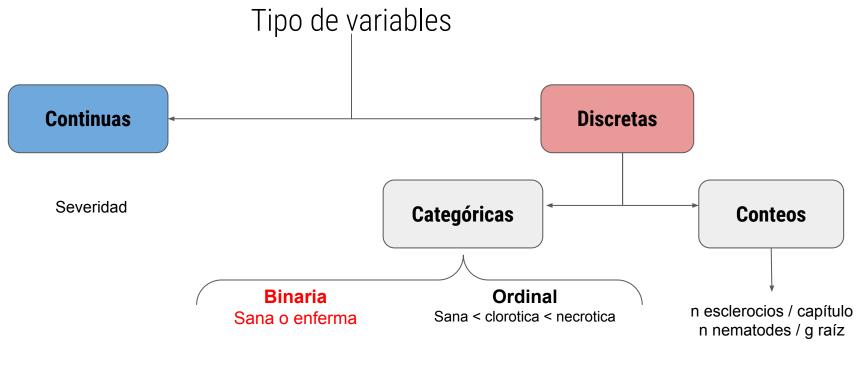
Fitopatometría en R

GLM para variables binomiales

Juan Pablo Edwards Molina Juan Andrés Paredes Bruno Pugliese

Evaluación visual de enfermedades



Modelos Lineales LM

Normal

Binomial

Reg. ordinal o multinomial

Poisson

Modelos lineales generalizados - GLM

¿Qué hacemos?

¿Adecuamos nuestros datos a las técnicas analíticas? o mejor ¿las técnicas analíticas a nuestros datos?

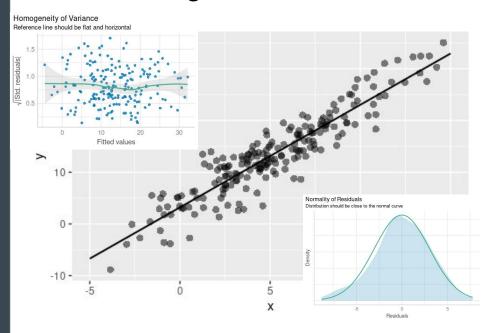
Modelos lineales (LM)

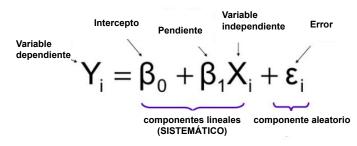
Técnica estadística para modelar relaciones lineales entre una variable dependiente y una o múltiple variables independientes.

Supuestos:

- independencia de las observaciones
- homocedasticidad de la varianza
- normalidad de los residuos

Regresión lineal





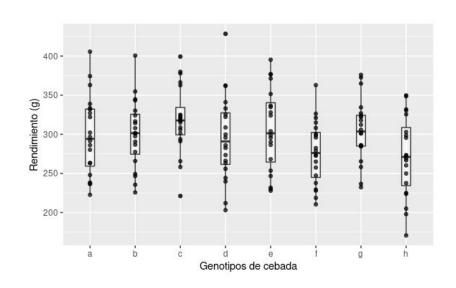
Modelos lineales (LM)

Técnica estadística para modelar **relaciones lineales** entre una variable dependiente y una o múltiple variables independientes.

Supuestos:

- independencia de las observaciones
- homocedasticidad de la varianza
- normalidad de los residuos

DBCA



Variable respuesta para el i-trt en el j-bk
$$Y_{ij} = \Theta + \tau_i + b_j + e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$$
Propositor del Efecto del Efecto del j-bk
Residual

Modelos lineales generalizados (GLM)

Generalización flexible de los LM que admite variables respuesta con distribución de error distinta de una normal, al permitir que el componente lineal se relacione con la variable respuesta a través de una **función de enlace** (link).

Una propiedad de distribuciones no-normales, en general, es que la **varianza** de la distribución es **función de la media.** Esto significa que los niveles de un factor (tratamientos) tendrán diferentes varianzas (violación a los supuestos de los LM : varianzas constantes)

Supuestos

- Independencia de Y (como fueron tomados los datos? qué tipo?)
- Correcta función de enlace
- Ausencia de observaciones influyentes

| LM | |
|---------------------------------------|--|
| Componente sistemático (pred. lineal) | |

 $\mu = \beta_0 + \beta_1 x$

Componente aleatorio

 $y_i = Normal(\mu_i)$

GLM

Componente sistemático (pred. lineal)

 $\eta = \beta_0 + \beta_1 x$

Función de enlace

 $\eta = link(\mu)$

Componente aleatorio

 $y_i = distribución(\mu_i)$

GLM para variable binomial

Regresión logística

Componente sistemático

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x$$

Función de enlace

$$\eta = logit(\mu_i) = log(\mu_i / 1 - \mu_i)$$

Componente aleatorio

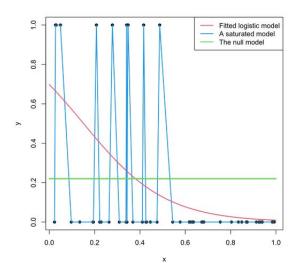
$$y_i = binomial(\mu_i)$$

GLM para variable binomial

Análisis de deviance

Generalización del análisis de la varianza para los GLM obtenido para una secuencia de modelos anidados (cada uno incluyendo más términos que los anteriores).

