

ESCALAMIENTO MULTIDIMENSIONAL (MDS)

Contenido

- I. Introducción
 - 1.1 Definición
 - 1.2 Objetivo
 - 1.3 Modelos de MDS
- II. Escalamiento Multidimensional Clásico (cMDS)
 - 2.1 Formalización
- III. Escalamiento Multidimensional Métrico (mMDS)
 - 3.1 Mínimos cuadrados ordinarios
- IV. Escalamiento Multidimensional No Métrico (nMDS)

1.1 Definición

¿Qué es escalamiento multidimensional (MDS)?

MDS es una técnica que trabaja con proximidades entre persona, objetos o estímulos usados para producir una representación espacial de estos ítems.

La **proximidad** expresa la *similaridad* o *disimilaridad* entre los valores que representan a los objetos.



Su objetivo

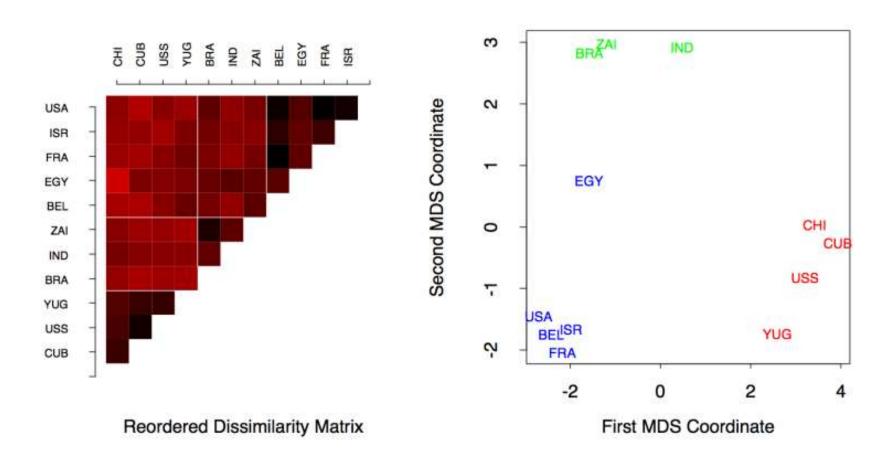
Es la reducción de la dimensionalidad porque su interés radica en encontrar un conjunto de puntos en un espacio de menor dimensión, por lo general euclidiano, que represente la configuración de los datos de una dimensión superior pero desconocida.

La configuración en alta dimensión es representada por la distancia (d) o matriz de disimilaridad Δ

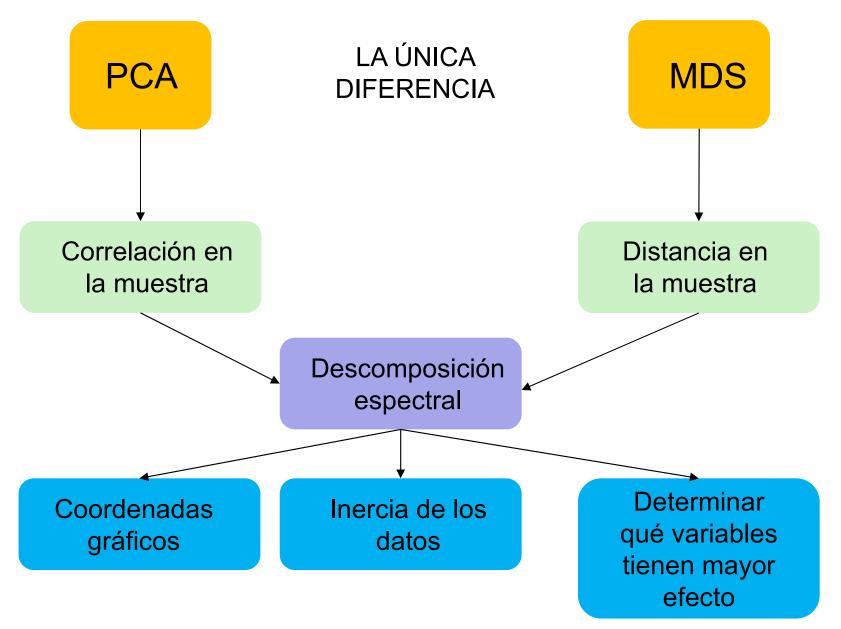
"Dado una disimilaridad (no necesariamente una métrica), reconstruir un mapa que preserve distancias"



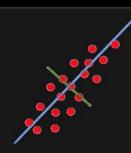
Su objetivo



"Dado una disimilaridad (no necesariamente una métrica), reconstruir un mapa que preserve distancias"



Escuela Profesional de Ingeniería Estadística – FIEECS ESTADÍSTICA MULTIVARIADA— MDS Dr. Luis Huamanchumo de la Cuba

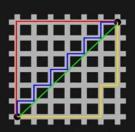


$$d_{ij} \approx \left\| x_i - x_j \right\|_2$$

Eigendecomposition

Classical MDS (PCoA)

Torgerson (1958) and Gower (1966)



$$d_{ij} \approx \delta_{ij}$$

Iterative Solution

Metric MDS (least squares MDS)

Shepard (1962) Kruskal (1964)



$$d_{ij} \approx f(\delta_{ij})$$

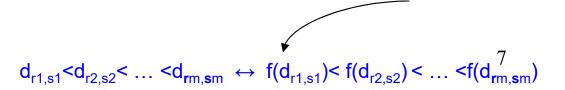
Iterative Solution

Non-Metric MDS

(least squares MDS)

Shepard (1962) Kruskal (1964)

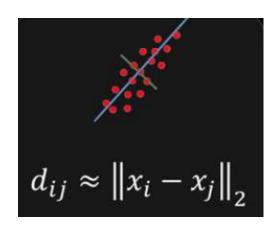
Principal Coordinates Analysis
Distancias euclideas



