

II.2.2 Örnek Temel Bileşenleri

$\underline{\mathbf{X}}' = [X_1 X_2 \dots X_p]$: $p \times 1$ boyutlu rastgele değişkenleri vektörünün oluşturduğu kitle için kitle ortalama vektörü $E(\underline{\mathbf{X}}) = \underline{\boldsymbol{\mu}}$: $p \times 1$, kitle varyans-kovaryans matrisi $Cov(\underline{\mathbf{X}}) = \boldsymbol{\Sigma}$: $p \times p$ ve kitle korelasyon matrisi $Kor(\underline{\mathbf{X}}) = cov(\underline{\mathbf{Z}}) = \boldsymbol{\rho}$: $p \times p$ olsun. $X_j, (j = \overline{1, p})$ değişkenlerinin aynı türden (veya farklı türden) ölçüm birimlerine sahip olduğunu ve $\boldsymbol{\Sigma}$ matrisinin (veya $\boldsymbol{\rho}$ matrisinin) de bilinmiyor olduğunu kabul edelim. Bu durumda TB'leri elde edebilmek için öncelikle bu kitleden n birimlik bir rastgele örnek çekilerek bilinmeyen kitle parametreleri en çok olabilirlik yöntemi kullanılarak bu örnek yardımıyla tahmin edilir. Örnek birimleri $\underline{\mathbf{X}}_1, \underline{\mathbf{X}}_2, \dots, \underline{\mathbf{X}}_n$ gözlem vektörleri olmak üzere Bölüm 1'de belirtildiği üzere; $\underline{\boldsymbol{\mu}}$ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi $\overline{\mathbf{X}}$ örnek ortalama vektörü, $\boldsymbol{\Sigma}$ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi \mathbf{S} örnek varyans-kovaryans matrisi ve $\boldsymbol{\rho}$ parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi \mathbf{R} örnek korelasyon matrisidir. Başlangıç sistemine ait $X_k, (k = \overline{1, p})$ değişkenleri aynı türden ölçüm birimlerine sahipse, TB'ler \mathbf{S} örnek varyans-kovaryans matrisine ait bilgi kullanılarak elde edilir. Başlangıç sistemine ait $X_k, (k = \overline{1, p})$ değişkenleri farklı türden ölçüm birimlerine sahipse, bu takdirde TB'ler \mathbf{R} örnek korelasyon matrisine ait bilgi kullanılarak elde edilir.

Kabul edelim ki TB'lerin elde edilmesinde \mathbf{S} matrisine ait bilgiler kullanılacak olsun. Bu durumda elde edilecek olan TB'ler başlangıç sistemine ait ve birbirleri ile ilişkili olan $X_k, (k = \overline{1, p})$ değişkenlerinin doğrusal fonksiyonları olacaktır. TB'lerin elde edilmesinde kitle varyans-kovaryans matrisinin kullanıldığı durumda izlenen yol kullanılarak örnekleme ait TB'ler de elde edilebilir. Buna göre $j = 1, 2, \dots, p$ için $(\hat{\lambda}_j, \hat{\mathbf{a}}_j)$ ikilileri \mathbf{S} matrisine ait özdeğer-özvektör ikilileri olmak üzere j -nci TB;

$$Y_j = \hat{\mathbf{a}}_j' \underline{\mathbf{X}} = \hat{a}_{j1} X_1 + \hat{a}_{j2} X_2 + \dots + \hat{a}_{jp} X_p \quad (2.29)$$

olarak elde edilir. Öyle ki $j = 1, 2, \dots, p$ için j -nci TB'nin varyansı;

$$Var(\widehat{Y}_j) = Var(\widehat{\mathbf{a}}_j' \underline{\mathbf{X}}) = \hat{\mathbf{a}}_j' Var(\underline{\mathbf{X}}) \hat{\mathbf{a}}_j = \hat{\mathbf{a}}_j' \mathbf{S} \hat{\mathbf{a}}_j \quad (2.30)$$

olur. \mathbf{S} matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırasıyla, $\widehat{\boldsymbol{\Lambda}} = Köş[\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_p]$

