Rafael Pentiado Poerschke

Econometria II ¹

¹Centro de Ciências Sociais e Humanas (CCSH) Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

23 de março de 2024



Roteiro

Referências 00

Referências



Referências

Referências Principais

- JOLLIFFE, Ian T. (1990). Principal component analysis: a beginner's guide—I. Introduction and application. Weather, v. 45, n. 10, p. 375-382.
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. and others, (2002) Applied multivariate statistical analysis. Prentice hall Upper Saddle River, NJ.
- FERREIRA, Daniel Furtado. (2008). Estatística multivariada. Lavras: Editora Ufla.
- BIBBY, Ian L.: MARDIA, K. V.: KENT, John, (1993), Multivariate shape analysis, Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series A, p. 460-480.

Referências Complementares

- ELDÉN, Lars. (2019). Matrix methods in data mining and pattern recognition. Society for Industrial and Applied Mathematics.
- STRANG, G. (2019). Linear algebra and learning from data, 1ed. SIAM.
- OLVER, Peter: SHAKIBAN, Shakiban, (2018) Applied Linear Algebra, Springer



Roteiro

Introdução



Dados em elevada dimensão:

- Histórico das 400 empresas na B3
 - Categorias?
- ightharpoonup Imagens: 9x13 cm \implies 1050x1500 pixels
 - ► Matriz menor?
- Histórico de buscas na Internet
 - Ranqueamento de páginas.



Componentes Principais: Motivação

Dados em elevada dimensão:

- Histórico das 400 Empresas na B3
 - Categorias?
- ightharpoonup Imagens: 9x13 cm \implies 1050x1500 pixels
 - Matriz menor? Sistema RGB.
- Histórico de buscas na Internet
 - Ranqueamento de páginas.



Componentes Principais: Motivação

Dados em elevada dimensão:

- Histórico das 400 Empresas na B3
 - Categorias?
- ightharpoonup Imagens: 9x13 cm \implies 1050x1500 pixels
 - Matriz menor? Sistema RGB.
- Histórico de buscas na Internet
 - Ranqueamento de páginas. Espaço Coluna.



Componentes Principais: Motivação (780 x 960 pixels)



(a) original image



(c) n = 10; $\sigma_1 u_1 v_1^T + \cdots + \sigma_{10} u_{10} v_{10}^T$ With only $\frac{10}{780}$ dyads, or 1.28% of all the data, we can already see the shapes in the original image starting to come together.



(b) n = 1. This is merely $\sigma_1 u_1 v_1^T$, the first term in the sum of 780 dyads $\sigma_i u_i v_i^T$. Thus, it bares very little resemblance to the original image.



(d) n = 100; $\sigma_1 u_1 v_1^T + \cdots + \sigma_{100} u_{100} v_{100}^T$ Notice that with only $\frac{100}{780}$, or 13%, of the information contained in the original image we have an approximation that is close to being indistinguishable from the original.



Questões centrais

- ► Análise de Componentes Principais: O que é? De onde vem? Como funciona?
- Decomposição de Matrizes: Como o software executa?



- ► Análise de Componentes Principais: O que é? De onde vem? Como funciona?
- Decomposição de Matrizes: Como o software executa?
- **Economia do Desenvolvimento**: Aplicação da ACP.



- ► Análise de Componentes Principais: O que é? De onde vem? Como funciona?
- Decomposição de Matrizes: Como o software executa?
- Economia do Desenvolvimento: Aplicação da ACP.



Análise de Componentes Principais

- **O que é** (para a Matemática): é uma transformação linear;



- O que é (para a Matemática): é uma transformação linear;
 - Ingredientes: ortogonalidade e decomposição em autovalores.
- ▶ **De onde vem**: Pearson (1901) e Hotelling (1933);



Análise de Componentes Principais

- O que é (para a Matemática): é uma transformação linear;
 - Ingredientes: ortogonalidade e decomposição em autovalores.
- **De onde vem**: Pearson (1901) e Hotelling (1933);
- Para que serve: possibilita a redução da dimensão inicial de



- O que é (para a Matemática): é uma transformação linear;
 - Ingredientes: ortogonalidade e decomposição em autovalores.
- **De onde vem**: Pearson (1901) e Hotelling (1933);
- Para que serve: possibilita a redução da dimensão inicial de dados.
- ► Como faz: APC é um modelo linear.



Análise de Componentes Principais

- O que é (para a Matemática): é uma transformação linear;
 - Ingredientes: ortogonalidade e decomposição em autovalores.
- ▶ **De onde vem**: Pearson (1901) e Hotelling (1933);
- Para que serve: possibilita a redução da dimensão inicial de dados.
- Como faz: APC é um modelo linear.



POERSCHKE, Rafael P.

Roteiro

Aplicação



Kageyama, Angela and Leone, Eugenia Troncoso. Uma tipologia dos municípios paulistas com base em indicadores sociodemográficos. Campinas: UNICAMP/IE, 1999.



