IECD-325: Aspectos numéricos de estimación LS en regresión lineal

Felipe Osorio

felipe.osorio@uv.cl

Aspectos numéricos de estimación LS en regresión lineal

Considere el modelo de regresión lineal:

$$Y = X\beta + \epsilon$$

donde $X \in \mathbb{R}^{n \times p}$ con $\operatorname{rg}(X) = p$ y $\operatorname{E}(\epsilon) = 0$ y $\operatorname{Cov}(\epsilon) = \sigma^2 I$. El estimador mínimos cuadrados (LS) de β es:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{Y}, \qquad \text{con} \qquad \mathsf{Cov}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \sigma^2(\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X})^{-1}.$$

Además,

$$s^2 = \frac{1}{n-p} \| \boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X} \widehat{\boldsymbol{\beta}} \|^2.$$

Adicionalmente, si $\epsilon \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$, entonces¹

$$\begin{split} \widehat{\boldsymbol{\beta}} &\sim \mathsf{N}_p(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2(\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X})^{-1}), \\ \frac{(n-p)s^2}{\sigma^2} &\sim \chi^2(n-p). \end{split}$$

¹En cuyo caso, $\widehat{\beta}$ corresponde al estimador ML de β .

Aspectos numéricos de estimación LS en regresión lineal

El procedimiento puede ser expresado como la solución del problema:

$$\min_{\boldsymbol{\beta} \in \mathbb{R}^p} Q(\boldsymbol{\beta}), \qquad \text{con} \qquad Q(\boldsymbol{\beta}) = \|\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}\|_2^2,$$

lo que lleva a las ecuaciones de estimación $oldsymbol{X}^{ op}(oldsymbol{Y}-oldsymbol{X}\widehat{oldsymbol{eta}})=oldsymbol{0}$, o bien

$$\boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{Y}.$$

Métodos habituales para obtener $\widehat{\beta}$, son:

- ► Descomposición Cholesky y operador Sweep.²
- Descomposiciones QR³ y SVD.
- ▶ Menos común, en regresión, es el uso del método gradientes conjugados (CG).⁴

²Goodnight (1979). The American Statistician 33, 149-158.

³Único método disponible en función 1m de R.

⁴McIntosh (1982). Lecture Notes in Statistics 10. Springer, New York.

Aspectos numéricos de estimación LS en regresión lineal

Observaciones:

► Cholesky⁵ y Sweep requieren formar las matrices:

$$m{X}^ op m{X}, m{X}^ op m{y}, \qquad \mathsf{y} \qquad egin{pmatrix} m{X}^ op m{X} & m{X}^ op m{Y} \ m{Y}^ op m{X} & m{Y}^ op m{Y} \end{pmatrix},$$

respectivamente.

- ▶ QR⁶ y SVD descomponen la matriz de diseño X y resuelven sistemas lineales (triangular y diagonal, respectivamente) mucho más pequeños (n >> p).
- Note que $\kappa(\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X}) = \kappa^2(\boldsymbol{X})$.
- Una implementación cuidadosa de CG sólo requiere productos matriz-vector/ operaciones entre vectores.⁷
- Existe código confiable y con excelente desempeño para álgebra lineal numérica en las bibliotecas BLAS, LAPACK, rutinas que pueden ser invocadas desde (por ejemplo) R y Matlab.

 $^{^{5}}np^{2}/2 + p^{3}/6$ flops, p(p+3)/2 almacenamiento

 $⁶np^2 + p^3/3$ flops, np + p almacenamiento

 $^{{}^{7}}O(p)$ flops, 4p almacenamiento

Factorización Cholesky

Resultado 1 (Factorización Cholesky):

Sea $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$ es matriz simétrica y definida positiva, entonces existe una única matriz triangular superior $G \in \mathbb{R}^{p \times p}$ con elementos diagonales positivos tal que

$$\boldsymbol{A} = \boldsymbol{G}^{\top} \boldsymbol{G}$$

Observación:

Note que si usamos la factorización Cholesky para resolver el sistema Ax=b. Entonces debemos resolver los sistemas triangulares

$$oldsymbol{G}^ op oldsymbol{z} = oldsymbol{b}, \qquad oldsymbol{V} oldsymbol{G} oldsymbol{x} = oldsymbol{z}$$

En efecto

$$oldsymbol{A}oldsymbol{x} = (oldsymbol{G}^ op oldsymbol{G})oldsymbol{x} = oldsymbol{G}^ op (oldsymbol{G}oldsymbol{x}) = oldsymbol{G}^ op oldsymbol{z} = oldsymbol{b}$$