Definiciones básicas del MSD

$$d_{ij} = f(\delta_{ij})$$
 — Disparidad





Implementación del MDS clásico (cMDS)

- 1. Matriz B: Calcular la matriz de doble centralidad o matriz producto interno
- **2. Descomposición espectral**: Calcular los m valores estadísticos más grandes
- **3. Proyectar**: Construir la matriz de coordenadas finales



1. Matriz B: Calcular la matriz de doble centralidad o matriz producto interno

$$\mathbf{B} = \mathbf{H}\mathbf{A}\mathbf{H}$$

es la matriz de doble centralización *nxn* o matriz producto interno

Donde: $\mathbf{H} = \mathbf{I}$ -

 $\mathbf{H} = \mathbf{I} - n^{-1} \mathbf{1} \mathbf{1}^T$ es la matriz de

es la matriz de centralización *n*x*n*

y
$$\mathbf{A}=\begin{bmatrix} \mathsf{a}_{\mathsf{rs}} \end{bmatrix}$$
 con $a_{rs}=-\frac{1}{2}d_{rs}^2,$

$$d_{rs}^2 = (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s)^T (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s).$$



2. Descomposición espectral: Calcular los m valores característicos más grandes

$$B = V \Lambda V'$$



 Proyección: Construir la matriz de coordenadas finales (en un espacio de menor dimensión "m")

$$X_{(m)} = V_{\rm m} \sqrt{\Lambda_{\rm m}}$$

 $X_{(m)}$: matriz de puntos (coordenadas)

 V_{m} : matriz construida con las m primeros vectores característicos de V

 $\Lambda_{ extsf{m}}$: matriz m-dimensional de valores característicos asociados a V

Definición (Mardia, pp.397)

Una matriz de distancia \mathbf{D} se le dice euclideana si existe una configuración de puntos en algún espacio euclideo cuya distancia interpuntos están dadas por \mathbf{D} ; esto es, si para algún \mathbf{p} , existen puntos $\mathbf{x}_1, \ldots, \mathbf{x}_n \in \mathbb{R}^p$ tal que:

$$d_{rs}^2 = (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s)^T (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s).$$

Teorema 14.2.1 (Mardia)

Dado una matriz de distancia **D** y de doble centralización **B**, entonces, **D** es euclideana si y solo si **B**≥0. En particular, los siguientes resultados se confirman:

Nota.-

Si **D** es la matriz de distancias euclideanas interpuntos para una configuración $\mathbf{z} = (x_1, x_2, ..., x_n)$, entonces,

$$\mathbf{b}_{rs} = (\mathbf{x}_r - \mathbf{x})^t (\mathbf{x}_s - \mathbf{x})$$

En notación matricial $\mathbf{B} = (\mathbf{HX})(\mathbf{HX})^t$ tal que $\mathbf{B} \ge 0$.

Prueba:

Los elementos de la matriz $D = d_{rs}$ son distancias euclideas, si y solo si, la matriz de doble centralidad B = HAH es definida no negativa.

) Hipótesis d²_{rs} es una distancia euclidea

$$\mathbf{A}$$
 = $\left(a_{rs}=-rac{1}{2}d_{rs}^2,
ight)$ y \mathbf{B} =HAH

Tesis **B** es semidefinida positiva

Como **B**= **HAH** =
$$(\mathbf{I}_n - 1/n \mathbf{J}_n)\mathbf{A}(\mathbf{I}_n - 1/n \mathbf{J}_n)$$

$$b_{rs} = a_{rs} - \overline{a}_{.s} - \overline{a}_{r.} + \overline{a}_{..}$$
 (i)

Pero p.h.
$$a_{rs} = -\frac{1}{2}d_{rs}^2 = -1/2 (x_r - x_s)^t (x_r - x_s)$$

= $-(1/2)x_r^t x_r - (1/2)x_s^t x_s + x_r^t x_s$ en (i)



$$b_{rs} = (x_r - \overline{x})^t (x_s - \overline{x})$$

() <u>Hipótesis</u> **B** es semidefinida positiva

$$\mathbf{A}$$
 = $\left[a_{rs}=-rac{1}{2}d_{rs}^2,
ight]$ y \mathbf{B} =HAH

 $\underline{\text{Tesis}}$ d^2_{rs} es una distancia euclidea

a) simetría

p.h.
$$\mathbf{B} = \mathbf{Z}\mathbf{Z}^t$$
 \Rightarrow $\mathbf{B}^t = \mathbf{Z}\mathbf{Z}^t = \mathbf{B}$ luego, \mathbf{B} es simétrica



p.h. **B** = **HAH**, entonces, **A** es simétrica.

Además,
$$a_{rs} = -\frac{1}{2}d_{rs}^2$$
, \Box $d_{rs}^2 = -2a_{rs} = -2a_{sr} = d_{sr}^2$

b) no negatividad

$$d_{rs}^2 = \mathbf{d}^t \mathbf{d} > 0$$
 solo si $d \neq 0$. En particular, $d = xr - xs \neq 0$

$$\Rightarrow$$
 $x_r \neq x_s$

c) identidad

$$d_{rs}^2 = 0$$
 pero $d_{rs}^2 = \mathbf{d}^t \mathbf{d}$ es igual a cero solo si $\mathbf{d} = 0$

$$\Rightarrow$$
 $x_r = x_s$

De a), b) y c) concluimos que **d**²_{rs} es una distancia euclidea

Resultado a)
$$\mathbf{b}_{rs} = (\mathbf{x}_r - \overline{\mathbf{x}})^t (\mathbf{x}_s - \overline{\mathbf{x}})$$
 Aquí asumimos que la configuración es \mathbf{x}

$$\mathbf{B} = (\mathbf{X} - \mathbf{1}_{n} \overline{\mathbf{x}})^{t} (\mathbf{X} - \mathbf{1}_{n} \overline{\mathbf{x}})$$

$$\mathbf{B} = (\mathbf{H} \mathbf{X}) (\mathbf{H} \mathbf{X})^{T} = \mathbf{W} \mathbf{W}^{t} \ge 0$$

