Análisis de Factores (FA)

José A. Perusquía Cortés



Análisis Multivariado Semestre 2023-2



Orígenes:

Spearman (1904). "General-Intelligence," Objectively Determined and Measured. American Journal of Psychology. **15** (2): 201–293.

Thurstone (1931). Multiple factor analysis. Psychological Review. 38 (5): 406-427.

Thurstone (1934). The Vectors of Mind. The Psychological Review. 41: 1-32.

Orígenes:

Spearman (1904). "General-Intelligence," Objectively Determined and Measured. American Journal of Psychology. **15** (2): 201–293.

Thurstone (1931). Multiple factor analysis. Psychological Review. 38 (5): 406-427.

Thurstone (1934). The Vectors of Mind. The Psychological Review. 41: 1-32.

El análisis de factores es un modelo matemático que busca:

Explicar la correlación de un conjunto de p variables a través de m factores latentes.

Ejemplo (Spearman)

- · Correlaciones entre el aprovechamiento académico de:
 - 1. Estudios clásicos
 - 2. Francés
 - 3. Inglés
 - 4. Matemáticas

$$R = \begin{pmatrix} 1 & .83 & .78 & .70 \\ & 1 & .67 & .67 \\ & & 1 & .64 \\ & & & 1 \end{pmatrix}$$

Podemos modelarlo como:

$$x_1 = \lambda_1 f + u_1$$

$$x_2 = \lambda_2 f + u_2$$

$$x_3 = \lambda_3 f + u_3$$

$$x_4 = \lambda_4 f + u_4$$

Donde, f es un factor común ("general intelligence ability")

Ejemplo (Spearman)

Podemos modelarlo como:

$$x_1 = \lambda_1 f + u_1$$
 $x_1 = .955f + u_1$
 $x_2 = \lambda_2 f + u_2$ $x_2 = .875f + u_2$
 $x_3 = \lambda_3 f + u_3$ $x_3 = .811f + u_3$
 $x_4 = \lambda_4 f + u_4$ $x_4 = .748f + u_4$

Donde, f es un factor común ("general intelligence ability") y

$$Var(u_1) = .088$$
, $Var(u_2) = .251$, $Var(u_3) = .342$, $Var(u_4) = .440$

Formulación

- Sea $\mathbf{x}_{p imes 1}$ un vector aleatorio con $\mathbb{E}(\mathbf{x}) = \mu$ y $\mathrm{Var}(\mathbf{x}) = \Sigma$ entonces

$$\mathbf{x} = \Lambda \mathbf{f} + \mathbf{u} + \mu$$

- Sea $\mathbf{x}_{p imes 1}$ un vector aleatorio con $\mathbb{E}(\mathbf{x}) = \mu$ y $\mathrm{Var}(\mathbf{x}) = \Sigma$ entonces

$$\mathbf{x} = \Lambda \mathbf{f} + \mathbf{u} + \mu$$

Donde

- 1. $\Lambda_{p \times k}$ es una matriz de constantes (factor loadings)
- 2. $\mathbf{f}_{k \times 1}$ es un vector aleatorio de factores comunes
- 3. $\mathbf{u}_{p \times 1}$ es un vector aleatorio de "errores"

Supuestos

$$\mathbb{E}(\mathbf{f}) = \mathbf{0}$$

$$Var(f) = I$$

Supuestos

$$\mathbb{E}(\mathbf{f}) = \mathbf{0}$$

$$Var(f) = I$$

$$\mathbb{E}(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$$

$$Var(\mathbf{u}) = \Psi = diag(\Psi_{11}, ..., \Psi_{pp})$$

Supuestos

$$\mathbb{E}(\mathbf{f}) = \mathbf{0}$$

$$Var(f) = I$$

$$\mathbb{E}(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$$

$$Var(\mathbf{u}) = \Psi = diag(\Psi_{11}, ..., \Psi_{pp})$$

$$Cov(\mathbf{f}, \mathbf{u}) = 0$$

Formulación

Así

$$x_i = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij} f_j + u_i + \mu_i$$

