

**T. C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TIP-BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

**YAPISAL EŞİTLİK MODELLEMESİNDE KULLANILAN
MODEL UYUM İNDEKSLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI**

Şengül CANGÜR

(DOKTORA TEZİ)

Bursa-2012



T. C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TIP-BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI

YAPISAL EŞİTLİK MODELLEMESİNDE KULLANILAN
MODEL UYUM İNDEKSLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI

Şengül CANGÜR

(DOKTORA TEZİ)

Danışman: Doç. Dr. İlker ERCAN

Bursa-2012

Sađlık Bilimleri Enstitüsü M¼d¼rl¼đ¼ne,

Bu tez, j¼rimiz tarafından DOKTORA tezi olarak kabul edilmiřtir.

Adı ve Soyadı

İmza

| | |
|---------------|---------------------------|
| Tez Danıřmanı | Doç. Dr. İlker ERCAN |
| ¼ye | Doç. Dr. Fezan MUTLU |
| ¼ye | Yrd. Doç. Dr. ¼zlem ALPU |
| ¼ye | Yrd. Doç. Dr. B¼lent EDİZ |
| ¼ye | Yrd. Doç. Dr. Timur K¼SE |

Bu tez, Enstit¼ Y¼netim Kurulunun tarih,
sayılı toplantısında alınan numaralı kararı ile kabul edilmiřtir.

Prof. Dr. Metin PETEK
Enstit¼ M¼d¼r¼

İÇİNDEKİLER

| | |
|--|------|
| ÖZET | iii |
| SUMMARY | iv |
| KISALTMALAR DİZİNİ | v |
| SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ | vii |
| ŞEKİLLER DİZİNİ | xii |
| TABLolar DİZİNİ | xiii |
| | |
| 1. GİRİŞ | 1 |
| | |
| 2. GENEL BİLGİLER | 3 |
| 2.1. Yapısal Eşitlik Modellemesi Nedir ve Niçin Kullanılır?..... | 3 |
| 2.2. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Varsayımları..... | 5 |
| 2.3. Yapısal Eşitlik Modeli ve Matris Gösterimi..... | 6 |
| 2.4. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Çok Değişkenli Normallik Varsayımı ve Önemi . | 10 |
| 2.4.1. Genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W Testi..... | 11 |
| 2.4.2. Çok Değişkenli Çarpıklık ve Basıklık Ölçüleri..... | 14 |
| 2.5. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Kullanılan Tahmin Teknikleri..... | 19 |
| 2.5.1. Maksimum Olabilirlik Tahmin Tekniği..... | 20 |
| 2.5.2. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Tekniği..... | 24 |
| 2.5.3. Asimtotik Olarak Dağılımdan Bağımsız Tahmin Tekniği..... | 28 |
| 2.5.4. Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare Tahmin Tekniği..... | 31 |
| 2.6. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Model Uygunluğunun Değerlendirilmesinde Kullanılan Uyum İndeksleri..... | 33 |
| 2.6.1. χ^2 ve χ^2/v Oranı Uyum İndeksleri..... | 34 |
| 2.6.2. Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü (SRMR) Uyum İndeksi..... | 36 |
| 2.6.3. Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (RMSEA) Uyum İndeksi..... | 37 |
| 2.6.4. Tucker - Lewis Uyum İndeksi (TLI)..... | 38 |
| 2.6.5. Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI)..... | 39 |
| 2.7. Yapısal Eşitlik Modellemesi Uygulamasında Karşılaşılan Problemler..... | 40 |

İÇİNDEKİLER (Devamı)

| | |
|--|-----|
| 3. GEREÇ VE YÖNTEM | 43 |
| 3.1. Araştırmanın Amacı | 43 |
| 3.2. Simülasyon Çalışması..... | 43 |
| 3.2.1. Kurulan Modeller | 43 |
| 3.2.2. Kullanılan Program | 49 |
| 3.2.3. Belirlenen Dağılımsal Koşullar | 49 |
| 3.2.4. Tahmin Teknikleri | 50 |
| 3.2.5. Örneklem Hacimleri | 50 |
| 3.2.6. YEM’de Model Uyum İndeksleri..... | 50 |
| 3.2.7. Simülasyon Prosedürünün İşleyiş Aşamaları | 50 |
| 3.3. Çalışma Tasarımları..... | 51 |
| 3.3.1. Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Çalışma Tasarımı | 51 |
| 3.3.2. Çok Değişkenli Normal Olmayan Dağılım Koşullarında Çalışma Tasarımları | 51 |
| 4. BULGULAR | 53 |
| 5. TARTIŞMA VE SONUÇ | 99 |
| 6. EKLER | 113 |
| EK-1: R Programlama Dilinde Model-1 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması..... | 113 |
| EK-2: R Programlama Dilinde Model-2 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması..... | 115 |
| EK-3: R Programlama Dilinde Her Bir Dağılımsal Koşulda Model-1 ve Model-2’den Elde Edilen Model Uyum İndeksleri için Faktöriyel ANOVA Uygulaması..... | 118 |
| 7. KAYNAKLAR | 120 |
| TEŞEKKÜR | 128 |
| ÖZGEÇMİŞ | 129 |

ÖZET

Yapısal eşitlik modellemesi (YEM), çoklu regresyon ve faktör analizi yaklaşımlarının birleştirilmesiyle ortaya çıkmış bir yöntemdir. YEM, gerçek dünyada anlamlı olan değişkenler arasındaki ilişkilerin yer aldığı teorik modellerin belirlenmesi, tahmin edilmesi ve test edilmesinde yararlı, nicel bir yöntem olarak kullanılmaktadır. Bu tez çalışmasında, çok değişkenli normallik varsayımının sağlanıp sağlanmadığı durumlarda ve dışsal gizil değişken sayısı gözönüne alınarak oluşturulan modellerde, model uyum indekslerini etkileyen etmenler (tahmin teknikleri ve örneklem hacimleri) araştırılmış ve ilgili etmenlerin etkilerine göre model uyum indeksleri karşılaştırılmıştır. Simülasyon çalışması sonucunda, çok değişkenli normal dağılım koşulunda ve büyük örneklem hacimleriyle çalışılması durumunda χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin tahmin tekniği ve örneklem hacmi etmenlerinden en az etkilenen indeksler oldukları bulunmuştur. Ancak çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında model uyum indekslerinin farklı davranışlar sergiledikleri, sadece χ^2/v oranı indeksinin tahmin tekniği ve örneklem hacmi etmenlerinden daha az etkilendiği belirlenmiştir. Bu nedenle çok değişkenli normal dağılım koşulunda χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin, çok değişkenli normal olmayan dağılım koşullarında ise χ^2/v oranı indeksinin model uygunluğunun değerlendirilmesinde kullanılması tavsiye edilmiştir. Ayrıca tüm dağılımsal koşullarda, tahmin teknikleri ve örneklem hacimlerinden en çok etkilenen indeksin SRMR olması nedeniyle, model uygunluğunun değerlendirilmesinde tercih edilmemesi önerilmiştir. Bu çalışmanın belirlenen koşullar doğrultusunda özellikle yapısal eşitlik model uygunluğunun değerlendirilmesi aşamasında, model uyum indekslerinin seçimi için yararlı bir çalışma olduğu düşünülmektedir.

Anahtar kelimeler: Yapısal eşitlik modellemesi, Model uyum indeksi, Tahmin tekniği, Örneklem hacmi.

SUMMARY

COMPARISON OF MODEL FIT INDICES USED IN STRUCTURAL EQUATION MODELING

Structural Equation Modeling (SEM) is a method which is the combination of multivariate regression analysis and factor analysis approaches. SEM has been used as a useful quantitative method in specifying, estimating, and testing hypothesized theoretical models that describe relations among variables that are substantively meaningful in the real world. In this thesis study, it was investigated the impact of factors (estimation techniques and sample sizes) on model fit indices in models constructed according to the number of exogenous latent variables and whether the multivariate normality assumption is satisfied or not. Then model fit indices were compared by considering effects of related factors. At the end of the simulation study, it was founded that χ^2/ν ratio, RMSEA, and CFI are the least affected indices by estimation technique and sample size while in the multivariate normal distribution condition with large sample sizes. However, it was identified that the only χ^2/ν ratio is less affected index by estimation technique and sample size as the model fit indices exhibit different behaviors in the multivariate non-normal (skewed, kurtotic, and skewed and kurtotic) distribution conditions. Therefore, it was recommended that χ^2/ν ratio, RMSEA, and CFI indices should be used in the multivariate normal distribution condition whereas χ^2/ν ratio index should be used in the multivariate non-normal distribution (skewed, kurtotic, and skewed and kurtotic) conditions in structural equation model fit evaluation. Additionally, SRMR was found to be the most affected index by estimation techniques and sample sizes, therefore it was suggested that it should not be preferred in determining model fit in all of distributional conditions. It was thought that this study is a useful reference for the selection of model fit indices in structural equation model fit evaluation stage in the identified conditions.

Key words: Structural equation modeling, Model fit index, Estimation technique, Sample size.

KISALTMALAR DİZİNİ

| <u>Kısaltma</u> | <u>Anlamı</u> |
|------------------------|---|
| ADF | Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız (Asymptotic Distribution Free) |
| ANOVA | Varyans Analizi (Analysis of Variance) |
| CFI | Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (Comparative Fit Index) |
| DFA | Doğrulayıcı Faktör Analizi Modeli |
| DWLS | Diagonal olarak Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Diagonally Weighted Least Squares) |
| GLS | Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares) |
| GW _c | Genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W istatistiği |
| LR | Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio) |
| IV | Araç Değişkenleri (Instrumental Variables) |
| MLE | Maksimum Olabilirlik Tahmini (Maximum Likelihood Estimation) |
| ML | Maksimum Olabilirlik |
| NFI | Normlaştırılmış Uyum İndeksi (Normed Fit Index) |
| NNFI | Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (Non-Normed Fit Index) |
| RMSEA | Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error of Approximation) |
| RNI | Görelî Merkezi Olmayan İndeks (Relative Non-Centrality Index) |
| SB_χ ² | Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare (Satorra-Bentler Scaled Chi-Square) |
| SEM | Structural Equation Modeling |
| SRMR | Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü (Standardized Root Mean Square Residual) |
| OLS | Sıradan En Küçük Kareler (Ordinary Least Square) |
| TLI | Tucker-Lewis İndeksi (Tucker-Lewis Index) |
| TSLS | İki Aşamalı En Küçük Kareler (Two-Stage Least Squares) |
| Tukey's HSD | Tukey's Honestly Significant Difference |
| ULS | Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler (Unweighted Least Squares) |
| WLS | Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Weighted Least Squares) |
| YEM | Yapısal Eşitlik Modellemesi |

KISALTMALAR DİZİNİ (Devamı)

| <u>Kısaltma</u> | <u>Anlamı</u> |
|------------------------|--|
| R/lavaan/sem | R programlama dili YEM paketleri |
| SAS/STAT | SAS programı modülü |
| EQS | YEM programı (Equations) |
| LISREL | YEM programı (Linear Structural Relations) |
| AMOS | YEM programı (Analysis of Moment Structures) |
| STATISTICA/ | STATISTICA programı modülü |
| SEPATH | (Structural Equation Modeling and Path Analysis) |
| SYSTAT/ | SYSTAT programı modülü |
| RAMONA | (Reticular Action Model or Near Approximation) |
| MPLUS | YEM programı |
| MSBVAR | R programlama dili paketi |
| mvShapiroTest | R programlama dili paketi |
| QRMLib | R programlama dili paketi |

SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ

| <u>Sembol/Simge</u> | <u>Anlamı</u> |
|----------------------------|--|
| η | $m \times 1$ boyutlu rassal içsel (endogenous, bağımlı) gizil değişkenler vektörü |
| B | $m \times m$ boyutlu içsel gizil değişkenlerin katsayı matrisi |
| β_{ij} | İçsel gizil değişkenlerin katsayı matrisinin elemanları |
| Γ | $m \times n$ boyutlu dışsal (exogenous, bağımsız) gizil değişkenlerin dışsal katsayı matrisi |
| γ_{ij} | Dışsal gizil değişkenlerin dışsal katsayı matrisinin elemanları |
| ξ | $n \times 1$ boyutlu rassal dışsal gizil değişkenler vektörü |
| ζ | $m \times 1$ boyutlu gizil hata terimler vektörü |
| y | $p \times 1$ boyutlu içsel gözlenen değişkenler vektörü |
| Λ_y | $p \times m$ boyutlu faktör yükleri ya da yapısal katsayı matrisi |
| λ_{ij}^y | $p \times m$ boyutlu yapısal katsayı matrisinin elemanları |
| ε | $p \times 1$ boyutlu içsel değişkenlerin ölçüm hata vektörü |
| x | $q \times 1$ boyutlu dışsal gözlenen değişkenler vektörü |
| Λ_x | $q \times n$ boyutlu faktör yükleri ya da yapısal katsayı matrisi |
| λ_{ij}^x | $q \times n$ boyutlu yapısal katsayı matrisinin elemanları |
| ξ | $n \times 1$ boyutlu rassal dışsal gizil değişkenler vektörü |
| δ | $q \times 1$ boyutlu dışsal değişkenlere ait ölçüm hata vektörü |
| Φ | $n \times n$ boyutlu dışsal gizil değişkenler arasındaki kovaryans matrisi |
| ϕ_{ij} | Dışsal gizil değişkenler arasındaki kovaryans matrisinin elemanları |
| Ψ | $m \times m$ boyutlu gizil hatalar (ζ) arasındaki kovaryans matrisi |
| ψ_{ij} | Gizil hatalar (ζ) arasındaki kovaryans matrisinin elemanları |
| Θ_ε | $p \times p$ boyutlu y ölçüm modelindeki hatalar arasındaki kovaryans matrisi |
| Θ_δ | $q \times q$ boyutlu x ölçüm modelindeki hatalar arasındaki kovaryans matrisi |
| Σ | x ve y nin populasyon kovaryans matrisi |

SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ (Devamı)

| <u>Sembol/Simge</u> | <u>Anlamı</u> |
|----------------------------|---|
| θ | Model parametre vektörü |
| $\Sigma(\theta)$ | Modelden elde edilen kovaryans matrisi |
| $W(\mathbf{z}_i)$ | Her bir özvektör üzerinden tahmini (ya da öngörülen) Shapiro-Wilk'in W istatistiği |
| A | $(n-1) \times n$ boyutlu sabit bir matris |
| \mathbf{d}_i | Özvektör |
| \mathbf{z}_i | Rasgele vektör |
| $z_{(i)}$ | Sıralı örnekleme |
| \bar{z}_i | Örnekleme ortalaması |
| α_j | Shapiro-Wilk'in katsayıları |
| $\beta_{1,p}$ | Mardia'nın çok değişkenli çarpıklık indeksi |
| $\beta_{2,p}$ | Mardia'nın çok değişkenli basıklık indeksi |
| ω | Satorra-Bentler ölçekleme faktörü |
| χ_{SB}^2 | Satorra-Bentler ölçekli ki-kare test istatistiği |
| χ_{MLE}^2 | MLE ki-kare test istatistiği |
| χ^2 | Ki-kare test istatistiği (Chi-square statistics) |
| ν | Ki-kare test istatistiğinin serbestlik derecesi |
| χ^2/ν | Ki-kare test istatistiğinin serbestlik derecesine bölünmesiyle elde edilen oran indeksi |
| χ_i^2 | Bağımsız modelin ki-kare test istatistiği |
| χ_t^2 | Hedef modelin ki-kare test istatistiği |
| $J(x)$ | Johnson'un S_B sistemi |
| τ | x dağılımının şeklini belirleyen parametre |
| ϕ | x dağılımının şeklini belirleyen parametre |

SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ (Devamı)

| <u>Sembol/Simge</u> | <u>Anlamı</u> |
|---------------------------|--|
| ω | x dağılımının konum faktörü |
| Υ | x dağılımının ölçek faktörü |
| μ | Ortalama vektör |
| S | Örneklem kovaryans matrisi |
| s_{ij} | Örneklem kovaryans matrisinin elemanları |
| \bar{x}' | Örneklem ortalama vektörü |
| $b_{1,p}$ | Örneklemin çok değişkenli çarpıklık katsayısı |
| $E(b_{1,p})$ | $b_{1,p}$ nin beklenen değeri |
| \mathbb{W}_0 | Mardia'nın çok değişkenli çarpıklık test istatistiği |
| \mathcal{W}_0 | \mathbb{W}_0 test istatistiğinin yakınsaması |
| $b_{2,p}$ | Örneklem dağılımının çok değişkenli basıklık katsayısı |
| $E(b_{2,p})$ | $b_{2,p}$ nin beklenen değeri |
| $\text{Var}(b_{2,p})$ | $b_{2,p}$ nin varyansı |
| \mathbb{W}_1 | Mardia'nın çok değişkenli basıklık test istatistiği-1 |
| \mathbb{W}_2 | Mardia'nın çok değişkenli basıklık test istatistiği-2 |
| $N_p(\mu, \Sigma)$ | Ortalama vektörü μ ve kovaryans matrisi Σ olan p değişkenli normal dağılım |
| θ_0 | $qx1$ boyutlu bilinmeyen parametre vektörü |
| Σ_0 | θ_0 bilinmeyen parametre vektörüyle populasyon (true) kovaryans matris fonksiyonu |
| $f(S \setminus \Sigma_0)$ | S örneklem kovaryans matrisinin olasılık yoğunluk fonksiyonu |
| C | Normalleştirme sabiti |
| n | Örneklem hacmi |
| \exp | e tabanındaki üs değeri (exponential) |
| tr | Matrisin izi (Trace) |
| $ $ | Determinant ölçütü |

SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ (Devamı)

| Sembol/Simge | Anlamı |
|---|--|
| $-\log$ | Negatif logaritma |
| $F(\theta)$ | Fark fonksiyonu (Discrepancy function) |
| $\tilde{\theta}_M$ | θ_0 ın ML kestiricisi |
| \xrightarrow{p} $\xrightarrow{p=\text{probability}}$ | Olasılıkta yakınsama |
| $\xrightarrow{L=\text{Large}}$ \xrightarrow{L} | Örneklem hacmi artırıldığında dağılımda yakınsama |
| \mathbf{x}_i | p sayıda gözlenen değişkenlerin rasgele vektörü |
| vecs | Alt üçgen matrisinin elemanlarının ardışık olarak satır satır çekilmesiyle oluşturulan sütun vektörü |
| \mathbf{K}_p | $p^2 \times p^*$ boyutlu geçiş (transition) matrisi |
| \otimes | Kronecker çarpımı |
| \mathbf{e} | Artık vektörü |
| vec | Matrisin satırlarının ardışık olarak sütunlarda gösterilmesiyle elde edilen vektör |
| \mathbf{V} | $p \times p$ boyutlu pozitif tanımlı matris |
| $G(\theta)$ | GLS fonksiyonu |
| \mathbf{I} | Birim matris (Identity matrix) |
| $\chi_{p^*-q}^2$ | MLE, GLS ve ADF teknikleriyle elde edilen dağılımın $p^* - q$ serbestlik derecesiyle yakınsadığı ki-kare test dağılımı |
| \mathbf{W} | Pozitif tanımlı ağırlık matrisi |
| \mathbf{K}_{ijkh} | Çok değişkenli basıklık ölçüsüyle ilişkili dağılımın bir bileşeni (4. dereceden kümülant) |
| δ_{ijkh} | Kronecker delta |

SEMBOLLER VE SİMGELER DİZİNİ (Devamı)

| <u>Sembol/Simge</u> | <u>Anlamı</u> |
|----------------------------|--|
| $\tilde{\theta}_A$ | θ_0 ın ADF kestiricisi |
| $G_A(\theta)$ | ADF fonksiyonu |
| s_{ijkh} | Örneklemin ortalamaya ilişkin 4. dereceden momenti |
| $S(i, j)$ | $\mathbf{x}_t(i)$ ve $\mathbf{x}_t(j)$ gözlenen değişkenlerin kovaryansı |
| $S(k, h)$ | $\mathbf{x}_t(k)$ ve $\mathbf{x}_t(h)$ gözlenen değişkenlerin kovaryansı |
| p | Gözlenen değişkenlerin sayısı |
| t | Tahmin edilen bağımsız parametrelerin sayısı |
| $\hat{\sigma}_{ij}$ | Modeli belirten $\Sigma(\hat{\theta})$ matrisinin elemanları |
| l | Bilinen parametre sayısı |
| max | Verilen değerler içinde maksimum değeri veren fonksiyon |

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil - 1. Her Bir Gizil Değişkende İki Gözlenen Değişkenin Olduğu Üç Gizil Değişkenli Yapısal Eşitlik Modeli 45

Şekil - 2. Her Bir Gizil Değişkende İki Gözlenen Değişkenin Olduğu Dört Gizil Değişkenli Yapısal Eşitlik Modeli 48

TABLolar DİZİNİ

| | |
|---|----|
| Tablo - 1: Simülasyon Çalışmasında Karşılaşılan Problemlerin Yüzde Değerleri (%)..... | 53 |
| Tablo - 2: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'in Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))..... | 54 |
| Tablo - 3: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum)) | 55 |
| Tablo - 4: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum)) | 56 |
| Tablo - 5: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum)) | 57 |
| Tablo - 6: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum)) | 58 |
| Tablo - 7: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 59 |
| Tablo - 8: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 59 |
| Tablo - 9: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 60 |
| Tablo - 10: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 60 |
| Tablo - 11: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 61 |
| Tablo - 12: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 61 |
| Tablo - 13: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 61 |
| Tablo - 14: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 62 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|---|----|
| Tablo - 15: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 62 |
| Tablo - 16: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 63 |
| Tablo - 17: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 63 |
| Tablo - 18: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 64 |
| Tablo - 19: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 64 |
| Tablo - 20: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 65 |
| Tablo - 21: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 65 |
| Tablo - 22: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 65 |
| Tablo - 23: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 66 |
| Tablo - 24: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 66 |
| Tablo - 25: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 67 |
| Tablo - 26: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 67 |
| Tablo - 27: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 68 |
| Tablo - 28: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 68 |
| Tablo - 29: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 69 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|--|----|
| Tablo - 30: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 69 |
| Tablo - 31: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 69 |
| Tablo - 32: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 70 |
| Tablo - 33: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 70 |
| Tablo - 34: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 71 |
| Tablo - 35: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 71 |
| Tablo - 36: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 72 |
| Tablo - 37: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 72 |
| Tablo - 38: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 72 |
| Tablo - 39: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 73 |
| Tablo - 40: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 73 |
| Tablo - 41: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 73 |
| Tablo - 42: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 74 |
| Tablo - 43: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 74 |
| Tablo - 44: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 74 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|---|----|
| Tablo - 45: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 75 |
| Tablo - 46: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 75 |
| Tablo - 47: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v ² Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 75 |
| Tablo - 48: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v ² Oranı Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 76 |
| Tablo - 49: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v ² Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 76 |
| Tablo - 50: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 76 |
| Tablo - 51: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 77 |
| Tablo - 52: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 77 |
| Tablo - 53: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 77 |
| Tablo - 54: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 78 |
| Tablo - 55: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 78 |
| Tablo - 56: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 78 |
| Tablo - 57: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 79 |
| Tablo - 58: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 79 |
| Tablo - 59: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 79 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|--|----|
| Tablo - 60: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 80 |
| Tablo - 61: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 80 |
| Tablo - 62: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 80 |
| Tablo - 63: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 81 |
| Tablo - 64: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 81 |
| Tablo - 65: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 81 |
| Tablo - 66: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 82 |
| Tablo - 67: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 82 |
| Tablo - 68: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 82 |
| Tablo - 69: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 83 |
| Tablo - 70: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 83 |
| Tablo - 71: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 83 |
| Tablo - 72: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 84 |
| Tablo - 73: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 84 |
| Tablo - 74: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 85 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|--|----|
| Tablo - 75: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 85 |
| Tablo - 76: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 85 |
| Tablo - 77: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 86 |
| Tablo - 78: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 86 |
| Tablo - 79: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 86 |
| Tablo - 80: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 87 |
| Tablo - 81: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 87 |
| Tablo - 82: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 87 |
| Tablo - 83: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 88 |
| Tablo - 84: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 88 |
| Tablo - 85: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI ² Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 88 |
| Tablo - 86: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI ² Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 89 |
| Tablo - 87: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI ² Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 89 |
| Tablo - 88: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 89 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|---|----|
| Tablo - 89: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Örnekleme Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 90 |
| Tablo - 90: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 90 |
| Tablo - 91: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 90 |
| Tablo - 92: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR Uyum İndeksi için "Örnekleme Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 91 |
| Tablo - 93: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 91 |
| Tablo - 94: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI Uyum için Varyans Analizi Tablosu | 92 |
| Tablo - 95: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI Uyum İndeksi için "Örnekleme Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 92 |
| Tablo - 96: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 92 |
| Tablo - 97: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 93 |
| Tablo - 98: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI Uyum için "Örnekleme Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 93 |
| Tablo - 99: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 93 |
| Tablo - 100: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 94 |
| Tablo - 101: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 94 |
| Tablo - 102: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 94 |

TABLolar DİZİNİ (Devamı)

| | |
|---|----|
| Tablo - 103: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 95 |
| Tablo - 104: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu..... | 95 |
| Tablo - 105: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 95 |
| Tablo - 106: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 96 |
| Tablo - 107: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 96 |
| Tablo - 108: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu | 97 |
| Tablo - 109: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması..... | 97 |
| Tablo - 110: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması | 97 |
| Tablo - 111(a): Model-1'e ait Model Uyum İndekslerinin Tahmin Tekniklerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)..... | 98 |
| Tablo - 111(b): Model-1'e ait Model Uyum İndekslerinin Örneklem Hacimlerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)..... | 98 |
| Tablo - 112(a): Model-2'ye ait Model Uyum İndekslerinin Tahmin Tekniklerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)..... | 99 |
| Tablo - 112(b): Model-2'ye ait Model Uyum İndekslerinin Örneklem Hacimlerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)..... | 99 |

1. GİRİŞ

Yapısal eşitlik modellemesi (Structural Equation Modeling – SEM – YEM), çoklu regresyon ve faktör analizi yaklaşımlarının birleştirilmesiyle ortaya çıkmış bir yöntemdir (1). YEM, gerçek dünyada anlamlı olan değişkenler arasındaki ilişkilerin yer aldığı teorik modellerin belirlenmesi, tahmin edilmesi ve test edilmesinde yararlı, nicel bir yöntem olarak kullanılmaktadır (2).

YEM'in amacı, bir veya daha fazla gözlenen (manifest) değişkenle ölçülen gizil (latent, gözlenmeyen) kurulumlar (constructs) arasında eş-zamanlı olarak birbiriyle ilgili bağımlı ilişkiler sistemini açıklamaktır. Teorik modelin örneklem verileriyle nasıl desteklendiğini belirlemek, yani ilgili modelin temel kurulumlar arasındaki ilişkilerini tahmin etmektir. Örneklem verileri teorik modeli destekliyorsa, daha kompleks teorik modeller kurulabilir. Örneklem verileri teorik modeli desteklemiyorsa, ya orijinal model modifiye edilebilir ya da başka teorik modellerin geliştirilmesine gereksinim duyulabilir. YEM sonucunda elde edilen teorik modelin uygunluğunun değerlendirilmesinde kabul edilebilir tek bir kriter olmadığından, çok sayıda uyum indeksi geliştirilmiştir (3-5).

YEM yöntemi altında yapılan çalışmalar incelendiğinde, bu çalışmaların hem deneysel hem de deneysel olmayan veriler kullanılarak, “teori geliştirmek” ve “teori doğrulamak” amacıyla yapıldığı görülmektedir (6-8). Geleneksel YEM yöntemi için gerekli olan varsayımların uygulamalarda sağlanamaması ya da sapmalar göstermesi nedeniyle YEM'in sağlamlılığını incelemek amacıyla birçok simülasyon çalışması yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmaların büyük bir çoğunluğu teoriyi doğrulamak amacıyla yapıldığından, bilinen bir teorik model referans alınmış ve en çok kullanılan tekniklerin, belirlenen koşullarda nasıl davranış sergiledikleri incelenmiştir. Yapılan çalışmalarda özellikle farklı dağılımsal koşullar ve örneklem hacimleri temelinde tahmin teknikleriyle elde edilen parametre tahminleri, standart hatalar ve model uyum indekslerinin yanlılığı araştırılmıştır.

YEM'de kullanılan parametre tahmin tekniklerinin önerilmesi, geliştirilmesi ve hangi koşullarda tercih edilmesine yönelik yapılan çalışmaların (6, 8-26) yanı sıra tahmin teknikleri, örneklem hacimleri, dağılımsal koşullar, gizil değişken sayısı, gözlenen değişken sayısı, modelin yanlış belirlenme derecesi, faktör yükleri, faktör korelasyonları,

uygun olmayan çözümler ve yakınsama hatası gibi etmenlerin de model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini incelemek için farklı deneysel tasarımlar kullanılarak yapılan simülasyon çalışmalarının, YEM literatürüne katkı sağladıkları görülmektedir (2, 5, 8, 12, 15, 18, 21, 22, 24, 26-42).

Bu doktora tezi çalışmasında ilk olarak, YEM'in tercih edilme nedenleri ve varsayımları, yapısal eşitlik modelinin notasyonlarla gösterimi, çok değişkenli normallik varsayımının ve çok değişkenli çarpıklık ve basıklık ölçülerinin YEM'deki önemi, en çok kullanılan parametre tahmin teknikleri, YEM'de model uygunluğunun değerlendirilmesinde kullanılan uyum indeksleri ve YEM uygulamasında karşılaşılan problemler gibi konulardan bahsedilmiştir.

YEM literatür incelemeleri sonucunda, farklı tahmin teknikleriyle elde edilen model uyum indeksleri üzerine halen birçok simülasyon çalışmasının yapıldığı görülmektedir. Bu nedenle bu tez çalışmasında, çok değişkenli normallik varsayımının sağlanıp sağlanamadığı durumlarda ve dışsal (bağımsız) gizil değişken sayısı göz önüne alınarak oluşturulan modellerde, tahmin tekniği ve örneklem hacmi etmenlerinin model uyum indeksleri üzerindeki etkileri simülasyon yapılarak araştırılmıştır. Bu etmenlerin etkileri doğrultusunda model uyum indeksleri karşılaştırılarak, uygun model uyum indeksleri önerilmiştir.

2. GENEL BİLGİLER

2.1. Yapısal Eşitlik Modellemesi Nedir ve Niçin Kullanılır?

YEM, değişken setinde karşılıklı ilişkileri açıklayabilen olası teorik modellerin incelenmesinde kullanılan standart bir araç özelliğini taşımaktadır. Bir yapısal eşitlik modeli, analizde yer alan değişkenler ile nasıl oluşturulduğu ve ilgili değişkenlerin nasıl ilişkili olduğuna ilişkin hipotezler serisini gösterir (34). Yapısal eşitlik modellemesi terimi, prosedürün iki önemli yönünü taşımaktadır. Bunlardan ilki, nedensel süreçlerin yapısal eşitlikler serisiyle gösterilebilir olması, diğeri ise bu yapısal ilişkilerin, teorinin daha açık anlatımına imkan vermek için diyagramlar yardımıyla modellenenabilir olmasıdır (43).