La deviance mide la desviación del GLM con respecto a un modelo perfecto para la muestra (modelo saturado), la cual se ajusta perfectamente a los datos



Modelo lineal generalizado para variable conteo

Regresión poisson

Componente sistematico

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x$$

Función de enlace

$$\eta = \log(\mu)$$

Componente aleatorio

$$y_i = poisson(\mu_i)$$

Variables Binomiales I

Incidencia

- Nivel intra-planta
 - frutas de naranja con antracnosis 10.1094/PDIS-01-19-0068-RE
 - virus: ToCV en hojas de tomate (elisa=0; elisa=1) 10.1094/phyto-06-18-0203-r
- Nivel parcela
 - Vainas de maní fuera del estándar comercial (No=1; Si=0) 10.1016/j.cropro.2020.105403
- Nivel lote
 - CABMV virus en plantas de maracuya (0-1) 10.1111/ppa.13054

Prevalencia

- Ausencia / presencia de phomopsis del girasol en un lote

Otros

- ¿Se solventó el tratamiento fungicida? No=0; Si=1
- ¿Se alcanzó el umbral de aplicación? No=0; Si=1

Probabilidad

p = n enfermos / n total

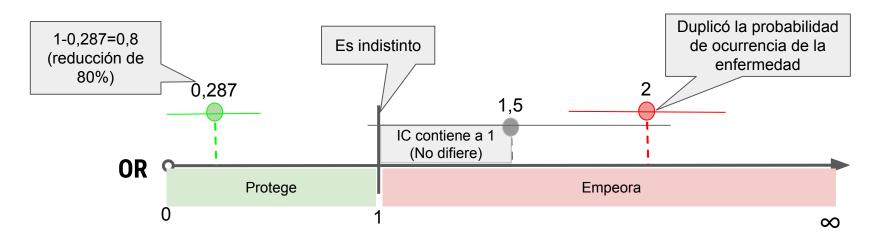
Chances

Odds = p / (1-p) = p de enfermo / p de sano

Razón de chances (Odds ratio)

OR = Odds_{trat} / Odds_{control}

| trat | hj sanas 0 | hj enfermas 1 | р | odds | OR |
|-------|---------------|------------------|-----|----------------------------|--|
| check | 3 | 7 | 0.7 | 0.7 / 0.3 = 2.33 | 0.67 / 2.33 = 0.287 |
| fungi | 6 | 4 | 0.4 | 0.4 / 0.6 = 0.67 | |



Ajuste de modelos glm en R: 3 posibilidades

```
trt bk y
1 1 0
1 1 0
1 1 1
1 1 1
1 1 0
1 1 1
```

```
trt bk n enf

1 1 75 40

1 2 75 26

1 3 75 37

1 4 75 28

2 3 75 12

2 2 75 21
```

```
trt bk n inc
1 1 75 0.53
1 2 75 0.35
1 3 75 0.49
1 4 75 0.37
2 3 75 0.16
2 2 75 0.28
```

Dato individualizado

Cada fila representa una sola observación y la variable respuesta = 0 o 1 (o bien una variable con solo 2 valores: "sano" o "enfermo")

Datos agrupados

Variable respuesta: Matriz de 2 columnas con: recuentos de 'éxitos' y recuentos de 'fallos'.

Datos agrupados

Variable respuesta: Proporción entre 0 y 1 Especificar columna como 'peso' que da el número total del que proviene la proporción glm(y~trt+bk, family = binomial(link = 'logit'), data = dat)

glm(
cbind(enf, n-enf) ~ trt + bk,
family = binomial(link = 'logit'),
data = dat)

glm(
inc~trt+bk,
weights = n,
family = binomial(link = 'logit'),
data = dat)

| р | Es nuestra variable respuesta obtenida de: enfermos / n |
|----------|--|
| | Así se estiman los coeficientes co |
| log odds | $logit(p_i) = logigg(rac{p_i}{1-p_i}igg) = lpha + eta_1x_1 + \dots + eta_nx_n$ Note la relación lineal entre el log de p y las predictoras |
| | despejando el odds |
| odds | $\frac{p}{1-p} = exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i})$ calculamos los OR - relativos al nivel de referencia - para reportar los efectos de las predictoras |
| | despejando p |
| p(Y X) | $Pr(y_i=1)=rac{exp(eta_0+eta_1x_{1i}+eta_2x_{2i})}{1+exp(eta_0+eta_1x_{1i}+eta_2x_{2i})}$ $	extstyle 	extsty$ |

Over/underdispersion

La varianza residual es mayor/menor de lo esperado con el modelo ajustado Más común para familias GLM con dispersión constante (fija), en particular para modelos de Poisson y binomiales, pero también puede ocurrir en familias GLM que ajustan la varianza (como la beta o binomial negativa) cuando se violan los supuestos de distribución.

