Análisis de encuestas de hogares con R

Análisis de encuestas de hogares con R Modulo 6: Modelos lineales generalizados

CEPAL - Unidad de Estadísticas Sociales

Lectura de las bases de datos y definición del diseño muestral.

```
library(srvyr)
library(survey)
encuesta <- readRDS("../Data/encuesta.rds")</pre>
data("BigCity", package = "TeachingSampling")
diseno <- encuesta %>%
  as_survey_design(
    strata = Stratum,
    ids = PSU,
    weights = wk,
    nest = T
```

Creación de nuevas variables.

Análisis de encuestas de hogares con R

Las nuevas variables son definidas de la siguiente forma.

```
diseno <- diseno %>% mutate(
   pobreza = ifelse(Poverty != "NotPoor", 1, 0),
   desempleo = ifelse(Employment == "Unemployed", 1, 0))
```

Tablas de doble entrada para el tamaño

Análisis de encuestas de hogares con R

El cálculo de tablas de doble entrada las obtenemos con así:

```
(tab_pobreza_sexo <- svyby(~factor(pobreza), ~Sex,
    FUN = svytotal, design = as.svrepdesign(diseno),
    se=F, na.rm=T, ci=T, keep.var=TRUE))</pre>
```

Sex		factor(pobreza)0	factor(pobreza)1	se1	se2	
Female	Female	48366	30824	2411	2916	
Male	Male	43032	28044	2522	3095	

Tablas de doble entrada para el tamaño

Análisis de encuestas de hogares con R

Sin embargo para la estimación de tamaños más simples podemos emplear la función.

```
(tab <- svytable(~pobreza + Sex, design = diseno))</pre>
```

pobreza/Sex	Female	Male
0	48366	43032
1	30824	28044

Tablas de doble entrada para el proporción

Análisis de encuestas de hogares con R

Al hacer uso de la función svymean es posible estimar al proporciones.

```
(tab_pobreza_sexo <- svyby(~factor(pobreza), ~Sex,
    FUN = svymean, design = as.svrepdesign(diseno),
    se=F, na.rm=T, ci=T, keep.var=TRUE))</pre>
```

	Sex	factor(pobreza)0	factor(pobreza)1	se1	se2
Female	Female	0.6108	0.3892	0.0316	0.0316
Male	Male	0.6054	0.3946	0.0366	0.0366

Tablas de doble entrada para el proporción

Análisis de encuestas de hogares con R

En forma alternativa es posible usar la función prop.table del paquete base.

prop.table(tab, margin = 2)

Female	Male
0.6108	0.6054
0.3892	0.3946
	0.6108 0.3892

Estas diferentes formas de proceder son de mucha importancia al momento de hacer uso de pruebas de independencia en tablas cruzadas.

Análisis de encuestas de hogares con R

$$\hat{\pi}_{rc} = \frac{n_{r+}}{n_{++}} \times \frac{n_{+c}}{n_{++}}$$

$$\chi^2_{pearsom} = n_{++} \times \sum_r \sum_c \left(\frac{\left(p_{rc} - \hat{\pi}_{rc}\right)^2}{\hat{\pi}_{rc}} \right)$$

$$G^2 = 2 \times n_{++} \times \sum_r \sum_c p_{cr} \times \ln\left(\frac{p_{rc}}{\hat{\pi}_{rc}}\right)$$

donde, R es el número de filas y C representa el número de columnas, la prueba tiene $(R-1)\times(C-1)$ grados de libertad.

Análisis de encuestas de hogares con R

$$\chi^2_{(R-S)} = \chi^2_{(Pearson)}/\textit{GDEFF}$$

$$G_{(R-S)}^2 = G^2/GDEFF$$

con GDEFF el efecto generalizado del diseño, esta dado por

$$\textit{GDEFF} = \frac{{\sum\nolimits_r {\sum\nolimits_c {(1 - {\rho _{rc}})} {{d^2}\left({{\rho _{rc}}} \right) - \sum\nolimits_r {(1 - {\rho _{r+}})} } } {d^2\left({{\rho _{r+}}} \right) - \sum\nolimits_c {(1 - {\rho _{+c}})} } } {d^2\left({{\rho _{+c}}} \right)}$$