- ► Kageyama e Leone (1999) buscaram construir uma tipologia de economias regionais em um conjunto de municípios (características sociais e econômicas).
- Para as autoras, a maioria dos estudos à época consistiam de análises em profundidade de localidades específicas:
 - Objetivo: geração de unidades territoriais maiores e mais homogêneas para o estudo das famílias agrícolas.



- Os resultados mostraram cinco regiões relativamente homogêneas no estado de São Paulo:
 - rural muito pobre;
 - rural pobre: intermediária;
 - urbano em expansão; e
 - urbano denso.
- Essas **tipificações** foram descritas em termos de:
 - renda.
 - população,
 - produção agrícola locais.



Schneider, Sérgio; Waquil, Paulo D. Caracterização socioeconômica dos municípios gaúchos e desigualdades regionais. Revista de Economia e Sociologia Rural. n.3, v.39. 2001. pp. 117-142.

- Os autores classificaram o Rio Grande do Sul em cinco grupos homogêneos de municípios, sendo que dois deles tinham em comum a pobreza rual e a degradação dos recursos naturais.
- Conclusão: descartaram a ideia de que o estado podia ser dividido em duas partes, isto é, entre uma *metade sul* mais atrasada, e o norte desenvolvido.

ver também: Freitas et al., Analisando a modernização da agropecuária gaúcha: uma aplicação de análise fatorial e cluster.



Em um universo de 127 municípios, agregados em 8 COREDEs predominantemente agropecuários, questiona-se o quão homogêneo é esse grupo, isto é, em que medida a agregação por contiguidade, garante a homogeneidade dos CORFDES



Definição: Conselhos Regionais de Desenvolvimento

Os Conselhos Regionais de Desenvolvimento - COREDEs, criados oficialmente pela Lei 10.283 de 17 de outubro de 1994, são um fórum de discussão para a promoção de políticas e ações que visam o desenvolvimento regional.

Temos 28 COREDEs e 497 municípios no estado - começou com 21.

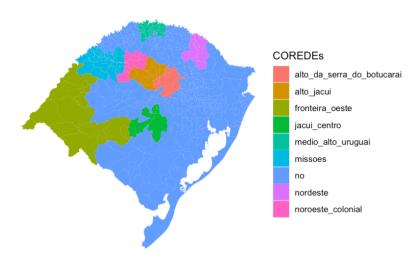


POERSCHKE, Rafael P.



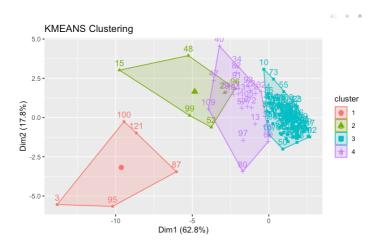


COREDEs Agropecuários



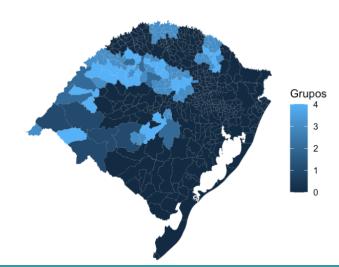


Grupos - COREDEs Agropecuários





Grupos - COREDEs Agropecuários





Método

Método



A Análise de Componentes Principais é um problema no qual busca-se estimar um subespaço de dimensão inferior $m \leq p$ de um conjunto de pontos em um espaco de dimensão maior \mathbb{R}^p dispostos em uma matriz $\mathbf{X} = [\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \cdots, \mathbf{X}_p]^T$ formada por p variáveis aleatórias correlacionadas entre si.

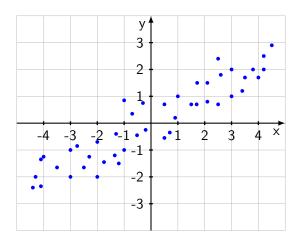
Em termos de transformação linear, significa

$$T: \mathbb{R}^p \to \mathbb{R}^m$$



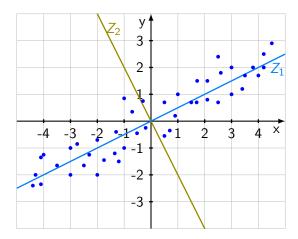
Esse problema pode ser modelado como uma questão estatística ou geométrica. Existe uma terceira abordagem, no qual ACP é vista como um problema de aproximação de uma matriz de menor posto em relação original.



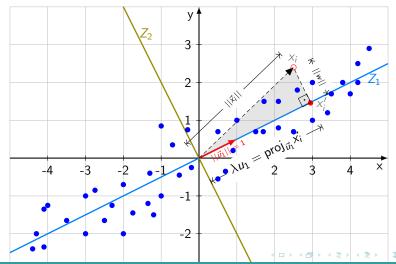




O Problema da ACP: abordagem geométrica







Componentes Principais: abordagem geométrica

Dada uma variável aleatória multivariada de média zero $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^p$ e um inteiro m < p, os m "componentes principais" de **X**, $\mathbf{w} \in \mathbb{R}^m$, são definidos como os m componentes lineares não correlacionados de X,

$$\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^{\top} \mathbf{X}, \quad i \in \{1, 2, \dots, m\},$$

onde $\mathbf{u}_i \in \mathbb{R}^p$, para $i = 1, 2, \dots, m$.

