği öncelikle benimsenmiştir; zaman (dönem) etmeninin etkilerinin anlamlı olduğuna %5 anlamlılık düzeyinde karar verilmiştir.

Daha sonra, bir başka sınaama tekniği olan çok değişkenli karma sınaama tekniğinin uygulanabilmesi için dikkate alınması gereken çok değişkenli küresellik koşulu araştırılmış, sağlanmadığı için ayarlanmış çok değişkenli karma sınaama tekniği uygulanmıştır. Bu sınaama tekniğine göre de sadece zaman etmeninin etkileri anlamlı bulunmuştur.

Öğrencilerin Osmangazi Üniversitesinde üniversite yaşamındaki kazanımlarında saptanan değişimin sadece zamanın etkisi altında olduğu, cinsiyet farklılığından etkilenmediği ortaya konulmuştur. Anlaşılacağı gibi üniversitede geçirilen dönemler memnuniyet, önemlilik ve sosyalleşme olarak üç bileşende toplanan öğrenci kazanımlarını %5 anlamlılık düzeyinde etkilemektedir.

Zaman etmeni için ayarlanmış çok değişkenli karma sına tekniğindeki F değeri, çifte çok değişkenli sına tekniğinde hesaplanan F değerinden daha büyük olduğu için, ayarlanmış çok değişkenli karma sına tekniğinin daha etkin olduğu düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Boik, R.J., 1988, The Mixed Model for Multivariate Repeated Measures: Validity Conditions and an Approximate Test, *Psychometrika*, 53, 4, 469-486.
- Boik, R.J., 1991, Scheffe's Mixed Model for Multivariate Repeated Measures: A Relative Efficiency Evaluation, *Communication in Statistics-Theory and Methods*, 20, 4, 1233-1255.
- Keselman, H.J. and Lix, L.M., 1997, Analysing Multivariate Repeated Measures Designs When Covariance Matrices Are Heterogeneous , *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 50, 2, 319-338.
- Keselman, H.J., Huberty, C.J., Lix, L.M., Olejnik, S., Cribble, R.A., Donahue, B., Kowalchuk, R.K., Lowman, L.L., Petoskey, M.D., Keselman, J.C. and Levin, J.R., 1998, Statistical Practices of Educational Researchers: An Analysis of Their ANOVA, MANOVA, and ANCOVA Analyses, *Review of Educational Research*, 68, 3, 350-386.
- Schutz, R.W. and Gessaroli, M.E., 1987, The Analysis of Repeated Measures Designs Involving Multiple Dependent Variables, *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 58, 2, 132-149.
- Thomas, D.R., 1983, Univariate Repeated Measures Techniques Applied to Multivariate Data, *Psychometrika*, 48, 3, 451-464.
- Wang, C.M., 1983, On the Analysis of Multivariate Repeated Measures Designs, *Communications in Statistics- Theory and Methods*, 12, 14, 1647-1659.

Johnson, R.A and Wichern, D.W., 1998, *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Fourth Edition, Prentice Hall International, Inc., New Jersey, 816.

Timm, N.H., 1980, Multivariate Analysis of Variance of Repeated Measurements, *Handbook of Statistics I Analysis of Variance* (P.R. Krishnaiah), North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1002.

Weinfurt, K.P., 1995, *Multivariate Analysis of Variance, Reading and Understanding Multivariate Statistics* (Laurence G. Grimm and Paul R. Yarnold), American Psychological Association, Washington, 373.

Filiz, Z.,2001, *Tekrarlamalı Ölçümlerin Çok Değişkenli Değişke Çözümlemesi İçin Uygun Teknik Belirlenmesi ve Öğrenci Bakış Açısıyla Üniversite Yaşamının Kazandırdıklarının Ölçülmesine İlişkin Bir Uygulama*, Doktora Tezi, Osmangazi Üniversitesi, Eskişehir.