 $Var(x_i)$

 $Cov(x_i, x_j)$

Formulación

Así

$$x_i = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij} f_j + u_i + \mu_i$$

$$Var(x_i) = \sum_{j=1}^{k} \lambda_{ij}^2 + \Psi_{ii} = h_i^2 + \Psi_{ii}$$

$$Cov(x_i, x_k) = \sum_{i=1}^{k} \lambda_{ij} \lambda_{jk}$$

Por lo que

$$\Sigma = \Lambda \Lambda^T + \Psi$$

Invariante ante cambios de escala

$$y = Cx$$

$$\mathbf{C} = \operatorname{diag}(c_1, ..., c_p)$$

Invariante ante cambios de escala

$$\mathbf{y} = \mathbf{C}\mathbf{x}$$

$$\mathbf{C} = \operatorname{diag}(c_1, ..., c_p)$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{C}\Lambda\mathbf{f} + \mathbf{C}\mathbf{u} + \mathbf{C}\mu$$

Invariante ante cambios de escala

$$\mathbf{y} = \mathbf{C}\mathbf{x}$$
 $\mathbf{C} = \operatorname{diag}(c_1, ..., c_p)$
$$\mathbf{y} = \mathbf{C}\Lambda\mathbf{f} + \mathbf{C}\mathbf{u} + \mathbf{C}\mu$$

$$\downarrow$$

$$\downarrow$$

$$\forall \mathbf{ar}(\mathbf{y}) = \mathbf{C}\Lambda\Lambda^T\mathbf{C} + \mathbf{C}\Psi\mathbf{C} = \mathbf{C}\Sigma\mathbf{C}$$

► Λ no es única

$$\mathbf{x} = (\mathbf{\Lambda}\mathbf{G})(\mathbf{G}^T\mathbf{f}) + \mathbf{u} + \mu$$

► Λ no es única

$$\mathbf{x} = (\Lambda \mathbf{G})(\mathbf{G}^T \mathbf{f}) + \mathbf{u} + \mu$$

$$\downarrow$$

$$\Sigma = (\Lambda \mathbf{G})(\mathbf{G}^T \Lambda^T) + \Psi$$

► Λ no es única

$$\mathbf{x} = (\Lambda \mathbf{G})(\mathbf{G}^T \mathbf{f}) + \mathbf{u} + \mu$$

$$\downarrow$$

$$\Sigma = (\Lambda \mathbf{G})(\mathbf{G}^T \Lambda^T) + \Psi$$

Añadimos una restricción

$$G = \Lambda^T \Psi^{-1} \Lambda = \text{diag}(g_{11}, ..., g_{pp})$$
 $g_{11} > g_{22} > \cdots > g_{pp}$

$$s = \frac{p(p+1)}{2} - [p+pk - \frac{k(k-1)}{2}]$$
$$= \frac{1}{2}[(p-k)^2 - (p+k)]$$

$$s = \frac{p(p+1)}{2} - [p+pk - \frac{k(k-1)}{2}]$$
$$= \frac{1}{2}[(p-k)^2 - (p+k)]$$

1. Si s < 0 hay una infinidad de soluciones (no interesa este caso)

$$s = \frac{p(p+1)}{2} - [p+pk - \frac{k(k-1)}{2}]$$
$$= \frac{1}{2}[(p-k)^2 - (p+k)]$$

- 1. Si s < 0 hay una infinidad de soluciones (no interesa este caso)
- 2. Si s = 0 una única solución (no siempre viable y no interesa)

$$s = \frac{p(p+1)}{2} - [p+pk - \frac{k(k-1)}{2}]$$
$$= \frac{1}{2}[(p-k)^2 - (p+k)]$$

- 1. Si s < 0 hay una infinidad de soluciones (no interesa este caso)
- 2. Si s = 0 una única solución (no siempre viable y no interesa)
- 3. Si s > 0 no hay solución exacta y se estima (caso interesante)

ightharpoonup ¿Cómo estimar Λ, Ψ a partir de S ?