Tal que a variância de w; é maximizada sujeita a

$$\mathbf{u}_i^{\top}\mathbf{u}_i = 1 \text{ e Var}(\mathbf{w}_1) \geq \text{Var}(\mathbf{w}_2) \geq \cdots \geq \text{Var}(\mathbf{w}_m) \geq 0.$$

Por exemplo, para encontrar o primeiro componente principal \mathbf{w}_1 , procuramos um vetor $\mathbf{u}_1 \in \mathbb{R}^p$ tal que

$$\mathbf{u}_1 = \mathsf{arg}\max_{\mathbf{u}_1 \in \mathbb{R}^p} \mathsf{Var}(\mathbf{u}_1^{ op}\mathbf{x}) \quad \mathsf{s.a.} \quad \mathbf{u}_1^{ op}\mathbf{u}_1 = 1.$$

O teorema a seguir mostra que os componentes principais de x podem ser computados a partir dos autovetores de sua matriz de covariância $\mathbf{S}_{\mathbf{x}} = \mathbb{E}[\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathsf{T}}].$



Componentes Principais: abordagem geométrica

Teorema: Componentes Principais de Variáveis Aleatórias¹

Assuma que posto(S_X) $\geq m$. Então os primeiros m componentes principais de uma variável aleatória multivariada X, denotado por w_i para i = 1, 2, ..., m, são dados por

$$\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X},$$

onde $\{\mathbf{u}_i\}_{i=1}^m$ são os m autovetores de $\mathbf{S}_X = \mathbb{E}[\mathbf{X}\mathbf{X}^\mathsf{T}]$ associada com os m maiores autovalores $\{\lambda_i\}_{i=1}^m$. Além disso, $\lambda_i = \text{Var}(\mathbf{w}_i)$ para i = 1, 2, ..., m.

¹A demonstração do teorema pode ser consultada em Jolliffe (1990).

Componentes Principais: abordagem geométrica

Demonstração: Seja **X** um vetor de *p*-variáveis aleatórias correlacionadas, com $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^p$ e \mathbf{u}_i é um vetor de p constantes $u_{i1}, u_{i2}, \ldots, u_{ip}$. Como objetivo, queremos preservar o máximo de informação possível em uma dimensão menor que a original, sendo a variância de **X** computada em *m* Componentes Principais em que m < p, tal que **w** representa os m componentes não correlacionados de **X** e $\mathbf{w} \in \mathbb{R}^m$. Assim.

$$\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X} \in \mathbb{R}, \quad u_i \in \mathbb{R}^p, \quad i = 1, 2, \dots, m$$

tal que a variância de \mathbf{w}_i é maximizada sujeita a

$$\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i = 1$$
 e $\mathsf{Var}(\mathbf{w}_1) \ge \mathsf{Var}(\mathbf{w}_2) \ge \dots \mathsf{Var}(\mathbf{w}_m) > 0$.



Primeiro, vamos assumir que S_X não possui autovalores repetidos. Por ser uma matriz com entradas reais e simétrica, esses autovalores são reais e seus autovetores associados formam um base em \mathbb{R}^p . Mais que isso, os autovalores são únicos (positivos), e os autovetores correspondentes são ortogonais entre si. Observe que para cada $\mathbf{u} \in \mathbb{R}^p$ temos que

$$\mathsf{Var}(\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{X}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (u_1^\mathsf{T}x_i - u_1^\mathsf{T}\overline{x})^2.$$



Uma vez que os dados foram normalizados ao redor da média, a expressão se reduz a

$$Var(\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{X}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{X}_i)^2$$

$$Var(\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}) = \mathbb{E}[(\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{X})^2] = \mathbb{E}[\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\frac{\mathbf{X}\mathbf{X}^{\mathsf{T}}}{n}\mathbf{u}] = \mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}_X\mathbf{u}.$$



Vamos assumir que o queremos projetar os dados em um espaço unidimensional. O componente principal correspondente a esse eixo será combinação linear das variáveis originais expressa por $\mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$, isto é:

$$\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X} = u_{i1} \mathbf{X}_1 + u_{i2} \mathbf{X}_2 + \cdots + u_{ip} \mathbf{X}_p \quad i = 1, 2, \dots, p;$$

isto é

$$w_{1i} = u_{1i} \mathbf{X}_{11} + u_{2i} \mathbf{X}_{12} + \dots + u_{pi} \mathbf{X}_{1p}$$

$$w_{2i} = u_{1i} \mathbf{X}_{21} + u_{2i} \mathbf{X}_{22} + \dots + u_{pi} \mathbf{X}_{2p}$$

$$\vdots$$

$$w_{ni} = u_{1i} \mathbf{X}_{n1} + u_{2i} \mathbf{X}_{n2} + \dots + u_{pi} \mathbf{X}_{np}.$$