Análisis de encuestas de hogares con R

$$F_{R-S,Pearson} = \chi_{R-S}^2 / [(R-1)(C-1)] \sim F_{(R-1)(C-1),(R-1)(C-1)df}$$

$$F_{R-S,LRT} = G_{R-S}^2 / (C-1) \sim F_{(C-1),df}$$

donde C es el número de columnas de la tabla cruzada

```
summary(tab, statistic = "Chisq")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Pearson's X^2: Rao & Scott adjustment
##
## data: NextMethod()
## X-squared = 0.077, df = 1, p-value = 0.8
```

```
summary(tab, statistic = "F")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Pearson's X^2: Rao & Scott adjustment
##
## data: NextMethod()
## F = 0.056, ndf = 1, ddf = 119, p-value = 0.8
```

Estadístico de Wald

Análisis de encuestas de hogares con R

$$Q_{wald} = \hat{oldsymbol{Y}}^t \left(oldsymbol{H} \hat{oldsymbol{V}} \left(\hat{oldsymbol{N}}
ight) oldsymbol{H}^t
ight)^{-1} \, \hat{oldsymbol{Y}}$$

donde,

$$\hat{\mathbf{Y}} = (\hat{\mathsf{N}} - \mathsf{E})$$

es un vector de $R \times C$ de diferencias entre los recuentos de celdas observadas y esperadas, esto es, $\hat{N}_{rc} - E_{rc}$

La matriz $\hat{HV}(\hat{N})H^t$, representa la matriz de varianza-covarianza estimada para el vector de diferencias.

Estadístico de Wald

Análisis de encuestas de hogares con R

La matriz \boldsymbol{H} es la inversa de la matriz \boldsymbol{J} dada por:

$$m{J} = -\left[rac{\delta^2 \ln PL(m{B})}{\delta^2 m{B}}
ight] \mid m{B} = \hat{m{B}}$$

$$\sum_{b}\sum_{a}\sum_{i}x_{hai}^{t}x_{hai}w_{hai}\hat{\pi}_{hai}\left(\boldsymbol{B}\right)\left(1-\hat{\pi}_{hai}\left(\boldsymbol{B}\right)\right)$$

Bajo la hipótesis nula, el estadístico

$$Q_{wald} \sim \chi^2_{(R-1)\times(C-1)}$$

Estadístico de Wald

$$F_{wald} = Q_{wald} imes rac{df - (R-1)(C-1) + 1}{(R-1)(C-1)df} \sim F_{(R-1)(C-1),df - (R-1)(C-1) + 1}$$

```
summary(tab, statistic = "Wald")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Design-based Wald test of association
##
## data: NextMethod()
## F = 0.056, ndf = 1, ddf = 119, p-value = 0.8
```

Prueba de independencia adjWald

```
summary(tab, statistic = "adjWald")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Design-based Wald test of association
##
## data: NextMethod()
## F = 0.056, ndf = 1, ddf = 119, p-value = 0.8
```

Prueba de independencia lincom

```
summary(tab, statistic = "lincom")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Pearson's X^2: asymptotic exact distribution
##
## data: NextMethod()
## X-squared = 0.077, p-value = 0.8
```

Prueba de independencia saddlepoint

```
summary(tab, statistic = "saddlepoint")
```

```
## Sex
## pobreza Female Male
## 0 48366 43032
## 1 30824 28044
##
## Pearson's X^2: saddlepoint approximation
##
## data: NextMethod()
## X-squared = 0.077, p-value = 0.8
```

Análisis de encuestas de hogares con R

$$\log(p_{ijk}) = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY},$$

donde:

lacksquare $p_{ijk}=$ la proporción esperada en la celda bajo el modelo.