O también:
$$[{f B}]_{rs}=b_{rs}={f x}_r^T{f x}_s.$$
 Matriz producto interno de la configuración ${f X}$

Se sabe que **d** es una distancia euclidea:

$$d_{rs}^2 = \mathbf{x}_r^T \mathbf{x}_r + \mathbf{x}_s^T \mathbf{x}_s - 2\mathbf{x}_r^T \mathbf{x}_s$$

Aplicando sumatorias:

$$\frac{1}{n} \sum_{r=1}^{n} d_{rs}^{2} = \frac{1}{n} \sum_{r=1}^{n} \mathbf{x}_{r}^{T} \mathbf{x}_{r} + \mathbf{x}_{s}^{T} \mathbf{x}_{s},$$

$$\frac{1}{n} \sum_{s=1}^{n} d_{rs}^{2} = \mathbf{x}_{r}^{T} \mathbf{x}_{r} + \frac{1}{n} \sum_{s=1}^{n} \mathbf{x}_{s}^{T} \mathbf{x}_{s},$$

$$\frac{1}{n^{2}} \sum_{r=1}^{n} \sum_{s=1}^{n} d_{rs}^{2} = \frac{2}{n} \sum_{r=1}^{n} \mathbf{x}_{r}^{T} \mathbf{x}_{r}.$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_{ri} = 0$$
 $(i = 1, ..., p)$ Porque la configuración **X** está centrada en **0**

Se sabe que:

$$\begin{aligned} b_{rs} &= \mathbf{x}_{r}^{T} \mathbf{x}_{s}, \\ &= -\frac{1}{2} \left(d_{rs}^{2} - \frac{1}{n} \sum_{r=1}^{n} d_{rs}^{2} - \frac{1}{n} \sum_{s=1}^{n} d_{rs}^{2} + \frac{1}{n^{2}} \sum_{r=1}^{n} \sum_{s=1}^{n} d_{rs}^{2} \right) \\ &= a_{rs} - \overline{a}_{r.} - \overline{a}_{.s} + \overline{a}_{..}, \end{aligned}$$

Donde:

$$a_{rs} = -\frac{1}{2}d_{rs}^2,$$

$$\overline{a}_{r.} = n^{-1} \sum_{s} a_{rs}, \quad \overline{a}_{.s} = n^{-1} \sum_{r} a_{rs}, \quad \overline{a}_{..} = n^{-2} \sum_{r} \sum_{s} a_{rs}$$



Expresando B en términos de A:

$$(\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s)^T (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_s) = \mathbf{x}_r^T \mathbf{x}_r + \mathbf{x}_s^T \mathbf{x}_s - 2\mathbf{x}_r^T \mathbf{x}_s$$

$$= b_{rr} + b_{ss} - 2b_{rs}$$

$$= a_{rr} + a_{ss} - 2a_{rs}$$

$$= -2a_{rs} = \delta_{rs}^2,$$

Dado que : B1 = HAH1 = 0, entonces, 1 es un vector característico cuyo valor característico asociado es 0.

El vector 1 es ortogonal a las columnas de
$$\mathbf{X}$$
 dado que $\mathbf{B} = (\mathbf{H}\mathbf{X})(\mathbf{H}\mathbf{X})^T$ (...)



EJEMPLO.- \(\)
Disparidad (d) entre 5 objetos

| | \bigcirc O_1 | O_2 | O_3 | O_4 | O_5 |
|-----------------------|------------------|-------|-------|-------|-------|
| O_1 | 0.00 | 2.37 | 1.05 | 2.34 | 2.34 |
| O_2 | 2.37 | 0.00 | 2.34 | 2.81 | 2.81 |
| O_3 | 1.05 | 2.34 | 0.00 | 2.42 | 2.42 |
| O_4 | 3.54 | 3.63 | 3.50 | 0.00 | 4.24 |
| O ₅ | 2.34 | 2.81 | 2.42 | 4.24 | 0.00 |
| | | | | | ノ |

- ✓ No se conocen los datos originales
- \checkmark No se sabe cómo se determinaron las disparidades (δ_{ii})
- ✓ Aplicamos el teorema 14.2.1 (calculamos **B**)
- ✓ Si son datos métricos, entonces,
- ✓ Aplicamos algún procedimiento MDS



Para calcular la matriz **B** hacemos δ^2_{ij} $\forall i,j$ y se obtiene la siguiente matriz:

Dado que $a_{ij} = -\frac{1}{2} \delta^2_{ij}$

$$A = -\frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0.00 & 5.62 & 1.11 & 12.59 & 5.48 \\ 5.62 & 0.00 & 5.50 & 13.20 & 7.94 \\ 1.10 & 5.50 & 0.00 & 12.31 & 5.87 \\ 12.59 & 13.20 & 12.31 & 0.00 & 18.03 \\ 5.48 & 7.94 & 5.87 & 18.03 & 0.00 \end{pmatrix}$$



Y dado que:
$$b_{ij} = a_{ij} - \overline{a}_{i.} - \overline{a}_{.j} + \overline{a}_{.i}$$

Obtenemos:

Cuyos valores característicos son:

10.0895 3.6366 3.2546 0.5493 0.0000

Entonces, **B** ≥0, lo que significa que la matriz original de disimilaridades es euclideana





Datos

```
># Cargar datos
>> X = read.delim("clipboard")
>> dim(X)
> [1] 10 5
```