Factorización Cholesky

Resultado 1 (Factorización Cholesky):

Sea $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$ es matriz simétrica y definida positiva, entonces existe una única matriz triangular superior $G \in \mathbb{R}^{p \times p}$ con elementos diagonales positivos tal que

$$\boldsymbol{A} = \boldsymbol{G}^{\top} \boldsymbol{G}$$

Observación:

Note que si usamos la factorización Cholesky para resolver el sistema Ax=b. Entonces debemos resolver los sistemas triangulares

$$oldsymbol{G}^{ op}oldsymbol{z}=oldsymbol{b}, \qquad oldsymbol{v} oldsymbol{G}oldsymbol{x}=oldsymbol{z}.$$

En efecto.

$$Ax = (G^{\top}G)x = G^{\top}(Gx) = G^{\top}z = b.$$

Factorización Cholesky

Algoritmo 1: Factorización Cholesky

```
Entrada: Matriz \mathbf{A} \in \mathbb{R}^{p \times p}.
    Salida: Factor Cholesky G \in \mathbb{R}^{p \times p}.
 1 begin
       g_{11} = \sqrt{a_{11}}.
       for j = 2 to p do
        g_{1j} = a_{1j}/g_{11}.
        end
        for i = 2 to p do
             g_{ii} = \sqrt{a_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} g_{ki}^2}
 7
              for j = i + 1 to n do
              g_{ij} = (a_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} g_{ki} g_{kj})/g_{ii}
              end
10
        end
11
12 end
```

Factorización Cholesky en estimación LS

Las ecuaciones de estimación para obtener $\widehat{m{eta}}$ son $m{X}^{ op}(m{Y}-m{X}\widehat{m{eta}})=m{0}$, o bien

$$\boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{Y}. \tag{1}$$

Sea $RSS = Q(\widehat{\boldsymbol{\beta}})$ y note que

$$RSS = \|\mathbf{Y} - \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2 = \mathbf{Y}^{\top}\mathbf{Y} - \mathbf{Y}^{\top}\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}} - \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\top}\mathbf{X}^{\top}\mathbf{Y} + \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\top}\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}},$$

como

$$\mathbf{Y}^{\top} \mathbf{X} \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{Y}^{\top} \mathbf{X} (\mathbf{X}^{\top} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^{\top} \mathbf{Y} = \mathbf{Y}^{\top} \mathbf{H}^{2} \mathbf{Y} = \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\top} \widehat{\mathbf{Y}}$$
$$= \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\top} \mathbf{X}^{\top} \mathbf{X} \widehat{\boldsymbol{\beta}}.$$

Es decir, podemos escribir:

$$RSS = \|\mathbf{Y} - \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2 = \mathbf{Y}^{\top}\mathbf{Y} - \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\top}\mathbf{X}^{\top}\mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}.$$

Factorización Cholesky en estimación LS

Podemos resolver (1) usando la descomposición Cholesky, de

$$X^{\top}X = U^{\top}U,$$
 (DPOTRF)

con \boldsymbol{U} matrix triangular superior. De este modo, debemos resolver los sistemas triangulares:

$$oldsymbol{U}^{ op}oldsymbol{z} = oldsymbol{X}^{ op}oldsymbol{Y}, \qquad oldsymbol{U}\widehat{oldsymbol{eta}} = oldsymbol{z}, \qquad \qquad ext{(DTRTRS)}$$

para obtener s^2 considere

$$RSS = \|\mathbf{Y} - \mathbf{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2 = \mathbf{Y}^{\top}\mathbf{Y} - \mathbf{z}^{\top}\mathbf{z}.$$
 (DDOT)

Invirtiendo U (in-place)8, podemos hacer

$$U^{-1}U^{-\top} = (X^{\top}X)^{-1}.$$

⁸Haciendo $U \leftarrow U^{-1}$ (DTRTRI), tenemos $(X^{ op}X)^{-1} = UU^{ op}$ (DGEMM)

Operador Sweep

Definición 1 (Operador Sweep):

Sea $A=(a_{ij})$ matriz cuadrada $p \times p$, aplicando el operador Sweep⁹ sobre el k-ésimo elemento diagonal de A $(a_{kk} \neq 0)$ permite obtener la matriz B, definida como:

$$\begin{split} b_{kk} &= \frac{1}{a_{kk}}, \\ b_{ik} &= -\frac{a_{ik}}{a_{kk}}, & i \neq k, \\ b_{kj} &= \frac{a_{kj}}{a_{kk}}, & j \neq k, \\ b_{ij} &= a_{ij} - \frac{a_{ik}a_{kj}}{a_{kk}}, & i, j \neq k, \end{split}$$

y escribimos $\boldsymbol{B} = \mathsf{Sweep}(k)\boldsymbol{A}$.