ve $\widehat{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{a}}_1' \\ \hat{\mathbf{a}}_2' \\ \vdots \\ \hat{\mathbf{a}}_p' \end{bmatrix}$ olmak üzere, \mathbf{S} matrisinin spektral ayrışımının $\mathbf{S} = \widehat{\mathbf{A}}' \widehat{\boldsymbol{\Lambda}} \widehat{\mathbf{A}}$ olduğu ve $\widehat{\mathbf{A}}$ matrisinin

ortogonal olduğu dikkate alındığında $\widehat{\mathbf{A}}\mathbf{S} = \widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}} = \widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}$ yazılabilir. Böylece $j = 1, 2, \dots, p$ için $\widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{S} = \hat{\lambda}_j \widehat{\mathbf{a}}_j$ olduğu Eşitlik (2.30)'da kullanılırsa, j -nci TB'nin varyansının;

$$Var(\widehat{Y}_j) = \hat{\lambda}_j \widehat{\mathbf{a}}_j'\widehat{\mathbf{a}}_j = \hat{\lambda}_j \quad (2.31)$$

olduğu görülür. Ayrıca $j \neq t = 1, 2, \dots, p$ için j -nci ve t -nci TB'lerin kovaryansı;

$$Cov(\widehat{Y}_j, \widehat{Y}_t) = Cov(\widehat{\mathbf{a}}_j'\widehat{\mathbf{X}}, \widehat{\mathbf{a}}_t'\widehat{\mathbf{X}}) = \widehat{\mathbf{a}}_j' Cov(\widehat{\mathbf{X}}) \widehat{\mathbf{a}}_t = \widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{S}\widehat{\mathbf{a}}_t, j \neq t = 1, 2, \dots, p \quad (2.32)$$

olup, $\widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{S} = \hat{\lambda}_j \widehat{\mathbf{a}}_j$ eşitliği ve $\widehat{\mathbf{A}}$ matrisinin ortogonal olduğu dikkate alındığında $Cov(\widehat{Y}_j, \widehat{Y}_t) = \hat{\lambda}_j \widehat{\mathbf{a}}_j'\widehat{\mathbf{a}}_t = 0$ elde edilir. Çünkü $\widehat{\mathbf{a}}_j \perp \widehat{\mathbf{a}}_t$ olduğundan $\widehat{\mathbf{a}}_j'\widehat{\mathbf{a}}_t = 0$ dir, yani \mathbf{S} örnek varyans kovaryans matrisine ait bilgi kullanılarak başlangıç değişkenlerinin doğrusal fonksiyonları olarak elde edilen örnek TB'leri ilişkisizdir. Bu TB'lerin varyans-kovaryans matrisi ise

$$\mathbf{S}_{\underline{Y}} = Cov(\underline{Y}) = Cov(\widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{X}}) = \widehat{\mathbf{A}} Cov(\widehat{\mathbf{X}}) \widehat{\mathbf{A}}' = \widehat{\mathbf{A}}\mathbf{S}\widehat{\mathbf{A}}' = \widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}' = \widehat{\mathbf{\Lambda}} \quad (2.33)$$

olacaktır. Böylece $j = 1, 2, \dots, p$ için $s_{\widehat{Y}_j}^2 = Var(\widehat{Y}_j) = \hat{\lambda}_j$ elde edilir.

Şimdi de TB'lerin elde edilmesinde \mathbf{R} örnek korelasyon matrisine ait bilgiler kullanılacak olsun. Bu durumda elde edilecek olan TB'ler standart değişkenler sistemine ait ve birbirleri ile ilişkili olan $Z_k, (k = \overline{1, p})$ değişkenlerinin doğrusal fonksiyonları olacaktır. TB'lerin elde edilmesinde kitle korelasyon matrisinin kullanıldığı durumda izlenen yol kullanılarak örnekleme ait TB'ler örnek korelasyon matrisinden de elde edilebilir. Buna göre $j = 1, 2, \dots, p$ için $(\hat{\lambda}_j, \widehat{\mathbf{a}}_j)$ ikilileri \mathbf{R} matrisine ait özdeğer-özvektör ikilileri olmak üzere j -nci TB;