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} 3 & 4 & 4 & 6 & 1 \\ 5 & 1 & 1 & 7 & 3 \\ 6 & 2 & 0 & 2 & 6 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 3 \\ 4 & 7 & 3 & 6 & 2 \\ 2 & 2 & 5 & 1 & 0 \\ 0 & 4 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 6 & 4 & 3 & 5 \\ 7 & 6 & 5 & 1 & 4 \\ 2 & 1 & 4 & 3 & 1 \end{pmatrix}$$



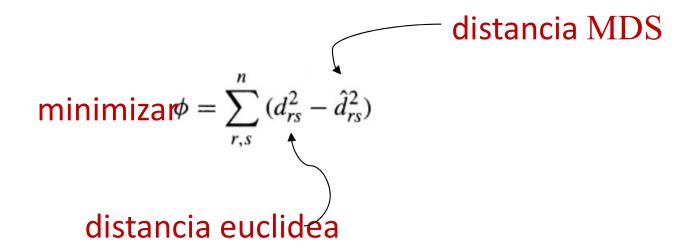
cmdscale() cmdscale(dist(X), k=5) cmdscale(D,k=5)

k = 2, 3

```
> cmdscale(dist(X),k=5)
                        [,2]
                 2.38060903 -2.2301092 -0.3656856
 [2.] -2.8246377 -2.30937202 -3.9523782
                                        0.3419185
     -1.6908272 -5.13970089
                              1.2880306
                                        0.6503227
       3.9527719 -2.43233961
                              0.3833746
                                        0.6863995
                 2.75538195 -0.2551393 1.0783741
 [5,] -3.5984894
       2.9520356
                1.35475175 -0.1899027 -2.8211220
       3.4689928
                0.76411068
                             0.3016531 1.6369166
      0.3545235
                2.31408566
                              2.2161772 2.9240116
 [9,] -2.9362323 -0.01279597
                             4.3117385 -2.5122743
      1.9256952
                 0.32526941 -1.8734445 -1.6188611
             [5]
      0.11536476
      0.33169405
     -0.05133897
     -0.03460933
     -1.26125237
       0.12385813
     -1.94209512
       2.00450379
 [9,] -0.18911558
[10,]
      0.90299062
```







> dist(X)-dist(cmdscale(dist(X),k=5))

O también

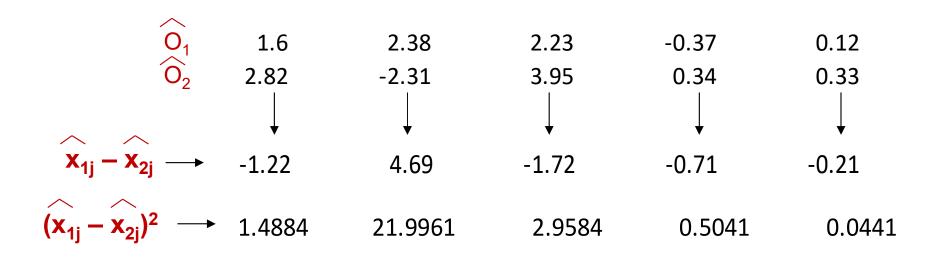
> D-dist(cmdscale(D,k=5))

donde **D** es la matriz de distancias euclideas



$$\Phi \approx 0$$

Comprobación haciendo r=1 y s=2 en la configuración de MDS X:



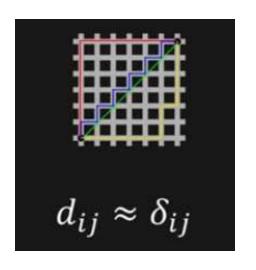
$$d^2_{12} = 5.19529595$$

distancia euclidea entre O_1 y O_2 en el espacio de menor dimensión

$$d^{2}_{12} = 5.196152$$

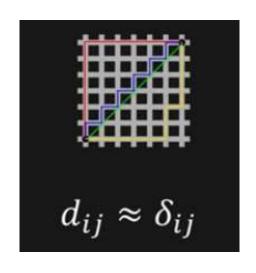
distancia euclidea real entre O_1 y O_2





Implementación del MDS métrico (mMDS)

Si existen n objetos con disimilaridades $\{ \}$ el MDS $n\delta_{ij}$ trico (mMDS) intenta encontrar un conjunto de puntos en un espacio donde cada punto representa a un objeto y las distancias entre puntos $\{d_{rs}\}$ son tal que: $d_{rs} \approx f(\)$ donde f es una función paramétrica monotónica continua. δ_{ij}

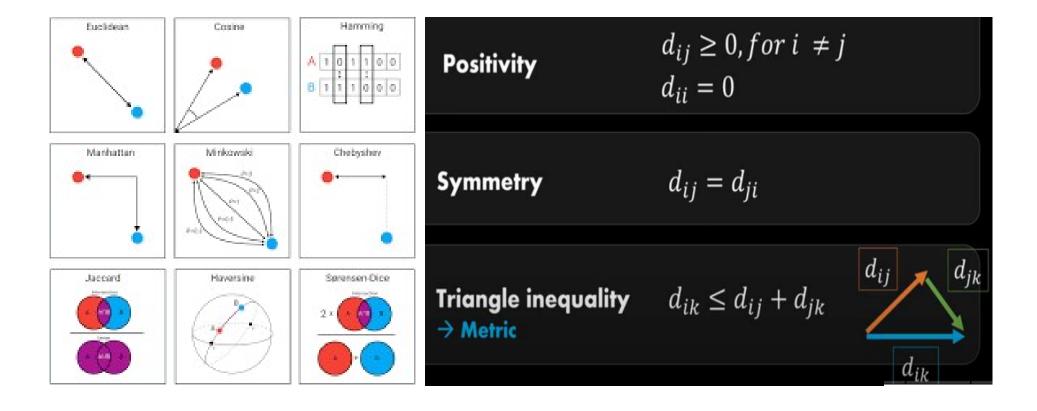


Implementación del MSD métrico (mMDS)

- **1. Matriz de distancias**: La d_{ij} es una métrica (escala de proporción)
- **2. Solución iterativa**: inicialización, cálculo de distancias, calculo de la perdida y optimización para minimizar *stress*
- 3. Pérdida: Standardized Residual Sum of Squares (STRESS)



 Matriz de distancias: Tratamiento más general de distancias. La métrica.