⁹Disponible en la función sweep.operator de la biblioteca fastmatrix.

Operador Sweep

Propiedades:

- ► Sweep(k) Sweep(k)A = A.
- ► Sweep(k) Sweep(r)A = Sweep(r) Sweep(k)A.

Observaciones:

- ▶ Si A es matriz simétrica, el operador Sweep preserva la simetría de A.
- Existen varias definiciones ligeramente diferentes del operador Sweep.
- Problemas de inestabilidad pueden ocurrir cuando algún a_{kk} es cercano a cero.

Operador Sweep

Considere $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$ matriz particionada como:

$$oldsymbol{A} = egin{pmatrix} oldsymbol{A}_{11} & oldsymbol{A}_{12} \ oldsymbol{A}_{21} & oldsymbol{A}_{22} \end{pmatrix},$$

donde $A_{11} \in \mathbb{R}^{r \times r}$ (r < p). Suponga que se aplica el operador Sweep sobre los elementos diagonales de A_{11} . De este modo,

$$\boldsymbol{B} = \prod_{i=1}^r \mathsf{Sweep}(i) \boldsymbol{A} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{B}_{11} & \boldsymbol{B}_{12} \\ \boldsymbol{B}_{21} & \boldsymbol{B}_{22} \end{pmatrix},$$

con

$$egin{aligned} B_{11} &= A_{11}^{-1}, & B_{12} &= A_{11}^{-1}A_{12}, \ B_{21} &= -A_{21}A_{11}^{-1}, & B_{22} &= A_{22}-A_{21}A_{11}^{-1}A_{12}. \end{aligned}$$

Operador Sweep en estimación LS

Considere

$$Z = (X, Y) \in \mathbb{R}^{n \times (p+1)},$$

luego

$$\boldsymbol{Z}^{\top}\boldsymbol{Z} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X} & \boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{Y} \\ \boldsymbol{Y}^{\top}\boldsymbol{X} & \boldsymbol{Y}^{\top}\boldsymbol{Y} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(p+1)\times (p+1)}.$$

Aplicando el operador Sweep sobre los primeros p elementos diagonales de $\mathbf{Z}^{\top}\mathbf{Z}$, obtenemos:

$$\begin{split} \boldsymbol{B} &= \prod_{i=1}^p \mathsf{Sweep}(i) \boldsymbol{Z}^\top \boldsymbol{Z} \\ &= \begin{pmatrix} (\boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X})^{-1} & (\boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{Y} \\ -\boldsymbol{Y}^\top \boldsymbol{X} (\boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X})^{-1} & \boldsymbol{Y}^\top \boldsymbol{Y} - \boldsymbol{Y}^\top \boldsymbol{X} (\boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X})^{-1} \boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{Y} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} (\boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X})^{-1} & \widehat{\boldsymbol{\beta}} \\ \widehat{\boldsymbol{\beta}}^\top & RSS \end{pmatrix}. \end{split}$$

Definición 2 (Descomposición QR):

Sea $\pmb{A} \in \mathbb{R}^{n \times p}$, entonces existe $\pmb{Q} \in \mathcal{O}_n$ y $\pmb{R} \in \mathbb{R}^{n \times p}$, tal que

$$A = QR$$

donde

$$oldsymbol{R} = egin{pmatrix} oldsymbol{R}_1 \ oldsymbol{0} \end{pmatrix}$$

con $\mathbf{R}_1 \in \mathbb{R}^{p \times p}$ matriz triangular superior, aquí suponemos que $n \geq p$.

Observación:

Si $oldsymbol{A} = oldsymbol{Q} oldsymbol{R}$ entonces

$$\boldsymbol{A}^{\top}\boldsymbol{A} = \boldsymbol{R}^{\top}\boldsymbol{Q}^{\top}\boldsymbol{Q}\boldsymbol{R} = \boldsymbol{R}^{\top}\boldsymbol{R} = \boldsymbol{R}_{1}^{\top}\boldsymbol{R}_{1},$$

y R_1 corresponde al factor Cholesky de $A^{\top}A$.

Algunas propiedades fundamentales de las matrices ortogonales, son las siguientes:

- $QQ^{\top} = Q^{\top}Q = I.$
- $\qquad \qquad \boldsymbol{\langle Qx,Qy\rangle} = \boldsymbol{x}^{\top}\boldsymbol{Q}^{\top}\boldsymbol{Q}\boldsymbol{y} = \boldsymbol{x}^{\top}\boldsymbol{y} = \langle \boldsymbol{x},\boldsymbol{y}\rangle.$
- ||Qx|| = ||x||.
- $lackbox{ Si } B=Q^ op AQ$, entonces A y B tienen los mismos valores propios para Q matriz ortogonal.