- Buscar $\widehat{\Lambda}$, $\widehat{\Psi}$ tales que $\mathbf{S} = \widehat{\Lambda} \widehat{\Lambda}^T + \widehat{\Psi}$

- Buscar
$$\widehat{\Lambda}$$
, $\widehat{\Psi}$ tales que $\mathbf{S} = \widehat{\Lambda} \widehat{\Lambda}^T + \widehat{\Psi}$

- Dado un estimador $\widehat{\Lambda}$ podemos hacer

$$\widehat{\Psi}_{ii} = \mathbf{S}_{ii} - \sum_{j=1}^{k} \widehat{\lambda}_{ij}^2$$

- Buscar
$$\widehat{\Lambda}$$
, $\widehat{\Psi}$ tales que $\mathbf{S} = \widehat{\Lambda} \widehat{\Lambda}^T + \widehat{\Psi}$

- Dado un estimador $\widehat{\Lambda}$ podemos hacer

$$\widehat{\Psi}_{ii} = \mathbf{S}_{ii} - \sum_{j=1}^{k} \widehat{\lambda}_{ij}^2$$

O equivalentemente,

$$\hat{\sigma}_{ii} = s_{ii}$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{H}\mathbf{X}\mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{H}\mathbf{X}\mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}$$



$$\widehat{\Lambda}_y = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}} \widehat{\Lambda}_x$$

$$\widehat{\Psi}_y = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}} \widehat{\Psi}_x$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{H}\mathbf{X}\mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}$$

$$\downarrow$$

$$\widehat{\Lambda}_{y} = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}\widehat{\Lambda}_{x}$$

$$\widehat{\Psi}_{y} = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}\widehat{\Psi}_{x}$$

$$\downarrow$$

$$\mathbf{R} = \widehat{\Lambda}_{y}\widehat{\Lambda}_{y}^{T} + \widehat{\Psi}_{y}$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{H} \mathbf{X} \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}$$

$$\downarrow$$

$$\widehat{\Lambda}_{y} = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}} \widehat{\Lambda}_{x}$$

$$\widehat{\Psi}_{y} = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}} \widehat{\Psi}_{x}$$

$$\downarrow$$

$$\mathbf{R} = \widehat{\Lambda}_{y} \widehat{\Lambda}_{y}^{T} + \widehat{\Psi}_{y}$$

$$\downarrow$$

$$\widehat{\Psi}_{ii} = 1 - \sum_{i=1}^{k} \widehat{\lambda}_{ij}^{2}$$

· Técnica de descomposición con valores propios para la matriz de correlación reducida

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} \qquad \text{diag}\left(\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}}\right) = \left(\widehat{h}_1^2, ..., \widehat{h}_p^2\right)$$

· Técnica de descomposición con valores propios para la matriz de correlación reducida

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} \qquad \text{diag}\left(\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}}\right) = \left(\widehat{h}_1^2, ..., \widehat{h}_p^2\right)$$

- Primero hay que estimar \hat{h}_i^2

· Técnica de descomposición con valores propios para la matriz de correlación reducida

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} \qquad \text{diag}\left(\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}}\right) = \left(\widehat{h}_1^2, ..., \widehat{h}_p^2\right)$$

- Primero hay que estimar \hat{h}_i^2
 - 1. El cuadrado del coeficiente de correlación múltiple de la i-ésima variable con el resto de las variables

· Técnica de descomposición con valores propios para la matriz de correlación reducida

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} \qquad \text{diag}\left(\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}}\right) = \left(\widehat{h}_1^2, ..., \widehat{h}_p^2\right)$$

- Primero hay que estimar \hat{h}_i^2
 - 1. El cuadrado del coeficiente de correlación múltiple de la i-ésima variable con el resto de las variables
 - 2.El coeficiente de correlación más grande entre la i-ésima variable y alguna de las

otras, i.e.,
$$\max_{j \neq i} |r_{ij}|$$

Análisis de Factores Principales

Por el teorema de descomposición espectral se tiene que

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \gamma_{(i)} \gamma_{(i)}^T$$

Análisis de Factores Principales

Por el teorema de descomposición espectral se tiene que

$$\mathbf{R} - \widehat{\mathbf{\Psi}} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \gamma_{(i)} \gamma_{(i)}^T$$

- Donde
 - 1. $\alpha_1 \geq \alpha_2 \geq \cdots \geq \alpha_p$ son los eigenvalores
 - 2. $\gamma_{(1)}, \ldots, \gamma_{(p)}$ los eigenvectores