Análise de Componentes Principais

Método

Após, procuramos por um segundo componente, $\mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$, que não correlacionado com $\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$ e tenha máxima variância, e assim sucessivamente até encontrarmos o k-ésimo estágio que possua máxima variância e ausência de correlação com $\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}, \mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}, \dots, \mathbf{u}_{k-1}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}.$



Para derivarmos os Componentes Principais, consideremos um primeiro $\mathbf{u}_1^T\mathbf{X}$; o vetor \mathbf{u}_1 maximiza $\mathrm{Var}(\mathbf{u}_1^T\mathbf{X}) = \mathbf{u}_1^T\mathbf{S}_X\mathbf{u}_1$. Como foi supra-exposto, $\mathbf{u}_i^T\mathbf{u}_i = 1$ é assumido como restrição, e para solução fazemos uso do Lagrangiano.

Nesse sentido, tempos o problema de otimização condicionada dado por

$$\begin{cases} \max_{\mathbf{u}_1 \in \mathbb{R}^p} & (\mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_1) \\ \text{sujeito a:} & ||\mathbf{u}_1|| = \mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{u}_1 = 1. \end{cases}$$
 (1)

Assim, para maximizar $\mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_1$ sujeito a $\mathbf{u}_k^\mathsf{T} \mathbf{u}_k = 1$, significa maximizar

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\mathsf{S}},\boldsymbol{\mathsf{u}}_1,\lambda_1) = \boldsymbol{\mathsf{u}}_1^\mathsf{T}\boldsymbol{\mathsf{S}}_X\boldsymbol{\mathsf{u}}_1 - \lambda_1(\boldsymbol{\mathsf{u}}_1^\mathsf{T}\boldsymbol{\mathsf{u}}_1 - 1),$$

onde $\lambda_1 \in \mathbb{R}$ representa o multiplicador de Lagrange.



Teorema: Método dos Multiplicadores de Lagrange²

Suponha que $f:U\subset\mathbb{R}^n\to\mathbb{R}$ e $g:U\subset\mathbb{R}^n\to\mathbb{R}$ são funções reais de classe C^1 no aberto $U \in \mathbb{R}^n$. Seja $\vec{x_0} \in U$ e $g(\vec{x_0}) = c$, e seja So nível de g ao valor c. Assuma que $\nabla g(\vec{x_0}) \neq \vec{0}$. Se f|S (f restrita a S), possui um local máximo ou mínimo em S

no ponto \vec{x}_0 , então existe um número real λ que

$$\nabla f(\vec{\mathbf{x}}_0) = \lambda \nabla g(\vec{\mathbf{x}}_0). \tag{2}$$

²Uma demonstração pode ser encontrada em MARSDEN, Jerrold E.; TROMBA, Anthony. Vector calculus. Macmillan, 2003

Teorema de Lagrange: derivando matrizes

$$g(\vec{x}_0): \mathbf{u}^\mathsf{T}\mathbf{u} = 1$$

$$\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{u} = \begin{bmatrix} u_1, & u_2, & \dots, & u_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_p \end{bmatrix}$$
$$= \begin{bmatrix} u_1^2 + u_2^2 + \dots + u_p^2 \end{bmatrix}.$$



Sendo assim, precisamos encontrar $\nabla g(\vec{x}_0)$, tal que:

Método

$$\frac{\partial}{\partial \mathbf{u}} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) = \begin{bmatrix} \frac{\partial}{\partial u_1} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) \\ \frac{\partial}{\partial u_2} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) \\ \vdots \\ \frac{\partial}{\partial u_p} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) \end{bmatrix}$$

Efetuando a derivada, coordenada a coordenada, temos

Método

$$\frac{\partial}{\partial u_1} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) = 2u_1;$$

$$\frac{\partial}{\partial u_2} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) = 2u_2;$$

$$\vdots$$

$$\frac{\partial}{\partial u_p} \left(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{u} \right) = 2u_p.$$

Método

Teorema de Lagrange

Montando o gradiente de $g(\vec{x}_0)$ encontramos:

$$\nabla(\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{u}) = [2u_1, 2u_2, \dots, 2u_p]$$
$$= 2[u_1, u_2, \dots, u_p]$$

$$\nabla(\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{u})=2\mathbf{u}$$



Agora busca-se o $\nabla f(\vec{x_0})$ derivamos coordenada a coordenada:

$$\mathbf{u}^{\mathsf{T}} \mathbf{S} \mathbf{u} = \begin{bmatrix} u_1, & u_2, & \dots, & u_p \end{bmatrix}_{1 \times p} \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12}^2 & \dots & \sigma_{1p}^2 \\ \sigma_{21}^2 & \sigma_{12}^2 & \dots & \sigma_{2p}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1}^2 & \sigma_{p2}^2 & \dots & \sigma_{pp}^2 \end{bmatrix}_{p \times p} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_p \end{bmatrix}_{p \times 1}$$