Escuela Profesional de Ingeniería Estadística – FIEECS ESTADÍSTICA MULTIVARIADA– MDS Dr. Luis Huamanchumo de la Cuba

Medidas de disimilaridad para datos cuantitativos

2 d(x, y) = 0 if and only if x = y,

3 d(x, y) = d(y, x),

 $d(x,z) \leq d(x,y) + d(y,z).$

Euclidean distance $\delta_{rs} = \left\{ \sum_{i} (x_{ri} - x_{si})^{2} \right\}^{\frac{1}{2}}$ Weighted Euclidean $\delta_{rs} = \left\{ \sum_{i} w_{i} (x_{ri} - x_{si})^{2} \right\}^{\frac{1}{2}}$ Mahalanobis distance $\delta_{rs} = \left\{ (\mathbf{x}_{r} - \mathbf{x}_{s})^{T} \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x}_{r} - \mathbf{x}_{s}) \right\}^{\frac{1}{2}}$ City block metric $\delta_{rs} = \sum_{i} |x_{ri} - x_{si}|$ Minkowski metric $\delta_{rs} = \left\{ \sum_{i} w_{i} |x_{ri} - x_{si}|^{\lambda} \right\}^{\frac{1}{\lambda}} \quad \lambda \geq 1$ Canberra metric $\delta_{rs} = \sum_{i} |x_{ri} - x_{si}| / (x_{ri} + x_{si})$

Divergence $\delta_{rs} = \frac{1}{p} \sum_{i}^{i} (x_{ri} - x_{si})^2 / (x_{ri} + x_{si})^2$

Bray-Curtis $\delta_{rs} = \frac{1}{p} \frac{\sum_{i} |x_{ri} - x_{si}|}{\sum_{i} (x_{ri} + x_{si})}$

Soergel $\delta_{rs} = \frac{\sum_{i} |x_{ri} - x_{si}|}{\sum_{i} \max(x_{ri}, x_{si})}$

Bhattacharyya distance $\delta_{rs} = \left\{ \sum_{i} (x_{ri}^{\frac{1}{2}} - x_{si}^{\frac{1}{2}})^2 \right\}^{\frac{1}{2}}$

Wave-Hedges $\delta_{rs} = \frac{1}{p} \sum_{i} \left(1 - \frac{\min(x_{ri}, x_{si})}{\max(x_{ri}, x_{si})} \right)$

Angular separation $\delta_{rs} = 1 - \frac{\sum_{i} x_{ri} x_{si}}{\left[\sum_{i} x_{ri}^{2} \sum_{i} x_{si}^{2}\right]^{\frac{1}{2}}}$

Correlation $\delta_{rs} = 1 - \frac{\sum_{i} (x_{ri} - \bar{x}_r)(x_{si} - \bar{x}_s)}{32} \frac{1}{2} \left\{ \sum_{i} (x_{ri} - \bar{x}_r)^2 \sum_{i} (x_{si} - \bar{x}_s)^2 \right\}^{\frac{1}{2}}$

Escuela Profesional de Ingeniería Estadística – FIEECS ESTADÍSTICA MULTIVARIADA– MDS Dr. Luis Huamanchumo de la Cuba

Datos binarios

Object
$$s$$

$$1 \quad 0$$

$$1 \quad a \quad b \quad a+b$$
Object r

$$0 \quad c \quad d \quad c+d$$

$$a+c \quad b+d \quad p=a+b$$

$$+c+d$$

Coeficientes de similaridad para datos binarios

Braun, Blanque
$$s_{rs} = \frac{a}{\max\{(a+b),(a+c)\}}$$
Czekanowski, Sørensen, Dice
$$s_{rs} = \frac{2a}{2a+b+c}$$
Hamman
$$s_{rs} = \frac{a-(b+c)+d}{a+b+c+d}$$
Jaccard coefficient
$$s_{rs} = \frac{a}{a+b+c}$$
Kulczynski
$$s_{rs} = \frac{a}{b+c}$$
Kulczynski
$$s_{rs} = \frac{1}{2} \left(\frac{a}{a+b} + \frac{a}{a+c} \right)$$
Michael
$$s_{rs} = \frac{1}{2} \left(\frac{a}{a+b} + \frac{a}{a+c} \right)$$
Mountford
$$s_{rs} = \frac{2a}{a(b+c)+2bc}$$
Mozley, Margalef
$$s_{rs} = \frac{2a}{a(b+c)+2bc}$$
Ochiai
$$s_{rs} = \frac{a(a+b+c+d)}{(a+b)(a+c)}$$
Ochiai
$$s_{rs} = \frac{a}{[(a+b)(a+c)]^{\frac{1}{2}}}$$
Phi
$$s_{rs} = \frac{a}{[(a+b)(a+c)(b+d)(c+d)]^{\frac{1}{2}}}$$
Rogers, Tanimoto
$$s_{rs} = \frac{a+d}{a+b+c+d}$$
Simple matching coefficient
$$s_{rs} = \frac{a+d}{a+b+c+d}$$
Simple matching coefficient
$$s_{rs} = \frac{a+d}{a+b+c+d}$$
Simpson
$$s_{rs} = \frac{a+d}{a+b+c+d}$$
Simpson
$$s_{rs} = \frac{a}{a+d}$$
Sylue
$$s_{rs} = \frac{a}{a+2(b+3)}$$
Yule