Análisis de Factores Principales

Por el teorema de descomposición espectral se tiene que

$$\mathbf{R} - \widehat{\boldsymbol{\Psi}} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \gamma_{(i)} \gamma_{(i)}^T$$

- Donde
 - 1. $\alpha_1 \geq \alpha_2 \geq \cdots \geq \alpha_p$ son los eigenvalores
 - 2. $\gamma_{(1)}, \ldots, \gamma_{(p)}$ los eigenvectores

$$\text{Asi } \widehat{\Lambda} = \Gamma_k \mathbf{A}_k^{\frac{1}{2}} \text{ donde } \Gamma_k = \left(\gamma_{(1)}, ..., \gamma_{(k)}\right), \ \mathbf{A}_k = \operatorname{diag}(\alpha_1, ..., \alpha_k) \ \mathbf{y} \ \widehat{\Psi}_{ii} = 1 - \sum_{j=1}^{\kappa} \widehat{\lambda}_{ij}^2$$



> 88 calificaciones de 5 exámenes a libro abierto o cerrado.

Lineal (C)	Estadística (C)	Probabilidad(A)	Finanzas (A)	Cálculo (A)
97	92	77	72	96
83	88	90	75	96
95	83	81	71	96
75	82	73	75	83
83	73	75	75	78
73	71	82	69	88
71	77	75	70	83

La matriz de correlación es

$$R = \begin{pmatrix} 1 & .546 & .545 & .410 & .390 \\ & 1 & .613 & .489 & 449 \\ & & 1 & .712 & .666 \\ & & & 1 \end{pmatrix}$$

> ¿Hasta cuántos factores podemos considerar?

• Para k=1

Variable	λ_i	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.61	0.37	0.63
Estadística	0.69	0.48	0.52
Probabilidad	0.91	0.83	0.17
Finanzas	0.76	0.58	0.42
Cálculo	0.72	0.51	0.49

¿Qué interpretación le pueden dar?

Para k=2

Variable	λ_{1i}	λ_{2i}	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.64	0.33	0.51	0.49
Estadística	0.71	0.28	0.59	0.41
Probabilidad	0.90	-0.08	0.81	0.19
Finanzas	0.77	-0.23	0.65	0.35
Cálculo	0.72	-0.22	0.57	0.43

¿Qué interpretación le pueden dar?

Máxima Verosimilitud

- Asumiendo que $\mathbf{x} \sim N(\mu, \Sigma)$ podemos pensar en maximizar la log-verosimilitud

$$L = \frac{n}{2} (\log |2\pi\Sigma|) - \frac{n}{2} tr(\Sigma^{-1}S)$$

- Asumiendo que $\mathbf{x} \sim N(\mu, \Sigma)$ podemos pensar en maximizar la log-verosimilitud

$$L = \frac{n}{2}(\log|2\pi\Sigma|) - \frac{n}{2}\text{tr}(\Sigma^{-1}S)$$

O equivalentemente minimizar

$$F = \operatorname{tr}(\Sigma^{-1}\mathbf{S}) - \log|\Sigma^{-1}\mathbf{S}| - p$$

Podemos hacer pruebas de hipótesis para el número de factores

$$U = n' \min(F) \qquad \qquad n' = n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5) - \frac{2}{3}k$$

Podemos hacer pruebas de hipótesis para el número de factores

$$U = n' \min(F) \qquad \qquad n' = n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5) - \frac{2}{3}k$$

 \rightarrow Si k son suficientes entonces

$$U \sim \chi_{\nu}^{2} \qquad \qquad \nu = \frac{1}{2}(p-k)^{2} - \frac{1}{2}(p+k)$$

• Para k=1

MLE

Variable	λ_i	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.60	0.36	0.64
Estadística	0.67	0.45	0.55
Probabilidad	0.92	0.84	0.16
Finanzas	0.77	0.60	0.40
Cálculo	0.73	0.53	0.47

PA

Variable	λ_i	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.61	0.37	0.63
Estadística	0.69	0.48	0.52
Probabilidad	0.91	0.83	0.17
Finanzas	0.76	0.58	0.42
Cálculo	0.72	0.51	0.49