Então, iremos derivar coordenada a coordenada, mas se $\mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}\mathbf{u} = \mathbf{u}^{\mathsf{T}}\mathbf{W}$, com $\mathbf{W} = \mathbf{S}\mathbf{u}$, precisamos aplicar a regra do produto em (0a), ou seja:

Método

$$\begin{split} \frac{\partial}{\partial \mathbf{u}}(\mathbf{u}^\mathsf{T}\mathbf{W}) &= \mathbf{u}^\mathsf{T} \, \frac{\partial \mathbf{W}}{\partial \mathbf{u}} + \mathbf{W}^\mathsf{T} \, \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial \mathbf{u}} \\ &= \mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{S} + \mathbf{W}^\mathsf{T} \\ &= \mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{S} + \mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{S}^\mathsf{T} \\ &= \mathbf{u}^\mathsf{T} (\mathbf{S} + \mathbf{S}^\mathsf{T}). \end{split}$$



Como **S** é matriz de variância-covariância, portanto ela é simétrica $(S = S^T)$, logo:

$$\frac{\partial}{\partial u_1}(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{S} \mathbf{u}) = 2 \sum_{j=1}^p \sigma_{1j}^2 u_j$$

$$\frac{\partial}{\partial u_2}(\mathbf{u}^\mathsf{T}\mathbf{S}\mathbf{u}) = 2\sum_{j=1}^p \sigma_{2j}^2 u_j$$

$$\frac{\partial}{\partial u_p}(\mathbf{u}^\mathsf{T} \mathbf{S} \mathbf{u}) = 2 \sum_{j=1}^p \sigma_{pj}^2 u_j$$

$$\frac{\partial}{\partial u}(\mathbf{u}^\mathsf{T}\mathbf{S}\mathbf{u}) = 2\mathbf{S}\mathbf{u}$$



UFA! Agora sim podemos seguir!

$$\mathcal{L}(\mathbf{S}, \mathbf{u}_1, \lambda_1) = \mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_1 - \lambda_1 (\mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{u}_1 - 1),$$

Diferenciando com respeito a \mathbf{u}_1 , temos

$$2\mathbf{S}_X\mathbf{u}_1 - 2\lambda_1\mathbf{u}_1 = 0$$

$$\mathbf{S}_X u_1 = \lambda_1 u_1$$

ou seja,

$$(\mathbf{S}_X - \lambda_1 \mathbf{I}_p)\mathbf{u}_1 = 0,$$

tal que I_p é a matriz identidade de dimensão $p \times p$. Então, λ_1 é um autovalor de \mathbf{S}_X e \mathbf{u}_1 o seu autovetor correspondente.

LIFSM

A matriz $\mathbf{A} \in \mathbf{M}_{n \times n}(\mathbb{R})$ possui um autovalor $\lambda \in \mathbb{C}$ se, e somente se, existe um vetor $\begin{tabular}{c} {\bf e} \end{tabular}$ não nulo tal que, ${\bf Ae} \end{tabular} = \lambda {\bf e}$. Nesse caso,

dizemos que λ é um autovalor associado ao autovetor **e**. Portanto, o problema de encontrar autovalores de uma matriz se reduz na procura pelas raízes de um certo polinômio em λ . denominado polinômio característico. Mais explicitamente,

$$\mathbf{A}\mathbf{e} = \lambda \mathbf{e} \iff \mathbf{A}\mathbf{e} - \lambda \mathbf{e} = 0$$

$$\iff (\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})\mathbf{e} = 0$$
(3)

³HOFFMAN, Kenneth; KUNZE, Ray. Linear Algebra, Engelewood Cliffs. 1961 4 D > 4 A B > 4 B > B

$$(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})\mathbf{e} = 0$$

como $\mathbf{e} \neq 0$ o sistema $[\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I}] \mathbf{e} = 0$ possui solução não nula se, e somente, se

$$\det(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I}) = 0 \tag{4}$$

tal que: $\mathbf{A} = \lambda_1 \mathbf{e}_1 \mathbf{e}_1^\mathsf{T} + \lambda_2 \mathbf{e}_2 \mathbf{e}_2^\mathsf{T} + \cdots + \lambda_k \mathbf{e}_k \mathbf{e}_k^\mathsf{T4}$

⁴Conhecida como Decomposição Espectral, que pode ser escrita também como: $\sum_{i=1}^{k} \lambda_i \mathbf{e}_i \mathbf{e}_i^{\mathsf{T}} = \mathbf{P} \mathbf{\Lambda} \mathbf{P}^{-1}$, tal que $\mathbf{\Lambda}$ é uma matriz diagonal de autovalores de A. Por definição, uma matriz diagonal é uma matriz quadrada que possui todos os elementos acima e abaixo da diagonal principal nulos.

Definição: Seja V um espaço vetorial sobre o campo F e T um operador linear em V tal que $T: V \to V$. Um autovalor de **T** é um escalar λ em F tal que existe um vetor **não-nulo**⁵ $\mathbf{e} \in V$ com $Te = \lambda e$. Se λ é um autovalor de T, então

- 1. Qualquer **e** tal que **Te** = λ **e** é chamado de **autovetor** de **T** associado ao autovalor λ :
- 2. A coleção de todos os **e** tais que $Te = \lambda e$ é chamada de espaço característico associado a λ .