2. Solución iterativa: familia de algoritmos diseñados para alcanzar una configuración óptima de baja dimensión.

Pasos

- 1. Inicialización: Se inicializa con puntos en posiciones aleatorias
- 2. Cálculo de distancias: Se obtiene la matriz de distancias para la configuración
- 3. Cálculo de la pérdida (loss): Evaluar la función stress
- **4. Optimizar**: "descenso por gradiente" para actualizar el *stress* minimizado



2. Cálculo de distancias: Se obtiene la matriz de distancias para la configuración

Una matriz **D**(nxn) se llama matriz distancia si es simétrica y

$$d_{rr} = 0$$
, $d_{rs} > 0$, si $r \neq s$

tal que si \mathbf{d}_{rs} denota una distancia euclidea entre \mathbf{P}_{r} y \mathbf{P}_{s} ,



3. Cálculo de la pérdida (loss): Evaluar la función stress

Standardized Residual Sum of Squares (STRESS)

Dado una dimensión p y una función monótona f(), entonces, mMDS trata de encontrar una configuración óptima X⊂R^p tal que:

$$f(d_{ij}) \approx \hat{d}_{ij} = \|\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j\|_2$$

$$f(d_{ij}) = Ad_{ij} + b$$

De esta forma, P_1 , ..., P_n con coordenadas $x_i' = (x_{i1}, ..., x_{ip})$, i=1, ..., n representan una solución mMDS p-dimensional

Es óptima en la medida que explícitamente se cumple:

$$\mathsf{stress} = \mathcal{L}(\hat{d}_{ij}) = \left(\sum_{i < j} (\hat{d}_{ij} - f(d_{ij}))^2 / \sum_{i < j} d_{ij}^2 \right)^{\frac{1}{2}}$$

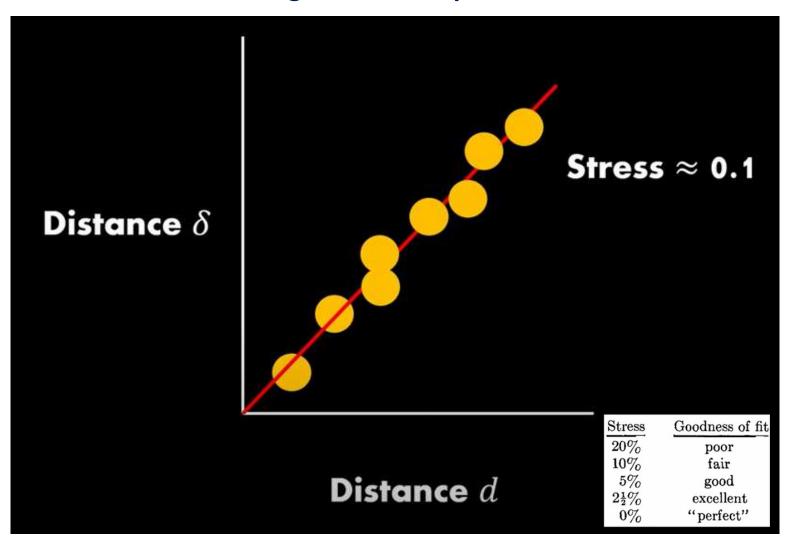
y la métrica MDS minimiza $\mathcal{L}(\hat{d}_{ij})$ sobre todos los \hat{d}_{ij} y A, b.

La métrica usual del mMDS es el caso especial donde $f(d_{ij}) = d_{ij}$

"La solución usual mMDS (por optimización) \neq a la solución cMDS"



Diagrama de Shepard

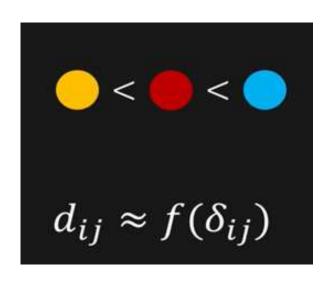




4. Optimizar: "descenso por gradiente" o para actualizar el *stress* minimizado

Gradient Descent

SMACOF
Scaling by Majorizing a
Complicated Fuction



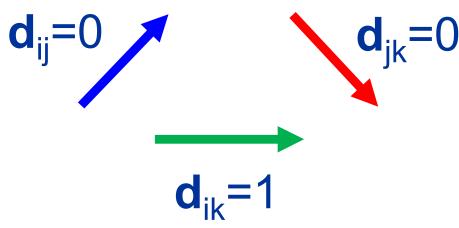
Implementación del MSD no métrico (nMDS)

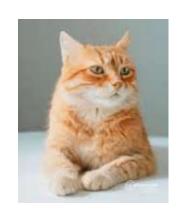
Ordinal – función monotónica – disparidad – preserva distancia – regresión isotónica – algoritmo iterativo