Existen diversar variantes del algoritmo para implementar la descomposición QR. A continuación veremos una basada en transformaciones Householder.

Problema 1:

Para $m{x} \in \mathbb{R}^p$, $m{x}
eq m{0}$, hallar una matriz ortogonal $m{M} \in \mathbb{R}^{n imes n}$ tal que

$$\boldsymbol{M}^{\top} \boldsymbol{x} = \| \boldsymbol{x} \| \, \boldsymbol{e}_1,$$

donde $e_1 = (1, 0, \dots, 0)^{\top}$ denota el primer vector unidad.

Definición 3 (Reflexión):

Sea u y v vectores ortonormales y x vector generado por u y v. Entonces

$$\boldsymbol{x} = c_1 \boldsymbol{u} + c_2 \boldsymbol{v},$$

para escalares c_1 , c_2 . El vector

$$\widetilde{\boldsymbol{x}} = -c_1 \boldsymbol{u} + c_2 \boldsymbol{v},$$

el llamado una reflexión de x a través de la línea definida por el vector v (o u^{\perp}).

Definición 4 (Transformación Householder):

Sea ${m x} = c_1 {m u} + c_2 {m v}$, con ${m u}$ y ${m v}$ vectores generadores de ${m x}$ y considere la matriz

$$\boldsymbol{H} = \boldsymbol{I} - \lambda \boldsymbol{u} \boldsymbol{u}^{\top}, \qquad \lambda = 2/\boldsymbol{u}^{\top} \boldsymbol{u}.$$

Note que $\boldsymbol{H}\boldsymbol{x}=\widetilde{\boldsymbol{x}}$, es decir \boldsymbol{H} es un reflector.

La transformación Householder satisface las siguientes propiedades:

- ightharpoonup Hu = -u.
- ightharpoonup Hv=v para cualquier v ortogonal a u.
- $ightharpoonup H^{\top} = H.$
- ▶ $H^{-1} = H^{\top}$.

Observación:

La operación $\boldsymbol{H}\boldsymbol{x}$ puede ser obtenida usando un axpy. 10

¹⁰Actualización del tipo: $y \leftarrow \alpha x + y$.

La descomposición QR de una matriz $A \in \mathbb{R}^{n \times p}$ (n>p), puede ser construída a través de una secuencia de matrices Q_1,\dots,Q_p tales que

$$Q_p \cdots Q_1 A = \begin{pmatrix} R \\ 0 \end{pmatrix},$$

donde todas $oldsymbol{Q}_1,\dots,oldsymbol{Q}_p$ son ortogonales. De este modo,

$$oldsymbol{A} = oldsymbol{Q}_1^ op oldsymbol{Q}_p^ op egin{pmatrix} oldsymbol{R} \ oldsymbol{0} \end{pmatrix} = oldsymbol{Q} egin{pmatrix} oldsymbol{R} \ oldsymbol{0} \end{pmatrix}.$$

A continuación se describe el algoritmo para obtener la descomposición QR usando transformaciones Householder. ¹¹ Sea M(x) la matriz ortogonal desde el Problema 1 basada en un vector x.

¹¹Otro método popular para obtener la descomposición QR es usando rotaciones Givens.

Algoritmo 2: Descomposición QR

```
Entrada: Matriz A \in \mathbb{R}^{n \times p}.
    Salida: Factores Q y R, matrices ortogonal y triangular superior,
                    respectivamente.
 1 begin
          Hacer Q = I_n v R = A
         for i = 1 to p do
 3
               \boldsymbol{x} = (R_{1i}, \dots, R_{pi})^{\top}
              oldsymbol{Q}_i = egin{pmatrix} oldsymbol{I}_{i-1} & oldsymbol{0} \ oldsymbol{0} & oldsymbol{M}(oldsymbol{x}) \end{pmatrix}
 5
               /st~M(x) obtenido usando reflexiones Householder
       oldsymbol{Q} = oldsymbol{Q}_i oldsymbol{Q}
              R = Q_i R
       end
       oldsymbol{Q} = oldsymbol{Q}^{	op}
         \mathbf{R} = (R_{ij}) \text{ para } i, j = 1, \dots, p.
10
11 end
```