Algunas reglas generales sobre el manejo de problemas de dispersión:

- La dispersión es una propiedad de los residuos, es decir, puede detectar problemas de dispersión solo DESPUÉS de ajustar el modelo. No tiene sentido mirar la dispersión de su variable de respuesta!
- La sobredispersión es más común que la subdispersión
- Si hay sobredispersión, el efecto principal es que los intervalos de confianza tienden a ser demasiado estrechos y los valores de p demasiado pequeños, lo que lleva a un error de tipo I inflado.
- Lo contrario es cierto para la sub-dispersión, es decir, es que pierde potencia.
- Una razón común para la sobredispersión es un modelo mal especificado. Cuando se detecta sobredispersión, primero se deben buscar problemas en la especificación del modelo (por ejemplo, graficando residuales contra predictores con DHARMa), y solo si esto no resuelve, las correcciones de sobredispersión tales como efectos aleatorios a nivel individual o cambios en la distribución se deben aplicar.

Conclusiones

- Ajustamos la técnica de análisis a la naturaleza de nuestros datos
 - a. Vimos que no llegamos a conclusiones similares mediante LM vs GLM
- 2. Los modelos mixtos nos permiten lidiar con la violación de algunos supuestos de los GLM (independencia de las observaciones)
- 3. Actualmente hay paquetes de R para realizar el workflow completo de análisis (sin recurrir a cálculos manuales)

R - Outline

- 1. Repaso de conceptos básicos
- 2. DBCA (análisis de deviance) data phomopsis
 - a. Ajuste mediante LM y GLM comparación
 - b. Diagnósticos
 - c. Interpretacion de coeficientes (log OR, OR, p)
- 3. Regresión logística data maracuyá
 - a. Single / multiple-point assessment
 - b. Curva de progreso de la incidencia
 - c. Predicciones

Sintaxis en R

| Efectos fijos | Efectos mixtos | | |
|---|--|--|--|
| • {stats} Im | {Ime4} Imer {nIme} Ime +permite modelar varianza | | |
| • {stats} glm +family=quasibinomial | {Ime4} glmer {glmmTMB} glmmTMB +tienen muchas alternativas de distribuciones {MASS} glmmPQL (Penalized Quasi-Likelihood) | | |

Distribución Binomial - propiedades

Y: Número de individuos con cierta carácter (EXITOS, ej., enfermedad) en una unidad experimental o muestral (ej., parcela, planta) – respuesta

n: Número de individuos observados para el carácter (ej., plantas)

p: Parámetro de localización: probabilidad de un carácter, como una enfermedad (ej., probabilidad de que una hoja, planta, etc., está enferma) (análogo a μ de normal)

- Para una simple muestra aleatoria de n plantas, la incidencia de la enfermedad (como proporción) es una estimación de p
- La varianza de la distribución condicional de Y es **np(1-p)**, completamente definida por **n** y **p**

Cuanto mayor n, Bin(p, n) se aproxima a la distribución normal para una muestra simple, con media np, y varianza np(1-p)

Recursos

Workshop 6: Generalized linear models

Chapter 5 Generalized linear models | Notes for Predictive Modeling

Logistic regression

Regresion Logistica: Interpretacion de Coeficientes. Pronosticos.

https://stats.oarc.ucla.edu/r/dae/logit-regression/

Using R to make sense of the generalised linear model | BARELY SIGNIFICANT

https://rpubs.com/benhorvath/logistic_regression

https://sphweb.bumc.bu.edu/otlt/mph-modules/bs/bs704-ep713 multivariablemethods/BS704-EP713 MultivariableMethods4.html

http://umh1480.edu.umh.es/wp-content/uploads/sites/44/2013/02/tema 5 1.pdf

http://qlmm.wikidot.com/examples

https://stats.stackexchange.com/questions/185491/diagnostics-for-generalized-linear-mixed-models-specifically-residuals

https://www.voutube.com/watch?v=Gemf65XAH5s&list=PLUa2kfhXYC3RJ-lfkAdSf8Dq8mxM9Jq9z&index=1

https://bookdown.org/j morales/librostat/qlmbinomial.html#