⁵O vetor nulo não pode estar no espaço nulo de **T**. **Espaço Nulo** $\mathcal{N}(\mathbf{T}) \in \mathbb{R}^m$: é o conjunto de todas as soluções para o sistema Ax = 0. O núcleo de uma transformação linear (Ker(T)) é sinônimo, isto é, $Ker(T) = \{e \in V : Te = 0\}$. Ambos se referem ao conjunto de vetores do domínio que são mapeados para o vetor nulo no contradomínio pela transformação linear. < □ > < 圖 > < 重 > < 重 > □

Autovalores:

Os autovalores são frequentemente chamados: valores característico, raízes características, raízes latentes, valores próprios ou valores espectrais.



Se **T** é qualquer operador linear e λ é qualquer escalar, o conjunto de vetores **e** tal que $\mathbf{Te} = \lambda \mathbf{e}$ é um subespaço de V.

$$(\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I})$$
 é não injetiva $\iff \exists \mathbf{v}_1, \mathbf{v}_2 : \mathbf{v}_1 \neq \mathbf{v}_2 \ \mathrm{e} \ (\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I})\mathbf{v}_1 = (\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I})\mathbf{v}_2$
 $\iff \exists \mathbf{x} : x \neq 0 \ \mathrm{e} \ (\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I})\mathbf{x} = 0$
 $\iff (\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I}) \ \mathrm{\acute{e}} \ \mathrm{singular}$
 $\iff \det(\mathbf{T}-\lambda\mathbf{I}) = 0$



Se
$$(\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})$$
 é não-singular, note que em
$$(\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})\mathbf{x} = 0, \quad \text{podemos multiplicar pela inversa}$$

$$(\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})^{-1}(\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})\mathbf{x} = (\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})^{-1} \ 0$$

$$\mathbf{I}\mathbf{x} = 0 \implies \mathbf{x} = 0$$

Exatamente o que não queremos.



Teorema Seja **T** um operador linear em um espaço de dimensão finita V e λ um escalar. As seguintes afirmações são equivalentes.

- (i) λ é um valor característico de **T**.
- (ii) O operador $(\mathbf{T} \lambda \mathbf{I})$ é singular (não invertível).
- (iii) $det(\mathbf{T} \lambda \mathbf{I}) = 0$.

O critério do determinante (iii) é muito importante, pois nos diz onde procurar os valores característicos de **T**. Como det($\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I}$) é um polinômio de grau n na variável λ , encontraremos os valores característicos como as raízes desse polinômio.



Se \mathcal{B} é qualquer base ordenada para V e $\mathbf{A} = [T]_{\mathcal{B}}$, então $(\mathbf{T} - \lambda \mathbf{I})$ é inversível se e somente se a matriz $(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})$ é inversível. De acordo com isso, fazemos a seguinte definição.

Definicão. Se **A** é uma matriz $n \times n$ sobre o campo F, um valor característico de **A** em F é um escalar λ em F tal que a matriz $(\mathbf{A} - \lambda \mathbf{I})$ é singular (não invertível).

Uma vez que c é um valor característico de **A** se e somente se $det(\mathbf{A} - c\mathbf{I}) = 0$, ou equivalentemente se e somente se $\det(c\mathbf{I} - \mathbf{A}) = 0.$



Propriedades de autovetores de matrizes simétricas:

1. Simetria:

Em uma matriz simétrica A, os autovetores correspondentes a diferentes autovalores são ortogonais entre si.

2. Diagonalização:

 Matrizes simétricas são diagonalizáveis, o que significa que podem ser decompostas na forma $A = PDP^{-1}$, onde P é uma matriz formada pelos autovetores de A e D é uma matriz diagonal com os autovalores correspondentes.

3. Autovalores Reais:

Todos os autovalores de uma matriz simétrica são reais.

4. Quantidade de Autovetores:

Se uma matriz simétrica tem dimensão n, então ela possui exatamente n autovetores linearmente independentes.



Para decidirmos qual dos p autovetores produz \mathbf{u}_1^T de máxima variância, note que a quantidade a ser maximizada é

$$\mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_1 = \mathbf{u}_1^\mathsf{T} \lambda_1 \mathbf{u}_1 = \lambda_1 \mathbf{u}_1^\mathsf{T} \mathbf{u}_1 = \lambda_1,$$

assim, λ_1 deve ser o maior possível. Logo, \mathbf{u}_1 é o autovetor associado ao maior autovalor de \mathbf{S}_X , e

$$\mathsf{Var}(\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{S}_X\mathbf{u}_1) = \mathbf{u}_1^\mathsf{T}\lambda_1\mathbf{u}_1 = \lambda_1$$
. Então, $\lambda_1 = \mathsf{Var}(\mathbf{w}_1) > 0$.