YEM yönteminin uygulanabilmesi için verilerin, normallik varsayımı (normality), çoklu bağlantının (multicollinearity) varlığı ve ayrı varyanslılık (heteroscedasticity) durumları açısından incelenmesi gerekir (1, 2, 44, 45). YEM uygulaması, bu inceleme sonrasında tahmin edilecek modelin belirlenme işlemiyle başlar, ardından, uygun teknik kullanılarak öngörülen modelin parametre tahminlerinin elde edilmesiyle devam eder. Son olarak da modelin uyum değerlendirilmesi yapılır (34).

YEM, araştırmacı tarafından varsayılan teorik modelin kantitatif testini sağlamak ve bu amaç doğrultusunda gözlenen değişkenler arasındaki ilişkileri göstermek için regresyon, path ve doğrulayıcı faktör analizi modelleri gibi çeşitli model tiplerini kullanmaktadır. YEM, kurulumlar arasındaki kompleks ilişkilerin bilinmesi avantajını kullanarak, hipotez testiyle teorik modelleri test ederek, eşitlik sistemindeki bilinmeyen katsayıları tahmin eder. Özellikle model parametreleri arasında yönlendirilmiş etkileri ve modellerin geçerliliği üzerine odaklanmaktadır (2, 3). Eşitlik sisteminde genellikle direkt olarak gözlenen değişkenler ve gizil değişkenler yer almaktadır. Gizil değişkenler (kurulumlar ya da faktörler), direkt olarak gözlenemeyen ya da ölçülemeyen değişkenlerdir (3). Eşitlik sisteminin yapısını açıklamak için araştırmalarda gizil değişkenler kullanılır. Bu durumda gizil değişkenleri, direkt olarak gözlenemeyen teorik kurulumların gösterimi olarak da tanımlamak mümkündür (46). Gözlenen, ölçülen ya da indikatör değişkenler ise gizil değişkeni tanımlayan veya çıkarsama yapılmasını sağlayan değişkenler setidir (2, 43).

YEM, gizil deęişkenleri gözlenen deęişkenlerin lineer kombinasyonları olduğunu varsaymaktadır. Bu varsayım, çoklu deęişkenler üzerinden meydana gelen “nedensel” süreçleri göstermektedir (43). YEM, gözlenebilen ve gözlenemeyen deęişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin sınanmasında kullanılan ve teorik kurulumların formüle edilmesinde karşılaşılan problemlerin çözümünde de yararlı bir yöntem olduğunu kanıtlamıştır (47). Karmaşık analiz işlemlerinde yapısal eşitlik modellemesi, geleneksel istatistiksel yöntemlere tercih edilebilir. YEM’in birkaç yönü, bilinen dięer çok deęişkenli analizlerden farklıdır. Çok deęişkenli prosedürlerin çoęu, ölçüm hatasının deęerini doğru bulma özelliğine sahip deęil iken YEM, bu parametrelerin doğru tahminlerini sağlamaktadır. Yine veri analizinde kullanılan dięer yöntemler sadece gözlenen ölçümlere dayandırılırken, YEM’in kullanılmasıyla hem gözlenen hem de gizil deęişkenlerin analize dahil edilmesi mümkün olmaktadır (43). Hem yapısal eşitlik modellemesi, hem çoklu regresyon analizi benzer yapısal modelleri test etmek için kullanılır, fakat yapısal eşitlik modellemesi ölçüm hatalarını saptamak için ölçüm modelini kullanır. Ayrıca faktör analizi modellemesi ile yapısal eşitlik modellemesi arasında önemli bir fark vardır. Faktör analizinde gözlenen deęişkenler herhangi bir faktör ya da tüm faktörler üzerine yüklenebilirken YEM, doğrulayıcı faktör analizini kullandığından gözlenen deęişkenler gizil deęişkenler üzerine yüklenir (48).

YEM’in tercih edilmesi dört ana nedene bağlanabilir, bunlar aşağıda özetlenmiştir (3, 49).

- i. Araştırmacıların bilimsel araştırma alanlarında daha fazla bilgi sahibi olabilmeleri için çoklu gözlenen deęişkenlerin kullanılması gerektiğini fark etmeleri:** İstatistiksel tekniklerin birçoęu, daha önce de bahsedildięi gibi sınırlı sayıda deęişkenler kullanmakta ve geliştirilen ileri teorilerin çözümlenmesinde yeterli olamamaktadırlar. Bu durumda çalışmada çok az deęişkenin kullanılması, kompleks fenomen hakkında bilgi elde etmeyi güçleştirmektedir. YEM, kompleks fenomenlerin istatistiksel olarak modellenmesini ve test edilmesini sağlamaktadır. Bu nedenle YEM, teorik modelleri birleştirmek veya ayırştırmak için tercih edilen bir yöntem olmaktadır.

- ii. **Araştırmacıların ölçüm araçlarıyla elde ettiği gözlenen değerlerin, güvenilirlik ve geçerliğinin önemli olduğunu fark etmeleri:** Spesifik olarak ölçüm hatası, birçok disiplinde önemli bir konudur. Diğer prosedürlerin aksine YEM, verilerin istatistiksel analizinde ölçüm hatasını direkt hesaba katmaktadır.
- iii. **YEM yönteminin karmaşık teorik modelleri analiz etme yeteneği:** YEM'in yaklaşık olarak 30 yıldan fazla süredir hızla gelişmiş olması, özellikle karmaşık teorik YEM modellerini analiz etme yeteneğinden kaynaklanmaktadır. Örneğin; teorik modellerdeki grup farklılıkları, çoklu grup YEM modelleriyle değerlendirilebilir.
- iv. **YEM yönteminin yazılım programlarıyla kolay uygulanabilirliği:** YEM'e ilişkin yazılım programlarının artmış olması ve kullanıcı dostu olması da YEM'in tercih edilmesini sağlamaktadır. YEM uygulamaları için özellikle R/lavaan/sem, SAS/STAT, EQS, LISREL, AMOS, STATISTICA/SEPATH, SYSTAT/RAMONA, MPLUS vb gibi programlama dilleri ve paket programlar yaygın bir şekilde kullanılmaktadır.

2.2. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Varsayımları

Yapısal eşitlik modellemesinin uygulanabilmesi için veri dağılımlarının normallikten sapma, çoklu bağlantı ve ayrı varyanslılık açısından kontrol edilmesi gerektiği ifade edilmiştir (1, 2, 44, 45).

Geleneksel YEM'in uygulanabilmesi için aşağıda ifade edilen varsayımların sağlanması gerekmektedir. Bu varsayımlar: (a) değişkenlerin bağımsızlığı, (b) örnekleme oluşturan gözlemlerin rassallığı, (c) tüm ilişkilerin doğrusallığı, (d) dağılımın çok değişkenli normalliği, (e) basıklık ve çarpıklığın olmaması, (f) aralıklı ya da oranlı ölçekle ölçülen uygun veriler, (g) 100–400 arasında bir örneklem hacmi ve (h) çalışmanın açıklayıcı amacı ve diğer amaçlarıdır (1, 7, 43, 44). Ancak uygulamada, bu koşulların tamamının sağlanması pek mümkün olmamaktadır. Bu nedenle araştırmacılar,

geleneksel YEM yerine farklı YEM prosedürleri (parametrik olmayan YEM) geliştirmişlerdir (50).

2.3. Yapısal Eşitlik Modeli ve Matris Gösterimi

Yapısal eşitlik modeli, ölçüm modeli (Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) modeli) ve yapısal modelin birleşimi olarak tanımlanmaktadır (43). “Ölçüm modeli”, gözlenen değişkenler ve bağlı oldukları gizil değişken arasındaki ilişkileri tanımlayan bir modeldir. “Yapısal model” ise gizil değişkenler arasındaki ilişkileri gösteren bir modeldir (43, 51).

Genel yapısal eşitlik modeli, gizil değişkenlerle ilişkili olan bir yapısal model

$$\eta = \mathbf{B} \eta + \mathbf{\Gamma} \xi + \zeta \quad [1]$$

ile gizil ve gözlenen değişkenleri bağlayan bir ölçüm modelini

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{\Lambda}_y \eta + \varepsilon \\ \mathbf{x} &= \mathbf{\Lambda}_x \xi + \delta \end{aligned} \quad [2]$$

içermektedir (15, 43, 52, 53).

\mathbf{B} ve $\mathbf{\Gamma}$ katsayı matrislerinin elemanları, uygun küçük yunan harfleri β ve γ ile gösterilirse, eşitlik [1]’in matris gösterimi eşitlik [3]’teki gibi olur:

$$\begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix}_{(m \times 1)} = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{12} & \beta_{13} & \cdot & \cdot & \cdot & \beta_{1m} \\ \beta_{21} & 0 & \beta_{23} & \cdot & \cdot & \cdot & \beta_{2m} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \end{bmatrix}_{(m \times m)} \times \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix}_{(m \times 1)} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{m1} & \gamma_{m2} & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \gamma_{mn} \end{bmatrix}_{(m \times n)} \times \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \xi_n \end{bmatrix}_{(n \times 1)} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \zeta_m \end{bmatrix}_{(m \times 1)} \quad [3]$$

η , rassal içsel (endogenous, bağımlı) gizil değişkenlerin gösterildiği $m \times 1$ boyutlu vektördür. B , $m \times m$ boyutlu ana diyagonali sıfır olan içsel gizil değişkenlerin katsayı matrisidir ve elemanları β_{ij} ile gösterilir. β_{ij} lerden herhangi birinin sıfır değerli olması, gizil bir içsel değişken üzerinde başka bir içsel gizil değişken etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Γ , $m \times n$ boyutlu dışsal (exogenous, bağımsız) gizil değişkenlerin dışsal katsayı matrisidir ve elemanları γ_{ij} ile gösterilir. ξ , rassal dışsal gizil değişkenlerin oluşturduğu $n \times 1$ boyutlu vektörü ve ζ ise $m \times 1$ boyutlu gizil hata terimleri vektörünü göstermektedir.

Λ nın elemanları uygun küçük yunan harfi λ ile gösterilirse, eşitlik [2]'nin matris gösterimleri aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ y_p \end{bmatrix}_{(p \times 1)} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^y & \lambda_{12}^y & \cdot & \cdot & \cdot & \lambda_{1m}^y \\ \lambda_{21}^y & \lambda_{22}^y & \cdot & \cdot & \cdot & \lambda_{2m}^y \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \lambda_{p1}^y & \lambda_{p2}^y & \cdot & \cdot & \cdot & \lambda_{pm}^y \end{bmatrix}_{(p \times m)} \times \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \eta_m \end{bmatrix}_{(m \times 1)} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_p \end{bmatrix}_{(p \times 1)} \quad [4]$$

kovaryans matrisleri sırasıyla Θ_ε ve Θ_δ ile gösterilmektedir. Θ_ε , $p \times p$ boyutlu \mathbf{y} ölçüm modelindeki hatalar arasındaki kovaryans matrisini, Θ_δ ise $q \times q$ boyutlu \mathbf{x} ölçüm modelindeki hatalar arasındaki kovaryans matrisini ifade etmektedir. Bu matrislerdeki ana köşegenler, gözlenen değişkenler ile ilişkili hata varyanslarını içermektedir. Köşegenler dışında yer alan elemanlar ise farklı gözlenen değişkenler için ölçüm hatalarının kovaryanslarını ifade etmektedir. \mathbf{x} ve \mathbf{y} nin populasyon kovaryans matrisi Σ ile, model parametre vektörü θ nin bir fonksiyonu olarak da $\Sigma(\theta)$ ile gösterilmektedir.

$\mathbf{M} = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$ olmak üzere eşitlik [1] – [2]'nin kovaryans yapısı,

$$\Sigma(\theta) = \mathbf{V} \left[\begin{array}{c} \mathbf{y} \\ \mathbf{x} \end{array} \right] = \mathbf{V} \left[\begin{array}{cc} \mathbf{M}\Gamma\Phi\Gamma'\mathbf{M}' + \mathbf{M}\Psi\mathbf{M}' + \Theta_\varepsilon & \mathbf{M}\Gamma\Phi\Lambda'_x \\ \Lambda_x\Phi\Gamma'\mathbf{M}' & \Lambda_x\Phi\Lambda'_x + \Theta_\delta \end{array} \right] \quad [6]$$

şeklinde ifade edilebilir. Eşitlik [6]'daki kovaryans yapısını oluşturan elemanlar ise aşağıdaki gibi

$$\left[\begin{array}{c} \mathbf{y}'\text{ler} \\ \text{arasındaki} \\ \text{kovaryanslar} \end{array} \right] = \Lambda_y \left[(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\Gamma\Phi\Gamma' + \Psi) (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1'} \right] \Lambda'_y + \Theta_\varepsilon \quad [7]$$

$$\left[\begin{array}{c} \mathbf{x}'\text{ler} \\ \text{arasındaki} \\ \text{kovaryanslar} \end{array} \right] = \Lambda_x \Phi \Lambda'_x + \Theta_\delta \quad [8]$$

$$\begin{bmatrix} \mathbf{x} \text{ ve } \mathbf{y}'\text{ler} \\ \text{arasındaki} \\ \text{kovaryanslar} \end{bmatrix} = \Lambda_x \Phi \Gamma' (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1'} \Lambda_y' \quad [9]$$

gösterilebilir (15, 43, 44, 52).

Yapısal eşitlik modelinin varsayımları aşağıdaki gibi sıralanabilir (4, 43).

- i. Değişkenler arasındaki ilişkiler doğrusaldır.
- ii. Bağımsız gizil değişkenlerin, bağımlı gizil değişkenler üzerindeki etkisi toplamsaldır.
- iii. Bağımsız gizil ve bağımlı gizil değişkenler arasındaki ilişkiler stokastiktir.
- iv. Gözlenen değişkenler, aralıklı veya oranlı ölçek ile ölçülürler.
- v. Veriler, gözlenen değişkenlerin ortalamaları, varyans ve kovaryansları ile gösterilirler.
- vi. Tüm eşitliklerdeki hata terimlerinin ortalaması sıfırdır.
- vii. Hata terimleri dışsal değişkenler ile ilişkili değildir.
- viii. Ölçüm hataları gizil değişkenler ile ilişkili değildir.
- ix. Ölçüm hataları ve hata terimleri karşılıklı olarak ilişkili değildir.
- x. Gözlenen değişkenlerin bileşik dağılımı, çok değişkenli normal dağılıma uygunluk gösterir.

vi - ix'deki varsayımlar, özellikle model parametre tahminlerini elde etmek için gerekli varsayımlardır.

2.4. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Çok Değişkenli Normallik Varsayımı ve Önemi

Çok değişkenli normallik varsayımı geleneksel YEM için önemli bir varsayımdır (3, 10). Bu varsayımın herhangi bir ihlali, doğru olmayan parametre tahminlerine ve sonuç

olarak da yanlış yorumlamalara neden olacaktır. Ancak bu varsayım, uygulamada sağlanamayabilir. Bu nedenle de YEM analizinin sağlamlığını, verilerin çok değişkenli dağılımının normalliği ve normallikten sapma derecesi temelinde bilmek önemlidir (2).

Bu amaçla verilerin çok değişkenli dağılımının normalliği ve normallikten sapma derecesi, Genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W Testi ve Çok Değişkenli Çarpıklık ve Basıklık Ölçülerinin kullanılmasıyla saptanabilir.

2.4.1. Genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W Testi

Tek değişkenli normallik testlerinin, çok değişkenli normallik testlerine genelleştirilmesi üzerine birçok çalışma vardır (54). Tek değişkenli normallik testleri arasında en yaygın kullanılan Shapiro-Wilk (55)'in W istatistiğidir. Royston (1983), Srivastava & Hui (1987), Mudholkar & Lin (1995) ve Liang ve arkadaşları (54), çok değişkenli normallik varsayımını test etmek için Shapiro-Wilk W istatistiğine genelleştirme çalışmaları yapmışlardır.

$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$, p boyutlu populasyondan çekilmiş bağımsız ve özdeş dağılan örneklem olsun ve

$$H_0: \{ \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad [10]$$

hipotezi test edilmek istensin. Genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W istatistiğinin elde edilmesinde $W(\mathbf{z}_i)$ istatistiğinden yararlanılmaktadır. $W(\mathbf{z}_i)$ istatistiği, her bir özvektör üzerinden tahmini ya da öngörülen Shapiro-Wilk (55)'in W istatistiğidir. \mathbf{A} , $((n-1) \times n)$ boyutlu $\mathbf{A}\mathbf{A}' = \mathbf{I}_{n-1}$ özelliğini sağlayan sabit bir matris ve \mathbf{d}_i ,

özvektörler iken $\mathbf{z}_i = \mathbf{A} \times (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n)' \times \mathbf{d}_i$ ($i = 1, \dots, r$) ilişkisinden yola çıkarak $W(\mathbf{z}_i)$ istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$W(\mathbf{z}_i) = \left(\sum_{j=1}^{n-1} \alpha_j z_{(ij)} \right)^2 / \left(\sum_{j=1}^{n-1} (z_{ij} - \bar{z}_i)^2 \right) \quad [11]$$

$\mathbf{z}_i = (z_{i1}, \dots, z_{i,n-1})'$ rasgele vektörü, sonlu bir örneklem için küresel (spherical) dağılıma sahiptir. $z_{(i1)} \leq \dots \leq z_{(i,n-1)}$, ilişkili sıralı örnelemi $\bar{z}_i = \sum_{j=1}^{n-1} z_{ij} / (n-1)$, örneklem ortalamasını ve α_j 'ler ($j = 1, \dots, n$) ise Shapiro-Wilk (56) tablosundan elde edilen katsayıları göstermektedir (54, 55).

Sıfır hipotezi temelinde genelleştirilmiş Shapiro-Wilk W istatistiği aşağıdaki gibi

$$GW_c = \min_{1 \leq i \leq c} \{W(\mathbf{z}_i)\}, \quad c = 1, \dots, r \quad [12]$$

kurulabilir. r , pozitif özdeğerlerin sayısını göstermektedir. GW_c istatistiği, örneklem hacmi büyük olduğunda yaklaşık olarak

$$P(GW_c < x) = P\left(\min_{1 \leq i \leq c} \{W(\mathbf{z}_i)\} < x\right)$$

$$\approx \begin{cases} 1 - [1 - T(J(x))]^c, & n \leq 51, \\ 1 - \left[T \left(\frac{(1-x)^Y - \mu_u}{\sigma_u} \right) \right]^c, & n > 51, \end{cases} \quad [13]$$

dağılır. $T(\cdot)$, normal dağılım $(N(0,1))$ için kümülatif dağılım fonksiyonunu ve Y ise ölçek faktörünü gösterir. μ_u ve σ_u ise sırasıyla Johnson (1948)'in S_B sisteminde yer alan eşitlik [16]'da da verilen u_i nin ortalaması ve standart sapmasıdır.

Johnson (1948)'in S_B sistemi $J(x)$, aşağıdaki gibi verilmiştir.

$$J(x) = \tau + \varphi \log \left(\frac{x - \omega}{1 - x} \right) \quad [14]$$

τ ve φ , ω konum faktörü ve Y ölçek faktörüyle x dağılımının şeklini belirleyen parametrelerdir.

$n - 1 \leq 50$ için Shapiro-Wilk (56) tarafından verilen $W(\mathbf{z}_i)$ 'ye ilişkin Johnson (1948)'in S_B sistemi

$$J(W(\mathbf{z}_i)) = \tau + \varphi \log \left[\frac{W(\mathbf{z}_i) - \omega}{1 - W(\mathbf{z}_i)} \right] \sim N(0, 1), \quad i = 1, \dots, r \quad [15]$$

yaklaşık olarak standart normal dağılıma uymaktadır. τ , φ ve ω katsayıları Shapiro-Wilk (56)'in tablosundan bulunabilir.

$n - 1 > 50$ için Royston (1982) tarafından verilen $W(\mathbf{z}_i)$ 'ye ilişkin Johnson (1948)'nin S_B sistemi aşağıdaki gibi

$$u_i = [1 - W(\mathbf{z}_i)]^{\Upsilon}, \quad v_i = (u_i - \mu_u) / \sigma_u \sim N(0, 1) \quad [16]$$

yaklaşık olarak standart normal dağılıma uymaktadır. $\Upsilon > 0$ olduğunda μ_u ve σ_u , Royston (1982)'un tablosunda verilen $[\log(n-1) - b]$ (b : sabit değer) polinomiyelerinden hesaplanabilir (54).

2.4.2. Çok Değişkenli Çarpıklık ve Basıklık Ölçüleri

Tek ve çok değişkenli normalliğin değerlendirilmesi için çok sayıda prosedür kullanılmaktadır. Bu prosedürler, yüksek düzeyli momentlerin hesaplanmasına bağlıdır. Tek değişkenli dağılımların çarpıklık ve basıklık değerlerinin incelenmesi, çok değişkenli normalliğin sadece başlangıç kontrolünü sağlamaktadır. Gözlenen herhangi bir değişken, tek değişkenli normallikten sapma gösteriyorsa, çok değişkenli dağılım, normal dağılımlı olmayacaktır. Teorik olarak tek değişkenli dağılımların tümü normal dağılımlı iken bileşik dağılım, çok değişkenli normal dağılmayabilir. Bu nedenle çok değişkenli çarpıklık ve basıklık ölçülerinin de incelenmesi gerekmektedir (57).

Çok değişkenli dağılımların, çok değişkenli çarpıklık ve basıklığının değerlendirilmesi için çok sayıda formülasyon geliştirilmiştir (44). Ancak bu formülasyonlar içinde en çok kullanılan ve geçerli olan Mardia'nın çok değişkenli çarpıklık ve basıklık katsayılarıdır (58, 59). D'Agostino (1986), çok değişkenli normallik varsayımı için Mardia tarafından

geliştirilen çarpıklık ve basıklık ölçülerinin incelenmesinin önemli olduğunu ifade etmiştir (57).

Mardia'nın çok değişkenli çarpıklık ve basıklık ölçüleri, 3. ve 4. momentlerin fonksiyonlarından yola çıkarak elde edilmektedir. Aynı zamanda bu ölçüler, test edilebilmektedir (21, 57-59).

YEM'de kullanıldığı gibi varyans ve kovaryansları içeren testlerin, çok değişkenli çarpıklık indeksinden ziyade basıklık indeksine daha duyarlı oldukları ifade edilmektedir (60-62).

2.4.2.1. Mardia'nın Çok Değişkenli Çarpıklık İndeksi (Mardia's Multivariate Skewness Index – $\beta_{1,p}$)

Çok değişkenli bir dağılım için çok değişkenli çarpıklık katsayısı $\beta_{1,p}$, aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\beta_{1,p} = E[(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})]^3 \quad [17]$$

Ortalama vektörü $\boldsymbol{\mu}$ olan herhangi bir simetrik dağılım için çarpıklık katsayısı $\beta_{1,p} = 0$ 'dır (58-60).

$\mathbf{x}'_i = (x_{1i}, \dots, x_{pi})$, $\mathbf{x}' = (x_1, \dots, x_p)$ rasgele vektörlü p değişkenli populyondan seçilen n boyutlu rasgele bir örneklem olsun ($i = 1, 2, \dots, n$).
 $\bar{\mathbf{x}}' = (\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_p)$ ve $\mathbf{S} = \{s_{ij}\}$ sırasıyla ortalama vektörü ve kovaryans matrisini, $\boldsymbol{\mu}$ ve $\boldsymbol{\Sigma}$ ise \mathbf{x} in ortalama vektörü ve kovaryans matrisini gösterebilir (58, 59).

Örneklemin çok deęişkenli çarpıklık katsayısı $b_{1,p}$, aşığıdaki gibi ifade edilebilir.

$$b_{1,p} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})]^3 \quad [18]$$

$b_{1,p}$ nin beklenen deęeri aşığıdaki gibidir (58-60):

$$E(b_{1,p}) = \frac{p(p+2)}{(n+1)(n+3)} [(n+1)(p+1) - 6] \quad [19]$$

Veriler çok deęişkenli normal dağılırsa, Mardia'nın çok deęişkenli çarpıklık katsayısının beklenen deęeri sıfır olur (4, 58, 59, 61). Büyük örneklemlerde, $\beta_{1,p} = 0$ şeklinde ifade edilen sıfır hipotezini test etmek için eşitlik [20]'de verilen \mathbb{W}_0 eşitlięi hesaplanır.

\mathbb{W}_0 test istatistięi

$$\mathbb{W}_0 = n \frac{b_{1,p}}{6} \quad [20]$$

$p(p+1)(p+2)/6$ serbestlik derecesi ile asimtotik olarak ki-kare dağılımına sahiptir ve test istatistięinin büyük deęerleri için hipotez reddedilir. Aynı zamanda $n \geq 50$ olduęunda \mathbb{W}_0 test istatistięi yerine, \mathbb{W}_0 test istatistięine yakınsamasından (\mathbb{W}_0) yararlanılarak da aşığıdaki gibi

$$\mathcal{W}_0 = \frac{(p+1)(n+1)(n+3)}{6[(n+1)(p+1)-6]} b_{1,p} \quad [21]$$

hesaplanabilir.

$\beta_{1,p} = 0$ in test edilmesiyle, çok deęişkenli normal daęılım için çarpıklığın varlığı ya da yokluğu test edilebilir. Sağa ya da sola çarpık olarak sınıflandırılmaz (58-60).

2.4.2.2. Mardia'nın Çok Deęişkenli Basıklık İndeksi (Mardia's Multivariate Kurtosis Index – $\beta_{2,p}$)

Çok deęişkenli normal daęılım için çok deęişkenli basıklık katsayısı $\beta_{2,p}$, aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$\beta_{2,p} = E\left[(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right]^2 \quad [22]$$

$\mathbf{x}'_i = (x_{1i}, \dots, x_{pi})$, $\mathbf{x}' = (x_1, \dots, x_p)$ rasgele vektörlü p deęişkenli populyondan seçilen n boyutlu rasgele bir örneklem olsun ($i = 1, 2, \dots, n$).
 $\bar{\mathbf{x}}' = (\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_p)$ ve $\mathbf{S} = \{s_{ij}\}$ sırasıyla ortalama vektörü ve kovaryans matrisini, $\boldsymbol{\mu}$ ve $\boldsymbol{\Sigma}$ ise \mathbf{x} in ortalama vektörü ve kovaryans matrisini gösterebilir (58, 59).

Örneklem daęılımının çok deęişkenli basıklık katsayısı $b_{2,p}$,

$$\mathbf{b}_{2,p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})]^2 \quad [23]$$

şeklinde ifade edilir. $\mathbf{b}_{2,p}$ nin beklenen değeri

$$E(\mathbf{b}_{2,p}) = \frac{p(p+2)(n-1)}{(n+1)} \quad [24]$$

ve varyansı

$$\text{Var}(\mathbf{b}_{2,p}) = \frac{8p(p+2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)} (n-p-1)(n-p+1) \quad [25]$$

dir.

Yeterli büyüklükteki bir örneklem ($n \geq 400$) için $\beta_{2,p} = p(p+2)$ şeklinde ifade edilen sıfır hipotezi, \mathbb{W}_1 test istatistiğinin hesaplanmasıyla

$$\mathbb{W}_1 = \frac{(\mathbf{b}_{2,p} - \beta_{2,p})}{\sqrt{8p(p+2)/n}} \quad [26]$$

test edilebilir. Bu test istatistiği, asimtotik olarak normal dağılmaktadır. Sıfır hipotezinin reddi, \mathbf{x} in olasılık yoğunluk fonksiyonundaki basıklığın bir göstergesi olarak yorumlanabilir (58, 59). Ayrıca $50 \leq n \leq 400$ için aşağıdaki \mathbb{W}_2 test istatistiği

$$\mathbb{W}_2 = \frac{(b_{2,p} - p(p+2)(n+p+1)/n)}{\sqrt{8 p (p+2)/(n-1)}} \quad [27]$$

kullanılabilir.

Aynı zamanda n yeterli büyüklükte ise $\beta_{1,p} = 0$ ve $\beta_{2,p} = p(p+2)$ nin ayrı ayrı test edilmesiyle,

$$H_0: \mathbf{x} \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$$

$$H_1: \mathbf{x} \not\sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \quad [28]$$

hipotezi için çok değişkenli normallik test edilebilir. Mardia'nın çarpıklık veya basıklık testleriyle çok değişkenli normallik hipotezi reddediliyorsa, dağılım için çok değişkenli normallik varsayımının geçerli olmadığı söylenir (58-60).

2.5. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Kullanılan Tahmin Teknikleri

YEM'de kullanılan parametre tahmin teknikleri aşağıda verilmiştir.

- i. Maksimum Olabilirlik Tahmini (Maximum Likelihood Estimation – MLE)
- ii. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares – GLS)
- iii. Asimtotik Olarak Dağılımdan Bağımsız (Asymptotically Distribution-Free – ADF) / Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Weighted Least Squares – WLS)
- iv. İki Aşamalı En Küçük Kareler (Two-Stage Least Squares – TSLS)
- v. Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler (Unweighted Least Squares – ULS)
- vi. Diyagonal olarak Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Diagonally Weighted Least Squares – DWLS)

- vii. Satorra–Bentler Ölçekli Ki-Kare (Satorra-Bentler Scaled – SB_ χ^2)
- viii. Araç Değişkenleri (Instrumental Variables – IV)

Araç değişkenleri (IV) ve iki aşamalı en küçük kareler (TSLS) teknikleri, hızlı ve yinelemeli olmayan teknikler iken diğer teknikler, tahminleri yinelemeli sürece dayandırarak hesaplamaktadır (43).

Yapısal eşitlik modellemesi çalışmalarında en çok kullanılan parametre tahmin teknikleri ise maksimum olabilirlik, genelleştirilmiş en küçük kareler, asimtotik olarak dağılımdan bağımsız ve Satorra–Bentler ölçekli ki-kare tahmin teknikleridir.

2.5.1. Maksimum Olabilirlik Tahmin (Maximum Likelihood Estimation–MLE) Tekniği

Yapısal eşitlik modellerinin tahmininde en çok kullanılan parametre tahmin tekniklerinden biri, maksimum olabilirlik tahmin tekniğidir (MLE). YEM’de MLE’nin bilinen özelliği, model parametre tahminlerinin eşzamanlı yapılabilmesidir. Bu yüzden MLE tekniği, tam-bilgi (full-information) tekniği olarak bilinmektedir (1, 19).

MLE tekniği, örneklem kovaryanslarının olabilirliğini maksimize eden parametre değerlerinin kombinasyonunu bulur. Bunun yapılabilmesi için de değişkenlerin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının bilinmesi gerektiği varsayılmaktadır. Bu olasılık yoğunluk fonksiyonu, popülasyondaki değişkenler için varsayılan önsel bir dağılımdır. Çeşitli önsel dağılımlar varsayılabilir, ancak yapısal modeller için maksimum olabilirlik (ML) kestiricilerinde en yaygın kullanılan, çok değişkenli normal dağılımdır. Örneklem hacmi, örneklem kovaryansları ve popülasyon için varsayılan önsel dağılım verildiğinde ve modelin belirlenmesi sonrasında, olabilirliği maksimize eden parametre değerlerini elde etmek amacıyla MLE tekniği uygulanır (61).