Descomposición QR en estimación LS

Considere la descomposición QR de X, como:

$$oldsymbol{X} = oldsymbol{Q} oldsymbol{R}, \qquad oldsymbol{R} = egin{pmatrix} oldsymbol{R}_1 \ oldsymbol{0} \end{pmatrix}, \qquad \qquad ext{(DGEQRF)}$$

con $R_1 \in \mathbb{R}^{p \times p}$ matriz triangular superior (n > p). Si $\operatorname{rg}(X) = p$, entonces R_1 es no singular. Además, considere la transformación:

$$oldsymbol{Q}^{ op}oldsymbol{Y} = oldsymbol{c}, \qquad oldsymbol{c} = egin{pmatrix} oldsymbol{c}_1 \\ oldsymbol{c}_2 \end{pmatrix}.$$
 (DORMQR)

El estimador LS minimiza la función objetivo:

$$||Y - X\beta||^2 = ||Q^\top (Y - X\beta)||^2 = ||Q^\top Y - Q^\top QR\beta||^2$$
$$= ||c - R\beta||^2,$$

Es fácil notar que:

$$\|\boldsymbol{c} - \boldsymbol{R}\boldsymbol{\beta}\|^2 = \|\boldsymbol{c}_1 - \boldsymbol{R}_1\boldsymbol{\beta}\|^2 + \|\boldsymbol{c}_2\|^2.$$

Descomposición QR en estimación LS

Finalmente, el estimador de mínimos cuadrados $\widehat{m{\beta}}$ está dado por la solución del sistema triangular:

$$R_1\widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{c}_1.$$
 (DTRTRS)

El mínimo de la función objetivo está dado por $\|c_2\|^2$. Note además que

$$s^2 = \frac{1}{n-p} \| \boldsymbol{c}_2 \|^2, \tag{DLASSQ}$$

corresponde al estimador insesgado de σ^2 . Por otro lado,

$$oldsymbol{X}^{ op}oldsymbol{X} = (oldsymbol{R}_1^{ op}, oldsymbol{0}) oldsymbol{Q}^{ op}oldsymbol{Q} egin{pmatrix} oldsymbol{R}_1 \ oldsymbol{0} \end{pmatrix} = oldsymbol{R}_1^{ op} oldsymbol{R}_1.$$

De este modo,

$$\mathrm{Cov}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \sigma^2(\boldsymbol{R}_1^{\top}\boldsymbol{R}_1)^{-1} = \sigma^2\boldsymbol{R}_1^{-1}\boldsymbol{R}_1^{-\top}.$$

Descomposición valor singular (SVD)

Definición 5 (SVD):

Sea $A \in \mathbb{R}^{n \times p}$ con $\operatorname{rg}(A) = r$, entonces existen matrices $U \in \mathcal{O}_n$, $V \in \mathcal{O}_p$, tal que

$$oldsymbol{A} = oldsymbol{U} egin{pmatrix} oldsymbol{D}_r & oldsymbol{0} \ oldsymbol{0} & oldsymbol{0} \end{pmatrix} oldsymbol{V}^ op,$$

donde $D_r = \mathrm{diag}(\delta_1,\dots,\delta_r)$ con $\delta_1 \geq \delta_2 \geq \dots \geq \delta_r > 0$, que son llamados valores singulares de A.

Observación:

SVD para $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{n \times p}$ con $\operatorname{rg}(\mathbf{A}) = r$ puede ser escrita como:

$$A = UDV^{\top}$$
,

con $U \in \mathbb{R}^{n \times p}$ tal que $U^{\top}U = I_p$, $D = \operatorname{diag}(\delta_1, \dots, \delta_r)$ y $V \in \mathcal{O}_r$.

SVD en estimación LS

Considere la descomposición valor singular $(SVD)^{12}$ de ${\it X}$,

$$X = UDV^{\top},$$
 (DGESVD)

donde $U \in \mathbb{R}^{n \times p}$ tal que $U^{\top}U = I_p$, $D = \operatorname{diag}(\delta_1, \dots, \delta_p)$ y $V \in \mathcal{O}_p$.

De este modo, podemos escribir el modelo:

$$Y = X\beta + \epsilon = UD\alpha + \epsilon$$
,

con $\pmb{lpha} = \pmb{V}^{ op} \pmb{eta}$. Haciendo $\pmb{Z} = \pmb{U}^{ op} \pmb{Y}$, tenemos el modelo en forma canónica:

$$oldsymbol{Z} = oldsymbol{D} oldsymbol{lpha} + oldsymbol{\eta}, \qquad oldsymbol{\eta} = oldsymbol{U}^ op oldsymbol{\epsilon},$$

donde

$$\mathsf{E}(\boldsymbol{\eta}) = \mathbf{0}, \qquad \mathsf{Cov}(\boldsymbol{\eta}) = \sigma^2 \boldsymbol{U}^\top \boldsymbol{U} = \sigma^2 \boldsymbol{I}_p.$$

 $^{^{12}}$ Linpack contiene la rutina DSVDC que es menos eficiente que su contraparte DGESVD desde LAPACK.