Análisis de encuestas de hogares con R

$$\log(p_{ijk}) = \mu + \lambda_i^X + \lambda_j^Y + \lambda_k^Z + \lambda_{ij}^{XY},$$

donde:

- $p_{ijk} =$ la proporción esperada en la celda bajo el modelo.
- $\blacksquare \ \mu = \log(p_0) = \frac{1}{\# \ de \ celdas}$

```
Análisis de
encuestas de
hogares con R
```

```
mod1 <- svyloglin(~pobreza+Sex + pobreza:Sex , dise
(s1 <- summary(mod1))</pre>
```

```
## Loglinear model: svyloglin(~pobreza + Sex + pobrez

## coef se p

## pobreza1 0.219673 0.06778 0.001192

## Sex1 0.052843 0.01625 0.001145

## pobreza1:Sex1 0.005583 0.02350 0.812175
```

```
Análisis de
encuestas de
hogares con R
```

```
mod2 <- svyloglin(~pobreza+Sex, diseno)
(s2 <- summary(mod2))</pre>
```

```
## Loglinear model: svyloglin(~pobreza + Sex, diseno)
## coef se p
## pobreza1 0.21997 0.06752 0.0011230
## Sex1 0.05405 0.01577 0.0006076
```

Análisis de encuestas de hogares con R

Medaante un análisis de varianza es posible comparar los dos modelos.

```
anova(mod1, mod2)
```

```
## Analysis of Deviance Table
## Model 1: y ~ pobreza + Sex
## Model 2: y ~ pobreza + Sex + pobreza:Sex
## Deviance= 0.07719 p= 0.8126
## Score= 0.07719 p= 0.8126
```

Modelo de regresión logistica

Análisis de encuestas de hogares con R

$$g(\pi(x)) = logit(\pi(x))$$

Luego,

$$z = \ln\left(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}\right) = B_0 + B_1x_1 + \dots + B_px_p$$

$$\hat{\pi}(\mathbf{x}) = \frac{\exp\left(\mathbf{X}\hat{\mathbf{B}}\right)}{1 - \exp\left(\mathbf{X}\hat{\mathbf{B}}\right)} = \frac{\exp\left(\hat{B}_0 + \hat{B}_1x_1 + \dots + \hat{B}x_p\right)}{1 - \exp\left(\hat{B}_0 + \hat{B}_1x_1 + \dots + \hat{B}x_p\right)}$$

$$PL(\mathbf{B} \mid X) = \prod_{i=1}^{n} \left\{ \pi(x_i)^{y_i} (1 - \pi(x_i))^{1-y_i} \right\}^{w_i}$$

Modelo de regresión logística

$$\pi\left(x_i
ight) = rac{\exp\left(x_ioldsymbol{B}
ight)}{1 - \exp\left(x_ioldsymbol{B}
ight)}$$
 $var\left(\hat{oldsymbol{B}}
ight) = oldsymbol{J}^{-1}var\left(S\left(\hat{oldsymbol{B}}
ight)
ight)oldsymbol{J}^{-1}$

Modelo de regresión logistica

$$S\left(B
ight) = \sum_{h} \sum_{a} \sum_{i} w_{hai} oldsymbol{D}_{hai}^{t} \left[\left(\pi_{hai}\left(oldsymbol{B}
ight)\right) \left(1 - \pi_{hai}\left(oldsymbol{B}
ight)
ight)
ight]^{-1} \left(y_{hai} - \pi_{hai}\left(oldsymbol{B}
ight)
ight)$$
 $D_{hai} = rac{\delta\left(\pi_{hai}\left(oldsymbol{B}
ight)
ight)}{\delta B_{j}}$
donde $j = 0, \dots, p$

Prueba de Wald para los parámetros del modelo

$$G = -2 \ln \left[rac{L \left(\hat{eta}_{MLE}
ight)_{reduced}}{L \left(\hat{eta}_{MLE}
ight)_{full}}
ight]$$
 $\hat{\psi} = \exp \left(\hat{B}_1
ight)$

$$CI(\psi) = \exp\left(\hat{B}_{j} \pm t_{df,1-\frac{\alpha}{2}}se\left(\hat{B}_{j}\right)\right)$$

Tablas de contingencia

Análisis de encuestas de hogares con R

Proporción de persona en condición de pobreza por sex

Sex	pobreza	se	ci_l	ci_u
Female Male	0.3892 0.3946	0.0020	0.3273 0.3228	00

Proporción de persona en condición de pobreza por Zone.