$\{ \mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n \}$ rasgele örneklemin, çok değişkenli normal dağılımdan ($N(\boldsymbol{\mu}_0, \boldsymbol{\Sigma}_0)$) çekildiği varsayalım. $\boldsymbol{\Sigma}_0 = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}_0)$ elde etmek için $\boldsymbol{\Sigma}_0$, qxI boyutlu $\boldsymbol{\theta}_0$ bilinmeyen parametre vektörüyle populasyon (true) matris fonksiyonu olduğu varsayalım. Kovaryans yapı analizine ilişkin istatistiksel teoriyi geliştirmek için $\boldsymbol{\theta}_0$ değeri ve/veya $\boldsymbol{\theta}_0$ ın herhangi bir tahminini elde etmek için matematiksel değişkenlerin bir vektörü olarak, qxI boyutlu $\boldsymbol{\theta}_0$ ele alınsın. Bu durumda \mathbf{S} örneklem kovaryans matrisinin tanımlı dağılımı, aşağıdaki olasılık yoğunluk fonksiyonuyla bir Wishart dağılımlıdır (52, 62):

$$f(\mathbf{S} \mid \boldsymbol{\Sigma}_0) = \frac{C \exp\left[-(n-1)/2 \operatorname{tr}(\mathbf{S} \boldsymbol{\Sigma}_0^{-1})\right]}{|\boldsymbol{\Sigma}_0|^{(n-1)/2}} \quad [29]$$

C , uygun normalleştirme sabitini n , örneklem hacmini “exp”, e tabanındaki üs değerini “tr”, matrisin izini ve “| |”, determinant ölçütünü göstermektedir.

Eşitlik [29]’un negatif log olabilirlik fonksiyonu,

$$-\log C + \frac{(n-1)}{2} [\log |\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})| + \operatorname{tr}(\mathbf{S} \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1})] \quad [30]$$

ifadesine eşittir. $\boldsymbol{\theta}$, matematiksel değişkenlerin bir vektörü olarak işlem görür. Kovaryans yapı analizi veya YEM’de genellikle aşağıdaki fark fonksiyonuyla (discrepancy function) çalışılmaktadır (11, 52, 62).

$$F(\boldsymbol{\theta}) = \log |\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})| + \operatorname{tr}(\mathbf{S} \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}) - \log |\mathbf{S}| - p \quad [31]$$

Burada p gözlenen değişken sayısını göstermektedir.

MLE tekniğinde minimize edilen kriter ya da uyum fonksiyonu (fit function), örneklem kovaryansı ve araştırmacıların modeliyle kestirilen kovaryans arasındaki fark (discrepancy) ile ilişkilidir. Tüm istatistiksel gereksinimler karşılandığında ve model doğru bir şekilde belirlendiğinde, büyük örneklerdeki ML tahminleri asimtotik olarak yansız, etkin ve tutarlıdır (1, 62, 63).

$F(\boldsymbol{\theta})$ yı minimize eden $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_M, \boldsymbol{\theta}_0$ ın ML tahmini olarak tanımlanır. Bu, “ $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_M, \boldsymbol{\theta}_0$ ın tutarlı bir kestiricisidir” yani $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_M$ nin $\boldsymbol{\theta}_0$ a olasılıkta yakınsadığı, $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_M \xrightarrow{p} \boldsymbol{\theta}_0$ şeklinde gösterilir. Önerilen modelin uyumu, olabilirlik oran kriterinin asimtotik dağılımıyla test edilebilir.

Sıfır hipotezi ve genel hipotez aşağıdaki gibi kurulduğunda:

“ H_0 : \mathbf{x} 'in kovaryans matrisi, hipotez edilen model ($\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$) ile verilir

H^* : \mathbf{x} 'in kovaryans matrisi, keyfi pozitif tanımlı matristir” [32]

olabilirlik oran (Likelihood Ratio–LR) kriteri aşağıdaki gibi

$$LR = \frac{f(\mathbf{S} \mid \boldsymbol{\Sigma}(\tilde{\boldsymbol{\theta}}_M))}{f(\mathbf{S} \mid (n-1)n^{-1}\mathbf{S})} \quad [33]$$

yazılabilir. $(n-1)n^{-1}\mathbf{S}$, H^* hipotezi temelinde kovaryans matrisinin ML tahminidir (62). MLE tekniği ile standart istatistiksel teknikler arasındaki farklardan biri, ML tahmininin kovaryans matrisinin tahmini olmasıdır (1). $f(\cdot \mid \cdot)$ tanımından aşağıdaki eşitlik

$$-2\log(\text{LR}) = -2\log \left[\frac{|\Sigma(\tilde{\theta}_M)|^{-(n-1)/2} \exp\{-(n-1) \text{tr } \mathbf{S} \Sigma(\tilde{\theta}_M)^{-1} / 2\}}{|(n-1)n^{-1} \mathbf{S}|^{-(n-1)/2} \exp[-(n-1) \text{tr } \mathbf{S} \{(n-1)n^{-1} \mathbf{S}\}^{-1} / 2]} \right]$$

$$\xrightarrow{p} n F(\tilde{\theta}_M) \quad [34]$$

elde edilir. $-2\log(\text{LR})$ nin, $n F(\tilde{\theta}_M)$ e olasılıkta yakınsadığı ($\xrightarrow{p=\text{probability}}$) gösterilir (52, 62).

Standart MLE teorisinden dolayı $n F(\tilde{\theta}_M)$ nin asimtotik dağılımı,

$$n F(\tilde{\theta}_M) \xrightarrow{L} \chi_{p^*-q}^2 \quad [35]$$

$p^* - q$ serbestlik derecesiyle ki-kare dağılır. ($\xrightarrow{L=\text{Large}}$), örneklem hacmi arttırıldığında dağılımda yakınsamayı ifade etmektedir ve $p^* = 1/2[p(p+1)]$ 'dir (p : gözlenen değişken sayısı, q : tahmin edilen bağımsız parametre sayısı) (62).

Yapısal eşitlik modellerinin ML tahminlerinde aşağıdaki istatistiksel varsayımlar sözkonusudur (24).

- i. \mathbf{x}_i , p sayıda gözlenen değişkenlerin rasgele vektörü olduğunda $\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n$ örneklem gözlemlerinin dağılımı bağımsızdır ($i = 1, \dots, n$).
- ii. Her bir \mathbf{x}_i vektörü, çok değişkenli normal dağılıma sahiptir ($\mathbf{x}_i \sim N_p(\boldsymbol{\mu}, \Sigma_0)$).
- iii. $\boldsymbol{\theta}$, t sayıda model parametrelerinin bir vektörü iken $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ yaklaşık olarak doğrudur.
- iv. Analizde örneklem kovaryans matrisi kullanılır.

- v. Parametrelerin asimtotik özellikleri, standart hata ve model uyum kestiricilerinin istenilen özellikleri sağlaması için örneklem hacminin büyük olması gerekir.

Bu varsayımların sağlanması koşulunda MLE tekniği, belirli bir anda sadece tek bir eşitliği analiz eden kısmi bilgi tekniklerine göre daha avantajlıdır (1). Ancak çok değişkenli normallik varsayımı temelinde geliştirildiğinden, uygulamada bu varsayımın ihlali, MLE tekniğinin yeterli olamamasına neden olabilir (19, 21). Normallikten sapma, maksimum olabilirlik testinin ki-kare istatistiğini, parametre standart hatalarını ve parametre tahminlerini etkileyebilir (55).

2.5.2. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares–GLS) Tekniği

Yapısal eşitlik modellerinin tahmininde en çok kullanılan tahmin tekniklerinden bir diğeri de genelleştirilmiş en küçük kareler tekniğidir (GLS). GLS tekniği, MLE tekniğine göre çok değişkenli normallik varsayımını esnekletiren, ancak MLE tekniğinin varsayımlarını da taşıyan bir tekniktir.

Ortalaması sıfır ve kovaryans matrisi Σ_0 olan \mathbf{x} , $px1$ boyutlu rasgele vektör olsun. $\Sigma_0 = \Sigma(\theta_0)$ olduğu için Σ_0 , $qx1$ boyutlu θ_0 bilinmeyen parametre vektörüyle populasyon (true) matris fonksiyonu olduğu varsayalım. Kovaryans yapı analizine ilişkin istatistiksel teoriyi geliştirmek için θ_0 değeri ve/veya θ_0 ın herhangi bir tahminini elde etmek için matematiksel değişkenlerin bir vektörü olarak, $qx1$ boyutlu θ_0 ele alınsın. Ayrıca $\Sigma(\theta)$ notasyonunu basitleştirmek için Σ simgesi kullanılsın (62).

$\{\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n\}$, \mathbf{x} in rasgele bir örnekleme olduğunda tüm \mathbf{x}_i ler, $N(\mathbf{0}, \Sigma_0)$ 'a göre bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. n nin p^* dan anlamlı bir şekilde büyük olduğu varsayıldığından, örneklem kovaryans matrisi

$$\mathbf{S} = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})(\mathbf{x}_i - \bar{\mathbf{x}})' \quad [36]$$

dir. $\bar{\mathbf{x}} = n^{-1} (\mathbf{x}_1 + \dots + \mathbf{x}_n)$, örneklem ortalamasıdır. Bu matris 1 olasılığıyla pozitif tanımlıdır. \mathbf{S} , Σ_0 ın yansız bir tahminidir ve Σ_0 a yakınsar. Ayrıca çok değişkenli merkezi limit teoreminden

$$n^{1/2} \{\text{vecs}(\mathbf{S} - \Sigma_0)\} \xrightarrow{L} N[\mathbf{0}, 2 \mathbf{K}'_p (\Sigma_0 \otimes \Sigma_0) \mathbf{K}_p] \quad [37]$$

olduğu gösterilebilir. “vecs”, $(\mathbf{S} - \Sigma_0)$ nin alt üçgen matrisinin elemanlarının ardışık olarak satır satır çekilmesiyle oluşturulan sütun vektörünü göstermektedir. \mathbf{K}_p , $p^2 \times p^*$ boyutlu ve p^* ranklı matristir. \otimes ise kronecker çarpımı göstermektedir.

Eşitlik [37]’nin özelliği doğrultusunda; $\{\mathbf{x}_1, \mathbf{x}_2, \dots, \mathbf{x}_n\}$ nin karesel fonksiyonları olan \mathbf{S} nin kovaryans/varyans elemanları, Σ_0 ile ifade edilebilir.

Eşitlik [37]’de verildiği gibi \mathbf{S} nin asimtotik dağılımı,

$$\text{vecs} \mathbf{S} = \text{vecs} \Sigma(\boldsymbol{\theta}) + \mathbf{e} \quad [38]$$

doğrusal olmayan regresyon modelinin dikkate alınmasına sevk eder. \mathbf{e} ,

$N[\mathbf{0}, 2 n^{-1} \mathbf{K}'_p (\Sigma_0 \otimes \Sigma_0) \mathbf{K}_p]$ asimtotik dağılıma sahip artık vektörüdür.

GLS fonksiyonu, aşağıdaki artık karesel form yardımıyla bulunur (62, 64).

$$\{\text{vecs}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\}' \{2n^{-1} \mathbf{K}'_p (\boldsymbol{\Sigma}_0 \otimes \boldsymbol{\Sigma}_0) \mathbf{K}_p\}^{-1} \{\text{vecs}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\} \quad [39]$$

\mathbf{K}_p matrisi, $p^2 \times p^*$ boyutlu geçiş (transition) matrisidir. $\mathbf{K}'_p (\boldsymbol{\Sigma}_0 \otimes \boldsymbol{\Sigma}_0) \mathbf{K}_p$ ifadesinin tersi, tanım ve özelliklerden dolayı $\mathbf{K}_p^- (\boldsymbol{\Sigma}_0 \otimes \boldsymbol{\Sigma}_0)^{-1} (\mathbf{K}'_p)^{-1}$ ifadesine eşittir. \mathbf{K}_p^- , \mathbf{K}_p matrisinin Moore – Penrose algoritmasıyla hesaplanmış genelleştirilmiş tersini (sol taraftan) göstermektedir.

Kronecker çarpım matrislerinin özelliklerinden yararlanılarak, Eşitlik [39]'dan

$$\begin{aligned} & n 2^{-1} \{\text{vecs}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\}' \mathbf{K}_p^- (\boldsymbol{\Sigma}_0 \otimes \boldsymbol{\Sigma}_0)^{-1} (\mathbf{K}'_p)^{-1} \{\text{vecs}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\} \\ & = n 2^{-1} \{\text{vec}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\}' (\boldsymbol{\Sigma}_0^{-1} \otimes \boldsymbol{\Sigma}_0^{-1}) \{\text{vec}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\} \end{aligned} \quad [40]$$

eşitliği elde edilir. “vec”, $(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}_0)$ ın satırlarının ardışık olarak sütunlarda gösterilmesiyle elde edilen vektörü ifade etmektedir. Eşitlik [40]'da verilen artık karesel form, $\boldsymbol{\Sigma}_0^{-1}$ in bir fonksiyonudur. $\boldsymbol{\Sigma}_0$ bilinmediğinden, $\boldsymbol{\Sigma}_0^{-1}$ ile $p \times p$ boyutlu \mathbf{V} pozitif tanımlı matris yer değiştirir (62). Bu matrisin seçiminde: (i) örneklem kovaryansının beklenen değerinin, populasyon kovaryansına eşit olduğu, (ii) büyük örneklerde \mathbf{S} matrisinin çok değişkenli normal dağılıma uyduğu, varsayımları dikkate alınır (21, 57).

GLS fonksiyonu, aşağıdaki gibi elde edilir.

$$G(\boldsymbol{\theta}) = 2^{-1} \{\text{vec}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\}' (\mathbf{V} \otimes \mathbf{V}) \{\text{vec}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma})\}$$

$$\begin{aligned}
&= 2^{-1} \text{tr} \{(\mathbf{S} - \mathbf{\Sigma})' \mathbf{V} (\mathbf{S} - \mathbf{\Sigma}) \mathbf{V}'\}^2 \\
&= 2^{-1} \text{tr} \{(\mathbf{S} - \mathbf{\Sigma}) \mathbf{V}\}^2
\end{aligned} \tag{41}$$

\mathbf{V} matrisi, \mathbf{V}^* pozitif tanımlı matrise yakınsayan sabit pozitif tanımlı bir matris ya da stokastik bir matris olabilir. \mathbf{V} , birim matrise (\mathbf{I}) eşit olduğunda GLS fonksiyonu en küçük kareler fonksiyonuna indirgenir (62, 64).

Örneklem hacmi (n) yeterli büyüklükte ise GLS kestiricisi; yansız, tutarlı ve etkin olacaktır. Teorik modelin uyum iyiliğinin değerlendirilmesi amacıyla asimtotik test istatistiğinden yararlanılabilir.

$\mathbf{V}^* = \mathbf{\Sigma}_0^{-1}$ ise $n G(\tilde{\boldsymbol{\theta}})$ nin asimtotik dağılımı, $p^* - q$ serbestlik derecesiyle ki-kare dağılır ($p^* = 1/2 [p(p + 1)]$). Yani

$$n G(\tilde{\boldsymbol{\theta}}) \xrightarrow{L} \chi_{p^*-q}^2 \tag{42}$$

şeklinde gösterilebilir. $n G(\tilde{\boldsymbol{\theta}})$ değeri, belirli bir anlamlılık düzeyinde $\chi_{p^*-q}^2$ nin tablo değerinden büyük olduğunda $\mathbf{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ önerilen model reddedilirken, tam aksi durumda ise önerilen model kabul edilmektedir. Ancak bu, $\mathbf{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ nin hipotez testiyle doğru model olarak kabul edilebileceği anlamına gelmemektedir. YEM'in genel uygulamasında $\mathbf{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ reddedilirse, önerilen model olası model olarak ifade edilir (62).

GLS tahminlerinin, asimtotik olarak yansız, tutarlı ve etkin olduğu ifade edilmiştir (21, 57). GLS ve MLE yaklaşımlarının asimtotik özelliklerine ilişkin sapmalar, eşitlik [37]'de verildiği gibi örneklem kovaryans matrisinin asimtotik dağılımıyla ilgili sonuçların geçerliliğine bağlıdır. Bu yüzden uygulamada asimtotik özellikleri uygulamak için aşağıdaki koşulların sağlanıp sağlanmadığı kontrol edilmelidir (57):

- i. Veriler, bağımsız ve özdeş dağılmalıdır.
- ii. Veriler, normal dağılıma sahip olmalıdır.
- iii. Örneklem hacmi, yeterli genişlikte olmalıdır.

2.5.3. Asimtotik Olarak Dağılımdan Bağımsız (Asymptotically Distribution-Free–ADF) Tahmin Tekniği

YEM’de çok değişkenli normallik varsayımın ihlali sözkonusu olduğunda Browne (1984), asimtotik olarak dağılımdan bağımsız yaklaşımı (ADF) geliştirmiştir (19, 24, 58, 61). Bu yaklaşım, çok değişkenli normallik varsayımını gerektirmemektedir. ADF tekniği, \mathbf{W} ağırlık matrisi ve GLS tahmininin hesaplanmasına dayandırılmaktadır. ADF ile GLS uyum fonksiyonu arasındaki bağlantıdan dolayı ADF kestiricisine, “keyfi GLS” kestiricisi de denilmektedir (21, 57).

$\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$; ortalama vektörü $\boldsymbol{\mu}$, kovaryans matrisi $\boldsymbol{\Sigma}_0 = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}_0)$ olan ve 8. dereceye kadar momenti olan, çok değişkenli normal dağılımdan seçilmiş olma zorunluluğu olmayan bir örneklemin bağımsız ve özdeş dağılımlı gözlemleri olsun. Örneklem kovaryans matrisi \mathbf{S} ile gösterildiğinde, $n^{1/2} \text{vecs}(\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}_0)$ in sonlu örneklem dağılımının ortalama vektörü sıfırdır ve kovaryans matrisi ise aşağıdaki gibi

$$\begin{aligned} & \text{Cov} \left[(n-1)^{1/2} \{ \mathbf{S}(i, j) - \boldsymbol{\Sigma}_0(i, j) \}, (n-1)^{1/2} \{ \mathbf{S}(k, h) - \boldsymbol{\Sigma}_0(k, h) \} \right] \\ &= \boldsymbol{\Sigma}_0(i, k) \boldsymbol{\Sigma}_0(j, h) + \boldsymbol{\Sigma}_0(i, h) \boldsymbol{\Sigma}_0(j, k) + (n-1) n^{-1} \kappa_{ijkh} \end{aligned} \quad [43]$$

ifade edilebilir. κ_{ijkh} , çok değişkenli basıklık ölçüsüyle ilişkili dağılımın bir bileşenidir ve 4. dereceden kümülanı gösterir. κ_{ijkh} , aşağıdaki eşitlikte verilmiştir (62, 65).

$$\kappa_{ijkh} = \delta_{ijkh} - \Sigma_0(i, j) \Sigma_0(k, h) - \Sigma_0(i, k) \Sigma_0(j, h) - \Sigma_0(i, h) \Sigma_0(j, k) \quad [44]$$

Bilindiği gibi kümülanlar, momentlere alternatif olarak elde edilirler ve momentlere göre teorik işlemlerin daha kolay yapılabilmesi için hesaplanırlar.

Burada Kronecker δ_{ijkh} ,

$$\delta_{ijkh} = E[\{x(i) - \mu(i)\} \{x(j) - \mu(j)\} \{x(k) - \mu(k)\} \{x(h) - \mu(h)\}] \quad [45]$$

dir. Çok değişkenli merkezi limit teoremine göre

$$n^{1/2} \text{vecs} (\mathbf{S} - \Sigma_0) \xrightarrow{L} N[\mathbf{0}, \Sigma^*] \quad [46]$$

dir. Σ^* , aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{aligned} \Sigma^*(ij, kh) &= \Sigma_0(i, k) \Sigma_0(j, h) + \Sigma_0(i, h) \Sigma_0(j, k) + \kappa_{ijkh} \\ &= \delta_{ijkh} - \Sigma_0(i, j) \Sigma_0(k, h) \end{aligned} \quad [47]$$

Eşitlik [46]'da verildiği gibi \mathbf{S} nin asimtotik dağılımı, eşitlik [37]'dekine benzerdir. Fark, onların asimtotik kovaryans matrisleri üzerinedir. Çok değişkenli normallik varsayımı temelinde κ_{ijkh} , sifıra eşittir. Bu yüzden $\Sigma^*(ij, kh)$, eşitlik [37]'de verilen eşitlikle aynı forma indirgenir. Genellikle eşitlik [46]'da verilen genel duruma dayandırılan dağılımdaki yakınsama, çok değişkenli normal dağılımlar temelinde eşitlik

[37]'dekinden daha yavaştır. Normal teoriye benzer olarak, eşitlik [46] ve [47]'de verildiği gibi \mathbf{S} nin asimtotik dağılımı, ADF tekniğinin istatistiksel özelliklerinin gelişiminde de çok önemlidir (62).

Genel durum temelinde θ_0 ın $\tilde{\theta}_A$ ADF kestiricisi, aşağıdaki GLS fonksiyonunu minimize eden vektör olarak tanımlanır:

$$G_A(\theta) = 2^{-1} [\text{vecs } \{\mathbf{S} - \Sigma(\theta)\}]' \mathbf{W}^{-1} [\text{vecs } \{\mathbf{S} - \Sigma(\theta)\}] \quad [48]$$

Burada \mathbf{W} , pozitif tanımlı stokastik ağırlık matrisidir ve Σ^* a yakınsadığı varsayılmaktadır (62). $\mathbf{W}(ij, kh)$ asimtotik kovaryans matrisinin elemanları, 4. dereceden momente kadar örneklem kovaryans matrisindeki elemanlar arasındaki kovaryansların kullanılmasıyla hesaplanmıştır (50). ADF ağırlık matrisi, GLS ağırlık matrisine göre daha fazla elemana sahiptir. Ancak çok değişkenli normallik temelinde, normal teori matrisinin istenilen özelliğine sahiptir (21, 57) ve aşağıdaki gibi

$$\mathbf{W}(ij, kh) = s_{ijkh} - \mathbf{S}(i, j) \mathbf{S}(k, h) \quad [49]$$

gösterilir. Burada s_{ijkh} , örneklemin ortalamaya ilişkin 4. dereceden momentidir ve bu matris 1 olasılıkla pozitif tanımlıdır (62).

$$s_{ijkh} = n^{-1} \sum_{t=1}^n \{x_t(i) - \bar{x}(i)\} \{x_t(j) - \bar{x}(j)\} \{x_t(k) - \bar{x}(k)\} \{x_t(h) - \bar{x}(h)\} \quad [50]$$

$S(i, j)$, $\mathbf{x}_t(i)$ ve $\mathbf{x}_t(j)$ gözlenen değişkenlerin kovaryansını gösterirken, $S(k, h)$ ise $\mathbf{x}_t(k)$ ve $\mathbf{x}_t(h)$ gözlenen değişkenlerin kovaryansını göstermektedir (50).

$\boldsymbol{\theta}_0$ in $\tilde{\boldsymbol{\theta}}_A$ ADF kestiricisi istenilen asimtotik özelliklere sahipken $n G_A(\tilde{\boldsymbol{\theta}}_A) \xrightarrow{L} \chi_{p^*-q}^2$ ye dağılımda yakınsamasından yararlanılarak, teorik modelin uyumu test edilebilir (57, 62).

Bentler ve Dudgeon (7), Hu ve arkadaşları (18) ve birçok araştırmacı, ADF tahminlerinin istenilen asimtotik özelliklere sahip olabilmesi için büyük örneklem hacimleriyle çalışılması gerektiğini vurgulamışlardır.

Veri setinde, basık dağılımlı değişkenler olduğunda ADF kestiricisiyle ki-kare uyum testi, parametre tahminleri ve standart hataların asimtotik olarak yansız tahminleri elde edilebilmektedir. Bu nedenle çok değişkenli normallik varsayımının sağlanamaması durumunda, ADF kestiricisi, ML ve GLS kestiricilerine göre teorik açıdan birçok avantaja sahiptir (50, 57, 66).

2.5.4. Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare (Satorra-Bentler Scaled Chi Square – SB_ χ^2) Tahmin Tekniği

Normal teori ki-kare istatistiği, normallik varsayımı sağlanmadığı durumlarda beklenen ki-kare dağılımına uygun olmasa da referans edilen ki-kare dağılımına yakınsaması için Satorra & Bentler (1990) tarafından geliştirilmiş istatistik teorisiyle düzeltilbilir ya da ölçeklendirilebilir (57).

Veriler normal dağıldığında ve model doğru belirlendiğinde ki-karenin beklenen değeri, modelin serbestlik derecesine eşittir. Ancak veriler orta derecede normallikten sapma gösterdiğinde veya çok değişkenli basıklık derecesi arttığında, normal teori ki-kare istatistiği yanlı olacağından, basıklık derecesini düzeltmek için bu teknik uygulanabilir (50, 57).

Satorra–Bentler (1990)’in istatistiksel teorisi, normal teori χ^2 istatistiğinden “ ω ” sabitiyle ayrılır. ω nin değeri, modeli ifade eden ağırlık matrisi, gözlenen çok değişkenli basıklık indeksi ve modelin serbestlik derecesinin bir fonksiyonudur ve düzeltme yaparken de gözlenen verilerin dağılımsal özelliklerini kullanır (50, 57). Satorra–Bentler ölçekli χ^2 test istatistiği, aşağıdaki gibi

$$\chi_{SB}^2 = \frac{\chi_{MLE}^2}{\omega} \quad [51]$$

ifade edilebilir. χ_{MLE}^2 , MLE tekniğine ait ki-kare değerini göstermektedir. ω sabitine, ölçekleme faktörü de denmektedir (19, 50).

Çok değişkenli basıklık sözkonusu değilse χ_{MLE}^2 değeri, χ_{SB}^2 değerine eşit olurken, sadece çok değişkenli basıklık derecesinin artması durumunda iki ki-kare değeri birbirinden farklı elde edilmektedir (50).

Satorra–Bentler ölçekli χ^2 ($SB_ \chi^2$) tekniği, ADF kestiricisinden kaynaklı hesaplama zorluklarından dolayı ML tahmin tekniğine uygulanır. $SB_ \chi^2$ tekniği, ağırlık matrisi \mathbf{W} yerine, ölçekleme faktörünü hesaplamak için daha küçük boyutlu matrisler kullanmaktadır. Benzer ölçekleme süreci, standart hataları düzeltmek için de yapılabilmektedir. Parametre tahminleri, verilerin normallik varsayımı ihlalden etkilenmediğinden, parametre tahminleri için böyle bir düzeltme yapılmamaktadır (50, 57).

2.6. Yapısal Eşitlik Modellemesinde Model Uygunluğunun Değerlendirilmesinde Kullanılan Uyum İndeksleri

Önerilen modellerin deneysel değerlendirmesi, teori gelişim sürecinin önemli bir yönüdür. Bu değerlendirmenin esası da belirlenen modelin analizi sonucu elde edilen uyum indekslerinin değerlerine dayanır (27). Genel olarak model uyumunun değerlendirilmesinin amacı; model parametreleri açısından gözlenen değişkenler arasındaki kovaryansların tümünün belirlendiği modele, denk olan bir modelin elde edilmesidir. Ancak yapısal eşitlik modelleri, bağımsız modelin gizil değişkenlerinin birbirleri dışında, gözlenen değişkenlerle ilişkili olmayan daha basit yapının varsayılmasıyla, modelin parametreleri açısından gözlenen değişkenler arasındaki birlikte değişimi, belirlemeyi amaçlamaktadır (61).

YEM’de model uyumunun değerlendirilmesine ilişkin hipotez testi, iki karar verme sürecini içermektedir. Model ya kabul edilir ya da reddedilir. Uyum hipotezini kabul ya da reddetme kararı, ki-kare değeriyle ilişkili olasılık seviyesine dayandırılır (32).

Model uyumunun değerlendirilmesinde ki-kare istatistiğinin yeterli olmadığı (örneklem hacmi ve dağılımsal yanlış belirleme) anlaşılmasına bağlı olarak, model uyumunu değerlendirmek için çeşitli alternatif uyum indeksleri geliştirilmiştir (32, 66-68).

İdeal bir uyum indeksinin aşağıdaki özelliklere sahip olması beklenir (27).

- i. Uyum indeksinin almış olduğu değer, uyum derecesini gösterdiğinden bazı indeks değerlerinin 0’a, bazı indeks değerlerinin de 1 değerine yakın olmaları istenir.
- ii. Örneklem hacminden bağımsız olmalıdır.
- iii. Yorumlayabilmek ve güven aralıklarını elde edebilmek için bilinen dağılımsal karakteristiklere sahip olması istenir.

YEM’de model uygunluğunun değerlendirmesinde kullanılan uyum indeksleri; mutlak (absolute), artan (incremental) ve parsimoni (parsimonious) uyum indeksleri olarak üç gruba ayrılır. Bu nedenle en çok kullanılan uyum indeksleri, yukarıdaki sınıflandırma dikkate alınarak verilmiştir (69).

2.6.1. χ^2 ve χ^2/ν Oranı Uyum İndeksleri

χ^2 test istatistiği, \mathbf{S} sınırlandırılmamış örneklem kovaryans matrisi ve $\Sigma(\theta)$ sınırlandırılmış kovaryans matrisi arasındaki uygun yakınlığı test etmek için kullanılan olabilirlik oran test istatistiğidir (33, 34). χ^2 test istatistiği, çok değişkenli normalliği varsayan ve örneklem hacmine duyarlı bir mutlak uyum indeksidir (27).

Ki-kare test istatistiği

$$\chi^2 = -2 \left\{ -1/2 (n-1) [\text{tr}(\mathbf{S} \Sigma^{-1}) + \log |\Sigma| - \log |\mathbf{S}| - p] \right\} \quad [52]$$

aşağıdaki gibi düzenlenirse

$$\begin{aligned} \chi^2 &= 2 (n-1) [1/2 \text{tr}(\mathbf{S} \Sigma^{-1}) + \log |\Sigma| - \log |\mathbf{S}| - p] \\ &= 2 (n-1) [\textit{minimize edilen uyum fonksiyonu}] \\ &= (n-1) [\text{tr}(\mathbf{S} \Sigma^{-1}) + \log |\Sigma| - \log |\mathbf{S}| - p] \\ &= (n-1) F \end{aligned} \quad [53]$$

elde edilir. Büyük örneklerde bu istatistik, $\{1/2 (p(p+1)) - t$ serbestlik derecesi ile merkezi χ^2 dağılır. Burada p , gözlenen değişkenlerin sayısını ve t , tahmin edilen bağımsız parametrelerin sayısını simgeler. χ^2 testi, $\Sigma - \Sigma(\theta)$ daki tüm artıkların sıfır olduğunu eşzamanlı olarak test eder. χ^2 ye ilişkin olasılık ne kadar büyükse, sınanan model ve mükemmel model arasındaki uygunluğun daha yakın olduğu söylenir (42, 43, 69).

