Análise de componentes principais

Patrícia de Siqueira Ramos

UNIFAL-MG, campus Varginha

23 de Outubro de 2018

Métodos de aprendizado

- Supervisionado:
 - Há p variáveis medidas em n observações e uma resposta \mathbf{Y} também medida nas n observações
 - Objetivo: prever ${f Y}$ usando ${f X}_1, {f X}_2, \ldots, {f X}_p$
 - Exemplos: regressão, redes neurais

Métodos de aprendizado

- Supervisionado:
 - Há p variáveis medidas em n observações e uma resposta \mathbf{Y} também medida nas n observações
 - Objetivo: prever ${f Y}$ usando ${f X}_1, {f X}_2, \ldots, {f X}_p$
 - Exemplos: regressão, redes neurais
- Não supervisionado:
 - Há apenas as observações $\mathbf{X_1},\mathbf{X_2},\ldots,\mathbf{X_p}$ e não há variável resposta \mathbf{Y}
 - Objetivo: descobrir coisas interessantes sobre X
 - Não há como avaliar os resultados, pois não há uma resposta correta
 - Exemplos: análise de componentes principais, análise de agrupamento

Introdução

- Técnica exploratória
- Objetivo: substituir p variáveis métricas correlacionadas por um número menor de k variáveis não correlacionadas que contenham a maior parte das informações contidas nas variáveis originais
- Há redução na dimensionalidade dos dados (é mais simples interpretar duas ou três variáveis não correlacionadas do que 20 ou 30 que apresentam interrelações complicadas)



ACP

ACP transforma o conjunto de variáveis correlacionadas

$$\mathbf{X}^T = [\begin{array}{cccc} X_1 & X_2 & \dots & X_p \end{array}]$$

em um conjunto de variáveis não correlacionadas

$$\mathbf{Y}^T = \left[\begin{array}{cccc} Y_1 & Y_2 & \dots & Y_p \end{array} \right],$$

em que cada Y_j (componente principal) é uma combinação linear das variáveis em \mathbf{X} .

ACP[']

Os componentes principais Y_1, \ldots, Y_p são, então, as combinações lineares:

$$Y_{1} = a_{11}X_{1} + a_{12}X_{2} + \dots + a_{1p}X_{p}$$

$$Y_{2} = a_{21}X_{1} + a_{22}X_{2} + \dots + a_{2p}X_{p}$$

$$\vdots$$

$$Y_{p} = a_{p1}X_{1} + a_{p2}X_{2} + \dots + a_{pp}X_{p}.$$

Cada componente é uma soma ponderada dos Xs, em que os a_{ji} s são os pesos ou coeficientes.



ACP

Os CPs são obtidos em ordem decrescente de importância:

 Y_1 explica o máximo possível da variância total,

 Y_2 explica o máximo da variância restante,

 Y_3 etc.

ACP

Os CPs são obtidos em ordem decrescente de importância:

 Y_1 explica o máximo possível da variância total,

 Y_2 explica o máximo da variância restante.

 Y_3 etc.

O conjunto Y_1, Y_2, \ldots, Y_p explica a variância total presente em **X**:

$$\sum_{j=1}^{p} V(Y_j) = \sum_{i=1}^{p} V(X_i).$$

ACP

• Espera-se que poucos dos primeiros componentes já contabilizem boa parte da variação em X e os restantes possam ser descartados sem grande perda de informação

ACP[']

- Espera-se que poucos dos primeiros componentes já contabilizem boa parte da variação em X e os restantes possam ser descartados sem grande perda de informação
- ACP é análoga à análise de correspondência (AC), ambas servem para reduzir a dimensionalidade dos dados, mas ACP é para variáveis contínuas e AC é para categóricas

- Espera-se que poucos dos primeiros componentes já contabilizem boa parte da variação em X e os restantes possam ser descartados sem grande perda de informação
- ACP é análoga à análise de correspondência (AC), ambas servem para reduzir a dimensionalidade dos dados, mas ACP é para variáveis contínuas e AC é para categóricas
- ACP é utilizada como uma etapa na análise de regressão linear quando:
 - (i) há muitas variáveis independentes em relação ao número de observações
 - (ii) há multicolinearidade (correlação entre as variáveis independentes)



O primeiro CP das observações é a combinação linear

$$Y_1 = \mathbf{a_1}^T \mathbf{X} = a_{11} X_1 + a_{12} X_2 + \dots + a_{1p} X_p,$$

cuja variância amostral é $\mathbf{a_1}^T\mathbf{Sa_1}$ e é a maior dentre todas as outras combinações lineares.