Zone	pobreza	se	ci_l	ci_u
Rural	0.4485	0.0561	0.3386	0.5585
Urban	0.3394	0.0320	0.2766	0.4022

Tablas de contingencia

Análisis de encuestas de hogares con R

Proporción de persona en condición de pobreza por Región

Region	pobreza	se	ci_l	ci_u
Norte	0.3590	0.0555	0.2502	0.4677
Sur	0.3438	0.0435	0.2586	0.4291
Centro	0.3654	0.0786	0.2113	0.5195
Occidente	0.4008	0.0467	0.3092	0.4924
Oriente	0.4518	0.0886	0.2781	0.6255

```
## Pearson's X^2: Rao & Scott adjustment
pobreza_sex <- svychisq(
  formula = ~pobreza + Sex, design = diseno)
tidy( pobreza_sex) %>% select(-method)
```

ndf	ddf	statistic	p.value
1	119	0.0565	0.8126

```
pobreza_Zona <- svychisq(
   formula = ~pobreza + Zone, design = diseno)
tidy(pobreza_Zona) %>% select(-method)
```

ndf	ddf	statistic	p.value
1	119	2.954	0.0883

```
pobreza_Region <- svychisq(
   formula = ~pobreza + Region, design = diseno)
tidy(pobreza_Region) %>% select(-method)
```

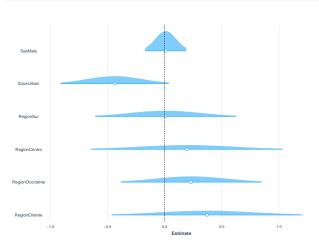
ndf	ddf	statistic	p.value
3.008	358	0.4879	0.6914

Modelo log lineal ajustado

```
mod_loglin <- svyglm(
  pobreza ~ Sex + Zone + Region,
  family=quasibinomial, design=diseno)
tidy(mod_loglin)</pre>
```

term	estimate	std.error	statistic	p.value
(Intercept)	-0.4082	0.2640	-1.5464	0.1248
SexMale	0.0086	0.0915	0.0945	0.9249
ZoneUrban	-0.4378	0.2418	-1.8106	0.0729
RegionSur	0.0063	0.3140	0.0201	0.9840
RegionCentro	0.1915	0.4279	0.4476	0.6553
RegionOccidente	0.2319	0.3144	0.7377	0.4622
RegionOriente	0.3699	0.4259	0.8686	0.3869

Plot de la distribución de los betas



Modelo log lineal ajustado

Análisis de encuestas de hogares con R Intervalos de confianza para los coeficientes del modelo.

```
bind_cols(
  data.frame(exp_estimado = exp(coef(mod_loglin))),
  as.data.frame(exp(confint(mod_loglin)))
)
```

	exp_estimado	2.5 %	97.5 %
(Intercept)	0.6648	0.3941	1.122
SexMale	1.0087	0.8414	1.209
ZoneUrban	0.6454	0.3997	1.042
RegionSur	1.0063	0.5402	1.875
RegionCentro	1.2111	0.5188	2.827
RegionOccidente	1.2611	0.6764	2.351
RegionOriente	1.4476	0.6226	3.366

```
Estadístico de Wald sobre los parámetros
           La significancia de la variables se obtiene como:
Análisis de
encuestas de
hogares con R
             regTermTest(model = mod loglin, ~Sex)
          ## Wald test for Sex
               in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
                   family = quasibinomial)
```

```
## F = 0.00893 on 1 and 113 df: p = 0.92
 regTermTest(model = mod loglin, ~Zone)
```

```
## Wald test for Zone
##
   in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
##
       family = quasibinomial)
```

F = 3.278 on 1 and 113 df: p = 0.073

Estadístico de Wald sobre los parámetros

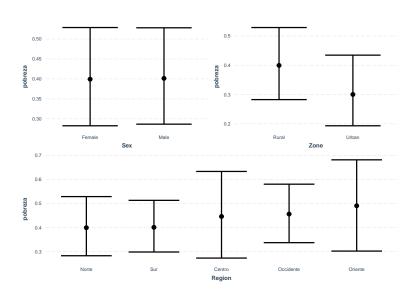
Análisis de encuestas de hogares con R

regTermTest(model = mod loglin, ~Region)

```
## Wald test for Region
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
## family = quasibinomial)
## F = 0.3654 on 4 and 113 df: p= 0.83
```

Análisis de encuestas de hogares con R

Para evaluar los efectos de la variable en el modelo:



Modelo log lineal ajustado con interacciones

Análisis de encuestas de hogares con R

tab_mod %>% slice(1:6)

term	estimate	std.error	statistic	p.value
ZoneUrban	-0.4248	0.2562	-1.6580	0.1002
(Intercept)	-0.4289	0.2849	-1.5055	0.1351
SexMale:RegionSur	0.2871	0.2774	1.0348	0.3031
RegionOriente	0.3843	0.4279	0.8980	0.3712
RegionOccidente	0.3342	0.3783	0.8835	0.3790
SexMale:RegionOccidente	-0.2302	0.2868	-0.8026	0.4240

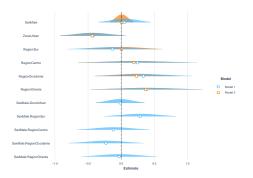
Modelo log lineal ajustado con interacciones

Análisis de encuestas de hogares con R

tab_mod %>% slice(7:12)

term	estimate	std.error	statistic	p.value
D : C :	0.0466	0.4560	0.5400	0.5007
RegionCentro	0.2466	0.4560	0.5408	0.5897
SexMale:RegionCentro	-0.1162	0.2791	-0.4162	0.6781
RegionSur	-0.1325	0.3464	-0.3825	0.7028
SexMale	0.0478	0.1994	0.2399	0.8109
SexMale:RegionOriente	-0.0304	0.2878	-0.1057	0.9161
${\sf SexMale:} {\sf ZoneUrban}$	-0.0154	0.1872	-0.0824	0.9345

Plot de la distribución de los betas



Modelo log lineal ajustado

Análisis de encuestas de hogares con R Intervalo de confianza para los parámetros.

	exp_estimado	2.5 %	97.5 %
(Intercept)	0.6512	0.3702	1.145
SexMale	1.0490	0.7065	1.557
ZoneUrban	0.6539	0.3935	1.087
RegionSur	0.8759	0.4408	1.740
RegionCentro	1.2797	0.5183	3.160
RegionOccidente	1.3968	0.6599	2.957
RegionOriente	1.4685	0.6288	3.430
SexMale:ZoneUrban	0.9847	0.6795	1.427
SexMale:RegionSur	1.3325	0.7689	2.309
SexMale:RegionCentro	0.8903	0.5120	1.548
SexMale:RegionOccidente	0.7944	0.4499	1.403
SexMale:RegionOriente	0.9701	0.5484	1.716

```
Análisis de encuestas de hogares con R

Análisis de encuestas de hogares con R

Evaluando las varianles en el modelo

regTermTest(model = mod_loglin_int, ~Sex)

## Wald test for Sex
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region ## design = diseno, family = quasibinomial)
```

design = diseno, family = quasibinomial)
F = 0.05753 on 1 and 108 df: p= 0.81

```
regTermTest(model = mod_loglin_int, ~Zone)
```

```
## Wald test for Zone
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
## design = diseno, family = quasibinomial)
## F = 2.749 on 1 and 108 df: p= 0.1
```

Estadístico de Wald sobre los parámetros

Análisis de encuestas de hogares con R

##

Evaluando las variable región en el modelo

```
## Wald test for Region
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
```

design = diseno, family = quasibinomial)

regTermTest(model = mod loglin int, ~Region)

F = 0.8999 on 4 and 108 df: p = 0.47

```
Estadístico de Wald sobre los parámetros

Análisis de encuestas de hogares con R

Evaluando la interacción de los modelos.

regTermTest(model = mod_loglin_int, ~Sex:Zone)

## Wald test for Sex:Zone
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region ## design = diseno, family = quasibinomial)
```

```
## design = diseno, family = quasibinomial)
## F = 0.006789 on 1 and 108 df: p= 0.93
```

regTermTest(model = mod_loglin_int, ~Sex:Region)

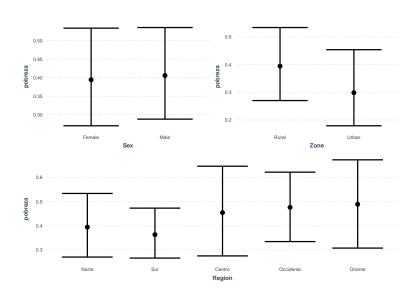
```
## Wald test for Sex:Region
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
## design = diseno, family = quasibinomial)
```