χ^2 test istatistiğinin kullanımına ilişkin çeşitli sınırlılıklar bulunmaktadır. Bunlar aşağıda kısaca özetlenmiştir (44, 65):

- i. **Varsayımların sağlanamaması (Violation of assumptions):** χ^2 testi, gözlenen değişkenlerin çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğu ve örneklem hacminin yeterli büyüklükte olduğu varsayımını temel almaktadır. Ancak birçok uygulamada bu varsayımlar sağlanamamaktadır.
- ii. **Modelin karmaşıklığı (Model complexity):** Var olan basit bir modele çok sayıda değişken eklendiğinde, serbestlik derecesinin azalmasından dolayı χ^2 test istatistik değeri küçülmektedir.
- iii. **Örneklem hacmine bağımlılığı (Dependence on sample size):** Örneklem hacminin artması ile χ^2 test istatistik değeri de artmaktadır. Örneklem ve modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi arasındaki uyumluluğa rağmen bu durum, uygun modelin reddedilmesine neden olabilir. Aynı zamanda örneklem hacminin azaltılması, χ^2 test istatistik değerini azaltacak ve modelin testi, anlamlı olmayan bir olasılık düzeyini gösterecektir.

χ^2/v , χ^2 test istatistik değerinin serbestlik derecesine (v) bölünmesiyle elde edilen bir indekstir. Parsimoni ve özerk (stand-alone) uyum indeksi olarak bilinmektedir. Tucker-Lewis indeksinin geliştirilmesi de bu orana dayanmaktadır. Bu oranın değeri, veri ve model arasındaki uyuma ilişkin bilgi vermektedir. χ^2/v oranı indeks değeri, ne kadar küçük ise uyumun o derece de iyi olduğu söylenir. Bollen (44) ve Schermelleh-Engel ve arkadaşları (65), bu oran 2 ya da daha küçük değer aldığıda iyi uyumu, 3 değerini aldığıda da kabul edilebilir bir uyumu gösterdiğini ifade etmişlerdir. Ding ve arkadaşları (30) ise bu oranın 1'e yakın ya da daha küçük değerli olması gerektiğini belirtmişlerdir.

2.6.2. Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü (SRMR) Uyum İndeksi

Standartlaştırılmış artık kareler ortalamasının karekökü (Standardized Root Mean Square Residual – SRMR), gözlenen ve modeli ifade eden kovaryans matrisleri arasındaki standartlaştırılmış artıkların ortalamasının bir indeksidir (70).

Standartlaştırılmamış varyans-kovaryans matrisi kullanıldığı zaman model uygunluğunu değerlendirmek ve yorum yapmak daha zor olacağından, artık kareler ortalamasının karekökü (RMR) yerine SRMR'nin kullanılması önerilmektedir. Jöreskog & Sörbom'un artık kareler ortalamasının karekökü indeksi, uygun artıklara dayandırılan tümsel kötü uyum (mutlak) indeksidir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$SRMR = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^i [(s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij}) / (s_{ii} s_{jj})]^2}{p(p+1)/2}} \quad [54]$$

s_{ij} , \mathbf{S} kovaryans matrisinin bir elemanıdır. $\hat{\sigma}_{ij}$, modeli belirten $\Sigma(\hat{\theta})$ matrisinin bir elemanıdır. p ise gözlenen değişkenlerin sayısıdır. SRMR uyum indeksi, \mathbf{S} ve $\Sigma(\hat{\theta})$ arasındaki uyumsuzluğun yönü hakkında bir bilgi vermemektedir (1, 65).

Çalışmalarda SRMR indeksinin tercih edilmesinin bir nedeni de görece olarak örneklem hacminden bağımsız olmasıdır (70). SRMR 0,10'dan daha küçük değer aldığı anda kabul edilebilir uyumu gösterirken, 0,05'ten daha küçük bir değer aldığı anda iyi uyumu göstermektedir, şeklinde yorumlanabilir (1, 34, 65, 71).

2.6.3. Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (RMSEA) Uyum İndeksi

Yaklaşık hata kareler ortalamasının karekökü (Root Mean Square Error of Approximation – RMSEA), mutlak uyum ölçülerinden biridir. RMSEA, serbestlik derecesi başına gözlenen kovaryans matrisi ve modeli ifade eden kovaryans matrisi arasındaki farkın bir indeksidir (70).

Teorik model ve veriler arasındaki artık değerlerin bir analizini ifade eden RMSEA, aşağıdaki gibi tahmin edilir.

$$RMSEA = \sqrt{\max \left\{ \left\{ \frac{F(\mathbf{S}, \Sigma(\hat{\theta}))}{\nu} - \frac{1}{n-1} \right\}, 0 \right\}} \quad [55]$$

Burada $F(\mathbf{S}, \Sigma(\hat{\theta}))$, uygun fonksiyonun minimize edildiğini, “max” ise parantez içinde verilen değerlerin maksimum değerini ifade eder. l , bilinen parametre sayısı ve t bağımsız parametre sayısı iken $\nu = l - t$, serbestlik derecesinin değerini ve n ise örneklem hacmini gösterir (65).

Örneklem hacmi büyük olduğunda RMSEA indeksinin tahmin kalitesinin, örneklem hacmi küçük olması durumuna göre daha iyi olduğu eşitlik [55]’ten de kolayca görülebilir. Örneklem hacmi büyük olduğunda $(1/(n-1))$ terimi, asimtotik olarak sıfıra yaklaşır. Ancak örneklem hacmi küçük olduğunda, bu terimin kareköke katkısı daha da önemli hale gelebilir (67).

RMSEA, serbestlik derecesini yansıttığı için model karmaşıklığını da hesaba katar. 0,05’ten küçük RMSEA değeri, modelin analiz edilen verilere uygun bir yakınsama gösterdiği, 0,05 ve 0,08 arasında bir değer aldığı anda ise iyiye yakın uyumu gösterdiği, söylenebilir. 0,08–0,10 aralığında yer alan bir RMSEA değerinin ise ne iyi ne de kötü bir uygunluk gösterdiği, ifade edilmektedir. Hu ve Bentler (34) ise RMSEA indeksinin, 0,06’dan küçük olmasının yeterli bir kriter olduğunu belirtmişlerdir. Bazı araştırmacılar,

RMSEA'nın örneklem hacminden en az etkilenen uyum indeksleri arasında yer aldığını ifade etmişlerdir (29, 43, 44, 48, 65, 66).

2.6.4. Tucker - Lewis Uyum İndeksi (TLI)

Tucker - Lewis uyum indeksi (TLI), artan uyum indeksidir. Normlaştırılmış uyum indeksi (Normed Fit Index – NFI)'nin örneklem hacminden etkilenmesi dezavantajına karşı, Tucker - Lewis olarak da bilinen normlaştırılmamış uyum indeksi (Non-Normed Fit Index – NNFI) geliştirilmiştir. TLI, aşağıdaki gibi hesaplanır (27, 30, 65).

$$TLI = \frac{(\chi_i^2 / \nu_i) - (\chi_t^2 / \nu_t)}{(\chi_i^2 / \nu_i) - 1} = \frac{(F_i / \nu_i) - (F_t / \nu_t)}{(F_i / \nu_i) - 1 / (n - 1)} \quad [56]$$

Burada χ_i^2 , bağımsız modele χ_t^2 ise hedef modele aittir. ν_i ve ν_t ise sırasıyla bağımsız ve hedef modellerin ki-kare test istatistiklerine ilişkin serbestlik dereceleridir. F , uygun minimum uyum fonksiyonunun değeridir. n ise örneklem hacmini göstermektedir. Bentler (1990), TLI indeksindeki serbestlik derecesi düzeltmesini performansın 1'e yakın elde edilebilmesi için tasarlandığını ifade etmiştir.

TLI değeri ne kadar büyükse, model daha iyi uygunluk gösterir. 0,95'ten daha büyük değerler kabul edilebilir uyum olarak yorumlanırken, birçok araştırmada 0,97 değerinin kesim değeri olarak alındığı görülmektedir. Ayrıca TLI indeksi, normlaştırılmamış olduğundan değerinin 0 ve 1 arasında olması gerekmemektedir. Örneklem hacminden fazla etkilenmemesi, bu uyum indeksinin en büyük avantajıdır (27, 30, 65).

2.6.5. Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI)

Karşılaştırmalı uyum indeksi (Comparative Fit Index – CFI), artan uyum indekslerinden biridir. CFI, geliştirilen görel merkezi olmayan indeksin (Relative Non-Centrality Index – RNI) düzeltilmiş bir versiyonudur. CFI, gözlenen ölçümler arasında yer almayan ilişkilerin sıfır hipotezinde varsayılmasıyla, önerilen modelin karşılaştırılması mantığına dayanır (66). Test edilen modelin, gözlenen kovaryans matrisiyle oluşturulan alternatif modelden ne kadar üstün olduğunu değerlendirir (70).

CFI, hedef modelin farkının bağımsız modelin farkına oranlanmasıyla elde edilir ve aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$CFI = 1 - \frac{\max[(\chi_t^2 - \nu_t), 0]}{\max[(\chi_t^2 - \nu_t), (\chi_i^2 - \nu_i), 0]} \quad [57]$$

Burada “max”, parantez içinde verilen değerlerin maksimum değerini gösterir. χ_i^2 , bağımsız modele ve χ_t^2 ise hedef modele ait test istatistikleridir. ν_i ve ν_t ise sırasıyla bağımsız model ve hedef modelin ki-kare test istatistiklerine ilişkin serbestlik dereceleridir (27, 30, 65).

CFI indeksi, 0 – 1 arasında değerler alır ve yüksek değerler iyi uyumun göstergesidir. CFI değeri 0,97 olduğunda, söz konusu uyumun bağımsız modele göre nispeten daha iyi olduğu anlamına gelmektedir. CFI indeks değeri, 0,95’ten daha büyük ise kabul edilebilir bir uyum söz konusudur (3, 65).

CFI indeksi, görel olarak örneklem hacminden bağımsızdır ve küçük örneklem hacimleriyle çalışıldığında da iyi performans gösterir (33, 70).

2.7. Yapısal Eşitlik Modellemesi Uygulamasında Karşılaşılan Problemler

Yapısal eşitlik modelinin uygulanması sürecinde iki tür problem ile karşılaşılabilir:

- i. Modelin Yakınsama Hatası (Convergence Error – Nonconvergence)
- ii. Uygun Olmayan, Hatalı Çözümler (Improper Solutions)

Yakınsama problemi, YEM tahmin tekniği sürecinde izin verilen maksimum iterasyon sayısına ulaşılmamasına rağmen, örneklem için bir çözümün elde edilememesi yani yakınsamada başarısız olunması durumunda ortaya çıkan bir problemdir (32). “Modelin yakınsama hatası” problemiyle karşılaşıldığında, elde edilen sonuçlar doğru olmayabilir. Genellikle bu problem, zayıf uyumlu modelin belirlenmesinden ya da kötü başlangıç değeri/değerlerinden (initial value) kaynaklanmaktadır. Böyle bir durumla karşılaşıldığında, başlangıç değeri/değerleri modifiye edilebilir. Eğer model kötüyse yani örneklem verileri ile iyi tahminler elde edilemiyorsa, başlangıç değerlerinin modifiye edilmesi önemli olabilir (19).

Yakınsama sorunu, örneklem hacmi ve populasyon yapısına (yani Σ ya) bağlı olarak ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle yakınsama probleminin sadece örneklem hacmi küçük olduğunda ve gizil değişken yük değerleri küçük olduğunda meydana gelebileceği söylenebilir. Örneklem hacmi arttırıldığında, yakınsama sorunuyla karşılaşma oranında azalma görülmektedir (30).

Uygun olmayan, hatalı çözüm problemi, istatistiksel olarak mümkün olmayan veya tahmin sonucunda mantıksız bazı değerlerin elde edilmesiyle meydana gelir (31). Yinelemeli (recursive) path modelleri analiz edildiğinde genel olarak problem olmamasına rağmen MLE ve diğer iteratif tekniklerde yakınsak çözümün kabul edilemediği görülebilir. Bu duruma ilişkin en büyük kanıt, heywood durumları (heywood cases) olarak da bilinen parametre tahminlerinin mantıksız değerlerinin elde edilmesidir. Bunlar, negatif varyans tahminleri ya da gözlenen değişkenler arasında 1'e eşit ve mutlak değeri 1'den büyük olan tahmini korelasyonlardır. Problemin diğer göstergesi ise parametre tahmininin standart hatasının yorumlanamayacak kadar büyük değerli olmasıdır (1).

Heywood durumlarının ortaya çıkma nedenleri aşağıda verilmiştir (1, 15, 72).

- i. Belirleme hataları
- ii. Modelin saptanamaması
- iii. Çözümü değiştiren aykırı değerlerin varlığı
- iv. Hem küçük örneklem hacmi ($n < 100$) ile çalışılması hem de bir gizil değişkene bağlı sadece iki gözlenen değişkenin olması
- v. Kötü başlangıç değerleri
- vi. Deneysel olarak olması gerekenden daha az parametre ile saptanan modellerin elde edilmesi

Bu tarz sorunları içeren tahmin sonuçları kabul görmediğinden, elde edilen çözümler dikkatli bir şekilde incelenmelidir (1). Bu nedenle negatif varyans tahminlerinin varolması durumunda, uygun çözümü elde edebilmek için bazı önerilerde bulunulmuştur (1, 13, 61). Aşağıda bu önerilerden kısaca bahsedilmiştir.

- i. Bir ya da daha fazla sayıda parametre, negatif varyans tahminine sahip ise en büyük negatif tahminli varyansa sabit bir değer verilerek, yeniden analiz yapılabilir.
- ii. İki negatif varyans tahmini, pozitif olarak ilişkili ise herhangi birine pozitif sabit bir değer atanır. Ancak hata varyansının pozitif olması için sınırlandırmak yerine problemin kaynağının saptanması denemelidir ve sonra, analiz yeniden yapılmalıdır.
- iii. En azından, orta büyüklükte örneklem hacmiyle çalışılmalıdır.

Aynı zamanda örneklem kovaryans matrisinin, pozitif tanımlı olmaması da “uygun olmayan çözümler” problemi içinde sayılabilir. Bu problem genellikle, gözlenen değişkenler arasındaki lineer bağımlılık sonucu ortaya çıkar. Örneklem kovaryans matrisi, kestiricilerin hesaplanması sürecinde gerektiği için değişkenler doğrusal olarak bağımlı olduklarında çözümler, tahmin tekniklerinden elde edilemeyebilir. Bağımlılıktan

kaçınmak için modelin belirlenmesi ve testi öncesinde gereksiz deęişkenlerin elimine edilme işlemleri dikkatli bir biçimde yapılmalıdır (19).

3. GEREÇ VE YÖNTEM

3.1. Araştırmanın Amacı

Yapısal eşitlik modellemesinde dışsal gizil değişken sayısına göre oluşturulan iki farklı model (iki dışsal gizil değişkenli Model-1 ve üç dışsal gizil değişkenli Model-2) gözönüne alınarak çok değişkenli normallik varsayımının sağlandığı durumlarda MLE (Maksimum Olabilirlik Tahmini), GLS (Genelleştirilmiş En Küçük Kareler), ADF (Asimtotik Olarak Dağılımdan Bağımsız) ve SB_{χ^2} (Satorra–Bentler Ölçekli Ki-Kare) teknikleri ve sağlanmadığı durumlarda ADF ve SB_{χ^2} teknikleri ile elde edilen χ^2 / v (Ki-Kare / Serbestlik Derecesi) oranı, SRMR (Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü), RMSEA (Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü), TLI (Tucker-Lewis İndeksi) ve CFI (Karşılaştırmalı Uyum İndeksi) model uyum indekslerini etkileyen “tahmin tekniği” ve “örneklem hacmi” etmenlerinin etkilerini simülasyon yaparak araştırmak ve bu etmenlerin uyum indeksleri üzerindeki etkileri doğrultusunda model uyum indekslerini karşılaştırmaktır.

3.2. Simülasyon Çalışması

3.2.1. Kurulan Modeller

Simülasyon çalışması için belirlenen modeller (Model-1 ve Model-2) aşağıda verilmiştir.

3.2.1.1. Model -1

Üç gizil değişkenli (iki dışsal ve bir içsel gizil değişken) ve her bir gizil değişkenin iki gözlenen değişkeni olan yapısal eşitlik modeli Şekil - 1'deki gibi kurulmuştur.

Şekil - 1’de verilen yapısal eşitlik modelinin matris notasyonları ve eşitlik sistemi şeklinde gösterimleri aşağıda verilmiştir.

y içsel gözlenen değişkenlerin ölçüm modeli: $\mathbf{y} = \mathbf{\Lambda}_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^y \\ \lambda_{21}^y \end{bmatrix} \times [\eta_1] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

$$y_1 = \lambda_{11}^y \eta_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = \lambda_{21}^y \eta_1 + \varepsilon_2$$

x dışsal gözlenen değişkenlerin ölçüm modeli: $\mathbf{x} = \mathbf{\Lambda}_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}$

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^x & 0 \\ \lambda_{21}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{32}^x \\ 0 & \lambda_{42}^x \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \end{bmatrix}$$

$$x_1 = \lambda_{11}^x \xi_1 + \delta_1$$

$$x_2 = \lambda_{21}^x \xi_1 + \delta_2$$

$$x_3 = \lambda_{32}^x \xi_2 + \delta_3$$

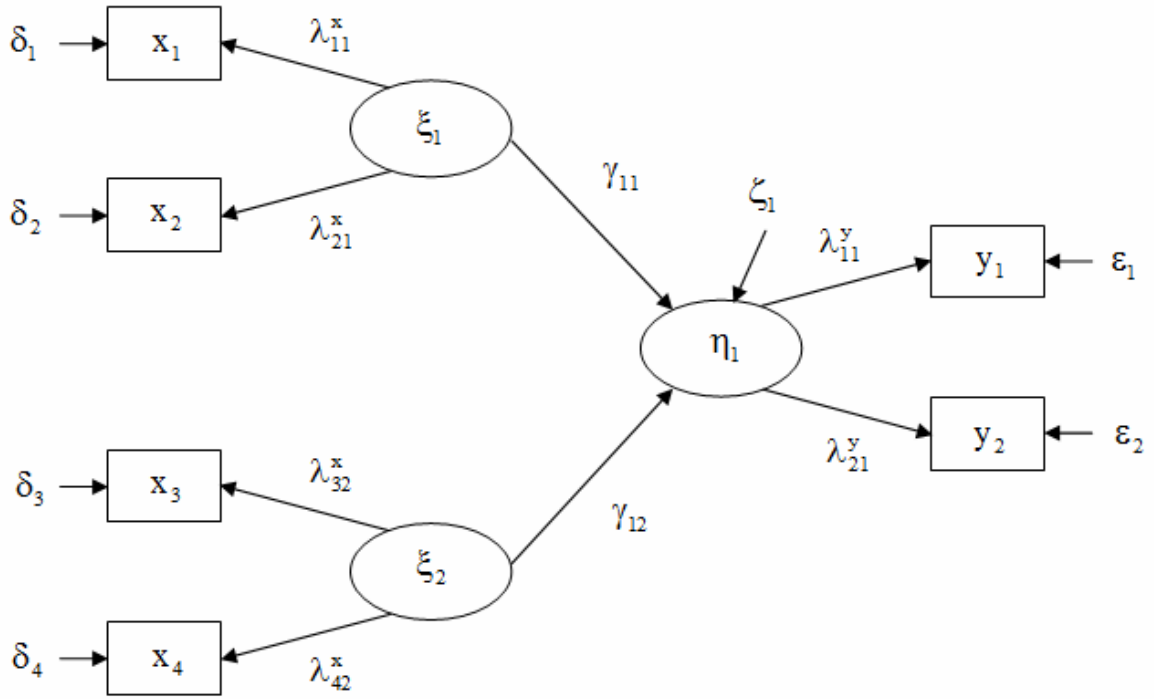
$$x_4 = \lambda_{42}^x \xi_2 + \delta_4$$

Yapısal model:

$$\eta = \mathbf{B} \eta + \mathbf{\Gamma} \xi + \zeta$$

$$[\eta_1] = [\gamma_{11} \ \gamma_{12}] \times \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \end{bmatrix} + [\zeta_1]$$

$$\eta_1 = \gamma_{11} \xi_1 + \gamma_{12} \xi_2 + \zeta_1$$



Şekil - 1. Her Bir Gizil Değişkende İki Gözlenen Değişkenin Olduğu Üç Gizil Değişkenli Yapısal Eşitlik Modeli

Model -1'in ortalama vektörü

$$\boldsymbol{\mu}_1 = (\bar{y}_1 \ \bar{y}_2 \ \bar{x}_1 \ \bar{x}_2 \ \bar{x}_3 \ \bar{x}_4) = \boldsymbol{\mu}_1 = (100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100) \text{ ve}$$

kovaryans matrisi

$$\Sigma_1 = \begin{bmatrix} 1,50 \\ 1,18 & 1,50 \\ 0,95 & 0,90 & 1,50 \\ 0,95 & 0,90 & 1,20 & 1,50 \\ 0,95 & 0,90 & 0,50 & 0,50 & 1,50 \\ 0,95 & 0,90 & 0,50 & 0,50 & 1,30 & 1,50 \end{bmatrix}$$

olarak alınmıştır.

3.2.1.2. Model - 2

Model-1'de verilen yapıya, iki gözlenen değişken ile açıklanan bir dışsal gizil değişkenin eklenmesiyle Model-2 oluşturulmuştur. Elde edilen dört gizil değişkenli (üç dışsal ve bir içsel gizil değişken) ve her bir gizil değişkenin iki gözlenen değişkeni olan yapısal eşitlik modeli, Şekil - 2'deki gibi kurulmuştur. Şekil - 2'de verilen yapısal eşitlik modelinin matris notasyonları ve eşitlik sistemi şeklinde gösterimleri aşağıda verilmiştir.

y içsel gözlenen değişkenlerin ölçüm modeli:

$$\mathbf{y} = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^y \\ \lambda_{21}^y \end{bmatrix} \times [\eta_1] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

$$y_1 = \lambda_{11}^y \eta_1 + \varepsilon_1$$

$$y_2 = \lambda_{21}^y \eta_1 + \varepsilon_2$$

x dışsal gözlenen değişkenlerin ölçüm modeli: $\mathbf{x} = \Lambda_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}$

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ x_4 \\ x_5 \\ x_6 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^x & 0 & 0 \\ \lambda_{21}^x & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{32}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{42}^x & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{53}^x \\ 0 & 0 & \lambda_{63}^x \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \\ \delta_6 \end{bmatrix}$$

$$x_1 = \lambda_{11}^x \xi_1 + \delta_1$$

$$x_2 = \lambda_{21}^x \xi_1 + \delta_2$$

$$x_3 = \lambda_{32}^x \xi_2 + \delta_3$$

$$x_4 = \lambda_{42}^x \xi_2 + \delta_4$$

$$x_5 = \lambda_{53}^x \xi_3 + \delta_5$$

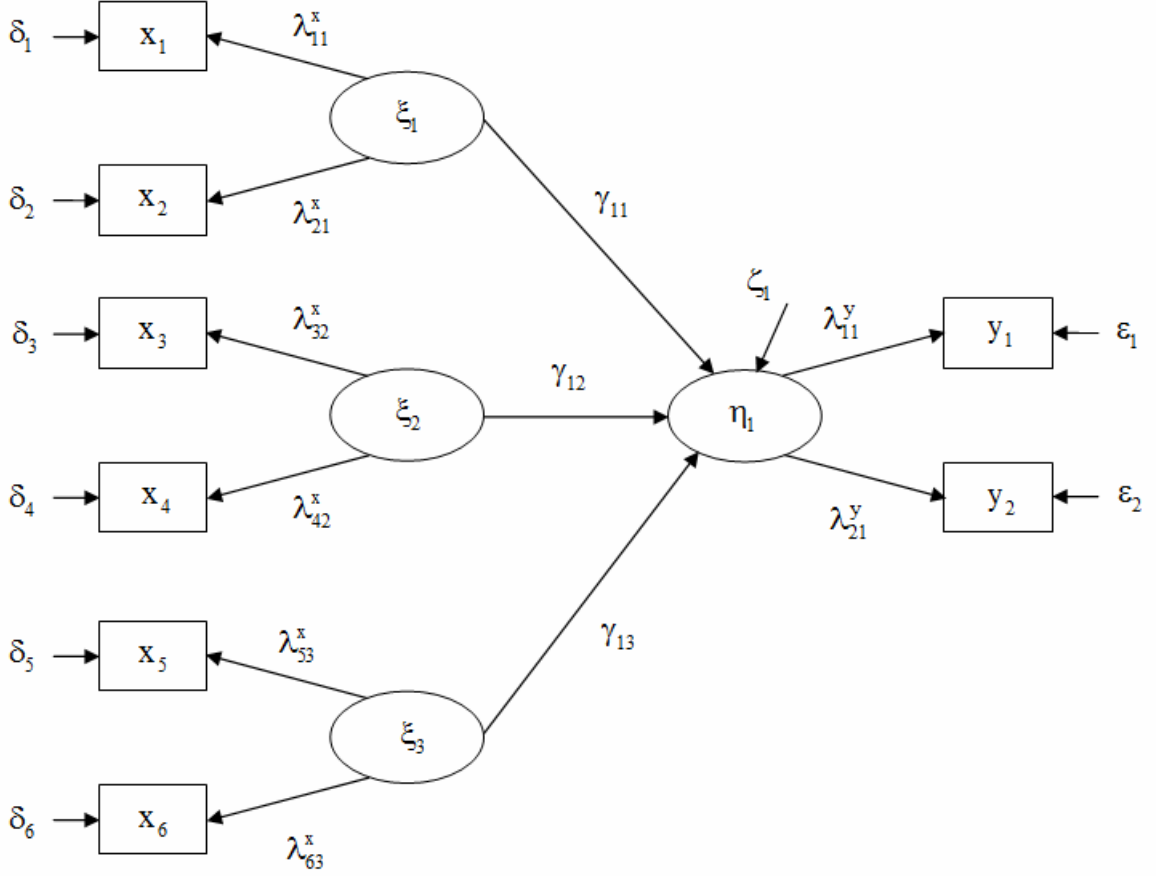
$$x_6 = \lambda_{63}^x \xi_3 + \delta_6$$

Yapısal model:

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B} \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$$

$$[\eta_1] = [\gamma_{11} \ \gamma_{12} \ \gamma_{13}] \times \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_2 \\ \xi_3 \end{bmatrix} + [\zeta_1]$$

$$\eta_1 = \gamma_{11} \xi_1 + \gamma_{12} \xi_2 + \gamma_{13} \xi_3 + \zeta_1$$



Şekil - 2. Her Bir Gizil Değişkende İki Gözlenen Değişkenin Olduğu Dört Gizil Değişkenli Yapısal Eşitlik Modeli

Model-2 için ortalama vektör,

$$\boldsymbol{\mu}_2 = (\bar{y}_1 \ \bar{y}_2 \ \bar{x}_1 \ \bar{x}_2 \ \bar{x}_3 \ \bar{x}_4 \ \bar{x}_5 \ \bar{x}_6) = \boldsymbol{\mu}_2 = (100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100 \ 100)$$

ve kovaryans matrisi,

3.2.4. Tahmin Teknikleri

Yapısal eşitlik modellemesinde kullanılan Maksimum olabilirlik tahmin (MLE), Genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS), Asimtotik olarak dağılımdan bağımsız (ADF) ve Satorra–Bentler ölçekli ki-kare (SB_{χ^2}) teknikleri kullanılmıştır.

3.2.5. Örneklem Hacimleri

Simülasyon çalışmasında, belirlenen her bir dağılımsal koşul için örneklem hacmi 100, 500 ve 1000 birim olarak alınmış ve yinleme sayısı ise 100 olarak belirlenmiştir.

3.2.6. YEM’de Model Uyum İndeksleri

Belirlenen etmenlerin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi), model uyumu üzerindeki etkisini incelemek için ki-kare test istatistiğinin serbestlik derecesine bölünmesiyle elde edilen oran (χ^2 / v) indeksi, Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü (SRMR) indeksi, Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (RMSEA) indeksi, Tucker-Lewis İndeksi (TLI) ve Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI) alınmıştır.

3.2.7. Simülasyon Prosedürünün İşleyiş Aşamaları

Model-1 ve Model-2 için simülasyon prosedürünün işleyişini gösteren aşamalar aşağıda verilmiştir.

- i. Model için belirlenen ortalama vektör ve kovaryans matrisi dikkate alınarak çok değişkenli normal veriler türetilmiştir.
- ii. Türetilmiş çok değişkenli normal verilere, çok değişkenli normallik testleri uygulanmıştır.
- iii. Türetilmiş çok değişkenli veriler, çok değişkenli normallik testlerinin sonuçları dikkate alınarak belirlenen dağılımsal gruplara ayrılmıştır.

- iv. Belirlenen dağılımsal koşulların her birine dahil olan çok değişkenli türetilmiş veri setlerine, YEM’de kullanılan uygun tahmin teknikleri uygulanmıştır.
- v. Ki-kare test istatistiklerine göre anlamlı yapısal eşitlik modelleri çalışmaya alınmıştır.
- vi. Anlamlı yapısal eşitlik modellerinden elde edilen model uyum indeksleri kaydedilmiştir.
- vii. Bu işlemler, anlamlı yapısal eşitlik model sayısı 100 (yineleme sayısı) olacak şekilde ve her bir örneklem hacmi için tekrarlanmıştır.

3.3. Çalışma Tasarımları

Dağılımsal koşullar ve oluşturulan modellere göre tahmin tekniklerinin ve örneklem hacimlerinin model uyum indeksleri (χ^2/v oranı, SRMR, RMSEA, TLI ve CFI) üzerindeki etkilerini bulmak amacıyla her bir indekse rank dönüşümü (rank transform) uygulanmış, ardından da Faktöriyel ANOVA (Factorial Analysis of Variance) yapılmıştır. İstatistiksel olarak anlamlı farklılık bulunan etmenlerin ikili karşılaştırmalarında ise Tukey’s HSD (Honestly Significant Difference) testi kullanılmıştır (EK-3).

3.3.1. Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Çalışma Tasarımı

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda; iki farklı yapıda oluşturulan modeller temelinde, tahmin tekniklerinin (MLE, GLS, ADF ve SB_ χ^2) ve örneklem hacminin (100, 500 ve 1000) her bir uyum indeksi üzerindeki etkilerini incelemek için çalışma tasarımı, 4x3 şeklinde kurulmuştur.

3.3.2. Çok Değişkenli Normal Olmayan Dağılım Koşullarında Çalışma Tasarımları

İki farklı yapıda oluşturulan modeller dikkate alınarak çok değişkenli normal olmayan dağılım koşullarında, tahmin tekniklerinin (ADF ve SB_ χ^2) ve örneklem hacminin (100,

500 ve 1000) her bir uyum indeksi üzerindeki etkisini arařtırmak için 2×3 lük alıřma tasarımları kurulmuřtur.