O primeiro CP das observações é a combinação linear

$$Y_1 = \mathbf{a_1}^T \mathbf{X} = a_{11} X_1 + a_{12} X_2 + \dots + a_{1p} X_p,$$

cuja variância amostral é $\mathbf{a_1}^T\mathbf{Sa_1}$ e é a maior dentre todas as outras combinações lineares.

- Restrição: $\mathbf{a_1}^T \mathbf{a_1} = 1$ (SQ deve ser igual a 1, $\sum_{i=1}^p a_{1i}^2 = 1$)
- Para obter os coeficientes de Y_1 , ou seja, $\mathbf{a_1}$, devemos escolher os valores de $\mathbf{a_1}$ de forma a maximizar a variância de Y_1 sujeito à restrição

O primeiro CP das observações é a combinação linear

$$Y_1 = \mathbf{a_1}^T \mathbf{X} = a_{11} X_1 + a_{12} X_2 + \dots + a_{1p} X_p,$$

cuja variância amostral é $\mathbf{a_1}^T\mathbf{Sa_1}$ e é a maior dentre todas as outras combinações lineares.

- Restrição: $\mathbf{a_1}^T \mathbf{a_1} = 1$ (SQ deve ser igual a 1, $\sum_{i=1}^p a_{1i}^2 = 1$)
- Para obter os coeficientes de Y_1 , ou seja, a_1 , devemos escolher os valores de a_1 de forma a maximizar a variância de Y_1 sujeito à restrição
- Solução: a_1 é o autovetor de **S** associado ao seu maior autovalor

Obs.: Lembrando que os autovalores e autovetores de uma matriz quadrada ${\bf A}$ são tais que ${\bf A}{\bf v}={m \lambda}{\bf v}$



O segundo CP das observações é a combinação linear

$$Y_2 = \mathbf{a_2}^T \mathbf{X} = a_{21} X_1 + a_{22} X_2 + \cdots + a_{2p} X_p,$$

O segundo CP das observações é a combinação linear

$$Y_2 = \mathbf{a_2}^T \mathbf{X} = a_{21} X_1 + a_{22} X_2 + \cdots + a_{2p} X_p,$$

que tem a maior variância sujeito a

$$\mathbf{a_2}^T \mathbf{a_2} = 1$$
 e $\mathbf{a_2}^T \mathbf{a_1} = 0$

(a segunda garante que Y_1 e Y_2 são ortogonais, ou seja, são não correlacionados)

O j-ésimo CP das observações $(j=1,\ldots,p)$ é

$$Y_j = {\bf a_j}^T {\bf X} = a_{j1} X_1 + a_{j2} X_2 + \cdots + a_{jp} X_p,$$

O j-ésimo CP das observações $(j=1,\ldots,p)$ é

$$Y_j = {\bf a_j}^T {\bf X} = a_{j1} X_1 + a_{j2} X_2 + \cdots + a_{jp} X_p,$$

que tem a maior variância sujeito a

$$\mathbf{a_j}^T \mathbf{a_j} = 1$$
 e $\mathbf{a_j}^T \mathbf{a_i} = 0$ $(j > i)$

O j-ésimo CP das observações $(j=1,\ldots,p)$ é

$$Y_j = {\bf a_j}^T {\bf X} = a_{j1} X_1 + a_{j2} X_2 + \cdots + a_{jp} X_p,$$

que tem a maior variância sujeito a

$$\mathbf{a_j}^T \mathbf{a_j} = 1$$
 e $\mathbf{a_j}^T \mathbf{a_i} = 0$ $(j > i)$

O vetor $\mathbf{a_j}$ de coeficientes é o autovetor de \mathbf{S} associado ao seu j-ésimo maior autovalor

Se os p autovalores de **S** são $\lambda_1, \lambda_2, \ldots, \lambda_p$, a variância do j-ésimo CP é dada por λ_i .