SVD en estimación LS

El estimador LS de α en el modelo canónico es:

$$\widehat{\boldsymbol{\alpha}} = \boldsymbol{D}^{-1} \boldsymbol{Z}, \qquad \Rightarrow \qquad \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{V} \widehat{\boldsymbol{\alpha}}.$$

Además,

$$\|\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2 = \|\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{U}\boldsymbol{D}\boldsymbol{V}^{\top}\widehat{\boldsymbol{\beta}}\|^2 = \|\boldsymbol{Z} - \boldsymbol{D}\widehat{\boldsymbol{\alpha}}\|^2.$$

Finalmente,

$$\mathsf{Cov}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \sigma^2(\boldsymbol{X}^{\top}\boldsymbol{X})^{-1} = \sigma^2(\boldsymbol{V}\boldsymbol{D}^2\boldsymbol{V}^{\top})^{-1} = \sigma^2\boldsymbol{V}\boldsymbol{D}^{-2}\boldsymbol{V}^{\top}.$$

Observación:

Cuando rg(X) < p, podemos considerar

$$\widehat{\alpha} = D^- Z$$

y luego obtener $\widehat{oldsymbol{eta}} = oldsymbol{V} \widehat{oldsymbol{lpha}}.$

Gradientes conjugados en regresión lineal

Considere:

$$\phi(\boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{2} \|\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}\|^2 = \frac{1}{2} (\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta})^{\top} (\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}).$$

El método Gradientes Conjugados (CG) produce la secuencia:

$$\boldsymbol{\beta}^{(k+1)} = \boldsymbol{\beta}^{(k)} + \lambda_k \boldsymbol{p}_k, \qquad k = 0, 1, \dots$$

El algoritmo básico considera:

$$\lambda_k = \frac{\boldsymbol{p}_k^\top \boldsymbol{g}_k}{\boldsymbol{p}_k^\top \boldsymbol{X}^\top \boldsymbol{X} \boldsymbol{p}_k}, \qquad \boldsymbol{g}_k = \boldsymbol{X}^\top (\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X} \boldsymbol{\beta}^{(k)}).$$

(En efecto, $\partial\phi(\beta)/\partial\beta=-X^\top(Y-X\beta))$ y actualizamos la dirección de búsqueda como:

$$oldsymbol{p}_{k+1} = oldsymbol{g}_{k+1} + \delta_k oldsymbol{p}_k, \qquad \delta_k = -rac{oldsymbol{g}_{k+1}^ op oldsymbol{p}_k}{oldsymbol{p}_k^ op oldsymbol{X}^ op oldsymbol{X}^ op oldsymbol{p}_k}.$$

Gradientes conjugados en regresión lineal

Se ha sugerido usar:

$$\lambda_k = \frac{\boldsymbol{p}_k^{\top} \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{y}}{\boldsymbol{p}_k^{\top} \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \boldsymbol{p}_k},$$

y actualizar

$$oldsymbol{p}_{k+1} = oldsymbol{g}_{k+1} + \delta_{k+1} oldsymbol{p}_k, \qquad \delta_{k+1} = -rac{oldsymbol{p}_k^{ op} oldsymbol{X}^{ op} oldsymbol{X} oldsymbol{X} oldsymbol{g}_k}{oldsymbol{p}_k^{ op} oldsymbol{X}^{ op} oldsymbol{X} oldsymbol{p}_k}.$$

Para hacer el proceso más simple es recomendable calcular

$$\boldsymbol{h}_k = \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \boldsymbol{p}_k.$$

De este modo el requerimiento de almacenamiento del algoritmo es sólo 4p.¹³

 $^{^{13}}$ Es decir, no hace falta formar la matriz $X^{ op}X$.