No métrico





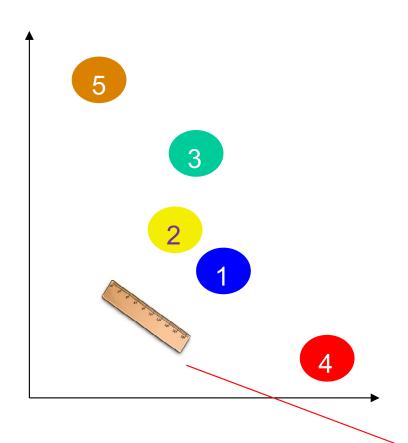




$$d_{ik} \leq d_{ij} + d_{jk}$$



Ordinal MDS



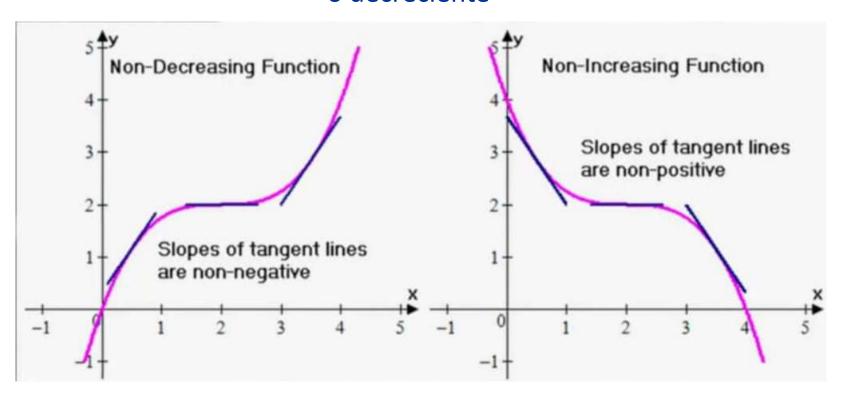
| 695 | 760 | 6264 | 10160 |
|-----|-----|------|-------|
| | 545 | 5563 | 10538 |
| | | 5567 | 9997 |
| | | | 7420 |
| | | | |

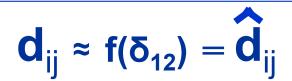
$$\delta_{12}$$
 δ_{23} δ_{13} δ_{13}



¿Cómo aseguramos que en el espacio de menos dimensión se preservan las distancias reales?

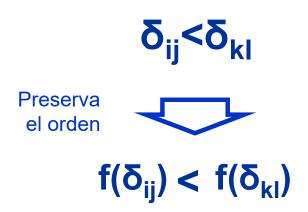
Función monotónica creciente o decreciente



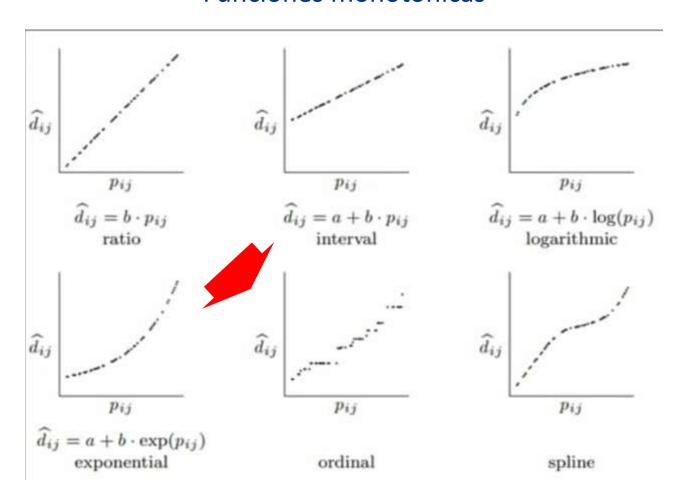


f: función monotónica que mapea las disparidades

d: disparidades

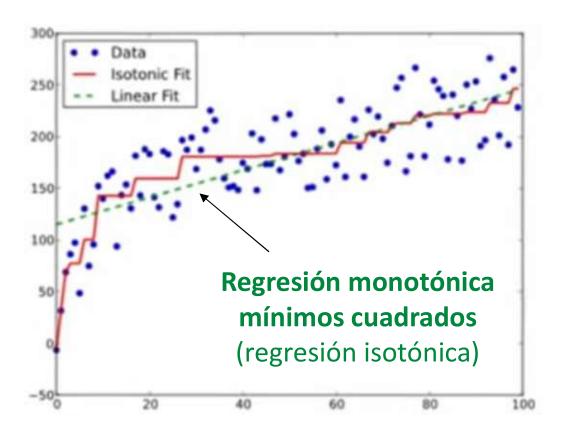


Funciones monotónicas





Función monotónica



Algoritmo iterativo: algoritmo de infractores adyacentes al grupo

Ajuste isotónico / ajuste lineal



$$Stress = \left(\frac{\sum_{i < j} (d_{ij} - \hat{d}_{ij})^2}{\sum_{i < j} d_{ij}^2}\right)^{1/2}$$

La distancia definida ne eumanie las



Caso: disimilaridades ordinales

A un panel de personas que tienen cierto conocimiento sobre la distribución física de las principales ciudades de una región se les nombra un par de ciudades y deben indicar si este par de ciudades 'que tan cerca o lejos están. Para ello, se les proporciona una escala de calificación del 1 (muy cercanos) al 9 (muy lejanos).

| nilaridades entre ciudades | | | | | | | | | — propiedades de distancia (r un tratamiento ordinal) | | |
|----------------------------|---|---|---|---|---|---|---|---|--|----------------|--|
| 0 | 1 | 5 | 2 | 7 | 2 | 2 | 7 | 8 | 1 | ATLANTA | |
| 1 | 0 | 3 | 3 | 7 | 5 | 2 | 7 | 6 | 1 | CHICAGO | |
| 5 | 3 | 0 | 3 | 3 | 6 | 6 | 4 | 4 | 6 | DENVER | |
| 2 | 3 | 3 | 0 | 5 | 4 | 5 | 6 | 7 | 5 | HOUSTON | |
| 7 | 7 | 3 | 5 | 0 | 8 | 9 | 1 | 4 | 8 | LOS ANGELES | |
| 2 | 5 | 6 | 4 | 8 | 0 | 4 | 9 | 9 | 3 | MIAMI | |
| 2 | 2 | 6 | 5 | 9 | 4 | 0 | 9 | 8 | 1 | NEW YORK | |
| 7 | 7 | 4 | 6 | 1 | 9 | 9 | 0 | 2 | 9 | SAN FRANCISCO | |
| 8 | 6 | 4 | 7 | 4 | 9 | 8 | 2 | 0 | 8 | SEATTLE | |
| 1 | 1 | 6 | 5 | 8 | 3 | 1 | 9 | 8 | 0 | WASHINGTON, DO | |