Então, a variância total dos p CPs será igual à variância total das variáveis originais:

$$\sum_{j=1}^{p} \lambda_j = S_1^2 + S_2^2 + \dots + S_p^2,$$

em que S_i^2 é a variância amostral de X_i , ou

$$\sum_{j=1}^{p} \lambda_j = \operatorname{traço}(\mathbf{S}),$$

• A proporção da variância total de **X** explicada pelo *j*-ésimo CP é

$$rac{V(Y_j)}{ ext{V.total de }\mathbf{X}} = rac{\lambda_j}{tr(\mathbf{S})} = rac{\lambda_j}{\displaystyle\sum_{j=1}^p \lambda_j}$$

A proporção da variância total de X explicada pelo j-ésimo CP é

$$\frac{V(Y_j)}{\text{V.total de }\mathbf{X}} = \frac{\lambda_j}{tr(\mathbf{S})} = \frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_j}$$

• Variância generalizada de \mathbf{X} e $\mathbf{Y} = |\mathbf{S}| = \prod_{i=1}^p \lambda_i$

• A proporção da variância total de ${\bf X}$ explicada pelo j-ésimo CP é

$$\frac{V(Y_j)}{\text{V.total de }\mathbf{X}} = \frac{\lambda_j}{tr(\mathbf{S})} = \frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_j}$$

- Variância generalizada de **X** e $\mathbf{Y} = |\mathbf{S}| = \prod_{i=1}^p \lambda_i$
- Assim, X e Y são equivalentes em relação às variâncias.



• Os primeiros k componentes (k < p) explicam uma proporção da variação total:

$$\frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k V(Y_j)}{\mathrm{V.total\ de\ \boldsymbol{X}}} = \frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k V(Y_j)}{tr(\boldsymbol{S})} = \frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k \lambda_j}{\displaystyle\sum_{j=1}^p \lambda_j}.$$

• Os primeiros k componentes (k < p) explicam uma proporção da variação total:

$$\frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k V(Y_j)}{\mathrm{V.total\ de\ X}} = \frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k V(Y_j)}{tr(S)} = \frac{\displaystyle\sum_{j=1}^k \lambda_j}{\displaystyle\sum_{j=1}^p \lambda_j}.$$

• A correlação entre Y_i e X_i é dada por:

$$r_{Y_j,X_i} = \frac{a_{ji}\sqrt{\lambda_j}}{\sqrt{S_{ii}}}.$$



 Os primeiros k componentes (k < p) explicam uma proporção da variação total:

$$\frac{\sum\limits_{j=1}^k V(Y_j)}{\text{V.total de } \mathbf{X}} = \frac{\sum\limits_{j=1}^k V(Y_j)}{tr(\mathbf{S})} = \frac{\sum\limits_{j=1}^k \lambda_j}{\sum\limits_{j=1}^p \lambda_j}.$$

• A correlação entre Y_i e X_i é dada por:

$$r_{Y_j,X_i}=\frac{a_{ji}\sqrt{\lambda_j}}{\sqrt{S_{ii}}}.$$

Obs.: As correlações são úteis para interpretação dos CPs.