Para k=2

MLE

Variable	λ_{1i}	λ_{2i}	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.62	0.38	0.53	0.47
Estadística	0.70	0.29	0.57	0.43
Probabilidad	0.90	-0.05	0.81	0.19
Finanzas	0.78	-0.20	0.65	0.35
Cálculo	0.73	-0.19	0.57	0.43

PA

Variable	λ_{1i}	λ_{2i}	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.64	0.33	0.51	0.49
Estadística	0.71	0.28	0.59	0.41
Probabilidad	0.90	-0.08	0.81	0.19
Finanzas	0.77	-0.23	0.65	0.35
Cálculo	0.72	-0.22	0.57	0.43

- Hacemos la prueba de hipótesis para k=1

$$U = n' \min(F) = 7.742228$$

$$\chi^2_{5,.95} = 11.0705$$

Por lo que no rechazamos la hipótesis nula de que un factor es suficiente

Para tener unicidad en los loadings metimos una restricción ortogonal

$$G = \Lambda^T \Psi^{-1} \Lambda = \text{diag}(g_{11}, ..., g_{pp})$$
 $g_{11} > g_{22} > \cdots > g_{pp}$

Para tener unicidad en los loadings metimos una restricción ortogonal

$$G = \Lambda^T \Psi^{-1} \Lambda = \text{diag}(g_{11}, ..., g_{pp})$$
 $g_{11} > g_{22} > \cdots > g_{pp}$

- Para la interpretación de los factores es preferible que:
 - 1. Cada variable esté asociada fuertemente a lo más a un factor
 - 2. Los loadings son muy grandes y positivos o cercanos al cero con algunos valores intermedios

Rotación Varimax

Propuesta por Kaiser (1958).

Rotación Varimax

- Propuesta por Kaiser (1958).
- Sea Λ la matriz de loadings y G matriz ortogonal entonces la matriz de loadings rotadnos es:

$$\Delta = \Lambda G$$

- Propuesta por Kaiser (1958).
- > Sea Λ la matriz de loadings y G matriz ortogonal entonces la matriz de loadings rotadnos es:

$$\Delta = \Lambda G$$

- Objetivo: Maximizar ϕ

$$\phi = \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=1}^{p} (d_{ij}^2 - \bar{d}_j)^2 \qquad d_{ij} = \frac{\delta_{ij}}{h_i} \qquad \bar{d}_j = p^{-1} \sum_{i=1}^{p} d_{ij}^2$$