$$Y_j = \widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{Z} = \hat{a}_{j1}Z_1 + \hat{a}_{j2}Z_2 + \dots + \hat{a}_{jp}Z_p \quad (2.34)$$

olarak elde edilir. Öyle ki $j = 1, 2, \dots, p$ için j -nci TB'nin varyansı;

$$Var(\widehat{Y}_j) = Var(\widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{Z}) = \widehat{\mathbf{a}}_j' Var(\mathbf{Z}) \widehat{\mathbf{a}}_j = \widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{R}\widehat{\mathbf{a}}_j \quad (2.35)$$

olur. \mathbf{R} matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırasıyla, $\widehat{\mathbf{\Lambda}} = Köş[\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_p]$

ve $\widehat{\mathbf{A}} = \begin{bmatrix} \widehat{\mathbf{a}}_1' \\ \widehat{\mathbf{a}}_2' \\ \vdots \\ \widehat{\mathbf{a}}_p' \end{bmatrix}$ olmak üzere, \mathbf{R} matrisinin spektral ayrışımının $\mathbf{R} = \widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}$ olduğu ve $\widehat{\mathbf{A}}$ matrisinin

ortogonal olduğu dikkate alındığında $\widehat{\mathbf{A}}\mathbf{R} = \widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}} = \widehat{\mathbf{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}$ yazılabilir. Böylece $j = 1, 2, \dots, p$ için $\widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{R} = \hat{\lambda}_j \widehat{\mathbf{a}}_j$ olduğu Eşitlik (2.35)'de kullanılırsa, j -nci TB'nin varyansının;

$$Var(Y_j) = \hat{\lambda}_j \hat{\mathbf{a}}_j' \hat{\mathbf{a}}_j = \hat{\lambda}_j \quad (2.36)$$

olduğu görülür. Ayrıca $j \neq t = 1, 2, \dots, p$ için j -nci ve t -nci TB'lerin kovaryansı;

$$Cov(Y_j, Y_t) = Cov(\hat{\mathbf{a}}_j' \hat{\mathbf{Z}}, \hat{\mathbf{a}}_t' \hat{\mathbf{Z}}) = \hat{\mathbf{a}}_j' Cov(\hat{\mathbf{Z}}) \hat{\mathbf{a}}_t = \hat{\mathbf{a}}_j' \mathbf{R} \hat{\mathbf{a}}_t, j \neq t = 1, 2, \dots, p \quad (2.37)$$

olup, $\hat{\mathbf{a}}_j' \mathbf{R} = \hat{\lambda}_j \hat{\mathbf{a}}_j'$ eşitliği ve $\hat{\mathbf{A}}$ matrisinin ortogonal olduğu dikkate alındığında $Cov(Y_j, Y_t) = \hat{\lambda}_j \hat{\mathbf{a}}_j' \hat{\mathbf{a}}_t = 0$ elde edilir. Çünkü $\hat{\mathbf{a}}_j \perp \hat{\mathbf{a}}_t$ olduğundan $\hat{\mathbf{a}}_j' \hat{\mathbf{a}}_t = 0$ dır, yani \mathbf{R} örnek varyans kovaryans matrisine ait bilgi kullanılarak standart değişkenlerinin doğrusal fonksiyonları olarak elde edilen örnek TB'leri de ilişkisizdir. Bu TB'lerin varyans-kovaryans matrisi ise yine

$$\mathbf{S}_{\underline{Y}} = Cov(\underline{Y}) = Cov(\hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{Z}}) = \hat{\mathbf{A}} Cov(\hat{\mathbf{Z}}) \hat{\mathbf{A}}' = \hat{\mathbf{A}} \mathbf{R} \hat{\mathbf{A}}' = \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{A}}' \hat{\mathbf{\Lambda}} \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{A}}' = \hat{\mathbf{\Lambda}} \quad (2.38)$$

olacaktır. Böylece $j = 1, 2, \dots, p$ için $s_{Y_j}^2 = Var(Y_j) = \hat{\lambda}_j$ elde edilir.

Teorem:1 Başlangıç değişkenler sistemine veya standart değişkenler sistemine ait toplam varyans, TB'lerin varyanslarının toplamına eşittir.