4. BULGULAR

Çok değişkenli normal dağılım ve normal olmayan dağılım koşullarına uygun olacak şekilde iki dışsal gizil değişkenli model (Model-1) ve üç dışsal gizil değişkenli modele (Model-2) YEM tahmin tekniklerinin uygulanması sonucunda elde edilen simülasyon sonuçlarının, % 3,17'si modelin yakınsama hatasını % 8,60'ı uygun olmayan, hatalı çözümleri ve % 7,6'sı ise çalışmadan dışlanan simülasyonları (anlamli olmayan yapısal eşitlik modelleri) içermektedir. Her bir örneklem hacmine göre simülasyon çalışmasında karşılaşılan problemlerin yüzde değerleri, Tablo - 1'deki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 1: Simülasyon Çalışmasında Karşılaşılan Problemlerin Yüzde Değerleri (%)

| | Örneklem Hacimleri (n) | | | | | |
|---|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 100 | | 500 | | 1000 | |
| | Model-1 | Model-2 | Model-1 | Model-2 | Model-1 | Model-2 |
| Modelin Yakınsama Hatası | 2,37 | 7,02 | - | 0,11 | - | - |
| Uygun Olmayan, Hatalı Çözümler | 3,91 | 27,6 | - | 2,61 | - | 0,26 |
| Çalışmadan Dışlanan Simülasyon[§] | 9,05 | 10,95 | - | 7,64 | - | 2,75 |
| Çalışmaya Dahil Edilen Simülasyon | 84,67 | 54,43 | 100 | 89,64 | 100 | 96,99 |
| Toplam | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

[§] χ^2 test istatistiklerine göre anlamli olmayan yapısal eşitlik modelleri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda, her bir örneklem hacmi (100, 500 ve 1000) ve tahmin tekniklerine (MLE, GLS, ADF, SB_ χ^2) göre Model-1 ve Model-2'ye ait uyum indekslerinin betimleyici istatistikleri sırasıyla Tablo - 2 ve Tablo - 3'te verilmiştir.

Çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında ise her bir örneklem hacmi (100, 500 ve 1000) ve tahmin tekniklerine (ADF, SB_ χ^2) göre Model-1 ve Model-2'ye ilişkin uyum indekslerinin betimleyici istatistik değerleri sırasıyla Tablo - 4, Tablo - 5 ve Tablo - 6'daki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 2: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'in Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))

| Örneklem Hacimleri (n) | Tahmin Teknikleri | Uyum İndeksleri | | | | |
|------------------------|-------------------------------|---|---|---------------------------------|---|---|
| | | (χ^2/ν) | SRMR | RMSEA | TLI | CFI |
| 100 | <i>MLE</i> | 0,7522 ± 0,0264 0,7585 (0,1847-1,3805) | 0,0168 ± 0,0005 0,0170 (0,0080-0,0310) | 0,0056 ± 0,0014 0 (0-0,0620) | 1,0081 ± 0,0009 1,0080 (0,9860-1,0290) | 0,9997 ± 0,0001 1,0000 (0,9940-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,7121 ± 0,0245 0,7051 (0,1862-1,2225) | 0,0200 ± 0,0007 0,0200 (0,0090-0,0430) | 0,0035 ± 0,0010 0 (0-0,0470) | 1,0567 ± 0,0049 1,0555 (0,9530-1,1750) | 0,9991 ± 0,0003 1,0000 (0,9810-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,7927 ± 0,0285 0,7996 (0,2265-1,8098) | 0,0341 ± 0,0014 0,0310 (0,0120-0,0960) | 0,0094 ± 0,0017 0 (0-0,0900) | 1,0308 ± 0,0046 1,0270 (0,8460-1,1540) | 0,9979 ± 0,0007 1,0000 (0,9380-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,7627 ± 0,0276 0,7766 (0,2043-1,5618) | 0,0149 ± 0,0004 0,0150 (0,0070-0,0280) | 0,0065 ± 0,0016 0 (0-0,0750) | 1,0077 ± 0,0009 1,0070 (0,9830-1,0290) | 0,9996 ± 0,0001 1,0000 (0,9930-1,0000) |
| 500 | <i>MLE</i> | 0,7122 ± 0,0288 0,6760 (0,1912-1,6190) | 0,0073 ± 0,0002 0,0070 (0,0030-0,0120) | 0,0025 ± 0,0007 0 (0-0,0350) | 1,0019 ± 0,0002 1,0020 (0,9960-1,0060) | 0,9999 ± 0,00003 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,6963 ± 0,0266 0,6750 (0,1883-1,6683) | 0,0075 ± 0,0002 0,0070 (0,0030-0,0130) | 0,0018 ± 0,0006 0 (0-0,0370) | 1,0104 ± 0,0009 1,0110 (0,9780-1,0280) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9910-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,7041 ± 0,0270 0,6938(0,2080-1,7273) | 0,0091 ± 0,0003 0,0090 (0,0040-0,0160) | 0,0017 ± 0,0006 0 (0-0,0380) | 1,0094 ± 0,0009 1,0100 (0,9770-1,0250) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9910-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,6970 ± 0,0266 0,6802 (0,1967-1,6423) | 0,0063 ± 0,0002 0,0060 (0,0030-0,0100) | 0,0018 ± 0,0006 0 (0-0,0360) | 1,0020 ± 0,0002 1,0020 (0,9960-1,0050) | 0,99997 ± 0,00002 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| 1000 | <i>MLE</i> | 0,6792 ± 0,0293 0,6733 (0,1108-1,5332) | 0,0051 ± 0,0002 0,0050 (0,0020-0,0090) | 0,0015 ± 0,0004 0 (0-0,0230) | 1,0010 ± 0,0001 1,0010 (0,9980-1,0030) | 0,99998 ± 0,00001 1,0000 (0,9990-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,6752 ± 0,0289 0,6686 (0,1105-1,4862) | 0,0052 ± 0,0002 0,0050 (0,0020-0,0090) | 0,0014 ± 0,0004 0 (0-0,0220) | 1,0055 ± 0,0005 1,0060 (0,9920-1,0150) | 0,9999 ± 0,00005 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,6895 ± 0,0297 0,6832 (0,1123-1,4590) | 0,0058 ± 0,0002 0,0060 (0,0020-0,0100) | 0,0017 ± 0,0004 0 (0-0,0210) | 1,0051 ± 0,0005 1,0050 (0,9930-1,0140) | 0,9999 ± 0,00005 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,6811 ± 0,0293 0,6833 (0,1138-1,5390) | 0,0045 ± 0,0001 0,0040 (0,0020-0,0080) | 0,0015 ± 0,0004 0 (0-0,0230) | 1,0011 ± 0,0001 1,0010 (0,9980-1,0030) | 0,99998 ± 0,00001 1,0000 (0,9990-1,0000) |

MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB- χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare;

(χ^2/ν) : (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; SRMR: Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; RMSEA: Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; TLI: Tucker-Lewis İndeksi; CFI: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; Model-1'in serbestlik derecesi (ν_1)= 6; Yineleme sayısı: 100

Tablo - 3: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))

| Örneklem Hacimleri (n) | Tahmin Teknikleri | Uyum İndeksleri | | | | |
|------------------------|-------------------------------|---|---|---------------------------------|---|---|
| | | (χ^2/ν) | SRMR | RMSEA | TLI | CFI |
| 100 | <i>MLE</i> | 0,7911 ± 0,0197 0,7817 (0,3043-1,1879) | 0,0225 ± 0,0005 0,0230 (0,0110-0,0380) | 0,0041 ± 0,0010 0 (0-0,0430) | 1,0092 ± 0,0009 1,0100 (0,9910-1,0300) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9960-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,7319 ± 0,0183 0,7315 (0,2854-1,1194) | 0,0305 ± 0,0009 0,0300 (0,0130-0,0550) | 0,0016 ± 0,0006 0 (0-0,0350) | 1,0775 ± 0,0054 1,0745 (0,9680-1,2320) | 0,9995 ± 0,0002 1,0000 (0,9840-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,8810 ± 0,0215 0,8954 (0,3437-1,3025) | 0,0532 ± 0,0017 0,0505 (0,0250-0,1450) | 0,0098 ± 0,0016 0 (0-0,0550) | 1,0191 ± 0,0035 1,0150 (0,9450-1,1200) | 0,9974 ± 0,0005 1,0000 (0,9720-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,7893 ± 0,0195 0,7911 (0,2967-1,1657) | 0,0203 ± 0,0004 0,0210 (0,0100-0,0350) | 0,0040 ± 0,0010 0 (0-0,0410) | 1,0092 ± 0,0008 1,0090 (0,9940-1,0300) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| 500 | <i>MLE</i> | 0,7585 ± 0,0235 0,7382 (0,2250-1,5843) | 0,0096 ± 0,0002 0,0100 (0,0050-0,015) | 0,0023 ± 0,0006 0 (0-0,0340) | 1,0021 ± 0,0002 1,0020 (0,9950-1,0060) | 0,9999 ± 0,00004 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,7493 ± 0,0233 0,7390 (0,2244-1,6254) | 0,0103 ± 0,0003 0,0100 (0,0050-0,0180) | 0,0021 ± 0,0006 0 (0-0,0350) | 1,0122 ± 0,0011 1,0125 (0,9690-1,0370) | 0,9995 ± 0,0002 1,0000 (0,9850-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,7851 ± 0,0240 0,7630 (0,2549-1,5299) | 0,0137 ± 0,0004 0,0130 (0,0060-0,0260) | 0,0029 ± 0,0007 0 (0-0,0330) | 1,0095 ± 0,0011 1,0100 (0,9790-1,0390) | 0,9994 ± 0,0002 1,0000 (0,9890-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,7589 ± 0,0233 0,7531 (0,2319-1,5406) | 0,0086 ± 0,0002 0,0090 (0,0040-0,0140) | 0,0021 ± 0,0006 0 (0-0,0330) | 1,0020 ± 0,0002 1,0020 (0,9950-1,0060) | 0,9999 ± 0,00003 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| 1000 | <i>MLE</i> | 0,7618 ± 0,0210 0,7693 (0,3072-1,3569) | 0,0067 ± 0,0001 0,0070 (0,0040-0,0120) | 0,0010 ± 0,0003 0 (0-0,0190) | 1,0010 ± 0,0001 1,0010 (0,9980-1,0030) | 0,99997 ± 0,00002 1,0000 (0,9990-1,0000) |
| | <i>GLS</i> | 0,7563 ± 0,0209 0,7461 (0,3065-1,3319) | 0,0070 ± 0,0002 0,0070 (0,0040-0,0130) | 0,0009 ± 0,0003 0 (0-0,0180) | 1,0058 ± 0,0005 1,0060 (0,9920-1,0170) | 0,9999 ± 0,0001 1,0000 (0,9960-1,0000) |
| | <i>ADF</i> | 0,7801 ± 0,0216 0,7710 (0,3043-1,4154) | 0,0082 ± 0,0002 0,0080 (0,0040-0,0130) | 0,0014 ± 0,0004 0 (0-0,0200) | 1,0050 ± 0,0005 1,0050 (0,9910-1,0150) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9960-1,0000) |
| | <i>SB-χ^2</i> | 0,7628 ± 0,0210 0,7671 (0,3076-1,3367) | 0,0061 ± 0,0001 0,0060 (0,0030-0,0100) | 0,0010 ± 0,0003 0 (0-0,0180) | 1,0010 ± 0,0001 1,0010 (0,9990-1,0030) | 0,99997 ± 0,00002 1,0000 (0,9990-1,0000) |

MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB- χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare;

(χ^2/ν) : (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; SRMR: Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; RMSEA: Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; TLI: Tucker-Lewis İndeksi; CFI: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; Model-2'nin serbestlik derecesi (ν_2)= 14; Yineleme sayısı: 100

Tablo - 4: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))

| Örneklem Hacimleri (n) | Modeller | Tahmin Teknikleri | Uyum İndeksleri | | | | |
|------------------------|-----------------|-------------------------------|---|---|---------------------------------|---|---|
| | | | (χ^2/ν) | SRMR | RMSEA | TLI | CFI |
| 100 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,8134± 0,0329 0,8075 (0,0333-1,3937) | 0,0385 ± 0,0016 0,0350 (0,0060-0,0800) | 0,0135 ± 0,0020 0 (0-0,0630) | 1,0278 ± 0,0051 1,0235 (0,9360-1,1530) | 0,9965 ± 0,0006 1,0000 (0,9740-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,7869 ± 0,0357 0,7586 (0,0410-1,4487) | 0,0149 ± 0,0006 0,0140 (0,0030-0,0310) | 0,0138 ± 0,0022 0 (0-0,0670) | 1,0072 ± 0,0012 1,0075 (0,9860-1,0330) | 0,9991 ± 0,0002 1,0000 (0,9940-1,0000) |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,9907 ± 0,0276 0,9830 (0,3613-1,4564) | 0,0605 ± 0,0025 0,0565 (0,0260-0,1700) | 0,0218 ± 0,0025 0 (0-0,0680) | 1,0006 ± 0,0045 1,0020 (0,9160-1,1090) | 0,9909 ± 0,0012 1,0000 (0,9580-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8410 ± 0,0268 0,8351 (0,3258-1,4989) | 0,0204 ± 0,0006 0,0200 (0,0070-0,0450) | 0,0116 ± 0,0020 0 (0-0,0710) | 1,0071 ± 0,0012 1,0070 (0,9790-1,0350) | 0,9989 ± 0,0002 1,0000 (0,9890-1,0000) |
| 500 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,8289 ± 0,0408 0,7275 (0,0972-1,8713) | 0,0100 ± 0,0004 0,0090 (0,0020-0,0190) | 0,0078 ± 0,0012 0 (0-0,0420) | 1,0055 ± 0,0013 1,0090 (0,9670-1,0310) | 0,9987 ± 0,0003 1,0000 (0,9870-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8105 ± 0,0399 0,7242 (0,0913-1,8082) | 0,0067 ± 0,0003 0,0060 (0,0010-0,0130) | 0,0072 ± 0,0012 0 (0-0,0400) | 1,0012 ± 0,0003 1,0020 (0,9940-1,0050) | 0,9998 ± 0,0001 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,9450 ± 0,0261 0,9296 (0,3921-1,5969) | 0,0154 ± 0,0004 0,0150 (0,0090-0,0260) | 0,0071 ± 0,0011 0 (0-0,0350) | 1,0025 ± 0,0012 1,0030 (0,9740-1,0280) | 0,9982 ± 0,0003 1,0000 (0,9870-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9155 ± 0,0251 0,8993 (0,3639-1,4837) | 0,0096 ± 0,0002 0,0090 (0,0050-0,0170) | 0,0064 ± 0,0010 0 (0-0,0310) | 1,0007 ± 0,0002 1,0010 (0,9960-1,0050) | 0,9997 ± 0,0001 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| 1000 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,8094 ± 0,0331 0,7476 (0,1895-1,5098) | 0,0064 ± 0,0002 0,0060 (0,0020-0,0110) | 0,0040 ± 0,0007 0 (0-0,0230) | 1,0032 ± 0,0005 1,0040 (0,9910-1,0130) | 0,9996 ± 0,0001 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,7954 ± 0,0319 0,7713 (0,1883-1,4138) | 0,0048 ± 0,0001 0,0050 (0,0010-0,0080) | 0,0038 ± 0,0007 0 (0-0,0200) | 1,0007 ± 0,0001 1,0010 (0,9990-1,0030) | 0,99998 ± 0,00001 1,0000 (0,9990-1,0000) |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,8036 ± 0,0244 0,8003 (0,2741-1,6791) | 0,0080 ± 0,0002 0,0080 (0,0030-0,0130) | 0,0020 ± 0,0005 0 (0-0,0260) | 1,0045 ± 0,0006 1,0040 (0,9840-1,0170) | 0,9997 ± 0,0001 1,0000 (0,9920-1,0000) |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,7882 ± 0,0236 0,8082 (0,2572-1,6370) | 0,0060 ± 0,0001 0,0060 (0,0020-0,0100) | 0,0015 ± 0,0004 0 (0-0,0250) | 1,0009 ± 0,0001 1,0010 (0,9970-1,0030) | 0,99997 ± 0,00002 1,0000 (0,9990-1,0000) |

ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; **SB- χ^2** : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare; (χ^2/ν) : (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; **SRMR:** Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; **RMSEA:** Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; **TLI:** Tucker-Lewis İndeksi; **CFI:** Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; **Model-1'in** serbestlik derecesi (ν_1)= 6; **Model-2'nin** serbestlik derecesi (ν_2)= 14; **Yineleme sayısı:** 100

Tablo - 5: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))

| Örneklem Hacimleri (n) | Modeller | Tahmin Teknikleri | Uyum İndeksleri | | | | | |
|------------------------|-----------------|-------------------------------|---|---|---|---|---|--|
| | | | (χ^2/ν) | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | |
| 100 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,7926 ± 0,0320 0,7616 (0,1665-1,7357) | 0,0314 ± 0,0012 0,0300 (0,0100-0,0750) | 0,0102 ± 0,0021 0 (0-0,0860) | 1,0281 ± 0,0040 1,0330 (0,9220-1,1280) | 0,9977 ± 0,0006 1,0000 (0,9690-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,7459 ± 0,0269 0,7498 (0,1773-1,2605) | 0,0146 ± 0,0004 0,0140 (0,0060-0,0270) | 0,0060 ± 0,0014 0 (0-0,0510) | 1,0079 ± 0,0008 1,0075 (0,9910-1,0290) | 0,9997 ± 0,0001 1,0000 (0,9960-1,0000) | |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,9718 ± 0,0278 0,9541 (0,3233-1,4479) | 0,0495 ± 0,0013 0,0490 (0,0150-0,0890) | 0,0207 ± 0,0025 0 (0-0,0670) | 1,0049 ± 0,0041 1,0055 (0,9290-1,1390) | 0,9928 ± 0,0010 1,0000 (0,9650-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8503 ± 0,0231 0,8624 (0,3129-1,2647) | 0,0201 ± 0,0004 0,0200 (0,0110-0,0320) | 0,0091 ± 0,0017 0 (0-0,0510) | 1,0061 ± 0,0009 1,0050 (0,9890-1,0280) | 0,9993 ± 0,0002 1,0000 (0,9940-1,0000) | |
| | 500 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,8456 ± 0,0403 0,8288 (0,0903-1,8633) | 0,0098 ± 0,0003 0,0090 (0,0030-0,0200) | 0,0074 ± 0,0012 0 (0-0,0420) | 1,0049 ± 0,0013 1,0050 (0,9700-1,0340) | 0,9987 ± 0,0003 1,0000 (0,9880-1,0000) |
| | | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8295 ± 0,0397 0,8094 (0,0833-1,8558) | 0,0066 ± 0,0002 0,0070 (0,0020-0,0110) | 0,0073 ± 0,0012 0 (0-0,0410) | 1,0011 ± 0,0003 1,0010 (0,9950-1,0070) | 0,9998 ± 0,00005 1,0000 (0,9980-1,0000) |
| <i>Model -2</i> | | <i>ADF</i> | 0,9525 ± 0,0271 0,9667 (0,4205-1,5124) | 0,0143 ± 0,0004 0,0140 (0,0080-0,0330) | 0,0079 ± 0,0010 0 (0-0,0320) | 1,0022 ± 0,0011 1,0015 (0,9790-1,0260) | 0,9982 ± 0,0003 1,0000 (0,9890-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9202 ± 0,0255 0,9294 (0,3911-1,4612) | 0,0092 ± 0,0002 0,0090 (0,0060-0,0150) | 0,0069 ± 0,0009 0 (0-0,0300) | 1,0007 ± 0,0002 1,0010 (0,9960-1,0050) | 0,9997 ± 0,00005 1,0000 (0,9980-1,0000) | |
| 1000 | | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,9362 ± 0,0424 0,9083 (0,1350-1,8192) | 0,0068 ± 0,0002 0,0070 (0,0020-0,0130) | 0,0073 ± 0,0010 0 (0-0,0290) | 1,0010 ± 0,0007 1,0015 (0,9870-1,0150) | 0,9991 ± 0,0001 1,0000 (0,9950-1,0000) |
| | | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9336 ± 0,0419 0,9154 (0,1405-1,8103) | 0,0052 ± 0,0002 0,0050 (0,0010-0,0100) | 0,0073 ± 0,0010 0 (0-0,0280) | 1,0002 ± 0,0001 1,0000 (0,9970-1,0030) | 0,9998 ± 0,00004 1,0000 (0,9990-1,0000) |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,8518 ± 0,0234 0,8189 (0,3913-1,4768) | 0,0089 ± 0,0002 0,0090 (0,0040-0,0170) | 0,0030 ± 0,0006 0 (0-0,0220) | 1,0033 ± 0,0005 1,0040 (0,9890-1,0140) | 0,9996 ± 0,0001 1,0000 (0,9950-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8406 ± 0,0239 0,8166 (0,3620-1,4099) | 0,0064 ± 0,0001 0,0060 (0,0030-0,0100) | 0,0031 ± 0,0006 0 (0-0,0200) | 1,0007 ± 0,0001 1,0010 (0,9980-1,0030) | 0,99995 ± 0,00002 1,0000 (0,9990-1,0000) | |

ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB- χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare; (χ^2/ν) : (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; SRMR: Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; RMSEA: Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; TLI: Tucker-Lewis İndeksi; CFI: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; Model-1'in serbestlik derecesi (ν_1)= 6; Model-2'nin serbestlik derecesi (ν_2)= 14; Yineleme sayısı: 100

Tablo - 6: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1 ve Model-2'nin Örneklem Hacimleri ve Tahmin Tekniklerine Göre Uyum İndekslerinin Betimleyici Değerleri (Ortalama±Standart Hata; Medyan (Minimum-Maksimum))

| Örneklem Hacimleri (n) | Modeller | Tahmin Teknikleri | Uyum İndeksleri | | | | | |
|------------------------|-----------------|-------------------------------|---|---|---|---|---|---|
| | | | (χ^2/ν) | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | |
| 100 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,8862 ± 0,0426 0,8099 (0,0892-2,0210) | 0,0421 ± 0,0022 0,0390 (0,0090-0,1590) | 0,0195 ± 0,0030 0 (0-0,1010) | 1,0169 ± 0,0064 1,0205 (0,8250-1,1440) | 0,9928 ± 0,0014 1,0000 (0,9300-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,7950 ± 0,0377 0,7223 (0,1222-1,8015) | 0,0158 ± 0,0006 0,0155 (0,0050-0,0370) | 0,0141 ± 0,0025 0 (0-0,0900) | 1,0074 ± 0,0014 1,0090 (0,9710-1,0370) | 0,9989 ± 0,0002 1,0000 (0,9880-1,0000) | |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 1,0191 ± 0,0325 0,9784 (0,3548-1,6827) | 0,0599 ± 0,0020 0,0560 (0,0310-0,1420) | 0,0236 ± 0,0029 0 (0-0,0830) | 0,9983 ± 0,0056 1,0030 (0,8500-1,1230) | 0,9884 ± 0,0017 1,0000 (0,9250-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,8541 ± 0,0255 0,8202 (0,3500-1,5504) | 0,0215 ± 0,0005 0,0210 (0,0090-0,0350) | 0,0108 ± 0,0020 0 (0-0,0740) | 1,0069 ± 0,0012 1,0090 (0,9760-1,0320) | 0,9988 ± 0,0003 1,0000 (0,9880-1,0000) | |
| | 500 | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,9393 ± 0,0459 0,8671 (0,0923-1,8600) | 0,0113 ± 0,0005 0,0110 (0,0030-0,0320) | 0,0115 ± 0,0014 0 (0-0,0410) | 1,0022 ± 0,0015 1,0045 (0,9740-1,0310) | 0,9978 ± 0,0003 1,0000 (0,9900-1,0000) |
| | | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9341 ± 0,0466 0,8599 (0,0900-2,0032) | 0,0072 ± 0,0002 0,0070 (0,0020-0,0140) | 0,0111 ± 0,0015 0 (0-0,0450) | 1,0005 ± 0,0003 1,0010 (0,9940-1,0060) | 0,9996 ± 0,0001 1,0000 (0,9970-1,0000) |
| <i>Model -2</i> | | <i>ADF</i> | 0,9535 ± 0,0337 0,9542 (0,2651-1,5726) | 0,0149 ± 0,0005 0,0150 (0,0070-0,0440) | 0,0098 ± 0,0012 0 (0-0,0340) | 1,0023 ± 0,0016 1,0020 (0,9710-1,0340) | 0,9972 ± 0,0004 1,0000 (0,9850-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9104 ± 0,0326 0,9171 (0,2698-1,5768) | 0,0094 ± 0,0002 0,0100 (0,0050-0,0150) | 0,0082 ± 0,0011 0 (0-0,0340) | 1,0008 ± 0,0003 1,0010 (0,9950-1,0060) | 0,9996 ± 0,0001 1,0000 (0,9980-1,0000) | |
| 1000 | | <i>Model -1</i> | <i>ADF</i> | 0,9465 ± 0,0434 0,9068 (0,0977-2,0528) | 0,0068 ± 0,0002 0,0070 (0,0020-0,0130) | 0,0072 ± 0,0010 0 (0-0,0320) | 1,0011 ± 0,0007 1,0015 (0,9830-1,0160) | 0,9990 ± 0,0002 1,0000 (0,9930-1,0000) |
| | | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9353 ± 0,0424 0,8940 (0,0973-1,9198) | 0,0050 ± 0,0002 0,0050 (0,0010-0,0090) | 0,0069 ± 0,0010 0 (0-0,0300) | 1,0003 ± 0,0001 1,0000 (0,9970-1,0030) | 0,9998 ± 0,0004 1,0000 (0,9990-1,0000) |
| | <i>Model -2</i> | <i>ADF</i> | 0,9568 ± 0,0310 0,9203 (0,3329-1,6108) | 0,0093 ± 0,0002 0,0090 (0,0050-0,0160) | 0,0064 ± 0,0008 0 (0-0,0250) | 1,0011 ± 0,0007 1,0020 (0,9860-1,0170) | 0,9988 ± 0,0002 1,0000 (0,9930-1,0000) | |
| | | <i>SB-χ^2</i> | 0,9289 ± 0,0300 0,9049 (0,3374-1,5616) | 0,0067 ± 0,0001 0,0070 (0,0040-0,0100) | 0,0057 ± 0,0008 0 (0-0,0240) | 1,0003 ± 0,0001 1,0000 (0,9980-1,0030) | 0,9998 ± 0,0004 1,0000 (0,9990-1,0000) | |

ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; **SB- χ^2** : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare; **(χ^2/ν)** : (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; **SRMR:** Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; **RMSEA:** Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü İndeksi; **TLI:** Tucker-Lewis İndeksi; **CFI:** Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; **Model-1'in** serbestlik derecesi (ν_1)= 6; **Model-2'nin** serbestlik derecesi (ν_2)= 14; **Yineleme sayısı:** 100

Her bir dağılımsal koşul ve dışsal gizil değişken sayısına göre oluşturulan modellerde, tahmin teknikleri ve örneklem hacimlerine göre elde edilen ortalama χ^2/v oranı uyum indekslerinin 1 değerinden ve ortalama RMSEA indekslerinin ise 0,05 değerinden küçük oldukları bulunmuştur. TLI ve CFI indekslerinin ortalama değerlerinin ise 0,97'den daha büyük olduğu görülmektedir. Çok değişkenli normal dağılım, çarpık dağılım ayrıca çarpık ve basık dağılım koşullarında örneklem hacmi 100 birim iken Model-2'de gösterilen yapıdan ADF tekniğiyle elde edilen ortalama SRMR indeks değerleri (<0,07) dışında, diğer tüm durumlarda tahmin teknikleri ile elde edilen ortalama SRMR indeks değerlerinin 0,05'ten daha küçük oldukları bulunmuştur.

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen χ^2/v (ranklı değeri) oranı uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 7'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 8'deki gibidir.

Tablo - 7: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 3 | 250009 | 83336 | 0,7014 | 0,5513 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 1878689 | 939344 | 7,9056 | 0,0004 |
| Artıklar | 1194 | 141871129 | 118820 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,754$; χ^2 : Ranklı değeri

Tablo - 8: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 74,7075 | 17,5103 | 131,9047 | 0,0063 |
| 100 – 1000 | 90,8250 | 33,6278 | 148,0222 | 0,0006 |
| 500 – 1000 | 16,1175 | -41,0797 | 73,3147 | 0,7860 |

χ^2 : Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1’den elde edilen SRMR (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 9’deki gibi elde edilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 10 ve Tablo - 11’de verilmiştir.

Tablo - 9: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1’e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-----------|-------------------|
| Teknik | 3 | 6549357 | 2183119 | 72,1740 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 100522996 | 50261498 | 1661,6430 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 36116203 | 30248 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,937; □: Ranklı değeri

Tablo - 10: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1’e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | -28,3133 | -64,8463 | 8,2196 | 0,1908 |
| MLE – ADF | -137,9917 | -174,5246 | -101,4587 | <0,0001 |
| MLE – SB_χ² | 66,8050 | 30,2721 | 103,3379 | <0,0001 |
| GLS – ADF | -109,6783 | -146,2113 | -73,1454 | <0,0001 |
| GLS – SB_χ² | 95,1183 | 58,5854 | 131,6513 | <0,0001 |
| ADF – SB_χ² | 204,7967 | 168,2637 | 241,3296 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 11: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 460,8112 | 431,9524 | 489,6701 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 696,9900 | 668,1312 | 725,8488 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 236,1787 | 207,3199 | 265,0376 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 12'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 13'teki gibidir.

Tablo - 12: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 3 | 283795 | 94598 | 1,9611 | 0,1180 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 516904 | 258452 | 5,3580 | 0,0048 |
| Artıklar | 1194 | 57594462 | 48237 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,883; □: Ranklı değeri

Tablo - 13: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 48,8925 | 12,4492 | 85,3359 | 0,0048 |
| 100 – 1000 | 36,5100 | 0,0667 | 72,9534 | 0,0495 |
| 500 – 1000 | -12,3825 | -48,8259 | 24,0608 | 0,7047 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1’den elde edilen TLI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 14’teki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları da sırasıyla Tablo - 15 ve Tablo - 16’da verilmiştir.

Tablo - 14: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1’e ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 3 | 21386833 | 7128944 | 81,3890 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 17417856 | 8708928 | 99,4270 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 104584137 | 87591 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,818; □: Ranklı değeri

Tablo - 15: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1’e ait TLI[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | -302,1600 | -364,3279 | -239,9921 | <0,0001 |
| MLE – ADF | -215,2950 | -277,4629 | -153,1271 | <0,0001 |
| MLE – SB_χ² | 2,2150 | -59,9529 | 64,3829 | 0,9997 |
| GLS – ADF | 86,8650 | 24,6971 | 149,0329 | 0,0019 |
| GLS – SB_χ² | 304,3750 | 242,2071 | 366,5429 | <0,0001 |
| ADF – SB_χ² | 217,5100 | 155,3421 | 279,6779 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 16: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 169,6487 | 120,5398 | 218,7577 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 293,9450 | 244,8360 | 343,0540 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 124,2963 | 75,1873 | 173,4052 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacmine göre Model-1'den elde edilen CFI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu elde edilmiştir (Tablo - 17). Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 18 ve Tablo - 19'da verilmiştir.