• Para k=2

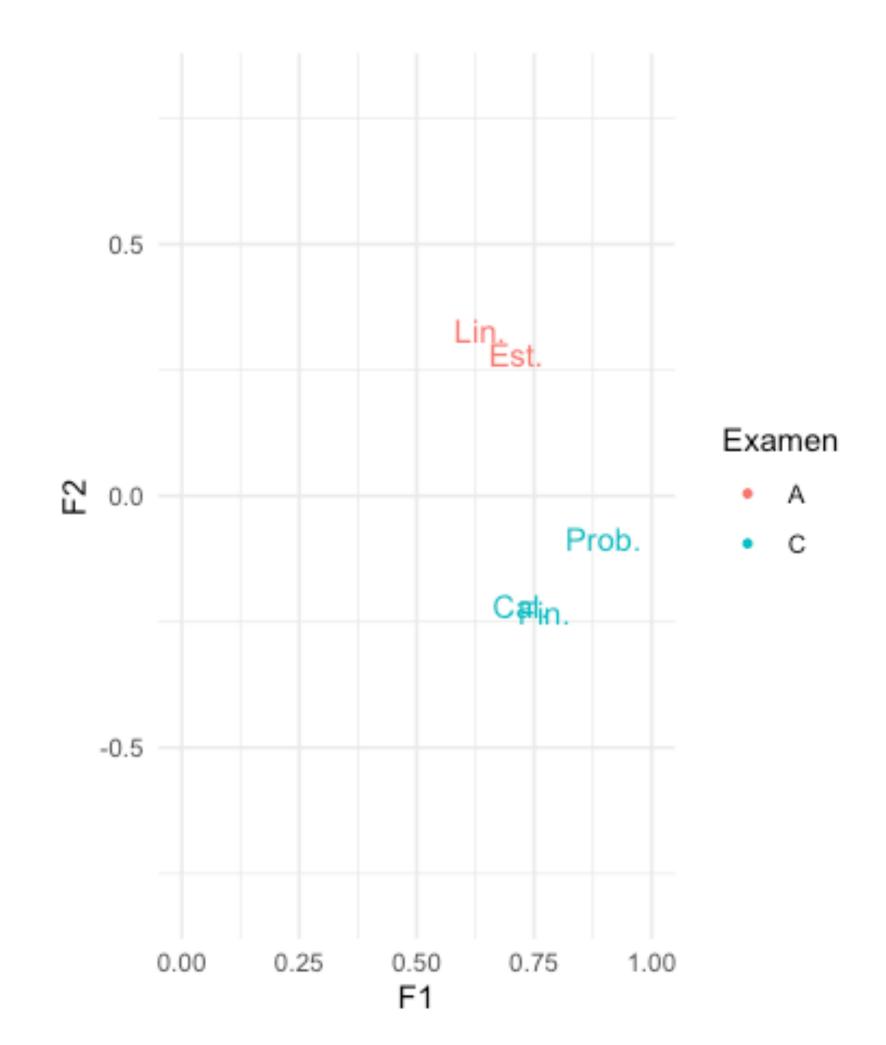
PA con rotación varimax

Variable	λ_{1i}	λ_{2i}	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.27	0.66	0.51	0.49
Estadística	0.36	0.68	0.59	0.41
Probabilidad	0.74	0.52	0.81	0.19
Finanzas	0.74	0.32	0.65	0.35
Cálculo	0.69	0.30	0.57	0.43