Cantidades mayores, mayor disimilaridad y viceversa

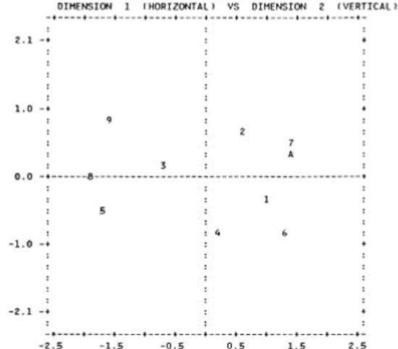
Escuela Profesional de Ingeniería Estadística – FIEECS ESTADÍSTICA MULTIVARIADA– MDS Dr. Luis Huamanchumo de la Cuba

nMDS

STIMULUS COORDINATES

| | | | DI | MENSION | |
|--------------------|------------------|------|---------|---------|---------------|
| STIMULUS NUMBER | STIMULUS NAME | PLOT | 1 | 2 | |
| 1 | ATLANTA | 1 | 0.9586 | -0.3385 | |
| 2 | CHICAGO | 2 | 0.6336 | 0.6347 | S-STRESS=0.07 |
| 3 | DENVER | 3 | -0.7085 | 0.1229 | |
| 4 | HOUSTON | 4 | 0.1955 | -0.8345 | (Muy bueno) |
| 5 | LA | 5 | -1.6803 | -0.5261 | (may belone) |
| 6 | HIAHI | 6 | 1.3276 | -0.8150 | |
| 7 | NEHYORK | 7 | 1.4289 | 0.5066 | |
| 8 | SANFRAN | 8 | -1.8769 | -0.0782 | |
| 9 | SEATTLE | 9 | -1.6377 | 0.9331 | |
| 10 | HASHDC | A | 1.3592 | 0.3968 | |

DERIVED STIMULUS CONFIGURATION:

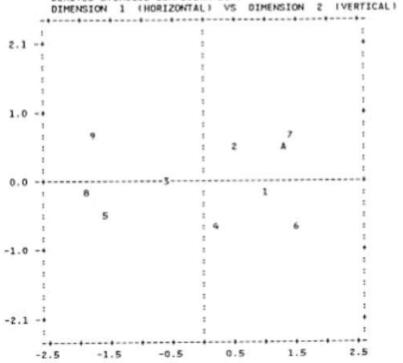


mMDS

STIMULUS COORDINATES

| | | | DI | MENSION | |
|--------------------|----------|----------------|---------|---------|----------------|
| STIMULUS NUMBER | STIMULUS | PLOT SYMBOL | 1 | ż | |
| 1 | ATLANTA | 1 | 0.9575 | -0.1905 | |
| 2 | CHICAGO | 2 | 0.5090 | 0.4541 | |
| 3 | DENVER | 3 | -0.6416 | 0.0337 | S-STRESS=0.003 |
| 4 | HOUSTON | 4 | 0.2151 | -0.7631 | (B.4 |
| 5 | LA | 5 | -1.6036 | -0.5197 | (Muy bueno) |
| 6 | IHAIH | 6 | 1.5101 | -0.7752 | |
| 7 | NEWYORK | 7 | 1.4284 | 0.6915 | |
| 8 | SANFRAN | 8 | -1.8925 | -0.1500 | |
| 9 | SEATTLE | 9 | -1.7875 | 0.7723 | |
| 10 | HASHDC | A | 1.3051 | 0.4469 | |

DERIVED STIMULUS CONFIGURATION:

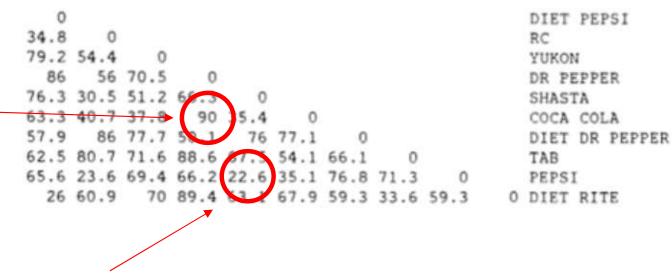


Caso: gaseosas

A un panel de personas que tienen cierto conocimiento sobre gaseosas van a responder preguntas respecto a Diet Pepsi, Royal Crown, Yukon, Dr. Pepper, Shasta, Coca Cola, Diet Dr. Pepper, Tab, Pepsi y Diet Rite Cola. Las disimilaridades se mide en una escala desde 0 hasta 100 en donde puntuaciones bajas significa gaseosas similares y altas calificaciones significa grandes diferencias.

Disimilaridades promedio entre encuestados

Dr. Pepper y Coca Cola se percibieron como muy disimilares



Shasta y Pepsi se percibieron como similares

STIMULUS COORDINATES

| | | | DIMENSION | | |
|--------------------|------------------|----------------|-----------|---------|--|
| STIMULUS NUMBER | STIMULUS NAME | PLOT SYMBOL | 1 | 2 | |
| 1 | DIETPEPS | 1 | 1.2975 | 0.6838 | |
| 2 | RC | 2 | -0.8878 | -0.0077 | |
| 3 | YUKON | 3 | -1.2968 | 0.3561 | |
| 4 | DRPEPPER | | -0.8796 | -2.1726 | |
| 5 | SHASTA | 5 | -0.7476 | -0.1650 | |
| 6 | COCACOLA | 6 | -0.2746 | 1.3555 | |
| 7 | DIETDRPR | 7 | 1.0675 | -1.2826 | |
| 8 | TAB | 8 | 1.2870 | 0.7553 | |
| 9 | PEPSI | 9 | -0.6862 | -0.2130 | |
| 10 | DIETRITE | A | 1.1205 | 0.6902 | |

-2.5

-1.5

-0.5

Gaseosas azucaradas -1.0 Tomar acciones respecto a la diferenciación de Dr. Pepper

0.5

1.5

2.5

Pepsi Cola tiene que actuar para diferenciarse



Gracias!!!