Tablo - 17: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 3 | 694647 | 231549 | 7,9050 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 1291536 | 645768 | 22,0460 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 34974008 | 29291 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,926; □: Ranklı değeri

Tablo - 18: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | MLE – GLS | 22,5267 | |
| MLE – ADF | 59,8717 | 23,9211 | 95,8223 | 0,0001 |
| MLE – SB_χ ² | 1,9950 | -33,9556 | 37,9456 | 0,9990 |
| GLS – ADF | 37,3450 | 1,3944 | 73,2956 | 0,0382 |
| GLS – SB_χ ² | -20,5317 | -56,4823 | 15,4189 | 0,4565 |
| ADF – SB_χ ² | -57,8767 | -93,8273 | -21,9261 | 0,0002 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 19: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | -66,2400 | |
| 100 – 1000 | -72,5213 | -100,9201 | -44,1224 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | -6,2813 | -34,6801 | 22,1176 | 0,8621 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 20'deki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 21 ve Tablo - 22'de verilmiştir.

Tablo - 20: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|------------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik Örneklem Hacmi | 3 | 1915733 | 638578 | 5,4172 | 0,0011 |
| Artıklar | 2 | 1335110 | 667555 | 5,6630 | 0,0036 |
| | 1194 | 140749024 | 117880 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,756$; \square : Ranklı değeri

Tablo - 21: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | 42,8650 | -29,2551 | 114,9851 | 0,4203 |
| MLE – ADF | -68,7533 | -140,8734 | 3,3667 | 0,0681 |
| MLE – SB_χ^2 | -0,9050 | -73,0251 | 71,2151 | 1,0000 |
| GLS – ADF | -111,6183 | -183,7384 | -39,4983 | 0,0004 |
| GLS – SB_χ^2 | -43,7700 | -115,8901 | 28,3501 | 0,4013 |
| ADF – SB_χ^2 | 67,8483 | -4,2717 | 139,9684 | 0,0738 |

\square : Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 22: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 76,1913 | 19,2207 | 133,1618 | 0,0049 |
| 100 – 1000 | 63,6463 | 6,6757 | 120,6168 | 0,0241 |
| 500 – 1000 | -12,5450 | -69,5156 | 44,4256 | 0,8632 |

\square : Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 23'te verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 24 ve Tablo - 25'teki gibidir.

Tablo - 23: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-----------|-------------------|
| Teknik | 3 | 10152135 | 3384045 | 159,7500 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 107953986 | 53976993 | 2548,0500 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 25293274 | 21184 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,956; □: Ranklı değeri

Tablo - 24: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | -55,7467 | -86,3195 | -25,1738 | <0,0001 |
| MLE – ADF | -188,5017 | -219,0745 | -157,9288 | <0,0001 |
| MLE – SB_χ² | 60,4083 | 29,8355 | 90,9812 | <0,0001 |
| GLS – ADF | -132,7550 | -163,3279 | -102,1822 | <0,0001 |
| GLS – SB_χ² | 116,1550 | 85,5822 | 146,7279 | <0,0001 |
| ADF – SB_χ² | 248,9100 | 218,3372 | 279,4829 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 25: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|-------------------|---------------|------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 447,8563 | 423,7055 | 472,0070 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 728,3050 | 704,1543 | 752,4557 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 280,4487 | 256,2980 | 304,5995 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 26'da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 27 ve Tablo - 28'deki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 26: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 3 | 911324 | 303775 | 6,6027 | 0,0002 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 499231 | 249616 | 5,4256 | 0,0045 |
| Artıklar | 1194 | 54932815 | 46007 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,888; □: Ranklı değeri

Tablo - 27: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | 25,3067 | -19,7490 | 70,3623 | 0,4715 |
| MLE – ADF | -50,2133 | -95,2690 | -5,1577 | 0,0219 |
| MLE – SB_χ ² | 2,2000 | -42,8557 | 47,2557 | 0,9993 |
| GLS – ADF | -75,5200 | -120,5757 | -30,4643 | 0,0001 |
| GLS – SB_χ ² | -23,1067 | -68,1623 | 21,9490 | 0,5507 |
| ADF – SB_χ ² | 52,4133 | 7,3577 | 97,4690 | 0,0150 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 28: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 25,3213 | -10,2701 | 60,9126 | 0,2174 |
| 100 – 1000 | 49,9600 | 14,3687 | 85,5513 | 0,0029 |
| 500 – 1000 | 24,6388 | -10,9526 | 60,2301 | 0,2357 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen TLI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu, Tablo - 29'da gösterilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 30 ve Tablo - 31'de verilmiştir.

Tablo - 29: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|----------|-------------------|
| Teknik | 3 | 23168676 | 7722892 | 92,6500 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 20791277 | 10395638 | 124,7100 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 99526746 | 83356 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,827; □: Ranklı değeri

Tablo - 30: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | -333,1567 | -393,8028 | -272,5105 | <0,0001 |
| MLE – ADF | -173,1617 | -233,8078 | -112,5155 | <0,0001 |
| MLE – SB_χ² | 1,3383 | -59,3078 | 61,9845 | 0,9999 |
| GLS – ADF | 159,9950 | 99,3488 | 220,6412 | <0,0001 |
| GLS – SB_χ² | 334,4950 | 273,8488 | 395,1412 | <0,0001 |
| ADF – SB_χ² | 174,5000 | 113,8538 | 235,1462 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 31: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 195,1125 | 147,2056 | 243,0194 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 319,8525 | 271,9456 | 367,7594 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 124,7400 | 76,8331 | 172,6469 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen CFI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 32'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları da sırasıyla Tablo - 33 ve Tablo - 34'teki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 32: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 3 | 1277258 | 425753 | 13,0760 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 887250 | 443625 | 13,6250 | <0,0001 |
| Artıklar | 1194 | 38876984 | 32560 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,918; □: Ranklı değeri

Tablo - 33: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| MLE – GLS | 15,4783 | -22,4252 | 53,3819 | 0,7196 |
| MLE – ADF | 78,1317 | 40,2282 | 116,0352 | <0,0001 |
| MLE – SB_χ² | -2,1500 | -40,0535 | 35,7535 | 0,9989 |
| GLS – ADF | 62,6533 | 24,7498 | 100,5569 | 0,0001 |
| GLS – SB_χ² | -17,6283 | -55,5319 | 20,2752 | 0,6292 |
| ADF – SB_χ² | -80,2817 | -118,1852 | -42,3781 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 34: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|-------------------|---------------|------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | -41,1088 | -71,0503 | -11,1672 | 0,0037 |
| 100 – 1000 | -65,9388 | -95,8803 | -35,9972 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | -24,8300 | -54,7715 | 5,1115 | 0,1264 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-1'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 35'te verilmiştir.

Tablo - 35: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|--------|
| Teknik | 1 | 12132 | 12132 | 0,4020 | 0,5263 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 397 | 198,6000 | 0,0066 | 0,9934 |
| Artıklar | 596 | 17987411 | 30180,2000 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,751; □: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-1'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 36'da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonucu ise Tablo - 37 ve Tablo - 38'deki gibidir.

Tablo - 36: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|----------|---------|
| Teknik | 1 | 1798647 | 1798647 | 199,4600 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 10734392 | 5367196 | 595,2000 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 5374384 | 9017 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,925; □: Ranklı değeri

Tablo - 37: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | 109,5033 | 94,2759 | 124,7308 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 38: Çok Değişkenli Normal Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 209,5200 | 187,2084 | 231,8316 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 322,8975 | 300,5859 | 345,2091 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 113,3775 | 91,0659 | 135,6891 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model -1'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 39'daki gibi elde edilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları Tablo - 40'da verilmiştir.

Tablo - 39: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait $RMSEA^{\square}$ Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 7434 | 7434 | 0,3597 | 0,5489 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 178759 | 89380 | 4,3245 | 0,0137 |
| Artıklar | 596 | 12318339 | 20668 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,815$; \square : Ranklı değeri

Tablo - 40: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait $RMSEA^{\square}$ Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 13,0950 | -20,6837 | 46,8737 | 0,6336 |
| 100 – 1000 | 41,3625 | 7,5838 | 75,1412 | 0,0116 |
| 500 – 1000 | 28,2675 | -5,5113 | 62,0462 | 0,1215 |

\square : Ranklı değeri; \square : Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen TLI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 41'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 42 ve Tablo - 43'teki gibidir.

Tablo - 41: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI \square Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 470232 | 470232 | 16,8660 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 867640 | 433820 | 15,5600 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 16616500 | 27880 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,770$; \square : Ranklı değeri

Tablo - 42: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | 55,9900 | 29,2149 | 82,7652 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 43: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 62,5725 | 23,3408 | 101,8042 | 0,0006 |
| 100 – 1000 | 91,0425 | 51,8108 | 130,2742 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 28,4700 | -10,7617 | 67,7017 | 0,2041 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen CFI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 44'te verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları da sırasıyla Tablo - 45 ve Tablo - 46'daki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 44: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|---------|
| Teknik | 1 | 279893 | 279893 | 18,4000 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 481280 | 240640 | 15,8200 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 9065891 | 15211 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,858; □: Ranklı değeri

Tablo - 45: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | -43,1967 | -62,9740 | -23,4194 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 46: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | -32,3975 | -61,3758 | -3,4192 | 0,0240 |
| 100 – 1000 | -69,3250 | -98,3033 | -40,3467 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | -36,9275 | -65,9058 | -7,9492 | 0,0081 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-2'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 47'deki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 48 ve Tablo - 49'da verilmiştir.

Tablo - 47: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|---------|
| Teknik | 1 | 244622 | 244622 | 8,6117 | 0,0035 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 825431 | 412716 | 14,5292 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 16929889 | 28406 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,765; □: Ranklı değeri

Tablo - 48: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2 / v Oranı Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|--|---------------|--------------------------------------|-----------|---|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | ADF – SB_ χ^2 | 40,3833 | |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 49: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2 / v Oranı Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | -8,3900 | |
| 100 – 1000 | 74,1500 | 34,5501 | 113,7499 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 82,5400 | 42,9401 | 122,1399 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model -2'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 50'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 51 ve Tablo - 52'de verildiği gibidir.

Tablo - 50: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-----------|-------------------|
| Teknik | 1 | 2020256 | 2020256 | 515,2800 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 13593085 | 6796542 | 1733,5100 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 2336723 | 3921 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,968; □: Ranklı değeri

Tablo - 51: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | 116,0533 | 106,0126 | 126,0941 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 52: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 192,1925 | 177,4805 | 206,9045 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 368,5750 | 353,8630 | 383,2870 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 176,3825 | 161,6705 | 191,0945 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model -2’den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 53’teki gibi bulunmuştur. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 54 ve Tablo - 55’te verilmiştir.

Tablo - 53: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|---------|
| Teknik | 1 | 100596 | 100596 | 5,4467 | 0,0199 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 848860 | 424430 | 22,9805 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 11007624 | 18469 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,834; □: Ranklı değeri

Tablo - 54: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | 25,8967 | 4,1041 | 47,6893 | 0,0199 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 55: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 33,7100 | 1,7789 | 65,6411 | 0,0357 |
| 100 – 1000 | 91,1125 | 59,1814 | 123,0436 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 57,4025 | 25,4714 | 89,3337 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-2'den elde edilen TLI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 56'da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları da sırasıyla Tablo - 57 ve Tablo - 58'deki gibi bulunmuştur.

Tablo - 56: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 131928 | 131928 | 4,4904 | 0,0345 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 293186 | 146593 | 4,9896 | 0,0071 |
| Artıklar | 596 | 17510338 | 29380 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,757; □: Ranklı değeri

Tablo - 57: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | 29,6567 | 2,1708 | 57,1425 | 0,0345 |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 58: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI [□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|-------------------|---------------|------------------------------|-----------|---------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 53,8325 | 13,5595 | 94,1055 | 0,0050 |
| 100 – 1000 | 31,9600 | -8,3130 | 72,2330 | 0,1500 |
| 500 – 1000 | -21,8725 | -62,1455 | 18,4005 | 0,4093 |

[□]: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2’den elde edilen CFI uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu elde edilmiştir (Tablo - 59). Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 60 ve Tablo - 61’de verilmiştir.

Tablo - 59: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 438373 | 438373 | 29,0680 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 973783 | 486891 | 32,2860 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 8988104 | 15081 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,861; [□]: Ranklı değeri

Tablo - 60: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | -54,0600 | -73,7523 | -34,3677 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 61: Çok Değişkenli Çarpık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | -41,7050 | -70,5587 | -12,8513 | 0,0021 |
| 100 – 1000 | -98,3050 | -127,1587 | -69,4513 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | -56,6000 | -85,4537 | -27,7463 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 62'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları, Tablo - 63'teki gibidir.

Tablo - 62: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|--------|
| Teknik | 1 | 11695 | 11695 | 0,3976 | 0,5286 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 457874 | 228937 | 7,7834 | 0,0005 |
| Artıklar | 596 | 17530369 | 29413 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,757; □: Ranklı değeri

Tablo - 63: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v^{\square} Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | -26,9300 | |
| 100 – 1000 | -67,2250 | -107,5211 | -26,9289 | 0,0003 |
| 500 – 1000 | -40,2950 | -80,5911 | 0,0011 | 0,0500 |

\square : Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 64'te verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları sırasıyla Tablo - 65 ve Tablo - 66'daki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 64: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR $^{\square}$ Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|----------|-------------------|
| Teknik | 1 | 1657532 | 1657532 | 186,4200 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 10961664 | 5480832 | 616,4100 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 5299325 | 8891 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,926$; \square : Ranklı değeri

Tablo - 65: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR $^{\square}$ Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|--|---------------|--------------------------------------|-----------|---|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | ADF – SB_χ^2 | 105,1200 | |

\square : Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 66: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 230,7775 | 208,6222 | 252,9328 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 320,9825 | 298,8272 | 343,1378 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 90,2050 | 68,0497 | 112,3603 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-1'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu, Tablo - 67'deki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 68'de verilmiştir.

Tablo - 67: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 11120 | 11120 | 0,5395 | 0,4629 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 168350 | 84175 | 4,0841 | 0,0173 |
| Artıklar | 596 | 12283992 | 20611 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,816; □: Ranklı değeri

Tablo - 68: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | -26,9350 | -60,6666 | 6,7966 | 0,1465 |
| 100 – 1000 | -40,2725 | -74,0041 | -6,5409 | 0,0144 |
| 500 – 1000 | -13,3375 | -47,0691 | 20,3941 | 0,6222 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1’den elde edilen TLI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 69’daki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği, örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 70 ve Tablo - 71’de verilmiştir.

Tablo - 69: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1’e ait TLI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 393574 | 393574 | 15,7680 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 2686073 | 1343037 | 53,8090 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 14875903 | 24960 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,794; [□]: Ranklı değeri

Tablo - 70: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1’e ait TLI [□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | 51,2233 | 25,8893 | 76,5573 | <0,0001 |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 71: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1’e ait TLI [□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 108,6350 | 71,5149 | 145,7551 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 160,5925 | 123,4724 | 197,7126 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 51,9575 | 14,8374 | 89,0776 | 0,0031 |

[□]: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1’den elde edilen CFI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 72’de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (tahmin tekniği) ikili karşılaştırılmasına ilişkin Tukey’s HSD test sonucu ise Tablo - 73’teki gibidir.

Tablo - 72: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1’e ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 444884 | 444884 | 28,8881 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 38788 | 19394 | 1,2593 | 0,2846 |
| Artıklar | 596 | 9178531 | 15400 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,856; □: Ranklı değeri

Tablo - 73: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-1’e ait CFI[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | -54,4600 | -74,3598 | -34,5602 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniğinin ve örneklem hacminin Model-2’den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 74’te verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği, örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları da sırasıyla Tablo - 75 ve Tablo - 76’daki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 74: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 174319 | 174319 | 5,9697 | 0,0148 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 422106 | 211053 | 7,2277 | 0,0008 |
| Artıklar | 596 | 17403518 | 29201 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,759$; \square : Ranklı değeri

Tablo - 75: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|-----------|---------|---------------|
| | Alt Sınır | Üst Sınır | | |
| ADF – SB_ χ^2 | 34,0900 | 6,6881 | 61,4919 | 0,0148 |

\square : Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 76: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p | |
|-------------------|--------------------------------------|-----------|----------|---------------|
| | Alt Sınır | Üst Sınır | | |
| 100 – 500 | -17,8000 | -57,9500 | 22,3500 | 0,5509 |
| 100 – 1000 | 45,2125 | 5,0625 | 85,3625 | 0,0227 |
| 500 – 1000 | 63,0125 | 22,8625 | 103,1625 | 0,0007 |

\square : Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-2’den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 77’deki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 78 ve Tablo - 79’da verilmiştir.

Tablo - 77: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-----------|-------------------|
| Teknik | 1 | 2165764 | 2165764 | 467,4200 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 13018800 | 6509400 | 1404,8700 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 2761533 | 4633 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,962; □: Ranklı değeri

Tablo - 78: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | 120,1600 | 109,2447 | 131,0753 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 79: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 217,4300 | 201,4365 | 233,4235 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 358,0825 | 342,0890 | 374,0760 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 140,6525 | 124,6590 | 156,6460 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 80'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları da Tablo - 81 ve Tablo - 82'deki gibidir.

Tablo - 80: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 125571 | 125571 | 5,9523 | 0,0150 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 470501 | 235250 | 11,1514 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 12573240 | 21096 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,813; □: Ranklı değeri

Tablo - 81: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | 28,9333 | 5,6425 | 0,0150 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 82: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 11,5425 | -22,5839 | 0,7064 |
| 100 – 1000 | 64,3275 | 30,2011 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 52,7850 | 18,6586 | 0,0009 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-2'den elde edilen TLI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 83'te gösterilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları da Tablo - 84'teki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 83: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 44738 | 44738 | 1,5263 | 0,2171 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 421596 | 210798 | 7,1919 | 0,0008 |
| Artıklar | 596 | 17469146 | 29311 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,758; □: Ranklı değeri

Tablo - 84: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | 63,7250 | |
| 100 – 1000 | 42,6475 | 2,4219 | 82,8732 | 0,0347 |
| 500 – 1000 | -21,0775 | -61,3032 | 19,1481 | 0,4352 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-2'den elde edilen CFI (ranklı değeri) uyum indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 85'te verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 86 ve Tablo - 87'de gösterilmiştir.

Tablo - 85: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 648722 | 648722 | 40,4160 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 675349 | 337675 | 21,0380 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 9566414 | 16051 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,853; □: Ranklı değeri

Tablo - 86: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | -65,7633 | -86,0793 | -45,4474 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 87: Çok Değişkenli Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | -19,2600 | - 49,0275 | 10,5075 | 0,2821 |
| 100 – 1000 | -78,8175 | -108,5850 | -49,0500 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | -59,5575 | -89,3250 | -29,7900 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin, Model-1'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu, Tablo - 88'deki gibi elde edilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 89'da verilmiştir.

Tablo - 88: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 29135 | 29135 | 0,9774 | 0,3232 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 205754 | 102877 | 3,4514 | 0,0323 |
| Artıklar | 596 | 17765051 | 29807 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,754; □: Ranklı değeri

Tablo - 89: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | -37,8675 | |
| 100 – 1000 | -40,5600 | -81,1249 | 0,0049 | 0,0495 |
| 500 – 1000 | -2,6925 | -43,2574 | 37,8724 | 0,9867 |

[□]: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 90'da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 91 ve Tablo - 92'deki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 90: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|----------|-------------------|
| Teknik | 1 | 1778228 | 1778228 | 206,8000 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 11025684 | 5512842 | 641,1300 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 5124772 | 8599 | | |

F: F test istatistiği; $R^2 = 0,929$; [□]: Ranklı değeri

Tablo - 91: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|--|---------------|--------------------------------------|-----------|---|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | ADF – SB_χ^2 | 108,8800 | |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 92: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|-------------------|---------------|------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 209,3675 | 187,5801 | 231,1549 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 327,8800 | 306,0926 | 349,6674 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 118,5125 | 96,7252 | 140,2999 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 93'te verilmiştir.

Tablo - 93: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|--------|
| Teknik | 1 | 27513 | 27513 | 1,1836 | 0,2771 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 65158 | 32579 | 1,4015 | 0,2470 |
| Artıklar | 596 | 13854441 | 23246 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,797; □: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen TLI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 94'teki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan "örneklem hacmi" etmeninin ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise Tablo - 95'te verilmiştir.

Tablo - 94: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 72270 | 72270 | 2,5695 | 0,1095 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 1135243 | 567621 | 20,1813 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 16763186 | 28126 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,768; □: Ranklı değeri

Tablo - 95: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait TLI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | 84,2975 | |
| 100 – 1000 | 98,5825 | 59,1780 | 137,9870 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 14,2850 | -25,1195 | 53,6895 | 0,6709 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1'den elde edilen CFI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 96'daki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 97 ve Tablo - 98'deki gibi bulunmuştur.

Tablo - 96: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 498759 | 498759 | 26,1920 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 175709 | 87855 | 4,6136 | 0,0103 |
| Artıklar | 596 | 11349279 | 19042 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,829; □: Ranklı değeri

Tablo - 97: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|-------------------------|---------------|------------------------|-----------|---------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ ² | -57,6633 | -79,7915 | -35,5351 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 98: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-1'e ait CFI[□] Uyum İndeksi için "Örneklem Hacimlerinin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|------------|---------------|------------------------------|-----------|---------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 4,8300 | -27,5929 | 37,2529 | 0,9347 |
| 100 – 1000 | -33,6450 | -66,0679 | -1,2221 | 0,0399 |
| 500 – 1000 | -38,4750 | -70,8979 | -6,0521 | 0,0151 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen χ^2/v oranı (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 99'da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (tahmin teknikleri) ikili karşılaştırmasına ilişkin Tukey's HSD test sonucu da Tablo - 100'deki gibi elde edilmiştir.

Tablo - 99: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v [□] Oranı Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 261752 | 261752 | 8,7975 | 0,0031 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 5464 | 2732 | 0,0918 | 0,9123 |
| Artıklar | 596 | 17732729 | 29753 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,754; □: Ranklı değeri

Tablo - 100: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait χ^2/v Oranı Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|--------------------|---------------|------------------------|-----------|---------------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_ χ^2 | 41,7733 | 14,1135 | 69,4332 | 0,0031 |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen SRMR (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 101'de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey's HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 102 ve Tablo - 103'teki gibi bulunmuştur.

Tablo - 101: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|----------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-----------|-------------------|
| Teknik | 1 | 2194214 | 2194214 | 434,9900 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 12740341 | 6370170 | 1262,8600 | <0,0001 |
| Artıklar | 596 | 3006368 | 5044 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,958; [□]: Ranklı değeri

Tablo - 102: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için "Tekniklerin" Tukey's HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 | | p |
|--------------------|---------------|------------------------|-----------|-------------------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_ χ^2 | 120,9467 | 109,5577 | 132,3356 | <0,0001 |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 103: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait SRMR[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven | | p |
|-------------------|---------------|------------------------------|-----------|-------------------|
| | | Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 223,8325 | 207,1451 | 240,5199 | <0,0001 |
| 100 – 1000 | 352,7000 | 336,0126 | 369,3874 | <0,0001 |
| 500 – 1000 | 128,8675 | 112,1801 | 145,5549 | <0,0001 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2'den elde edilen RMSEA (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 104'teki gibidir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan etmenin (tahmin teknikleri) ikili karşılaştırmasına ilişkin Tukey's HSD test sonucu ise Tablo - 105'te verilmiştir.

Tablo - 104: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 186666 | 186666 | 8,0481 | 0,0047 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 100706 | 50353 | 2,1709 | 0,1150 |
| Artıklar | 596 | 13823599 | 23194 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,798; □: Ranklı değeri

Tablo - 105: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait RMSEA[□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Güven Aralığı | | |
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| ADF – SB_χ² | 35,2767 | 10,8551 | 59,6982 | 0,0047 |

□: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-2’den elde edilen TLI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 106’da verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan “örneklem hacmi” etmeninin ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise Tablo - 107’deki gibidir.

Tablo - 106: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2’ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|--------|---------------|
| Teknik | 1 | 8207 | 8207 | 0,2795 | 0,5972 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 459161 | 229581 | 7,8198 | 0,0004 |
| Artıklar | 596 | 17497867 | 29359 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,757; □: Ranklı değeri

Tablo - 107: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2’ye ait TLI[□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| 100 – 500 | 50,2750 | 10,0163 | 90,5337 | 0,0097 |
| 100 – 1000 | 64,4825 | 24,2238 | 104,7412 | 0,0005 |
| 500 – 1000 | 14,2075 | -26,0512 | 54,4662 | 0,6850 |

□: Ranklı değeri

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda tahmin tekniği ve örneklem hacminin Model-1’den elde edilen CFI (ranklı değeri) indeksi üzerindeki etkilerini gösteren ANOVA tablosu Tablo - 108’de verilmiştir. Faktöriyel ANOVA sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulunan her bir etmenin (tahmin tekniği ve örneklem hacmi) ikili karşılaştırmalarına ilişkin Tukey’s HSD test sonuçları ise sırasıyla Tablo - 109 ve Tablo - 110’daki gibidir.

Tablo - 108: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için Varyans Analizi Tablosu

| | Serbestlik Derecesi (v) | Tip III Kareler Toplamı | Kareler Ortalaması | F | p |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|---------|-------------------|
| Teknik | 1 | 896371 | 896371 | 46,6524 | <0,0001 |
| Örneklem Hacmi | 2 | 184079 | 92040 | 4,7903 | 0,0086 |
| Artıklar | 596 | 11451446 | 19214 | | |

F: F test istatistiği; R² = 0,828; [□]: Ranklı değeri

Tablo - 109: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için “Tekniklerin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|--|---------------|--------------------------------------|-----------|---|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | ADF – SB_χ² | -77,3033 | |

[□]: Ranklı değeri; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare

Tablo - 110: Çok Değişkenli Çarpık ve Basık Dağılım Koşulunda Model-2'ye ait CFI [□] Uyum İndeksi için “Örneklem Hacimlerinin” Tukey’s HSD Testiyle Karşılaştırılması

| | Ortalama Fark | Ortalama Farka ait %95 Güven Aralığı | | p |
|-------------------|---------------|--------------------------------------|-----------|---------------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır | |
| | | 100 – 500 | -15,6575 | |
| 100 – 1000 | -42,4225 | -74,9910 | -9,8540 | 0,0065 |
| 500 – 1000 | -26,7650 | -59,3335 | 5,8035 | 0,1309 |

[□]: Ranklı değeri

Faktöriyel Analiz ve Tukey’s HSD test sonuçları doğrultusunda her bir dağılımsal grupta Model-1 ve Model-2’den elde edilen model uyum indekslerinin tahmin tekniklerine ve örneklem hacimlerine göre karşılaştırılmalı özet tabloları sırasıyla Tablo - 111(a-b) ve Tablo - 112(a-b) de verilmiştir.

Tablo - 111(a): Model-1'e ait Model Uyum İndekslerinin Tahmin Tekniklerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)

| TEKNİK | ÇOK DEĞİŞKENLİ NORMAL DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ BASIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK VE BASIK DAĞILIM | | | | | |
|------------------|-------------------------------|--------|-------|--------|--------|-------------------------------|--------|-------|--------|--------|------------------------------|--------|-------|--------|--------|--|--------|-------|-----|-----|--------|
| | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | |
| | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | |
| MLE-GLS | | 0,191 | | <0,001 | 0,372 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| MLE-ADF | | <0,001 | | <0,001 | <0,001 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| MLE-SB_ χ^2 | | <0,001 | | 1 | 0,999 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| GLS-ADF | | <0,001 | | 0,002 | 0,038 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| GLS-SB_ χ^2 | | <0,001 | | <0,001 | 0,457 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| ADF-SB_ χ^2 | | <0,001 | | <0,001 | <0,001 | | <0,001 | | <0,001 | <0,001 | | <0,001 | | <0,001 | <0,001 | | <0,001 | | | | <0,001 |

Tablo - 111(b): Model-1'e ait Model Uyum İndekslerinin Örneklem Hacimlerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)

| ÖRNEKLEM HACMİ | ÇOK DEĞİŞKENLİ NORMAL DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ BASIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK VE BASIK DAĞILIM | | | | |
|----------------|-------------------------------|--------|-------|--------|--------|-------------------------------|--------|-------|--------|--------|------------------------------|--------|-------|--------|-----|--|--------|-------|--------|-------|
| | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | |
| | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI | χ^2/ν | SRMR | RMSEA | TLI | CFI |
| 100-500 | 0,006 | <0,001 | 0,005 | <0,001 | <0,001 | | <0,001 | 0,634 | 0,001 | 0,024 | 0,259 | <0,001 | 0,147 | <0,001 | | 0,073 | <0,001 | | <0,001 | 0,935 |
| 100-1000 | 0,001 | <0,001 | 0,049 | <0,001 | <0,001 | | <0,001 | 0,012 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | 0,014 | <0,001 | | 0,049 | <0,001 | | <0,001 | 0,040 |
| 500-1000 | 0,786 | <0,001 | 0,705 | <0,001 | 0,862 | | <0,001 | 0,122 | 0,204 | 0,008 | 0,050 | <0,001 | 0,622 | 0,003 | | 0,987 | <0,001 | | 0,671 | 0,015 |

MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_ χ^2 : Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare; \square : Ranklı değeri; (χ^2/ν): (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; SRMR: Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü; RMSEA: Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü; TLI: Tucker-Lewis İndeksi; CFI: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; Model-1'in serbestlik derecesi (ν_1)= 6; \blacksquare : Faktöriyel Anova sonucu $p>0,05$; \square : Tukey's HSD testi sonucu $p<0,05$ veya $p<0,001$; \square : Tukey's HSD testi sonucu $p>0,05$; \blacksquare : Analize dahil edilmedi

Tablo - 112(a): Model-2'ye ait Model Uyum İndekslerinin Tahmin Tekniklerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)

| | ÇOK DEĞİŞKENLİ NORMAL DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ BASIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK VE BASIK DAĞILIM | | | | | |
|-----------------------|-------------------------------|--------|---------|--------|--------|-------------------------------|--------|---------|-------|--------|------------------------------|--------|---------|-------|--------|--|--------|---------|-------|--------|--|
| | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | |
| TEKNİK | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | |
| MLE-GLS | 0,420 | <0,001 | 0,471 | <0,001 | 0,720 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| MLE-ADF | 0,068 | <0,001 | 0,022 | <0,001 | <0,001 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| MLE-SB_χ ² | 1 | <0,001 | 0,999 | 1 | 0,999 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| GLS-ADF | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| GLS-SB_χ ² | 0,401 | <0,001 | 0,551 | <0,001 | 0,629 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| ADF-SB_χ ² | 0,074 | <0,001 | 0,015 | <0,001 | <0,001 | 0,003 | <0,001 | 0,020 | 0,034 | <0,001 | 0,015 | <0,001 | 0,015 | | <0,001 | 0,003 | <0,001 | 0,005 | | <0,001 | |

Tablo - 112(b): Model-2'ye ait Model Uyum İndekslerinin Örneklem Hacimlerine göre Karşılaştırılmalı Özet Tablosu (p değerleri)

| | ÇOK DEĞİŞKENLİ NORMAL DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ BASIK DAĞILIM | | | | | ÇOK DEĞİŞKENLİ ÇARPIK VE BASIK DAĞILIM | | | | |
|----------------|-------------------------------|--------|---------|--------|--------|-------------------------------|--------|---------|-------|--------|------------------------------|--------|---------|-------|--------|--|--------|---------|-------|-------|
| | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | | UYUM İNDEKSLERİ | | | | |
| ÖRNEKLEM HACMİ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ | χ^2/ν □ | SRMR □ | RMSEA □ | TLI □ | CFI □ |
| 100-500 | 0,005 | <0,001 | 0,217 | <0,001 | 0,004 | 0,872 | <0,001 | 0,036 | 0,005 | 0,002 | 0,551 | <0,001 | 0,706 | 0,001 | 0,282 | | <0,001 | | 0,010 | 0,496 |
| 100-1000 | 0,024 | <0,001 | 0,003 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | 0,150 | <0,001 | 0,023 | <0,001 | <0,001 | 0,035 | <0,001 | | <0,001 | | 0,001 | 0,007 |
| 500-1000 | 0,863 | <0,001 | 0,236 | <0,001 | 0,126 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | 0,409 | <0,001 | 0,001 | <0,001 | 0,001 | 0,435 | <0,001 | | <0,001 | | 0,685 | 0,131 |

MLE: Maksimum Olabilirlik Tahmini; GLS: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler; ADF: Asimtotik olarak Dağılımdan Bağımsız; SB_χ²: Satorra-Bentler Ölçekli Ki-Kare; □: Ranklı değeri; (χ^2/ν): (Ki-kare / serbestlik derecesi) oranı; SRMR: Standartlaştırılmış Artık Kareler Ortalamasının Karekökü; RMSEA: Yaklaşık Hata Kareler Ortalamasının Karekökü;

TLI: Tucker-Lewis İndeksi; CFI: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi; Model-2'nin serbestlik derecesi (ν_2)= 14; ■: Faktöriyel Anova sonucu p>0,05; □: Tukey's HSD testi sonucu p<0,05 veya p<0,001; □: Tukey's HSD testi sonucu p>0,05; ■: Analize dahil edilmedi

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

YEM’de model uygunluğunun değerlendirilmesi aşamasında kullanılan model uyum indekslerinin hangi etmenlerin etkisinde olduğu ya da hangi koşullar altında tercih edilmesi gerektiğine yönelik halen birçok simülasyon çalışması yapılmaktadır. Bu çalışmada da çok değişkenli normal dağılım ve normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşulları temelinde, farklı tahmin teknikleri (MLE, GLS, ADF, SB_ χ^2) ve örneklem hacimlerinin (n=100, 500, 1000), dışsal gizil değişken sayısına göre belirlenen iki dışsal gizil değişkenli (Model-1) ve üç dışsal gizil değişkenli (Model-2) modellerden elde edilen model uyum indeksleri yani χ^2/v (ki-kare test istatistiğinin serbestlik derecesine bölünmesiyle elde edilen oran), SRMR, RMSEA, TLI ve CFI üzerindeki etkileri araştırılmış ve bu etkilere göre model uyum indeksleri karşılaştırılmıştır.