Agora, para k = 2, o segundo componente $\mathbf{u}_2^T \mathbf{X}$, maximiza $\mathbf{u}_2^T \mathbf{S} \mathbf{u}_2$ que deve ser ausente de correlação com $\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$, ou equivalente a a $cov(\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{X}, \mathbf{u}_2^\mathsf{T}\mathbf{X}) = 0$, onde cov(x, y) denota a covariância entre as variáveis x e v. Mas

$$cov(\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{X}, \mathbf{u}_2^\mathsf{T}\mathbf{X}) = \mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{S}_X\mathbf{u}_2 = \mathbf{u}_2^\mathsf{T}\mathbf{S}_X\mathbf{u}_1 = \mathbf{u}_2^\mathsf{T}\lambda_1\mathbf{u}_1^\mathsf{T} = \lambda_1\mathbf{u}_2^\mathsf{T}\mathbf{u}_1 = \lambda_1\mathbf{u}_1^\mathsf{T}\mathbf{u}_2 = 0$$



Assim, cada dessas equações

$$\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}_{X}\mathbf{u}_{2} = 0$$

$$\mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}_{X}\mathbf{u}_{1} = 0$$

$$\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{u}_{2} = 0$$

$$\mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{u}_{1} = 0$$

pode ser usada para indicar ausência de correlação entre **u**¹ **X** e $\mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$. Assumimos igualmente a hipótese de normalização entre $\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$ e $\mathbf{u}_{2}^{\mathsf{T}}\mathbf{X}$, a quantidade que deve ser maximizada será

$$\mathcal{L}(\mathbf{S}, \mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2, \lambda_2, \phi) = \mathbf{u}_2^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_2 - \lambda_2 (\mathbf{u}_2^\mathsf{T} \mathbf{u}_2 - 1) - \phi \mathbf{u}_2^\mathsf{T} \mathbf{u}_1,$$

onde λ_2 e ϕ são os multiplicadores de Lagrange.

UFSM

Método

Diferenciando a expressão em relação a \mathbf{u}_2 , temos

$$\mathbf{S}_X \mathbf{u}_2 - \lambda_2 \mathbf{u}_2 - \frac{\phi}{2} \mathbf{u}_1 = 0$$

e multiplicando a equação por $\mathbf{u}_1^{\mathsf{T}}$ temos

$$\mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}} \mathbf{S}_{X} \mathbf{u}_{2} - \lambda_{2} \mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{2} - \phi \mathbf{u}_{1}^{\mathsf{T}} \mathbf{u}_{1} = 0$$
$$0 - \phi 1 = 0,$$

sendo que os dois primeiros termos são zero e $\mathbf{u}_1^{\mathsf{T}}\mathbf{u}_1 = 1$, temos $\phi = 0$.



Método

Além disso, $\mathbf{S}_X \mathbf{u}_2 - \lambda_2 \mathbf{u}_2 = 0$, ou equivalente a $(\mathbf{S}_X - \lambda_2 \mathbf{I}_p)\mathbf{u}_2 = 0$, então $\lambda_2 = \text{Var}(\mathbf{w}_2)$, e desde que os autovalores de \mathbf{S}_X são distintos, λ_2 é o autovalor de \mathbf{S}_X , e \mathbf{u}_2 representa seu autovetor correspondente.



Esse processo pode ser repetido para $k = 1, 2, \dots, p$ alcançado os p diferentes autovetores de S_X relativo aos seus autovalores $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$, correspondentes.

Finalmente, a variância de cada Componente Principal será dada por $Var(\mathbf{u}_k \mathbf{X}) = \lambda_k$ para k = 1, 2, ..., p. Para encontrar os autovetores restantes usaremos o fato de que para cada $i \neq j$, $\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X}$ e $\mathbf{w}_i = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X}$ são ortogonais, então

$$Var(\mathbf{w}_i, \mathbf{w}_j) = \mathbb{E}[\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{X} \mathbf{X}^\mathsf{T} \mathbf{u}_j] = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_j = 0.$$



Usando indução, assumimos que $\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2, \ldots, \mathbf{u}_{i-1}$ são os autovetores unitários de \mathbf{S}_X associados com os maiores i-1autovalores, e seja \mathbf{u}_i o vetor que define o *i*-ésimo componente principal, \mathbf{w}_i . Então, $\mathbf{S}_X \mathbf{u}_i = \lambda_i \mathbf{u}_i$ para $j = 1, 2, \dots, i-1$ e $\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_i = \lambda_i \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i = 0$ para todo $i = 1, 2, \dots, i-1$. Desde que $\lambda_i > 0$, temos que $\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i = 0$ para todo $j = 1, 2, \dots, i-1$. Para computar \mathbf{u}_i , temos o Langrangiano

$$\mathcal{L}(\mathbf{S}, \mathbf{u}_i, \mathbf{u}_j, \lambda_i, \phi_j) = \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_i - \lambda_i (\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i - 1) - \sum_{j=1}^{i-1} \phi_j \mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_j.$$