İspat i) Başlangıç değişkenler sistemi için:

Başlangıç değişkenler sistemi $\underline{X} : p \times 1$ değişkenler vektörü ile gösterilsin ve $Cov(\underline{X}) = \mathbf{\Sigma} : p \times p$ olsun. Eğer $\mathbf{\Sigma}$ matrisi biliniyorsa başlangıç sistemine ait toplam varyans;

$$\sigma_{Top.}^2 = \text{İz}(\mathbf{\Sigma}) = \sum_{k=1}^p \sigma_{kk}^2 \dots (i)$$

dir. $\mathbf{\Sigma}$ matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırası ile $\mathbf{\Lambda}$ ve \mathbf{A} olmak üzere, spektral ayrışımı $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{A}' \mathbf{\Lambda} \mathbf{A}$ olduğunu biliyoruz. $\mathbf{\Sigma}$ matrisinden elde edilen TB'ler $j = 1, 2, \dots, p$ için $Y_j = \hat{\mathbf{a}}_j' \underline{X}$ olup, varyansı Eşitlik (2.20) gereğince $Var(Y_j) = \lambda_j$ dir. Böylece TB'lerin varyanslarının toplamı;

$$\sum_{j=1}^p Var(Y_j) = \sum_{j=1}^p \lambda_j = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p \dots (ii)$$

olur. Diğer taraftan;

$$\sigma_{Top.}^2 = \text{İz}(\mathbf{\Sigma}) = \text{İz}(\mathbf{A}' \mathbf{\Lambda} \mathbf{A})$$

$$= \text{İz}(\mathbf{\Lambda} \mathbf{A} \mathbf{A}') \quad [\text{Çarpılabilir } \mathbf{A} \text{ ve } \mathbf{B} \text{ matrisleri için } \text{İz}(\mathbf{A} \mathbf{B}) = \text{İz}(\mathbf{B} \mathbf{A}) \text{ olduğundan}]$$

$$= \text{İz}(\mathbf{\Lambda}), \quad (\mathbf{A} \text{ ortogonal matris olduğundan } \mathbf{A} \mathbf{A}' = \mathbf{I}_p \text{ dir})$$

$$= \sum_{j=1}^p \lambda_j, \quad (\mathbf{\Lambda} = \text{Köş}[\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p] \text{ olduğundan}) \dots (iii)$$

yazılabilir. (i), (ii) ve (iii) dikkate alındığında;

$$\sigma_{T_{op.}}^2 = \sum_{k=1}^p \sigma_{kk}^2 = \sum_{j=1}^p \lambda_j = \sum_{j=1}^p Var(Y_j) \text{ elde edilir.}$$

Eğer \mathbf{S} matrisi bilinmiyorsa başlangıç sistemine ait toplam varyansın tahmini;

$$\hat{\sigma}_{T_{op.}}^2 = \text{İz}(\mathbf{S}) = \sum_{k=1}^p s_{kk}^2 \dots(\text{iv})$$

dir. \mathbf{S} matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırası ile $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\mathbf{A}}$ olmak üzere, spektral ayrışımı $\mathbf{S} = \hat{\mathbf{A}}' \hat{\Lambda} \hat{\mathbf{A}}$ olduğunu biliyoruz. \mathbf{S} matrisinden elde edilen TB'ler $j = 1, 2, \dots, p$ için $Y_j = \hat{\mathbf{a}}_j' \mathbf{X}$ olup, varyansı Eşitlik (2.31) gereğince $Var(Y_j) = \hat{\lambda}_j$ dir. Böylece TB'lerin varyanslarının toplamı;

$$\sum_{j=1}^p Var(Y_j) = \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 + \dots + \hat{\lambda}_p \dots(\text{v})$$

olur. Diğer taraftan;