Simülasyon sürecinde, uygun olmayan çözümler ve modelin yakınsama hatası problemleriyle karşılaşma oranlarının, örneklem hacminin artmasıyla birlikte azaldığı görülmektedir. Boomsma (12, 13), Anderson ve Gerbing (15), Curran ve arkadaşları (21), Boomsma ve Hoogland (24), Ding ve arkadaşları (30), Fan ve arkadaşları (32) ve Chen ve arkadaşları (72) tarafından yapılan simülasyon çalışmalarında da örneklem hacminin artmasıyla modelin yakınsama hatası ya da uygun olmayan, hatalı çözümlerle karşılaşma oranlarında azalmalar elde etmişlerdir.

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda Model-1 üzerinde temellenen yapıda tahmin teknikleri, χ^2/v oranı, SRMR, RMSEA, TLI ve CFI indeksleri bakımından incelenmiştir. Tahmin tekniklerine göre χ^2/v oranı ve RMSEA indeksleri açısından anlamlı farklılıklar saptanmazken SRMR, TLI ve CFI indekslerinde farklılıklar saptanmıştır. Farklılık saptanan model uyum indeksleri içinde tahmin tekniklerinden en az etkilenen CFI iken, en çok etkilenen SRMR indeksidir. Normal teori teknikleri olan MLE ve GLS arasında, ayrıca MLE’nin ölçekli değerini veren SB_ χ^2 ile her bir normal teori tekniği arasında CFI indeksi açısından anlamlı farklılıklar bulunmamıştır. Ancak ADF tekniğiyle elde edilen CFI uyum indeksinin, diğer tekniklerden elde edilenlere göre farklı olduğu saptanmıştır. TLI indeksi bakımından MLE ve SB_ χ^2

teknikleri arasında ve SRMR indeksi için de MLE ve GLS teknikleri arasında anlamlı farklılıklar bulunmamıştır. Çok değişkenli normal dağılım koşulunda Model-1'in dışsal gizil değişken sayısının arttırılmasıyla elde edilen Model-2'de verilen yapıda, tahmin tekniklerine göre tüm model uyum indeksleri incelendiğinde, χ^2/v oranı indeksinin GLS ve ADF tekniklerine göre farklı olduğu, ancak diğer tüm tekniklerde benzer değerler aldıkları bulunmuştur. RMSEA ve CFI indekslerinin ise MLE, GLS ve SB_ χ^2 tekniklerine göre farklı olmadıkları, ancak ADF tekniğiyle elde edilen tüm değerlerinin diğer tekniklerle elde edilenlere göre farklı oldukları saptanmıştır. TLI indeksi bakımından sadece MLE ve SB_ χ^2 teknikleri arasında anlamlı fark bulunmamıştır. Sugawara ve MacCallum (5)'un MLE, GLS, ADF ve OLS (Ordinary Least Square-Sıradan En Küçük Kareler) teknikleri ve beş farklı model yapısının model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmasında, χ^2/v oranı ve RMSEA indekslerinin tahmin tekniklerinden etkilenmediklerini, ancak TLI ve CFI indekslerinin aşırı derecede etkilendiklerini belirtmişlerdir. Model-1'den elde edilen χ^2/v oranı, RMSEA ve TLI indekslerine ait bulgularımız, Sugawara ve MacCallum (5)'un çalışma sonuçlarıyla uyumluluk göstermektedir. Hu ve Bentler (33, 34), MLE, GLS ve ADF teknikleri, farklı örneklem hacimleri (n=150, 250, 500, 1000, 2500, 5000), basit ve kompleks model türleri, farklı dağılımsal koşullar ve modelin yanlış belirlenme derecesinin model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini inceledikleri simülasyon çalışmalarında, MLE ve GLS teknikleriyle elde edilen RMSEA indekslerinin eşit performans gösterdiklerini ve dağılıma daha az duyarlı olduklarını bulmuşlardır. Ayrıca TLI ve CFI indekslerinin doğru populasyon modelleri temelinde tahmin tekniklerinden etkilenmediklerini saptamışlardır. Hu ve Bentler (34), SRMR'nin kullanılmasına ek olarak RMSEA, CFI ya da TLI indekslerinin de kullanılmasını önermişlerdir. Aynı zamanda Hu ve Bentler (33), kompleks model yapısından elde ettikleri TLI ve CFI indekslerinin, basit modelden elde edilenlere göre az da olsa tahmin tekniklerine daha duyarlı olduklarını bulmuşlardır. Ancak kompleks modelde elde edilen RMSEA indeksinin, basit modelden elde edilene göre tahmin tekniklerinden daha az etkilendiklerini belirtmişlerdir. Model-1 ve Model-2'den elde edilen RMSEA indeksine ayrıca Model-2'den elde edilen CFI indeksine ilişkin bulgularımızın, Hu ve Bentler (33)'in çalışma sonuçlarıyla uyumlu olduğunu söyleyebiliriz. Fan ve arkadaşları (32), MLE ve GLS teknikleri, model belirlenme durumu, küçük ve büyük örneklem hacimlerinin (n=50, 100, 200, 500, 1000)

model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini arařtırdıkları simülasyon çalıřmasında, RMSEA indeksinin tahmin tekniklerine karřı sađlam olduđunu, ancak CFI ve TLI indekslerinin tahmin tekniklerinden çok etkilendiklerini ifade etmiřlerdir. Her iki modelden de elde edilen RMSEA indeksine ve sadece Model-1'den elde edilen TLI indeksine ait bulgularımız, Fan ve arkadaşları (32)'nin çalıřma sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Lei ve Lomax (2), MLE ve GLS teknikleri, farklı dađılımsal kořullar, küçük ve büyük örneklem hacimlerinin (n=100, 250, 500, 1000) model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini arařtırdıkları simülasyon çalıřmasında, CFI ve TLI indekslerinin tahmin tekniklerinden etkilendiklerini ifade etmiřlerdir. Lei ve Lomax (2)'in çalıřma sonuçları ile her iki modelden de elde edilen TLI indeksine ait bulgularımızın uyumlu olduđu görölmektedir. Ding ve arkadaşları (30), MLE ve GLS tahmin teknikleri, "2 ile 6" arasında deđiřen gizil deđiřken başına düşen gözlenen deđiřken sayısı, küçük ve büyük (n=50, 100, 200, 500) örneklem hacimleri ve "0,5; 0,7 ve 0,9" olarak belirledikleri üç farklı gizil deđiřken yük deđerinin, model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini arařtırdıkları simülasyon çalıřmasında, χ^2/v oranı indeksinin tahmin tekniklerinden etkilendiđini, CFI indeksinin ise az derecede etkilendiđini, ancak TLI indeksinin etkilendiđini bulmuřlardır. GLS tekniđiyle elde edilen χ^2/v oranı indeksinin, MLE tekniđiyle elde edilene göre az da olsa daha iyi tahmin edildiđi sonucuna varmuřlardır. Her iki modelden de elde ettiđimiz bulguların, Ding ve arkadaşlarının (30) çalıřma sonuçlarıyla uyumlu olmadıđı görölmektedir. Sivo ve arkadaşları (73), farklı dađılımsal kořullar, dođru ve yanlış belirlenen modeller ve farklı örneklem hacimlerini (n=150, 250, 500, 1000, 2500, 5000), dikkate alarak model uyum indekslerinin davranıřlarını inceledikleri simülasyon çalıřmasında, RMSEA, CFI ve TLI indekslerinin farklı model tiplerinden etkilendiđini ancak SRMR indeksinin az da olsa model tiplerinden etkilenebileceđini ifade etmiřlerdir. Anderson ve Gerbing (16), modeldeki gizil deđiřken sayısı arttırıldıđında model uyum indekslerinin daha az uyum gösterdiklerini belirtmiřlerdir. Rigdon (67), RMSEA ve CFI indekslerini karřılařtırdıđı çalıřmasında büyük örneklemelerde ve teori geliřtirmek amacıyla yapılan arařtırmalarda RMSEA'nın tercih edilmesi gerektiđini vurgulamıřlardır. Bulgularımızın büyük bir çođunluđu, literatürle paralellik göstermektedir.

Çok deđiřkenli normal dađılım kořulunda Model-1'de gösterilen yapıda χ^2/v oranı, SRMR, RMSEA, TLI ve CFI indeksleri, örneklem hacimlerine göre incelenmiřtir.

SRMR ve TLI indeks değerlerinin örneklem hacimlerine göre anlamlı derecede farklı oldukları bulunmuştur. Ancak örneklem hacmi 100 birim iken elde edilen χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin örneklem hacmi 500 ve 1000 birim olduğunda elde edilenlere göre anlamlı derecede farklı oldukları gözlenirken, 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilen üç uyum indeksinde de anlamlı bir farklılık gözlemlenmemiştir. Örneklem hacminin artmasıyla özellikle 500 birimden fazla olduğunda χ^2/v , RMSEA ve CFI indeks değerlerinde anlamlı bir değişim olmadığı söylenebilir. Aynı dağılımsal koşulda Model-2’de verilen yapı temelinde örneklem hacimlerine göre model uyum indeksleri incelendiğinde, tüm model uyum indekslerinin örneklem hacimlerine göre anlamlı farklılıklar gösterdikleri bulunmuştur. Ancak büyük örneklem hacimlerine ($n>500$) göre χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indeksleri açısından incelendiklerinde anlamlı farklılıklar saptanmazken, küçük ve büyük örneklem hacimlerine (100 ve 1000) göre anlamlı farklılıklar saptanmıştır. Aynı zamanda RMSEA indeksinin, küçük örneklem hacimlerinde (100 ve 500) elde edilen değerleri arasında da fark olmadığı bulunmuştur. Marsh ve arkadaşları (74)’nın, küçük ve büyük örneklem hacimlerinin ($n=25, 50, 100, 200, 400, 800, 1600$) MLE tekniğiyle elde edilen model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini incelemek için yapmış oldukları simülasyon çalışmasında, χ^2/v oranı ve TLI indekslerinin örneklem hacminden etkilenmediklerini belirtmişlerdir. Her iki modelden de elde ettiğimiz sonuçlar, Marsh ve arkadaşları (74)’nin çalışma sonuçlarıyla paralellik göstermektedir. Marsh ve Balla (28), basit ve kompleks yapıda simüle ettikleri veriler üzerinde farklı model yapıları ve örneklem hacimlerinin ($n=50, 100, 200, 400, 800, 1000$) MLE tekniğiyle elde edilen model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırdıkları çalışmalarında, TLI indeksinin her iki veri yapısında (basit ve kompleks) da örneklem hacminden etkilenmediğini ifade etmişlerdir. Ayrıca basit veri yapısında elde edilen χ^2/v oranı indeksinin örneklem hacminden bağımsız olduğunu ancak diğer yapıda bağımlı olduğunu belirtmişlerdir. Her iki modelden elde edilen χ^2/v oranı indeksine ilişkin sonuçlarımız, Marsh ve Balla (28)’nin sonuçlarıyla uyumluluk göstermektedir. Ding ve arkadaşları (30)’nin çalışmasında χ^2/v oranı ve TLI indekslerinin örneklem hacminden bağımsız olduğunu, ancak CFI indeksinin az da olsa bağımlı olduğunu bulmuşlardır. Her iki modelden de elde edilen CFI indeksine ait bulgularımızın, Ding ve arkadaşları (30)’nin çalışma sonuçlarıyla benzer olduğunu söyleyebiliriz. Wang ve arkadaşları (8), farklı dağılımsal koşullarda MLE ve GLS

tahmin teknikleriyle elde edilen uyum indekslerinin örneklem hacminden ($n=200, 500, 1000$) nasıl etkilendiklerini göstermek için yapmış oldukları simülasyon çalışmasında CFI indeksinin, $n>200$ olması durumunda örneklem hacminden daha az etkilendiğini belirtmişlerdir. Ayrıca CFI indeksinin, her bir örneklem hacminde de daha stabil değerler alan indeksler arasında yer aldığını söylemişlerdir. Wang ve arkadaşları (8)'nin çalışma sonuçları ile her iki modelden de elde ettiğimiz CFI indeksine ait bulgular paralellik göstermektedir. Hu ve Bentler (33), küçük örneklem hacimlerinde elde edilen RMSEA indeksinin, büyük örneklem hacimlerine göre daha az tutarlı olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca örneklem hacmi küçük ($n\leq 250$) olduğunda RMSEA indeksinin doğru modeli aşırı reddetme eğiliminde olduğunu ifade etmişlerdir. TLI ve CFI indekslerinin örneklem hacmine daha az duyarlı olduklarını, ancak örneklem hacmi küçük olduğunda ($n\leq 250$) MLE tekniğiyle elde edilen TLI ve CFI indekslerinin kullanılmasını tavsiye etmişlerdir. GLS ve ADF teknikleriyle elde edilen TLI ve CFI indekslerinin tahmin değerlerini, doğru populasyon değerine göre daha küçük değerli bulmuşlardır. Aynı zamanda Hu ve Bentler (33), karmaşık modelden elde ettikleri TLI, CFI, SRMR ve RMSEA indekslerinin basit modelden elde ettiklerine göre örneklem hacminden daha az etkilendiklerini, ayrıca örneklem hacminin artmasıyla daha tutarlı davranışlar gösterdiklerini bulmuşlardır. Çalışmamızda yer alan modellerden elde edilen RMSEA indeksine ait sonuçların, Hu ve Bentler (34)'in çalışma sonucuyla benzer olduğu görülmektedir. Fan ve arkadaşları (32), RMSEA, CFI ve TLI indekslerinin örneklem hacminden en az etkilenen indeksler olduğunu bulmuşlardır. Her iki modelden de elde edilen RMSEA, CFI ve TLI indekslerine ait bulgularımızın, Fan ve arkadaşları (32)'nin bulgularıyla uyumlu olduğu söylenebilir. Jackson (35), “1 ile 5” arasında belirlenen gizil değişken sayısı ve “20; 10; 6,67; 5 ve 4” olarak değişen gizil değişken başına düşen gözlenen değişken sayılarına göre oluşturduğu beş farklı modelin, “0,60 ve 0,80” olarak belirlenen gözlenen değişkenlere ait güvenirlik katsayılarının ayrıca küçük ve büyük örneklem hacimlerinin ($n=50, 100, 200, 400, 800$) model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırmak için yaptığı simülasyon çalışmasında RMSEA, TLI ve CFI indekslerinin örneklem hacminden etkilendiklerini bulmuştur. Her iki modelden elde edilen RMSEA, TLI ve CFI indekslerine ilişkin sonuçlarımızın, Jackson (35)'in sonuçlarıyla uyumlu olduğu söylenebilir. Curran ve arkadaşları (75, 76), çok değişkenli normal dağılım koşulunda üç farklı modelden farklı örneklem hacimlerine ($n=50-5000$) göre MLE tekniğiyle elde ettikleri RMSEA indeksinin nokta ve aralık tahminlerini simülasyon yaparak inceledikleri çalışmalar sonucunda, RMSEA indeksinin örneklem

hacminden etkilendiğini ancak örneklem hacminin artmasıyla bu etkinin kaybolduğunu belirtmişlerdir. Bu nedenle RMSEA indeksinin küçük örneklem hacimleri ($n \leq 200$) ile çalışıldığı durumlarda kullanılmamasını önermişlerdir. Curran ve arkadaşları (75, 76)'nın çalışma sonuçlarıyla, her iki modelden elde edilen RMSEA indeksine ait bulgularımızın uyumlu olduğu ifade edilebilir. Kenny ve McCoach (37), “4, 6, 10, 12, 20 ve 25” olarak değişen gözlenen değişken sayısı ile oluşturdukları yedi farklı model, küçük ve büyük örneklem hacimleri ($n=100, 200, 1000$) ve belirleme hatalarının model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırmak için yaptıkları simülasyon çalışmasında, örneklem hacminin artmasıyla ($n \geq 200$) CFI ve TLI indeks değerlerinin arttığını, RMSEA'nın ise azaldığını ve χ^2/v oranı indeks değerlerinin 1 değerine yaklaştıklarını bulmuşlardır. Örneklem hacmi $n > 500$ olması durumunda iken ilgili indekslere ait bulgularımız, Kenny ve McCoach (37)'un çalışma sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Lei ve Lomax (2), MLE ve GLS teknikleriyle elde ettikleri CFI ve TLI indekslerinin örneklem hacminden etkilendiklerini ancak örneklem hacminin artmasıyla ($n > 500$) bu etkinin kaybolduğunu ifade etmişlerdir. Çalışmamızda yer alan modellerden elde edilen CFI indeksine ait bulgularımız, Lei ve Lomax (2)'in çalışma sonuçlarıyla uyumluluk göstermektedir. Beauducel ve Wittmann (39), MLE tekniği, farklı örneklem hacimleri ($n=250, 500, 1000$), “0,40 ile 0,80” arasında değişen faktör yük değerleri, “4 ve 8” olarak belirlenen gizil değişken sayısı, modelin belirlenme durumu ve giriş matris tipi (varyans-kovaryans ya da korelasyon) gibi etmenleri dikkate alarak model uyum indekslerini inceledikleri simülasyon çalışmasında, örneklem hacmi ile χ^2/v oranı indeksi arasında yüksek bir korelasyon olmadığını, ancak örneklem hacminin artmasıyla χ^2/v oranı değerlerinin azaldığını bulmuşlardır. Ayrıca örneklem hacmi ile en küçük korelasyona sahip indeksin, RMSEA olduğunu, en yüksek korelasyona sahip indeksin ise SRMR olduğunu ifade etmişlerdir. Her iki modelden de elde edilen χ^2/v oranı ve SRMR indekslerine ait bulgularımız ile Beauducel ve Wittmann (39)'ın simülasyon sonuçlarının uyumlu olduğu söylenebilir. Aynı zamanda Beauducel ve Wittmann (39), modellerdeki gizil değişken sayısını bir etmen olarak incelediğinde, gizil değişken sayısı ile χ^2/v oranı ve RMSEA indeksleri arasında yüksek düzeyde negatif korelasyonlar, TLI, CFI ve SRMR indeksleri arasında ise düşük düzeyde negatif korelasyonlar saptamışlardır. Çalışmamızda gizil değişken sayısını bir etmen olarak incelemesek de üç dışsal gizil değişkenli modelden (Model-2) elde edilen ortalama RMSEA indeks

değerlerinin, iki dışsal gizil değişkenli modelden (Model-1) elde edilenlere göre daha küçük değerli olduğu söylenebilir. Sivo ve arkadaşları (73), TLI indeksinin örneklem hacminden en az etkilenen indeks olduğunu, SRMR'nin ise örneklem hacminden en çok etkilenen indeksler arasında yer aldığını belirtmişlerdir. Ancak örneklem hacminin artması durumunda RMSEA ve CFI indekslerinin de örneklem hacminden etkilenmediklerini bildirmişlerdir. Sivo ve arkadaşları (73)'nın sonuçları ile modellerden elde edilen SRMR, RMSEA ve CFI indekslerine ilişkin sonuçlarımız benzerlik göstermektedir. Jackson (36), MLE tekniği, yanlış belirlenme seviyeleri farklı olan iki farklı model, küçük ve büyük örneklem (n=50, 100, 200, 400, 800) hacimleri, “2 ve 5” olarak belirlenen gizil değişken sayısı, üç farklı düzeyde belirlenen gözlenen değişkenlerin güvenilirlik katsayıları ve iki farklı düzeyde belirlenen örneklem hacminin tahmin edilen parametre sayısına oranının, model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırdığı simülasyon çalışmasında, örneklem hacminin artmasıyla χ^2/v oranı indeks değerlerinin arttığını, RMSEA indeksinin ise azaldığını özellikle küçük örneklem hacimlerinde (n≤100) iken en yüksek değerlere ulaştığını bulmuştur. TLI ve CFI indekslerinin de örneklem hacminden etkilendiklerini ancak örneklem hacmi 400 ve daha büyük olduğunda, bu etkilerin kaybolduğunu belirtmiştir. Her iki modelden de elde ettiğimiz χ^2/v oranı ve CFI indekslerine ve sadece Model-1'den elde ettiğimiz RMSEA indeksine ait sonuçların, Jackson (36)'ın sonuçlarıyla uyumlu olduğu söylenebilir. Fan ve Sivo (41), doğru model ile birlikte iki farklı belirleme hatasını dikkate alarak oluşturdukları üç farklı modelden MLE tekniğiyle elde ettikleri model uyum indekslerinin örneklem hacminin (n=100-1000) değişmesinden nasıl etkilendiklerini inceledikleri iki farklı simülasyon çalışması sonucunda RMSEA, CFI ve TLI indekslerinin örneklem hacmine bağımlı olmadıklarını ancak SRMR indeksinin az da olsa örneklem hacminden etkilendiğini belirtmişlerdir. Ayrıca RMSEA indeksinin en iyi model uyum indeksi olduğunu ifade etmişlerdir. RMSEA indeksinin en iyi model uyum indeksi olduğu sonucu dışında her iki modelden de elde edilen indekslere ait sonuçlarımızın, Fan ve Sivo (41)'nin çalışma sonuçlarıyla uyumlu olmadıkları görülmektedir. Herzog ve Boomsma (42), doğru model ve yanlış belirlenme derecelerine göre oluşturulan modellerden MLE tekniğine göre elde ettikleri model uyum indekslerinin, örneklem hacminden (n=50, 75, 100, 150, 200) nasıl etkilendiklerini inceledikleri simülasyon çalışmasında, örneklem hacminin artmasıyla RMSEA indeks değerinin azaldığını bulmuşlardır. Aynı zamanda TLI ve CFI indeksleri yerine bunların düzeltilmiş değerlerinin (Bartlett, Yuan ve Swain'in

düzeltilmeleri) kullanılmasını tavsiye etmişlerdir. Çalışmamızda yer alan her iki modelden de elde edilen RMSEA indeksine ait bulguların, Herzog ve arkadaşları (42)'nin sonuçlarıyla benzer olduğu söylenebilir. Lacobucci (71)'nin farklı dağılımsal koşullar ve örneklem hacimlerinin (n=30, 50, 100, 200, 500, 1000) model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırdığı simülasyon çalışmasında, örneklem hacminin artmasıyla SRMR indeks değerinin azaldığını, CFI indeksinin ise arttığını, ancak 50 birimden fazla bir örneklem hacminde bu artışın ihmal edilebileceği yani örneklem hacminden bağımsız olduğunu bulmuştur. Simülasyon çalışmamızda ise her iki modelde CFI indeksinin örneklem hacminden etkilendiği ancak $n \geq 500$ birim olduğunda bu etkinin kaybolduğu saptanmıştır. Anderson ve Gerbing (15), MLE tekniğiyle elde edilen model uyum indekslerinin, küçük ve büyük (n=50, 75, 100, 150, 300) örneklem hacimlerinden, farklı gizil değişken yüklerinden, “2 ile 4” arasında değişen gizil değişken başına düşen gözlenen değişken sayısından, “2 ve 4” olarak belirlenen gizil değişken sayısından ve “0,3 ile 0,5” arasında değerler alan gizil değişkenler arasındaki korelasyon değerlerinden etkilenip etkilenmediklerini incelemek için yaptıkları simülasyon çalışmasında, TLI indeksinin örneklem hacminden bağımsız olduğunu bulmuşlardır. Her iki modelden de elde edilen TLI indeksine ait bulgularımız, Anderson ve Gerbing (15)'in çalışma sonuçlarıyla uyumludur. Curran ve arkadaşları (76), küçük ve büyük örneklem hacimleri (n=50, 75, 100, 200, 400, 800, 1000), verilerin farklı dağılımsal koşulları, doğru ve yanlış olarak belirlenen modelleri dikkate alarak model uyum indekslerinin belirlenen farklı kesim değerlerine (cut-off values) göre davranışlarını inceledikleri simülasyon çalışmasında, RMSEA'nın en iyi uyum indeksi olduğunu belirtmişlerdir. Curran ve arkadaşları (76) ve birçok yazar gibi model uyum indeksleri içinde RMSEA indeksinin en iyi model uyum indekslerinden biri olduğunu düşünmekteyiz. Bulgularımızın büyük bir çoğunluğu, literatürle paralellik göstermektedir.

Çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında Model-1 olarak belirtilen yapıda, ADF ve SB_{χ^2} tahmin tekniklerine göre her bir model uyum indeksi incelenmiştir. Çok değişkenli çarpık dağılım veya basık dağılım koşulunda tahmin tekniklerine göre χ^2/v oranı ve RMSEA indeksleri açısından anlamlı farklılıklar saptanmazken SRMR, TLI ve CFI indeksleri arasında farklılıklar bulunmuştur. Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda ise tahmin tekniklerine göre χ^2/v oranı, RMSEA ve TLI indeksleri bakımından anlamlı farklılıklar

bulunmazken, SRMR ve CFI indekslerinde anlamlı farklılıklar saptanmıştır. Çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında Model-2 üzerinde temellenen yapıda, ADF ve SB_{χ^2} tahmin tekniklerine göre her bir model uyum indeksi incelenmiştir. Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda tahmin tekniklerine göre tüm model uyum indeksleri açısından anlamlı farklılıklar saptanmıştır. Çok değişkenli basık dağılım (veya çarpık ve basık dağılım) koşulunda TLI indeksinin, tahmin tekniklerine göre anlamlı bir değişim göstermediği, ancak diğer tüm model uyum indekslerinin farklılıklar gösterdikleri bulunmuştur. Model uyum indekslerine ilişkin yapılan simülasyon çalışmaları incelendiğinde, çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında ADF ve SB_{χ^2} teknikleri dışında farklı tahmin tekniklerinin kullanılmış olması ya da dağılımsal koşulların bir etmen olarak incelenmesi nedeniyle bulgularımızı direkt destekleyici yorumlar da bulunamamaktayız. Ancak dağılımsal koşul etmeninin ilgilendiğimiz model uyum indeksleri üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmaların önemli olduğunu düşünmekteyiz. Olsson ve arkadaşları (22), MLE, GLS ve ADF tahmin teknikleri, basıklık dereceleri farklı veri dağılımları, yanlış belirlenme dereceleri, doğru ve yanlış modeller ve farklı örneklem hacimlerinin (n=100, 250, 500, 1000, 2000) model uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırdıkları simülasyon çalışmasında, ADF tekniğiyle elde edilen RMSEA indeksinin belirledikleri dağılımsal koşullardan etkilendiğini bulmuşlardır. Hu ve Bentler (33)'e göre, RMSEA, TLI ve CFI indeksleri diğer indekslere göre dağılımsal koşullardan daha az etkilenmektedirler. Ayrıca Lei ve Lomax (2), CFI ve TLI indekslerinin, Sivo ve arkadaşları (73) ise RMSEA, CFI, TLI ve SRMR indekslerinin ve Lacobucci (71) de SRMR indeksinin dağılımsal varsayımların ihlal edilmesinden ya da dağılımsal koşullardan pek etkilenmediklerini belirtmişlerdir.

Çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında Model-1 üzerinde temellenen yapıda, örneklem hacimlerine göre her bir model uyum indeksi incelenmiştir. Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda örneklem hacimlerine göre χ^2/v oranı indeksinde anlamlı farklılıklar saptanmazken SRMR, RMSEA, TLI ve CFI indekslerinde farklılıklar saptanmıştır. 100 ve 500 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilen RMSEA indeks değerleri incelendiğinde anlamlı bir farklılık bulunmamıştır. Benzer durum, 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilen RMSEA indeks değerleri için de geçerlidir. Ancak RMSEA açısından bu anlamlı farklılığın, sadece

küçük ve büyük örneklem hacimlerine (100 ve 1000) göre karşılaştırılması sonucunda elde edildiği görülmektedir. Örneklem hacmi arttırıldığında, RMSEA indeksindeki gibi TLI indeksinde de bu anlamlı farklılık kaybolmuştur. Çok değişkenli basık dağılım koşulunda, örneklem hacimlerine göre CFI indeksi bakımından farklılıklar bulunmazken χ^2/v oranı, RMSEA ve TLI indeksleri bakımından anlamlı farklılıklar bulunmuştur. Ancak χ^2/v oranı ve RMSEA indekslerinin, 100 ve 500 ayrıca 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerine göre incelenmesi durumunda anlamlı farklılıklar saptanmazken, 100 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerine göre incelendiklerinde farklılıklar saptanmıştır. Bu farklılıklar, örneklem hacmi arttırıldığında χ^2/v oranı ve RMSEA indekslerinde kaybolurken, SRMR ve TLI indekslerinde görülmektedir. Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda, örneklem hacimlerine göre RMSEA indeksi bakımından farklılıklar saptanmaz iken diğer indekslerde anlamlı farklılıklar saptanmıştır. Ancak χ^2/v oranı indeksinin 100 ve 500 (veya “500 ve 1000”) birimlik örneklem hacimlerine göre incelenmesi durumunda anlamlı farklılıklar tespit edilmezken, küçük ve büyük örneklem hacimlerine (100 ve 1000) göre incelendiklerinde farklılıklar saptanmıştır. Örneklem hacminin ($n>500$) artmasıyla χ^2/v oranı ve TLI indekslerinde görülen farklılıklar yok olurken, CFI indeks değerlerinin büyük örneklem hacimlerinde bile birbirlerinden farklı oldukları bulunmuştur. Çok değişkenli normal olmayan dağılım (çarpık, basık, çarpık ve basık) koşullarında Model-2’de verilen yapıda, örneklem hacimlerine göre her bir model uyum indeksi incelenmiştir. Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda, örneklem hacimlerine göre χ^2/v oranı ve RMSEA indekslerinde anlamlı farklılıklar saptanmamıştır. Çok değişkenli basık (veya “çarpık ve basık”) dağılım koşulunda, 100 birimlik örneklem hacminde elde edilen TLI indeksinin, 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilenlere göre anlamlı derecede farklı oldukları bulunmuştur. Ancak TLI indeks değerleri, 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerine göre karşılaştırıldığında farklı olmadıkları, örneklem hacminin artmasıyla daha stabil değerler aldıkları söylenebilir. Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda, 100 ve 1000 aynı zamanda 500 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilen TLI indeksleri açısından anlamlı farklılıklar saptanmazken, 100 ve 500 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilen TLI indekslerinde farklılıklar ortaya çıkmıştır. Bu durum çarpık dağılım koşulunda TLI indeksinin örneklem hacminden çok etkilendiğinin bir göstergesi olarak yorumlanabilir. Çok değişkenli basık dağılım koşulunda 100 ve 500 birimlik örneklem

hacimlerine göre χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indeksleri açısından anlamlı farklılıklar bulunmazken, diğer tüm örneklem hacimlerine göre farklılıklar bulunmuştur. Benzer durum, çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda, χ^2/v oranı indeksi için de söylenebilir. Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda CFI indeksi, 100 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerine göre anlamlı farklılıklar gösterirken, 500 birimlik örneklem hacminde elde edilen CFI indeksinin 100 ve 1000 birimlik örneklem hacimlerinde elde edilenlere göre farklı olmadıkları görülmektedir. Hu ve Bentler (33), ADF tekniğiyle elde ettiği TLI, CFI, RMSEA ve SRMR indekslerinin örneklem hacmine daha duyarlı olduklarını belirtmişlerdir. Olsson ve arkadaşları (22) da ADF tekniğiyle elde ettikleri RMSEA indeksinin örneklem hacminden etkilendiğini bulmuşlardır. Aynı zamanda Wang ve arkadaşları (8), normalliğin sağlanamadığı farklı dağılımsal koşulları da dikkate alarak yaptıkları simülasyon çalışmasında, CFI indeksinin, normalliğin sağlanamadığı durumlarda da örneklem hacminden az da olsa etkilendiğini ve örneklem hacminin etkisinin incelendiği uygulamalarda tercih edilebilecek indeksler arasında yer aldığını ifade etmişlerdir. Çok değişkenli normal olmayan dağılım koşullarında her iki modelden elde edilen SRMR indeksine ait bulgularımız, Hu ve Bentler (33)'in çalışma sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda her iki modelden de elde edilen CFI indeksine ayrıca çok değişkenli basık dağılım koşulunda Model-2'den ve çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda da Model-1'den elde edilen CFI indekslerine ait bulgularımızın, Hu ve Bentler (33) ve Wang ve arkadaşları (8)'nin çalışma sonuçlarıyla uyumlu oldukları ifade edilebilir. Aynı zamanda çok değişkenli çarpık dağılım ve basık dağılım koşullarında Model-2'den elde edilen RMSEA indekslerine ait bulgularımızın, Hu ve Bentler (33) ve Olsson ve arkadaşları (22)'nin çalışma sonuçlarıyla uyumlu oldukları söylenebilir. Ayrıca çok değişkenli basık dağılım koşulunda Model-1'den elde edilen TLI indeksine ait sonuçlarımız, Hu ve Bentler (33)'in çalışma sonuçlarıyla uyumluluk göstermektedir. Bulgularımızın, farklı çalışma tasarımlarından elde edilen sonuçlarla benzerlik gösterdikleri söylenebilir.

Sonuç olarak, çok değişkenli normal dağılım koşulunda Model-1 ve Model-2'de verilen yapılar temelinde χ^2/v oranı indeksinin, MLE ve SB_ χ^2 tekniklerinden, RMSEA ve CFI indekslerinin ise MLE, GLS ve SB_ χ^2 tekniklerinden etkilenmedikleri saptanmıştır. TLI indeksinin, MLE ve SB_ χ^2 tekniklerine duyarlı

olmadığı ancak SRMR indeksinin tüm tahmin tekniklerinden etkilendiği belirlenmiştir. Büyük örneklem hacimleri ile çalışılması durumunda; χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin örneklem hacminden bağımsız oldukları, ancak SRMR ve TLI indekslerinin bağımlı oldukları belirlenmiştir.

Çok değişkenli çarpık dağılım koşulunda Model-1 ve Model-2’de verilen yapılara göre tüm model uyum indekslerinin, ADF ve SB_{χ^2} tekniklerinden etkilendikleri söylenebilir. Küçük örneklem hacimleri ile çalışıldığında χ^2/v oranı indeksinin tutarlı davranışlar gösterebileceği ifade edilebilir. SRMR, RMSEA ve CFI indekslerinin ise örneklem hacmine bağımlı oldukları söylenebilir.

Çok değişkenli basık dağılım koşulunda her iki model (Model-1 ve Model-2) temelinde tüm model uyum indeksleri, ADF ve SB_{χ^2} tekniklerinden etkilenmektedirler. Küçük örneklem hacimleri ile çalışıldığında χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin benzer özelliklere sahip oldukları ifade edilebilir.

Çok değişkenli çarpık ve basık dağılım koşulunda Model-1 ve Model-2 temelinde TLI indeksi, ADF ve SB_{χ^2} tekniklerinden etkilenmemektedir. RMSEA indeksinin örneklem hacminden etkilenmediği, χ^2/v oranı indeksinin de kısmen de olsa örneklem hacminden bağımsız olduğu söylenebilir. Küçük örneklem hacimleri ile çalışıldığında CFI indeksinin, büyük örneklem hacimleriyle çalışıldığında ise TLI indeksinin tutarlı davranışlar gösterebileceği ifade edilebilir.

Çok değişkenli normal dağılım koşulunda büyük örneklem ile çalışılması ve MLE, GLS ve SB_{χ^2} tekniklerinin kullanılması durumunda χ^2/v oranı, RMSEA ve CFI indekslerinin tercih edilmesinin uygun olacağını düşünmekteyiz. Çok değişkenli normal olmayan dağılım koşullarında ise model uyum indekslerinin ADF ve SB_{χ^2} tahmin teknikleri ve örneklem hacminden etkilenmeleri nedeniyle farklı davranışlar gösterdikleri, bu nedenle de model yapısını da dikkate alarak uygun olabilecek indekslerin kullanılması tavsiye edilebilir. Buna göre ilgilendiğimiz etmenlerden en az etkilenen indeks olarak χ^2/v oranı indeksinin diğer indekslere tercih edilmesinin daha doğru bir karar olacağını

söyleyebiliriz. Ayrıca tüm dağılımsal koşullarda tahmin tekniği ve örneklem hacminden en çok etkilenen indeksin SRMR olması nedeniyle model uygunluk arařtırmalarında tercih edilmemesini önermekteyiz.

Bu çalışmada farklı dağılımsal koşulların olmasının yanı sıra farklı kovaryans yapılarına sahip modelleri gözönüne alarak yapmış olduğumuz önerilerin, YEM yöntemini uygulayan arařtırmacılar için önemli bir referans olacağı kanısındayız. Özellikle literatürde karşılaşılan bir çok çalışmada olduğu gibi kabul görmüş bir model ya da uygulamada elde edilmiş bir kovaryans yapısından yola çıkarak simülasyon yapılmadığından, çalışmamızın diğer birçok çalışmadan farklı olduğunu düşünmekteyiz. Gelecekte yapılacak arařtırmalarda, tahmin tekniği ya da örneklem hacimleri gibi etmenler dışında birçok etmenin de çalışma tasarımına alınarak, arařtırmanın genişletilebileceği inancındayız.

6. EKLER

EK-1: R Programlama Dilinde Model-1 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması

```
rm(list=ls(all=TRUE))
sink("C:/mydata1/sonuc_model1.txt")
library(MSBVAR)
library(lavaan)
library(mvShapiroTest)
library(QRMLib)

means<-matrix(c(100,100,100,100,100,100), 6, 1)

cov<-matrix(c(
1.50,1.18,0.95,0.95,0.95,0.95,
1.18,1.50,0.90,0.90,0.90,0.90,
0.95,0.90,1.50,1.20,0.50,0.50,
0.95,0.90,1.20,1.50,0.50,0.50,
0.95,0.90,0.50,0.50,1.50,1.30,
0.95,0.90,0.50,0.50,1.30,1.50), 6, 6)

n<-100          # Örneklem hacmi 100 birim için (n<-100)
                # Örneklem hacmi 500 birim için (n<-500)
                # Örneklem hacmi 1000 birim için (n<-1000)

sayac<-1
bb <- 1

while (sayac < 101) {
print(sayac)
sayac <- sayac + bb

data1<-rmultnorm(n, means, vmat=cov)

write.table(data1, file = "C:/mydata1/model1_veri.txt", append = FALSE, quote = TRUE,
sep = ",", eol = "\n", na = "NA", dec = ".", row.names = FALSE,col.names = TRUE,
qmethod = c("escape", "double"))

# Generalized Shapiro-Wilk test for Multivariate Normality

mvShapiro.Test<-mvShapiro.Test(data1)

print(mvShapiro.Test)
print("MardiaTest")
print("Skewness.....Skew-p.....Kurtosis.....Kurt-p")
```


EK-1: R Programlama Dilinde Model-1 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması (Devamı)

```
MardiaTest<-MardiaTest(data1)
print(MardiaTest)

tcov<-cov(data1)
eig.values <- eigen(cov, only.value=TRUE)$values
print(eig.values)
print(tcov)
# check for negative values: if( any(eig.values < 0)) ) { stop("negative eigen values") }

korelasyon<-cor(data1)

print(korelasyon)

z<-read.table(file = "C:/mydata1/model1_veri.txt", header=TRUE, fill=TRUE, sep = ",",
na = "NA", dec = ".")

#SEM MODEL
sem.model <- '
latent1 =~ V1 + V2
latent2 =~ V3 + V4
latent3 =~ V5 + V6
latent1~latent2+latent3
'

print("MLE TEKNIGI")
fit1 <- sem(sem.model, data =z, estimator="ML")
summary(fit1, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

print("GLS TEKNIGI")
fit2 <- sem(sem.model, data =z, estimator="GLS")
summary(fit2, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

print("ADF TEKNIGI")
fit3 <- sem(sem.model, data =z, estimator="WLS")
summary(fit3, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

print("SB KI-KARE TEKNIGI")
fit4 <- sem(sem.model, data =z, estimator="MLM")
summary(fit4, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

}
```

EK-2: R Programlama Dilinde Model-2 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması

```
rm(list=ls(all=TRUE))
sink("C:/mydata2/model2_sonuc.txt")
library(MSBVAR)
library(lavaan)
library(mvShapiroTest)
library(QRMLib)

means<-matrix(c(100,100,100,100,100,100,100,100), 8, 1)

cov<-matrix(c(
1.50,1.18,0.95,0.95,0.95,0.95,0.95,0.95,
1.18,1.50,0.90,0.90,0.90,0.90,0.90,0.90,
0.95,0.90,1.50,1.20,0.50,0.50,0.50,0.50,
0.95,0.90,1.20,1.50,0.50,0.50,0.50,0.50,
0.95,0.90,0.50,0.50,1.50,1.30,0.50,0.50,
0.95,0.90,0.50,0.50,1.30,1.50,0.50,0.50,
0.95,0.90,0.50,0.50,0.50,0.50,1.50,1.25,
0.95,0.90,0.50,0.50,0.50,0.50,1.25,1.50), 8, 8)

n<-100          # Örneklem hacmi 100 birim için (n<-100)
                # Örneklem hacmi 500 birim için (n<-500)
                # Örneklem hacmi 1000 birim için (n<-1000)

sayac<-1
bb <- 1

while (sayac < 101) {
print(sayac)
sayac <- sayac + bb

data1<-rmultnorm(n, means, vmat=cov)

write.table(data1, file = "C:/mydata2/model2_veri.txt", append = FALSE, quote = TRUE,
sep = ",", eol = "\n", na = "NA", dec = ".", row.names = FALSE, col.names = TRUE,
qmethod = c("escape", "double"))

# Generalized Shapiro-Wilk test for Multivariate Normality

mvShapiro.Test<-mvShapiro.Test(data1)
print(mvShapiro.Test)
```

EK-2: R Programlama Dilinde Model-2 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması (Devamı)

```
print("MardiaTest")
print("Skewness.....Skew-p.....Kurtosis.....Kurt-p")

MardiaTest<-MardiaTest(data1)
print(MardiaTest)

tcov<-cov(data1)
eig.values <- eigen(cov, only.value=TRUE)$values
print(eig.values)
print(tcov)
# check for negative values: if( any(eig.values < 0)) ) { stop("negative eigen values") }

korelasyon<-cor(data1)

print(korelasyon)

z<-read.table(file = "C:/mydata2/model2_veri.txt", header=TRUE, fill=TRUE, sep = ",",
na = "NA", dec = ".")

#SEM MODEL
sem.model <- '
latent1 =~ V1 + V2
latent2 =~ V3 + V4
latent3 =~ V5 + V6
latent4 =~ V7 + V8
latent1~latent2+latent3+latent4
'

print("MLE TEKNIGI")
fit1 <- sem(sem.model, data =z, estimator="ML")
summary(fit1, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

print("GLS TEKNIGI")
fit2 <- sem(sem.model, data =z, estimator="GLS")
summary(fit2, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)

print("ADF TEKNIGI")
fit3 <- sem(sem.model, data =z, estimator="WLS")
summary(fit3, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)
```

EK-2: R Programlama Dilinde Model-2 için Çok Değişkenli Normal Dağılımdan Veri Türetilmesi ve YEM Tahmin Tekniklerinin Uygulanması (Devamı)

```
print("SB KI-KARE TEKNIGI")
fit4 <- sem(sem.model, data =z, estimator="MLM")
summary(fit4, fit.measures = TRUE, standardized=TRUE)
}
```

EK-3: R Programlama Dilinde Her Bir Dağılımsal Koşulda Model-1 ve Model-2'den Elde Edilen Model Uyum İndeksleri için Faktöriyel ANOVA Uygulaması

```
library(stats)
library(car)

# Her bir dağılımsal koşul için tekrarlanmaktadır
m<-read.table(file = "C:/Users/asus/Desktop/normal.txt", header=TRUE, fill=TRUE, sep =
",", na = "NA", dec = ".")

attach(m)

# Model uyum indekslerinin ranklı değerleri
oran_rank= rank(oran)
SRMR_rank= rank(SRMR)
RMSEA_rank= rank(RMSEA)
TLI_rank= rank(TLI)
CFI_rank= rank(CFI)

w<-aov(lm(oran_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III"))
summary(w)

s<-lm(oran_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III", correlation=TRUE)
summary(s)

TukeyHSD(w, "teknik")
TukeyHSD(w, "orneklem_hacmi")

w1<-aov(lm(SRMR_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III"))
summary(w1)

s1<-lm(SRMR_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III", correlation=TRUE)
summary(s1)

TukeyHSD(w1, "teknik")
TukeyHSD(w1, "orneklem_hacmi")

print("RMSEA_rank")
w2<-aov(lm(RMSEA_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III"))
summary(w2)

s2<-lm(RMSEA_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III", correlation=TRUE)
summary(s2)
```

EK-3: R Programlama Dilinde Her Bir Dağılımsal Koşulda Model-1 ve Model-2'den Elde Edilen Model Uyum İndeksleri için Faktöriyel ANOVA Uygulaması (Devamı)

```
TukeyHSD(w2, "teknik")
TukeyHSD(w2, "orneklem_hacmi")

print("TLI_rank")
w3<-aov(lm(TLI_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z,type="III"))
summary(w3)

s3<-lm(TLI_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III", correlation=TRUE)
summary(s3)

TukeyHSD(w3, "teknik")
TukeyHSD(w3, "orneklem_hacmi")

print("CFI_rank")
w4<-aov(lm(CFI_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z,type="III"))
summary(w4)

s4<-lm(CFI_rank ~ teknik + orneklem_hacmi, data=z, type="III", correlation=TRUE)
summary(s4)

TukeyHSD(w4, "teknik")
TukeyHSD(w4, "orneklem_hacmi")
```

7. KAYNAKLAR

1. KLINE RB. Principles and practice of structural equation modeling, 3rd edition, The Guilford Press, New York, page 91-209, 2011.
2. LEI M, LOMAX RG. The effect of varying degrees of nonnormality in structural equation modelling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(1): 1-27, 2005.
3. SCHUMACHER R, LOMAX R. A beginner's guide to structural equation modelling, Lawrence Erlbaum, Mahwah, page 61-260, 2004.
4. ECOB R, CUTTANCE P. An overview of structural equation modelling. Editors: CUTTANCE P, ECOB R, *Structural modeling by example: Applications in educational, sociological, and behavioral research*, Cambridge University Press, New York, page 9-23, 2009.
5. SUGAWARA HM, MACCALLUM RC. Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. *Applied Psychological Measurement*, 17(4): 365-377, 1993.
6. BENTLER PM. A testing method for covariance structure analysis. Editors: ANDERSON TW, FANG KT, OLKIN I, *Multivariate Analysis and Its Applications*. Institute of Mathematical Statistics Lecture Notes-Monograph series, 24: 123-136, 1994.
7. BENTLER PM, DUDGEON P. Covariance structure analysis: statistical practice, theory and directions. *Annual Review of Psychology*, 47: 563-592, 1996.
8. WANG L, FAN X, WILLSON VL. Effects of nonnormal data on parameter estimates and fit indices for a model with latent and manifest variables: An empirical study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 3(3): 228-247, 1996.
9. BROWNE MW. Generalized least squares estimators in the analysis of covariance structures, *Research Bulletin, Educational Testing Service*, Princeton, page 1-39, 1973.
10. BROWNE MW. Robustness of statistical inference in factor analysis and related models. *Biometrika*, 74(2): 375-384, 1987.
11. JORESKOG KG. Structural analysis of covariance and correlation matrices. *Psychometrika*, 43(4): 443-477, 1978.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

12. BOOMSMA A. On the robustness of LISREL (maximum likelihood estimation) against small sample size and non-normality. Sociometric Research Foundation, Doctoral dissertation, University of Groningen, Amsterdam, 1983.
13. BOOMSMA A. The robustness of maximum likelihood estimation in structural equation models. Editors: CUTTANCE P, ECOB R, Structural modeling by example: Applications in educational, sociological, and behavioral research, Cambridge University Press, New York, page 160-188, 2009.
14. BENTLER PM. Some contributions to efficient statistics in structural models: Specification and estimation of moment structures. *Psychometrika*, 48: 493-517, 1983.
15. ANDERSON JC, GERBING DW. The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 49: 155-173, 1984.
16. ANDERSON JC, GERBING DW. Predicting the performance of measures in a confirmatory factor analysis with a pretest assessment of their substantive validity. *Journal of Applied Psychology*, 76(5): 732-740, 1991.
17. MUTHÉN B, KAPLAN D. A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38: 171-189, 1985.
18. HU L, BENTLER PM, KANO Y. Can test statistics in covariance structure analysis be trusted?. *Psychological Bulletin*, 112(2): 351-362, 1992.
19. CHOU CP, BENTLER PM. Estimates and tests in structural equation modeling. Editor: HOYLE RH, Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications, Sage Publications, Thousand Oaks, page 37-55, 1995.
20. CHAN W, YUNG YF, BENTLER PM. A note on using an unbiased weight matrix in the ADF test statistic. *Multivariate Behavioral Research*, 30(4): 453-459, 1995.
21. CURRAN PJ, WEST SG, FINCH JF. The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1): 16-29, 1996.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

22. OLSSON UH, FOSS T, TROYE SV, HOWELL RD. The performance of ML, GLS, and WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 7(4): 557-595, 2000.
23. OLSSON UH, FOSS T, TROYE SV. Does the ADF fit function decrease when the kurtosis increases?. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 56(2): 289-303, 2003.
24. BOOMSMA A, HOOGLAND JJ. The robustness of LISREL modeling revisited. Editors: CUDECK R, DU TOIT S, SÖRBOM D, *Structural equation models: Present and future*, Scientific Software International Inc, Chicago, page 139-168, 2001.
25. BREIVIK E, OLSSON UH. Adding variables to improve model fit: The effect of model size on fit assessment in LISREL. Editors: CUDECK R, DU TOIT S, SÖRBOM D, *Structural equation models: Present and future*, Scientific Software International Inc, Chicago, page 169-194, 2001.
26. FOSS T, JORESKOG KG, OLSSON UH. Testing structural equation models: The effect of kurtosis. *Computational Statistics & Data Analysis*, 55: 2263-2275, 2011.
27. GERBING DW, ANDERSON JC. Monte Carlo evaluations of goodness of fit indices for structural equation models. *Sociological Methods and Research*, 21(2): 132-160, 1992.
28. MARSH HW, BALLA JR. Goodness of fit indices in confirmatory factor analysis: The effects of sample size and model parsimony. *Quality & Quantity*, 28: 185-217, 1994.
29. MARSH HW, HAU KT, WEN Z. In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3): 320-341, 2004.
30. DING L, VELICER WF, HARLOW LL. Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2(2): 119-143, 1995.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

31. FAN X, WANG L, THOMPSON B. Effects of data nonnormality and other factors on fit indices and parameter estimates for the true and misspecified SEM models. The annual meeting of the American Educational Research Association, Chicago, page 1-57, 1997.
32. FAN X, THOMPSON B, WANG L. Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indexes. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1): 56-83, 1999.
33. HU LT, BENTLER PM. Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3: 424-453, 1998.
34. HU LT, BENTLER PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1): 1-55, 1999.
35. JACKSON DL. Sample size and number of parameter estimates in maximum likelihood confirmatory factor analysis: A Monte Carlo investigation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 8(2): 205-223, 2001.
36. JACKSON DL. The effect of the number of observations per parameter in misspecified confirmatory factor analytic models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(1): 48-76, 2007.
37. KENNY DA, MCCOACH DB. Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(3): 333-351, 2003.
38. KIM KH. The relation among fit indexes, power, and sample size in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(3): 368-390, 2005.
39. BEAUDUCEL A, WITTMANN WW. Simulation study on fit indices in confirmatory factor analysis based on data with slightly distorted simple structure. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(1): 41-75, 2005.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

40. HERZOG W, BOOMSMA A, REINECKE S. The model-size effect on traditional and modified tests of covariance structures. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3): 361-390, 2007.
41. FAN X, SIVO SA. Sensitivity of fit indices to model misspecification and model types. *Multivariate Behavioral Research*, 42(3): 509-529, 2007.
42. HERZOG W, BOOMSMA A. Small-sample robust estimators of noncentrality-based and incremental model fit. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(1): 1-27, 2009.
43. BYRNE MB. *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, page 3-42, 1998.
44. BOLLEN KA. *Structural equations with latent variables*, Wiley, New York, page 226-395, 1989.
45. GREWAL R, COTE JA, BAUMGARTNER H. Multicollinearity and measurement error in structural equation models: Implications for theory testing. *Marketing Science*, 23(4): 519-529, 2004.
46. HRUSCHKA H. Estimation of structural equation models with qualitative manifest variables in marketing research by using latent structure analysis. *Journal of Business Research* 17: 35-41, 1988.
47. SÜMER N. Yapısal eşitlik modelleri: Temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6): 49-74, 2000.
48. MUSIL CM, JONES SL, WARNER CD. Structural equation modeling and its relationship to multiple regression and factor analysis. *Research in Nursing & Health* 21: 271-281, 1998.
49. MUELLER RO. Structural equation modeling: Back to basics. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 4(4): 353-369, 1997.
50. FINNEY SJ, DISTEFANO C. Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. Editors: HANCOCK GR, MUELLER RO, *Structural equation modelling: second course*, Information Age Publishing, Greenwich, page 269-314, 2006.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

51. SHIPLEY B. Cause and Correlation in Biology-A User's Guide to Path Analysis, Structural Equations and Causal Inference. Cambridge University Press, Cambridge, page 161-195, 2002.
52. HAYDUK LA. Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances. John Hopkins, Baltimore, page 87-169, 1987.
53. BOLLEN KA, DAVIS WR. Causal indicator models: Identification, estimation, and testing. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 16(3): 498-522, 2009.
54. LIANG J, TANG ML, CHAN PS. A generalized Shapiro-Wilk W statistic for testing high-dimensional normality. Computational Statistics and Data Analysis, 53: 3883-3891, 2009.
55. SHAPIRO SS, WILK MB. An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika, 52: 591-611, 1965.
56. SHAPIRO SS, WILK MB. Approximations for the null distribution of the W statistic. Technometrics, 10(4): 861-866, 1968.
57. WEST SG, FINCH JF, CURRAN PJ. Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. Editor: HOYLE RH, Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications, Sage Publications, Thousand Oaks, page 56-75, 1995.
58. MARDIA KV. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. Biometrika, 57(3): 519-30, 1970.
59. MARDIA KV. Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. Sankhya: The Indian Journal of Statistics Series B, 36(2): 115-128, 1974.
60. BOZDOGAN H, RAMIREZ DE. Testing for model fit: Assessing the Box-Cox transformations of multivariate data to 'near' normality. Computational Statistics Quarterly, 3: 127-150, 1986.

7. KAYNAKLAR (Devami)

61. CUTTANCE P. Issues and problems in the application of structural equation models. Editors: CUTTANCE P, ECOB R, Structural modeling by example: Applications in educational, sociological, and behavioral research, Cambridge University Press, New York, page: 241-279, 2009.
62. LEE SY. Structural equation modeling: A bayesian approach, John Wiley & Sons, page 31-66, 2007.
63. MULAİK SA. Linear causal modeling with structural equations, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, page 155-342, 2009.
64. BROWNE MW, SHAPIRO A. Robustness of normal theory methods in the analysis of linear latent variate models. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 41: 193-208, 1988.
65. SCHERMELLEH-ENGEL K, MOOSBRUGGER H. Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. Methods of Psychological Research Online, 8(2): 23-74, 2003.
66. RAYKOV T, WIDAMAN KF. Issues in applied structural equation modeling research. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2(4): 289-318, 1995.
67. RIGDON EE. CFI versus RMSEA: A comparison of two fit indexes for structural equation modeling. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal,, 3(4): 369-379, 1996.
68. SARIS WE, SATORRA A, VAN DER VELD WM. Testing structural equation models or detection of misspecifications?. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 16(4): 561-582, 2009.
69. HU LT, BENTLER P. Evaluating model fit. Editor: HOYLE RH, Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications, Sage Publications, Thousand Oaks, page 76-99, 1995.
70. CHEN FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14(3): 464-504, 2007.
71. LACOBUCCI D. Structural equations modeling: Fit indices, sample size, and advanced topics. Journal of Consumer Psychology, 20: 90-98, 2010.

7. KAYNAKLAR (Devamı)

72. CHEN F, BOLLEN KA, PAXTON P, CURRAN PJ, KIRBY JB. Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods and Research*, 29(4): 468-508, 2001.
73. SIVO SA, FAN X, WILLSE JT. The search for “optimal” cutoff properties: Fit index criteria in structural equation modeling. *The Journal of Experimental Education*, 74(3): 267-288, 2006.
74. MARSH HW, BALLA JR, MCDONALD RP. Goodness-of-fit indices in confirmatory factor analysis: the effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103: 391-410, 1988.
75. CURRAN PJ, BOLLEN KA, PAXTON P, KIRBY J, CHEN F. The noncentral chi—square distribution in misspecified structural equation models: Finite sample results from a Monte Carlo simulation. *Multivariate Behavioral Research*, 37: 1-36, 2002.
76. CURRAN PJ, BOLLEN KA, CHEN F, PAXTON P, KIRBY J. Finite sampling properties of the point estimates and confidence intervals of the RMSEA. *Sociological Methods & Research*, 32: 208-252, 2003.

TEŐEKKÜR

Çalıőmalarımda yardımcı olan danıőman hocam Doç.Dr. İlker ERCAN, tez izleme komitemde bulunan hocalarım Yrd. Doç.Dr. Özlem ALPU ve Yrd. Doç.Dr. Bülent EDİZ'e, katkılarından dolayı Doç.Dr. Berna YAZICI hocama, doktora eğitimim süresince her zaman yanımda hissettiğim sevgili aileme ve arkadaşlarıma çok teşekkür ederim.

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı: Şengül Cangür

Doğum Tarihi: 15.03.1979

Doğum Yeri: Eskişehir

Eğitimi:

Yüksek Lisans: Uludağ Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Biyoistatistik A.D., Bursa, 2006

Yüksek Lisans: Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Uygulamalı İstatistik A.D., Eskişehir, 2004

Lisans: Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Eskişehir, 2001

Lise: Cumhuriyet Lisesi, Eskişehir, 1997

İlköğretim: Melahat Ünügür İlköğretim Okulu, Eskişehir, 1994

Akademik Ünvanı ve Anabilim Dalı: Arş. Grv. – Biyoistatistik A.D.

Mesleki Tecrübe: Uludağ Üniversitesi, Tıp Fakültesi, Biyoistatistik A.D., Bursa, 2004 -