Análisis de datos longitudinales continuos (II)

Juan Ramón González (juanr.gonzalez@isglobal.org)

Departamento de Matemáticas, Universidad Autónoma de Barcelona (UAB) Insituto de Salud Global Barcelona (ISGlobal)

11 de mayo de 2017

- Datos longitudinales recogen observaciones repetidas de la variable respuesta a lo largo del tiempo, en un mismo individuo
- El análisis correcto de estos datos contempla que la correlación entre las medidas de cada sujeto es tenida en cuenta
- A parte de las aproximaciones tradicionales (vistas en la clase anterior), también se puede:
 - Utilizar Ecuaciones de Estimación Generalizadas: GEE
 - Modelos lineales mixtos

GEE

- Modelan la esperanza marginal o poblacional incorporando la correlación entre las observaciones correspondientes a un mismo individuo, y se asume independencia de los individuos
- Admiten que la variable respuesta siga una distribución distinta a la Gausiana
- Consideran una ecuación de estimación que se escribe en dos partes: una para modelar los parametros de regresión y la segunda para modelar la correlación
- son bastante flexibles ya que el modelo sólo necesita explicitar una función "link", una función de varianza y una estructura de correlación

GEE

- Funcionan bien cuando:
 - el número de observaciones por sujeto es pequeño y el número de sujetos es grande
 - se tratan estdios longitudinales donde las medidas siempre se toman en el mismo instante de tiempo para todos los sujetos

GEE: Formulación

Parte sistematica [lo mismo que un GLM]

$$g(E(Y_{ij})) = g(\mu_{ij}) = \beta' X_{ij}$$

donde i = 1, ..., n y $j = 1, ..., n_i$, y n denota el número de individuos, y n_i el número de medidas repetidas para el individuo i-ésimo

Parte aleatoria

$$V(Y_{ii}) = \nu(\mu_{ii})\phi$$

donde ν es la función de la varianza y ϕ el parámetro de escala

3 Además se tiene que explicitar la estructura de la correlación mediante la *working correlation matrix*, $R(\alpha)$

GEE

- No es necesaria la especificación de un modelo estadístico. Es decir, no es necesario conocer f(y|parmetros). Así, son flexibles, pero:
 - la estimación de las β 's no tiene porqué se la mejor posible
 - la inferencia está basada en resultados asintóticos
 - los métodos de validación son complicados
- La estimación de los parámetros se puede encontrar en muchos sitios (ver por ejemplo Liang y Zeger, Biometrika, 1986 o Zeger et al, Biometrics, 1988)
- si hay datos faltantes (missing) la estimación sólo es correcta si los missing son MCAR (missing completely at Random)

GEE con R

Para realizar todos los análisis se necesitan los datos en formato largo. Usaremos los del seminario anterior

```
> datos <- read.table("../data/hypothetical_largo.txt",
> datos[1:12,]
id time score group
```

```
id time score group
             31
2
             29
                    Α
             15
                    Α
           26
                    Α
5
           24
                    Α
           28
                    Α
             20
                    Α
8
             32
                    Α
9
             14
                    Α
10
             20
                    Α
             28
                    Α
12
             30
                    Α
```

GEE con R

Cargamos la librería

> library(gee)

Usaremos la función gee

```
> args(gee)
```

```
function (formula = formula(data), id = id, data = paren
    subset, na.action, R = NULL, b = NULL, tol = 0.001,
    family = gaussian, corstr = "independence", Mv = 1,
    contrasts = NULL, scale.fix = FALSE, scale.value = 1
NULL
```

GEE con R

Antes de estimar el modelo:

- La función gee asume que los datos están ordenados segun el individuo
- La esctructura de correlación puede ser: independence, fixed, stat_M_dep, non_stat_M_dep, exchangeable, AR-M and unstructured
- independence Es la elección más sencilla e ineficiente, ignorando las medidas repetidas.
- exchangeable es la también llamada estructura de simetría compuesta o esférica, o estructura de efectos aleatorios $Cov(X_{il}, Y_{ik}) = \alpha$. En este caso todas las correlaciones se suponen iguales:
 - AR-M de orden uno (M=1): $Cov(X_{il}, Y_{ik}) = \alpha^{|l-k|}$
- unestructured Todas las correlaciones pueden ser diferentes. Adecuada si hay datos suficientes para estimar todas las varianzas-covarianzas

GEE con R

El modelo que asume independencia se puede estimar mediante la instrucción:

```
> mod.gee.indep <- gee(score ~ group + time,
+ data = datos, id = id,
+ family = gaussian,
+ corstr = "independence")</pre>
```

Un modelo autoregresivo

> ss.indep <- summary(mod.gee.indep)</pre>

GEE con R

Guardamos el summary (es largo)

GEE con R

...y comparamos. Por ejemplo los efectos de las variables

> ss.indep\$coef

```
Estimate Naive S.E. Naive z Robust S.E. Robust z
(Intercept) 23.2916667 3.258980 7.1469197
                                           3.265145 7.1334259
groupB
           4.5833333 2.463557 1.8604534 2.042375 2.2441192
time
            0.5833333 1.101736 0.5294673
                                            1.099095 0.5307398
```

> ss.AR\$coef

```
Estimate Naive S.E. Naive z Robust S.E. Robust z
(Intercept) 23.3112357 3.245726 7.1821338
                                           3.266573 7.1362980
groupB
        4.5786421 2.444581 1.8729759
                                          2.041405 2.2428880
time
           0.5726056 1.098854 0.5210936
                                           1.101360 0.5199076
```