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{T_{op.}}^2 &= \text{İz}(\mathbf{S}) = \text{İz}(\hat{\mathbf{A}}' \hat{\Lambda} \hat{\mathbf{A}}) \\ &= \text{İz}(\hat{\Lambda} \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{A}}') \text{ [Çarpılabilir } \mathbf{A} \text{ ve } \mathbf{B} \text{ matrisleri için } \text{İz}(\mathbf{AB}) = \text{İz}(\mathbf{BA}) \text{ olduğundan]} \\ &= \text{İz}(\hat{\Lambda}), \text{ (} \hat{\mathbf{A}} \text{ ortogonal matris olduğundan } \hat{\mathbf{A}} \hat{\mathbf{A}}' = \mathbf{I}_p \text{ dir)} \\ &= \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j, \text{ (} \hat{\Lambda} = \text{Köş}[\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_p] \text{ olduğundan)} \dots (\text{vi}) \end{aligned}$$

yazılabilir. (iv), (v) ve (vi) dikkate alındığında;

$$\hat{\sigma}_{T_{op.}}^2 = \sum_{k=1}^p s_{kk}^2 = \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j = \sum_{j=1}^p Var(Y_j) \text{ elde edilir.}$$

ii) Standart değişkenler sistemi için:

Standart değişkenler sistemi $\mathbf{Z} : p \times 1$ değişkenler vektörü ile gösterilsin ve $Cov(\mathbf{Z}) = Kor(\mathbf{X}) = \boldsymbol{\rho} : p \times p$ olsun. Eğer $\boldsymbol{\rho}$ matrisi biliniyorsa standart değişkenler sistemine ait toplam varyans;

$$\sigma_{T_{op.}}^2 = \text{İz}(\boldsymbol{\rho}) = p \dots(\text{vii})$$

dir. $\boldsymbol{\rho}$ matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırası ile Λ ve \mathbf{A} olmak üzere, spektral ayrışımı $\boldsymbol{\rho} = \mathbf{A}' \Lambda \mathbf{A}$ olduğunu biliyoruz. $\boldsymbol{\rho}$ matrisinden elde edilen TB'ler $j = 1, 2, \dots, p$ için $Y_j = \mathbf{a}'_j \mathbf{Z}$ olup, varyansı Eşitlik (2.26) gereğince $Var(Y_j) = \lambda_j$ dir. Böylece TB'lerin varyanslarının toplamı;

$$\sum_{j=1}^p \text{Var}(Y_j) = \sum_{j=1}^p \lambda_j = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p \dots \text{(viii)}$$

olur. Diğer taraftan;

$$\begin{aligned} \sigma_{Top.}^2 &= \dot{I}z(\boldsymbol{\rho}) = \dot{I}z(\mathbf{A}'\boldsymbol{\Lambda}\mathbf{A}) \\ &= \dot{I}z(\boldsymbol{\Lambda}\mathbf{A}\mathbf{A}') \text{ [Çarpılabilir } \mathbf{A} \text{ ve } \mathbf{B} \text{ matrisleri için } \dot{I}z(\mathbf{A}\mathbf{B}) = \dot{I}z(\mathbf{B}\mathbf{A}) \text{ olduğundan]} \\ &= \dot{I}z(\boldsymbol{\Lambda}), \text{ (} \mathbf{A} \text{ ortogonal matris olduğundan } \mathbf{A}\mathbf{A}' = \mathbf{I}_p \text{ dir)} \\ &= \sum_{j=1}^p \lambda_j, \text{ (} \boldsymbol{\Lambda} = \text{Köş}[\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p] \text{ olduğundan)} \dots \text{(ix)} \end{aligned}$$

yazılabilir. (vii), (viii) ve (ix) dikkate alındığında;

$$\sigma_{Top.}^2 = p = \sum_{j=1}^p \lambda_j = \sum_{j=1}^p \text{Var}(Y_j) \text{ elde edilir.}$$

Eğer $\boldsymbol{\rho}$ matrisi bilinmiyorsa standart değişkenler sistemine ait toplam varyansın tahmini;

$$\hat{\sigma}_{Top.}^2 = \dot{I}z(\mathbf{R}) = p \dots \text{(x)}$$

dir. \mathbf{R} matrisinin özdeğerler ve özvektörler matrisleri sırası ile $\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}$ ve $\widehat{\mathbf{A}}$ olmak üzere, spektral ayrışımı $\mathbf{R} = \widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}$ olduğunu biliyoruz. \mathbf{R} matrisinden elde edilen TB'ler $j = 1, 2, \dots, p$ için $Y_j = \widehat{\mathbf{a}}_j'\mathbf{Z}$ olup, varyansı Eşitlik (2.36) gereğince $\text{Var}(Y_j) = \hat{\lambda}_j$ dir. Böylece TB'lerin varyanslarının toplamı;

$$\sum_{j=1}^p \text{Var}(Y_j) = \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 + \dots + \hat{\lambda}_p \dots \text{(xi)}$$

olur. Diğer taraftan;