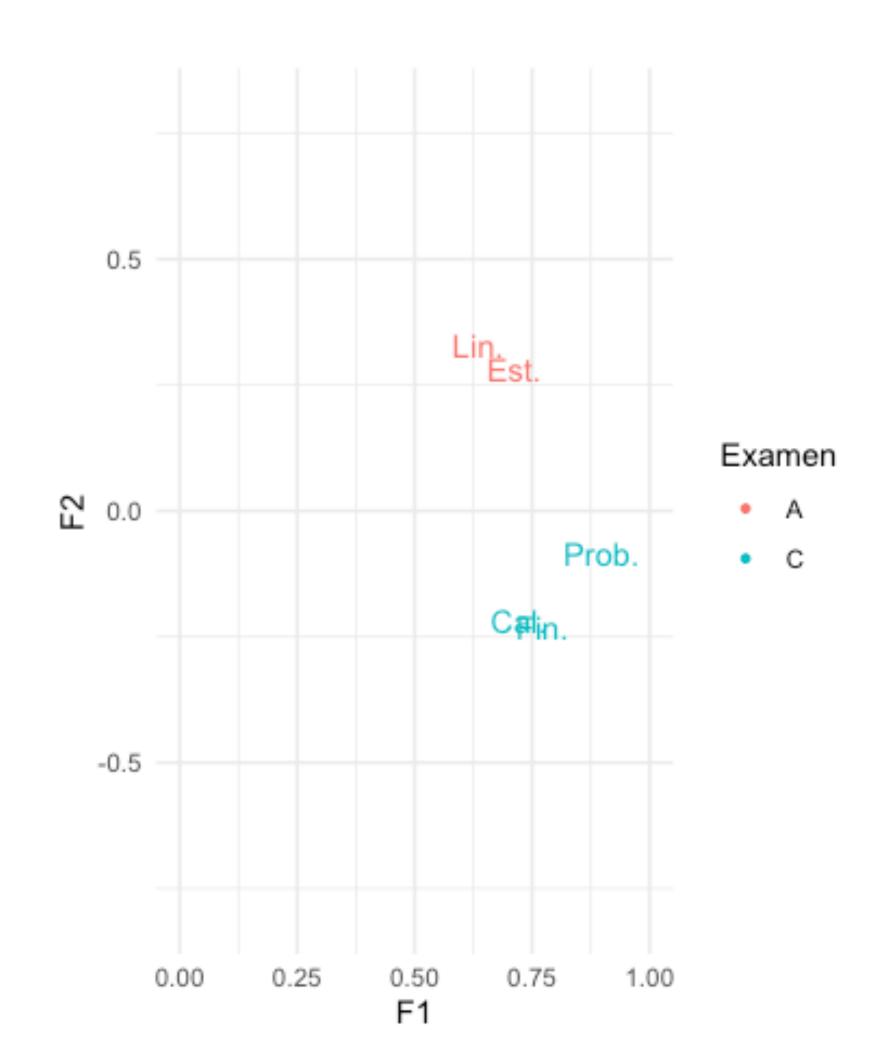
PA sin rotación

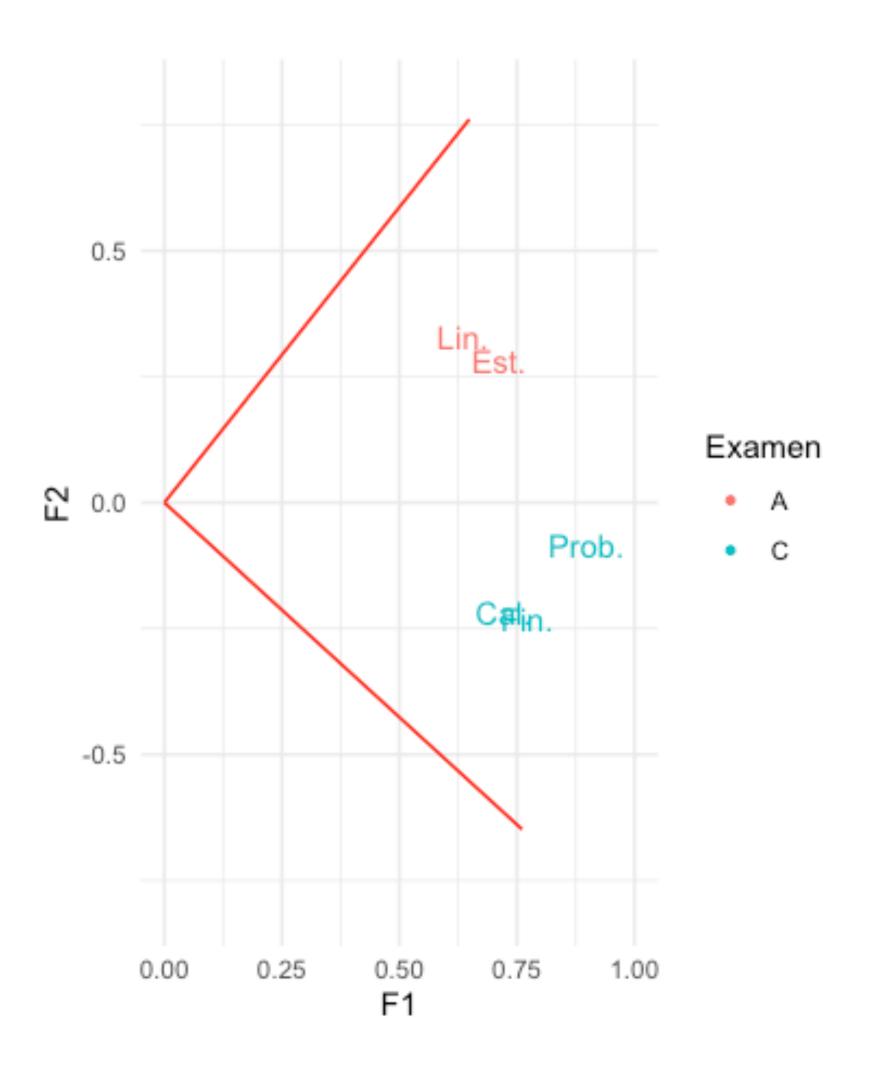
Variable	λ_{1i}	λ_{2i}	h_i^2	Ψ_{ii}
Lineal	0.64	0.33	0.51	0.49
Estadística	0.71	0.28	0.59	0.41
Probabilidad	0.90	-0.08	0.81	0.19
Finanzas	0.77	-0.23	0.65	0.35
Cálculo	0.72	-0.22	0.57	0.43

Ejemplo



Ejemplo





Ejemplo