GEE con R

O la working correlation matrix

```
> ss.indep$working.correlation
```

```
[1,] [,2] [,3] [,4]

[1,] 1 0 0 0

[2,] 0 1 0 0

[3,] 0 0 1 0

[4,] 0 0 0 1
```

> ss.AR\$working.correlation

```
[,1] [,2] [,3] [,4]
[1,] 1.000000e+00 -0.0102881605 0.0001058462 -1.088963e-06
[2,] -1.028816e-02 1.000000000 -0.0102881605 1.058462e-04
[3,] 1.058462e-04 -0.0102881605 1.000000000 -1.028816e-02
[4,] -1.088963e-06 0.0001058462 -0.0102881605 1.000000e+00
```

Modelos lineales mixtos Como vimos en la sesión anterior, se podría usar un modelo lineal, pero:

- Las observaciones repetidas en cada grupo o cluster, no son necesariamente independientes.
- Con frecuencia, no solo se quieren tomar decisiones respecto de los grupos o cluster observados, sino que se quiere valorar el efecto de las variables explicativas en una población de la que los grupos son una muestra.
- Puede ser de interés valorar la variación del efecto de x de un grupo a otro.
- La estimación del efecto medio de las variables explicativas en cada grupo puede ser muy deficiente si no se recoge la posible variabilidad entre los grupos.

Modelos lineales mixtos

- Modeliza la realación entre la variable dependiente y las covariables
- Estima la correlación intra-individuo (se puede especificar una estructura)
- Se pueden aplicar a muchas situaciones (datos multinivel, ANOVA, datos longitudinales)
- No requieren puntos equidistantes (son covariables se modeliza el efecto)
- Son robustos ante los missing

Modelos lineales mixtos

Un modelo mixto se puede representar como:

$$y = X\beta + Zu + \epsilon$$

donde

- y son las observaciones, con media $E(y) = X\beta$
- β es un vector de efectos fijos
- u is un vector i.i.d de variables aleatorias con media E(u) = 0 y matriz de varianza-covarianza var(u) = G
- ϵ es un vector de términos i.i.d. correspondientes al error aleatorio con media $E(\epsilon)=0$ y varianza $var(\epsilon)=R$
- ${\it X}$ and ${\it Z}$ son matrices de regresores que relacionan las observaciones ${\it y}$ con ${\it \beta}$ y ${\it u}$

Modelos lineales mixtos con R

 Modelo sencillo para interpretar (modelo lineal mixto con intercept aleatorio)

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + a_{ij} + \epsilon_{ij}$$
$$a_i \ N(0, \tau_a^2) \ , \tau_a^2 \ge 0$$
$$\epsilon_{ij} \ N(0, \tau^2) \ , \tau^2 > 0$$

- El modelo presenta ahora un intercept aleatorio (centrado en 0) que depende del individuo i-ésimo
- La varianza del efecto aleatorio recoge la variabilidad entre los diferentes individuos
- La varianza del error recoge la variabilidad dentro de cada individuo no explicada por el modelo. NOTA: si la varianza del efecto aleatorio fuese nula, el modelo coincidiría con el modelo de efectos fijos o de regresión lineal.

Modelos lineales mixtos con R Necesitamos la librería n1me

```
> library(nlme)
```

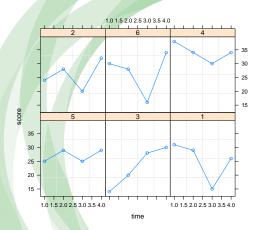
Debemos especificar la estructura de los datos mediante la función groupedData

```
> datos.s <- groupedData(score ~ time | id, datos)
```

> head(datos.s)

Modelos lineales mixtos con R Usa la librería trellis para graficar (muy potente)

> plot(datos.s)



Modelos lineales mixtos con R

El modelo de intercept aleatorio puede estimarse con:

```
> mod.lme <- lme(score ~ time + group, datos.s, random =
> mod.1me
Linear mixed-effects model fit by REML
 Data: datos.s
 Log-restricted-likelihood: -71.72926
 Fixed: score ~ time + group
(Intercept) time groupB
 23.2916667 0.5833333 4.5833333
Random effects:
Formula: ~1 | id
       (Intercept) Residual
StdDev: 0.5899484 6.012446
Number of Observations: 24
Number of Groups: 6
```

Modelos lineales mixtos con R Comparamos con un modelo lineal

```
> mod.lm <- lm(score ~ time + group, datos)
> summary(mod.lm)
Call:
lm(formula = score ~ time + group, data = datos)
Residuals:
   Min
           1Q Median 3Q Max
-13.625 -3.708 0.375 3.938 9.542
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 23.2917 3.2590 7.147 4.78e-07 ***
       0.5833 1.1017 0.529 0.6020
t.ime
groupB 4.5833 2.4636 1.860 0.0769 .
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6.034 on 21 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.1512, Adjusted R-squared: 0.07039
F-statistic: 1.871 on 2 and 21 DF, p-value: 0.1788
```

Modelos lineales mixtos con R

El modelo con intercept y pendiente aleatoria puede estimarse con:

```
> mod.lme2 <- lme(score ~ time + group, datos.s)
;cuál es necesario?</pre>
```

```
> anova(mod.lme, mod.lme2)
```

```
Model df AIC BIC logLik Test L.Ratio p-value mod.lme 1 5 153.4585 158.6811 -71.72926 mod.lme2 2 10 161.6750 172.1203 -70.83752 1 vs 2 1.783475 0.8782
```

Modelos lineales mixtos con R Model checking

> plot (mod.lme)