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_{Top.}^2 &= \dot{I}z(\mathbf{R}) = \dot{I}z(\widehat{\mathbf{A}}'\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}) \\ &= \dot{I}z(\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}\widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}') \text{ [Çarpılabilir } \mathbf{A} \text{ ve } \mathbf{B} \text{ matrisleri için } \dot{I}z(\mathbf{A}\mathbf{B}) = \dot{I}z(\mathbf{B}\mathbf{A}) \text{ olduğundan]} \\ &= \dot{I}z(\widehat{\boldsymbol{\Lambda}}), \text{ (} \widehat{\mathbf{A}} \text{ ortogonal matris olduğundan } \widehat{\mathbf{A}}\widehat{\mathbf{A}}' = \mathbf{I}_p \text{ dir)} \\ &= \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j, \text{ (} \widehat{\boldsymbol{\Lambda}} = \text{Köş}[\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_p] \text{ olduğundan)} \dots \text{(xii)} \end{aligned}$$

yazılabilir. (x), (xi) ve (xii) dikkate alındığında;

$$\hat{\sigma}_{Top.}^2 = p = \sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_j = \sum_{j=1}^p \text{Var}(Y_j) \text{ elde edilir.}$$

TB'ler elde edildikten sonra her bir TB'nin başlangıç sistemine ait toplam varyansı hangi oranda açıkladığı ile ilgilenebileceğimiz gibi ilk k tane TB'nin toplam varyansı açıklama oranı

ile de ilgilenebiliriz. Son durum önemli TB sayısına karar vermede bir kriter olarak da kullanılabilir.

j -nci TB'nin toplam varyansı açıklama oranı ($j = 1, 2, \dots, p$) için;

$$V. A. O (Y_j) = \begin{cases} \frac{\lambda_j}{\dot{I}Z(\Sigma)} & , \Sigma \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\hat{\lambda}_j}{\dot{I}Z(S)} & , S \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\lambda_j}{\dot{I}Z(\rho)} & , \rho \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\hat{\lambda}_j}{\dot{I}Z(R)} & , R \text{ matrisi kullanılmış ise} \end{cases} \quad (2.39)$$

eşitliği ile verilir. $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p \geq 0$ sıralaması gereğince, toplam varyansı en fazla açıklayan 1-nci TB (Y_1) ve en az açıklayan ise p -nci TB (Y_p) olacaktır.

Diğer taraftan ilk k tane TB'nin toplam varyansı açıklama oranı ise;

$$V. A. O (Y_1, Y_2, \dots, Y_k) = \begin{cases} \frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k}{\dot{I}Z(\Sigma)} & , \Sigma \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 + \dots + \hat{\lambda}_k}{\dot{I}Z(S)} & , S \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k}{\dot{I}Z(\rho)} & , \rho \text{ matrisi kullanılmış ise} \\ \frac{\hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 + \dots + \hat{\lambda}_k}{\dot{I}Z(R)} & , R \text{ matrisi kullanılmış ise} \end{cases} \quad (2.39)$$

eşitliği ile elde edilir. Eğer p değeri büyük olduğunda, ilk k tane temel bileşen için bu varyans açıklama oranı %80 veya daha büyük elde edilirse, o zaman fazla bilgi kaybı olmadan bu TBler orijinal p tane değişkenin oluşturduğu başlangıç sistemi yerine kullanılabilir. Böylece başlangıçta birbiri ile ilişkili olan p tane değişkeninin oluşturduğu sistem, TBA ile birbiri ile ilişkisiz k tane ($k < p$) TB'nin oluşturduğu bir sisteme indirgenmiş olur.