Gradientes conjugados en regresión lineal

Algoritmo 3: Gradientes conjugados para regresión lineal.

```
Entrada
                                     : Datos X \vee y
       Parámetros: Tolerancia τ
  1 begin
                Hacer \boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}, \boldsymbol{p} = \boldsymbol{q} = -\boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{y}, \delta = 0 y \gamma = \|\boldsymbol{q}\|^2
               while \gamma > \tau do
  3
                        Calcular \boldsymbol{h} = \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \boldsymbol{p} \ \forall \ \boldsymbol{u} = \boldsymbol{p}^{\top} \boldsymbol{X}^{\top} \boldsymbol{X} \boldsymbol{p} = \boldsymbol{p}^{\top} \boldsymbol{h}
  4
                       v = \boldsymbol{a}^{\top} \boldsymbol{a}
                 \lambda = -v/u
  6
                 \boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\beta} + \lambda \, \boldsymbol{p}
                q = q + \lambda h
               \delta = \mathbf{q}^{\top} \mathbf{q} / v
                 p = q + \delta p
10
               end
11
                return \widehat{\boldsymbol{\beta}} = \boldsymbol{\beta}
12
13 end
```

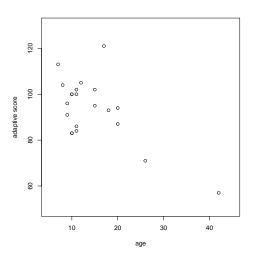
Ejemplo (Puntajes adaptativos de Gesell):

Estudio sobre la enfermedad cardiaca cianótica en niños. En este contexto x es la edad de los niños (en meses) al momento de decir su primera palabra, y Y es el puntaje adaptativo de Gesell (permite evaluar la etapa de desarrollo de un niño) para un conjunto de n=21 niños. 14

```
base de datos
  > load("gesell.rda")
   gesell
     age score
     15
            95
 2
    26 71
  3 10
            83
            91
    15
        102
10 6
      20
            87
14 20
      11
            86
  21
      10
           100
15
16
```

¹⁴También podemos hacer: gesell <- read.csv("gesell.csv")

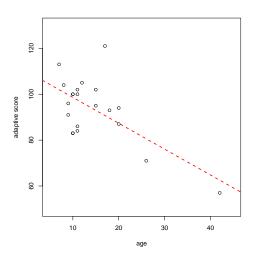
¹⁵Computers and Biomedical Research 1, 105-109.



```
1 # Graficando los datos
\sim 2 > plot(score \sim age, data = gesell, ylim = c(50,130), xlim = c(5,45),
         ylab = "adaptive score")
3
5 # Ajustando un modelo de regresión
 > fm <- lm(score ~ age, data = gesell)
8 # Salida
9 > fm
11 Call:
  lm(formula = score ~ age, data = gesell)
13
  Coefficients:
  (Intercept)
                       age
      109.874
                     -1.127
16
```

```
1 # Salida un poco (no mucho) más extensa
2 > summarv(fm)
3
4 Call:
5 lm(formula = score ~ age, data = gesell)
6
  Residuals:
    Min 10 Median 30
                                   Max
9 -15.604 -8.731 1.396 4.523 30.285
  Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
  (Intercept) 109.8738 5.0678 21.681 7.31e-15 ***
  age -1.1270 0.3102 -3.633 0.00177 **
16 Residual standard error: 11.02 on 19 degrees of freedom
17 Multiple R-squared: 0.41, Adjusted R-squared: 0.3789
18 F-statistic: 13.2 on 1 and 19 DF, p-value: 0.001769
```

```
1 # Explorando los objetos en R:
2 > attributes(fm)
3 $names
4 [1] "coefficients" "residuals" "effects"
                                                "rank"
5 [5] "fitted.values" "assign"
                                 "qr"
                                               "df.residual"
  [9] "xlevels" "call"
                                  "terms"
                                               "model"
7
8 $class
9 [1] "lm"
10
11 > o <- summary(fm)</pre>
12 > attributes(o)
13 $names
                                 "residuals" "coefficients"
14 [1] "call" "terms"
15 [5] "aliased" "sigma" "df"
                                                 "r.squared"
   [9] "adj.r.squared" "fstatistic" "cov.unscaled"
16
18 $class
19 [1] "summary.lm"
```



Cemento Portland (Woods, Steinour y Starke, 1932)¹⁶

Ejemplo (Datos de cemento Portland):

Estudio experimental relacionando la emisión de calor durante la producción y endurecimiento de 13 muestras de cementos Portland. Woods et al. (1932) consideraron cuatro compuestos para los clinkers desde los que se produce el cemento.

La respuesta (Y) es la emisión de calor después de 180 días de curado, medido en calorías por gramo de cemento. Los regresores son los porcentajes de los cuatro compuestos: aluminato tricálcico (X_1) , silicato tricálcico (X_2) , ferrito aluminato tetracálcico (X_3) y silicato dicálcico (X_4) .