F = 1.058 on 4 and 108 df: p = 0.38

Análisis de encuestas de hogares con R

Evaluando los efectos en el modelo.

```
effe sex <- effect plot(mod loglin int,
                        pred = Sex.
                        interval = TRUE
effe Zona <-effect plot(mod loglin int,
                        pred = Zone,
                        interval = TRUE)
effe_Region <- effect_plot(mod_loglin_int,
                           pred = Region,
                           interval = TRUE)
(effe_sex |effe_Zona)/effe_Region
```



Modelo log lineal ajustado con Q_Weighting

Análisis de encuestas de hogares con R

Realizando el modelo con los QWeighting

```
fit wgt <- lm(wk ~ Sex + Zone + Region ,
              data = encuesta)
wgt_hat <- predict(fit_wgt)</pre>
encuesta %<>% mutate(wk2 = wk/wgt_hat)
diseno_qwgt <- encuesta %>%
  as_survey_design(
    strata = Stratum,
    ids = PSU.
    weights = wk2,
   nest = T
```

Modelo log lineal ajustado con Q_Weighting

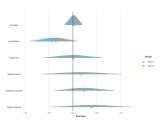
Análisis de encuestas de hogares con R

Defiendo la variable pobreza dentro de la base de datos.

Modelo log lineal ajustado con Q_Weighting

term	estimate	std.error	statistic	p.value
(Intercept)	-0.4644	0.2630	-1.7656	0.0802
SexMale	0.0241	0.0883	0.2726	0.7857
ZoneUrban	-0.3445	0.2311	-1.4903	0.1389
RegionSur	-0.0041	0.3116	-0.0130	0.9896
RegionCentro	0.1613	0.4270	0.3778	0.7063
RegionOccidente	0.2424	0.3147	0.7705	0.4426
RegionOriente	0.3937	0.4319	0.9115	0.3639

Plot de la distribución de los betas



Modelo log lineal ajustado

	exp_estimado	2.5 %	97.5 %
(Intercept)	0.6285	0.3732	1.058
SexMale	1.0244	0.8600	1.220
ZoneUrban	0.7086	0.4482	1.120
RegionSur	0.9960	0.5371	1.847
RegionCentro	1.1750	0.5043	2.738
RegionOccidente	1.2744	0.6832	2.377
RegionOriente	1.4824	0.6301	3.488

Estadístico de Wald sobre los parámetros

regTermTest(model = mod_loglin_qwgt, ~Sex)

Análisis de encuestas de

hogares con R

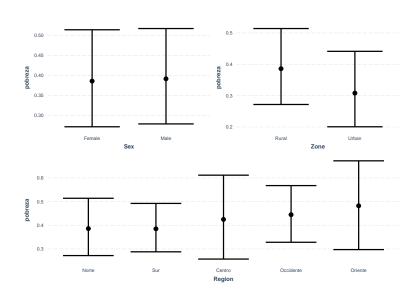
```
## Wald test for Sex
   in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
##
##
      family = quasibinomial)
## F = 0.0743 on 1 and 113 df: p = 0.79
 regTermTest(model = mod_loglin_qwgt, ~Zone)
## Wald test for Zone
    in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
      family = quasibinomial)
##
## F = 2.221 on 1 and 113 df: p = 0.14
```

Estadístico de Wald sobre los parámetros

```
regTermTest(model = mod_loglin_qwgt, ~Region)
```

```
## Wald test for Region
## in svyglm(formula = pobreza ~ Sex + Zone + Region
## family = quasibinomial)
## F = 0.4156 on 4 and 113 df: p= 0.8
```

```
effe_sex <- effect_plot(mod_loglin_qwgt,</pre>
                         pred = Sex,
                          interval = TRUE)
effe_Zona <-effect_plot(mod_loglin_qwgt,</pre>
                         pred = Zone,
                          interval = TRUE)
effe Region <- effect plot(mod loglin qwgt,
                             pred = Region,
                             interval = TRUE)
(effe sex |effe Zona)/effe Region
```



¡Gracias!

Análisis de encuestas de hogares con R

::: yellow *Email*: andres.gutierrez@cepal.org :::