Şimdi Σ matrisi kullanılarak elde edilmiş olan $Y_j = \underline{a}'_j \underline{X} = a_{j1}X_1 + a_{j2}X_2 + \dots + a_{jp}X_p, j = 1, 2, \dots, k, (k < p)$ TB'nini ele alalım. Her bir TB, $X_t, t = 1, 2, \dots, p$ değişkenlerinin doğrusal fonksiyonu olduğundan, Y_j TB'i ile X_t değişkeni ilişkilidir. Burada a_{jt} katsayısı X_t değişkeninin Y_j TB'i üzerindeki ağırlığını ya da önemini ifade eder. a_{jt} katsayısı mutlak değerce en büyük olan değişkenin j -nci TB üzerindeki önemi diğerlerinden daha fazladır. Diğer bir ifadeyle bu değişken j -nci TB'nin varyansına (λ_j) en fazla katkıyı yapmaktadır. j -nci TB ile t -nci değişken (X_t) arasındaki ilişkinin ölçüsü (yani korelasyonu):

$$r_{Y_j, X_t} = \frac{\sqrt{\lambda_j} * a_{jt}}{\sigma_t}, j = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, g \quad (2.40)$$

ile verilir. Benzer şekilde TB'ler \mathbf{S} , $\mathbf{\rho}$ veya \mathbf{R} matrisi ile elde edildiğinde TB'ler (Y_j) ile başlangıç değişkenleri (X_t) ya da standart değişkenler (Z_t) arasındaki ilişkiler Eşitlik (2.40)'a benzer şekilde gösterilebilir. Eğer TB'lerin elde edilmesinde \mathbf{S} matrisi kullanılmış ise (Y_j) ile TB'ni ile X_t değişkeni arasındaki korelasyon;

$$r_{Y_j, X_t} = \frac{\sqrt{\hat{\lambda}_j} * \hat{a}_{jt}}{s_t}, j = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, g \quad (2.41)$$

eşitliği ile; eğer TB'lerin elde edilmesinde $\mathbf{\rho}$ matrisi kullanılmış ise (Y_j) ile TB'ni ile Z_t standart değişkeni arasındaki korelasyon;

$$r_{Y_j, Z_t} = \sqrt{\lambda_j} * a_{jt}, j = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, g \quad (2.42)$$

eşitliği ile; eğer TB'lerin elde edilmesinde \mathbf{R} matrisi kullanılmış ise (Y_j) ile TB'ni ile Z_t standart değişkeni arasındaki korelasyon;

$$r_{Y_j, Z_t} = \sqrt{\hat{\lambda}_j} * \hat{a}_{jt}, j = 1, 2, \dots, k; t = 1, 2, \dots, g \quad (2.43)$$

eşitliği ile elde edilir.

Diğer taraftan elde edilen TB'ler kullanılarak, başlangıç sistemindeki her bir örnek birimi için bir TB skoru bulunabilir. $i = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere i -nci örnek birimi \underline{X}_i gözlem vektörü olup, bu gözlem vektörü için:

$$\begin{aligned} 1. \text{TB skoru } y_{1i} &= \underline{a}'_1 \underline{X}_i \\ 2. \text{TB skoru } y_{2i} &= \underline{a}'_2 \underline{X}_i, i = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (2.44)$$

.

.

$$k\text{-nci TB skoru } y_{ki} = \underline{a}'_k \underline{X}_i$$

olur. Böylece i -nci gözlem vektörü için TB skorları matris formunda;

$$\underline{Y}_i = \begin{bmatrix} y_{1i} \\ y_{2i} \\ \vdots \\ y_{ki} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{a}'_1 \\ \underline{a}'_2 \\ \vdots \\ \underline{a}'_k \end{bmatrix} \underline{X}_i = A \underline{X}_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (2.45)$$

şeklinde bir vektör ile ifade edilir. Sonuç olarak başlangıç sistemine ait n birimlik bir örnek, yine n birimlik bir TB skor verisine dönüşür. Ancak; başlangıç sistemine ait veri matrisi $p \times n$ boyutlu iken, TB skorları matrisi $k \times n$ boyutlu ve $k < p$ dir.