¹⁶Industrial and Engineering Chemistry **24**, 1207-1214.

```
base de datos
  > load("portland.rda")
  > portland
         y x1 x2 x3 x4
    78.5 7 26 6 60
    74.3 1 29 15 52
6
    104.3 11 56
                 8 20
    87.6 11 31
                 8 47
 5 95.9 7 52
                 6 33
9
10 6 109.2 11 55
    102.7 3 71 17 6
    72.5 1 31 22 44
12 8
13 9
    93.1
          2 54 18 22
14 10 115.9 21 47
                 4 26
15 11
    83.8
          1 40 23 34
16 12 113.3 11 66
                9 12
  13 109.4 10 68 8 12
18
  # en efecto,
  > apply(portland[,-1], 1, sum)
            4 5 6
                       8
                          9 10 11 12 13
  99 97 95 97 98 97 97 98 96 98 98 98 98
```

```
1 # carga biblioteca 'fastmatrix'
2 # disponible en: https://faosorios.github.io/fastmatrix/
3
4 > library(fastmatrix)
5 > fm \leftarrow ols(y \sim -1 + x1 + x2 + x3 + x4, data = portland,
            method = "sweep")
7 > fm
9 Call:
10 ols(formula = y ~ -1 + x1 + x2 + x3 + x4, data = portland,
      method = "sweep")
13 Coefficients:
  x1 x2 x3 x4
15 2.1930 1.1533 0.7585 0.4863
16
  Degrees of freedom: 13 total; 9 residual
18 Residual standard error: 2.417739
19
```

```
# alternativamente:
    > fm <- ols(y ~ -1 + ., data = portland, method = "cg")
    > fm

Call:
    ols(formula = y ~ -1 + ., data = portland, method = "cg")

Coefficients:
    x1    x2    x3    x4
    2.1930    1.1533    0.7585    0.4863

Degrees of freedom: 13 total; 9 residual
Residual standard error: 2.417739
```

Métodos disponibles: Gradiente conjugados ("cg"), Cholesky ("chol"), QR ("qr"), SVD ("svd") y Sweep ("sweep").

```
1 # Salida de función 'summary'
2 > summary(fm)
4 Call:
5 \text{ ols}(formula = y \sim x1 + x2 + x3 + x4, data = portland)
6
  Residuals:
8
      Min 1Q Median 3Q
                                    Max
  -3.1750 -1.6709 0.2508 1.3783 3.9254
  Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
13 (Intercept) 62.4054 70.0710 0.8906
                                        0.3991
14 x 1
         1.5511 0.7448 2.0827 0.0708
            0.5102 0.7238 0.7049 0.5009
15 x2
            0.1019 0.7547 0.1350 0.8959
16 x3
17 x4
           -0.1441 0.7091 -0.2032
                                        0.8441
18
19 Residual standard error: 2.446 on 8 degrees of freedom
20 Log-likelikood: -26.92
21
```

```
1 # Explorando los objetos en R:
2 > attributes(fm)
3 $names
4 [1] "coefficients" "residuals" "fitted.values" "RSS"
5 [5] "cov.unscaled" "dims" "call" "xlevels"
6 [9] "terms"
8 $class
9 [1] "ols"
11 > o <- summary(fm)</pre>
12 > attributes(o)
13 $names
14 [1] "call"
                 "terms"
                               "residuals" "coefficients"
15 [5] "sigma"
                 "df" "cov.unscaled" "logLik"
16
17 $class
18 [1] "summary.ols"
```

```
# Extraer residuos y valores predichos
> res <- resid(fm)

> fit <- fitted(fm)

# log-verosimilitud
> logLik(fm)

'log Lik.' -26.91834 (df=6)

# Suma de cuadrados residual (RSS)

> deviance(fm)

[1] 47.86364
```

Observación:

Más adelante retomaremos el conjunto de datos de cemento Portland para evaluar el efecto de colinealidad entre las variables regresoras.

Referencias bibliográficas



Barlow, J.S. (1993).

Numerical aspects of solving linear least squares problems. In C.R. Rao (Ed.), *Handbook of Statistics*, Vol. 9. Elsevier, 303-376.



Goodnight, J.H. (1979).

A tutorial on the SWEEP operator.

The American Statistician 33, 149-158.



McIntosh, A. (1982).

Fitting Linear Models: An Application of Conjugate Gradients Algorithms. Springer, New York.



Mickey, M.R., Dunn, O.J., Clark, V. (1967).

Note on the use of stepwise regression in detecting outliers. Computers and Biomedical Research 1, 105-109.



Woods, H., Steinour, H.H., Starke, H.R. (1932).

Effect of composition of Portland cement on heat evolved during hardening. *Industrial Engineering and Chemistry* **24**, 1207–1214.