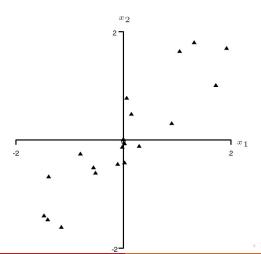


Ilustração da ACP para p=2

• Imagine que X_1 e X_2 estão na mesma escala, são altamente correlacionadas positivamente e ainda:

$$V(X_1) = V(X_2) = 1$$
 e $r_{12} = 0,90$

Ilustração da ACP para p=2

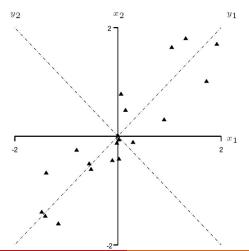


llustração da ACP para p=2

- Obter os CPs envolve uma rotação ortogonal dos eixos
- O 1° CP (Y₁) estará na direção de maior variância (minimizando-se as distâncias quadradas das observações ao 1° CP). O 2° CP é fixo pois deve ser ortogonal ao 1°
- Se $V(X_1) \neq V(X_2)$, o 1° CP ficará próximo ao eixo de maior variância

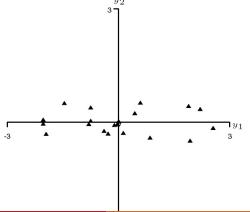


Ilustração da ACP para p=2



llustração da ACP para p=2

• Plotam-se as observações em relação aos novos eixos Y_1 e Y_2 :



llustração da ACP para p=2

- Quanto maior a correlação entre X₁ e X₂, mais próximas as observações estarão do 1° CP (Y₁) e maior a variação explicada por ele
- No exemplo, se $V(X_1) >> V(X_2)$, a inclinação seria bem menor, o que faria Y_1 bem mais parecido com X_1
- Em geral, quanto maior a variância de uma variável, mais dominante ela é



Ilustração da ACP para p=2

Em situações reais, escalas são arbitrárias, então é melhor padronizar as variáveis para que tenham variância igual a 1, o que corresponde a utilizar a matriz de correlações R no lugar de S (veremos depois)

llustração da ACP para p = 2

- Em situações reais, escalas são arbitrárias, então é melhor padronizar as variáveis para que tenham variância igual a 1, o que corresponde a utilizar a matriz de correlações R no lugar de S (veremos depois)
- Do exemplo,

$$Y_1 = X_1/\sqrt{2} + X_2/\sqrt{2}$$
 $Y_2 = X_2/\sqrt{2} - X_1/\sqrt{2}$ $V(Y_1) = \lambda_1 = 1,90$ $V(Y_2) = \lambda_2 = 0,10$ V. total de $\mathbf{X} = 1 + 1 = 2$.
V. total de $\mathbf{Y} = 1,90 + 0,10 = 2$.

llustração da ACP para p=2

- Em situações reais, escalas são arbitrárias, então é melhor padronizar as variáveis para que tenham variância igual a 1, o que corresponde a utilizar a matriz de correlações R no lugar de S (veremos depois)
- Do exemplo,

$$Y_1 = X_1/\sqrt{2} + X_2/\sqrt{2}$$
 $Y_2 = X_2/\sqrt{2} - X_1/\sqrt{2}$ $V(Y_1) = \lambda_1 = 1,90$ $V(Y_2) = \lambda_2 = 0,10$ V. total de $\mathbf{X} = 1 + 1 = 2$.
V. total de $\mathbf{Y} = 1,90 + 0,10 = 2$.

 A variância total (= 2) fica distribuída de forma desigual, com a maior parte alocada no 1° CP, Y₁.

Ilustração da ACP para p=2

Proporção da variação explicada pelo primeiro componente:

$$\frac{V(Y_1)}{\mathrm{Variância\ total}(\boldsymbol{X})} = \frac{\lambda_1}{\mathrm{traço}(\boldsymbol{S})} = \frac{1,90}{2} = 0,95$$

• ou seja, o CP1 (Y₁) explica 95% da variação total

Ilustração da ACP para p=2

Proporção da variação explicada pelo segundo componente:

$$\frac{V(Y_2)}{\mathrm{Variância\ total}(\boldsymbol{X})} = \frac{\lambda_2}{\mathrm{traço}(\boldsymbol{S})} = \frac{0,10}{2} = 0,05$$

• ou seja, o CP2 (Y₂) explica 5% da variação total

llustração da ACP para p=2

Dessa forma, a partir da análise usando a matriz de correlações S
 (que não é a ideal, é melhor usar R), com o primeiro componente já
 explicaríamos 95% da variação total e não precisaríamos do CP2.