As condições necessárias para que $(\mathbf{u}_i, \lambda_i, \phi_1, \dots, \phi_{i-1})$ seja máximo serão

$$2\mathbf{S}_X\mathbf{u}_i + \sum_{j=1}^{i-1} \phi_j \mathbf{u}_j = 2\lambda_i \mathbf{u}_i$$

com $\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i = 1$ e $\mathbf{u}_i^\mathsf{T} \mathbf{u}_i = 0$, para $j = 1, 2, \dots, i-1$, de onde segue que para todo $j = 1, 2, \dots, i - 1$ teremos $\mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}_{X}\mathbf{u}_{i}+\frac{\phi_{j}}{2}=\lambda_{i}\mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}}\mathbf{u}_{i}+\frac{\phi_{j}}{2}=\lambda_{i}\mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}}\mathbf{u}_{i},$ e então $\phi_i = 2(\lambda_i - \lambda_i)\mathbf{u}_i^\mathsf{T}\mathbf{u}_i = 0$. Desde que o valor extremo associado é $\mathbf{u}_{i}^{\mathsf{T}}\mathbf{S}_{X}\mathbf{u}_{i}=\lambda_{i}=\mathsf{Var}(w_{i}),\ u_{i}\ \text{\'e}\ \mathsf{autovetor}\ \mathsf{de}\ \mathbf{S}_{X}\ \mathsf{restrito}\ \mathsf{ao}$ complemento ortogonal do span (Espaço gerado) $u_1, u_2, \ldots, u_{i-1}$.



Desde que o valor extremo associado é $\mathbf{u}_i^{\mathsf{I}} \mathbf{S}_X \mathbf{u}_i = \lambda_i = \mathsf{Var}(w_i), \ u_i$ é autovetor de S_X restrito ao complemento ortogonal do span (Espaço gerado) $u_1, u_2, \ldots, u_{i-1}$. Desde que os autovetores de S_X são distintos, \mathbf{u}_i é o autovetor associado de \mathbf{S}_X com o *i*-ésimo maior autovalor. Ainda, quando os autovalores de S_X são distintos, cada autovetor \mathbf{u}_i será único, e portanto serão os componentes principais de X.

Roteiro

Referências

Introdução

Aplicação

Método

Considerações



A transformação linear do vetor $\mathbf{X} = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ de variáveis correlacionadas, que possui matriz de variâncias-covariâncias, será transformado em novas variáveis não-correlacionadas Y_1, Y_2, \ldots, Y_p . As coordenadas dessas novas variáveis são descritas pelos vetores característicos $\vec{e_i}$ de $\mathbf{W}_{(p \times p)}$ usados na seguinte transformação:

$$\underbrace{\mathbf{Y}}_{(p\times p)} = \underbrace{\mathbf{W}^t}_{(p\times p)} \underbrace{\mathbf{X}}_{(p\times p)};$$
(5)



Em resumo:

Sendo Y a matriz de componentes principais, W possui os autovetores e R é a matriz de correlações das variáveis em X. Finalmente, podemos obter **F**, que é a nova matriz de escores das observações. Com isso, o problema se resume em

$$\underbrace{\mathbf{Y}}_{(\mathbf{m}\times\mathbf{p})} = \underbrace{\mathbf{W}^{t}}_{(\mathbf{m}\times\mathbf{p})} \underbrace{\mathbf{R}}_{(\mathbf{p}\times\mathbf{p})};$$
(6)

$$\mathbf{F} = \mathbf{X} \mathbf{W} . \tag{7}$$

$$(n \times m) (n \times p) (p \times m)$$



Em resumo: Propriedade 1

$$\mathbf{W}_j = \mathbf{u}_j^T \mathbf{X} = u_{j1} \mathbf{X}_1 + u_{j1} \mathbf{X}_2 + \dots + u_{jp} \mathbf{X}_p$$
, $\forall j = 1, 2, \dots, p$. Tal que

$$E(\mathbf{W}_j) = \mathbf{u}_j^T.$$

$$Var(\mathbf{W}_j) = \mathbf{u}_j^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{u}_j = \lambda_j, \ \forall \ j = 1, 2, \dots, p.$$

$$Cov(\mathbf{W}_j, \mathbf{W}_k) = \mathbf{u}_j^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{u}_k = 0, \ \forall j, k = 1, 2, \dots, p \ e \ j \neq k.$$



A proporção da variância total de **X** que é explicada pela *j*-ésima componente principal é

$$\frac{\lambda_j}{\lambda_1 + \lambda_2 + \ldots + \lambda_p} \; = \; \frac{\lambda_j}{\sum_{i=1}^p \lambda_i} \; = \; \frac{\lambda_j}{\mathsf{Traco}(\mathbf{S})}, \; \; \forall \; \; j \; = \; 1, \; 2, \; \ldots, \; p.$$



Rafael Pentiado Poerschke

Econometria II ¹

¹Centro de Ciências Sociais e Humanas (CCSH) Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)

23 de março de 2024

