Introducción Metodología Paquete ZOIP de R Aplicación a datos reales Estudio de simulación Conclusiones y trabajos futuros Referencias

# Modelo de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos y creación del paquete **ZOIP** en R

Juan Camilo Díaz Zapata Tutor: Freddy Hernández Barajas

Universidad de Nacional de Colombia Sede-Medellín

Escuela de Estadística



#### Contenido

- Introducción
- Metodología
  - Distribución ZOIP (Zeros Ones Inflated Proporcional)
  - Modelo de regresión ZOIP con efectos fijos
  - Modelo de regresión ZOIP con efectos mixtos
- Paquete ZOIP de R
- Aplicación a datos reales
- Estudio de simulación
- 6 Conclusiones y trabajos futuros
- Referencias



#### Motivación

 Variables de interés como porcentajes, proporciones y tasas inflados con ceros y/o unos, son comunes en estudios clínicos, financieros, económicos y sociales.

#### Motivación

- 1. Variables de interés como porcentajes, proporciones y tasas inflados con ceros y/o unos, son comunes en estudios clínicos, financieros, económicos y sociales.
- Los modelos de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos, son útiles para determinar el comportamiento de una variable proporcional a partir de variables consideradas como efectos fijos y aleatorios.

#### Motivación

- Variables de interés como porcentajes, proporciones y tasas inflados con ceros y/o unos, son comunes en estudios clínicos, financieros, económicos y sociales.
- Los modelos de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos, son útiles para determinar el comportamiento de una variable proporcional a partir de variables consideradas como efectos fijos y aleatorios.
- 3. La integración de los modelos estadísticos en un paquete del sistema computacional R permite que la utilización de los modelos estadísticos a problemas aplicados sea de gran facilidad para la comunidad estadística.

#### Estado del arte



## Planteamiento del problema

Cómo se podría realizar un modelo de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos, sobre las distribuciones beta o simplex, donde la estimación de sus parámetros sea vía máxima verosimilitud.

## Planteamiento del problema

- Cómo se podría realizar un modelo de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos, sobre las distribuciones beta o simplex, donde la estimación de sus parámetros sea vía máxima verosimilitud.
- 2. No existe un paquete en R que reúna las principales distribuciones y modelos de regresión de efectos fijos y mixtos para modelar los datos proporcionales inflados con ceros y/o unos vía máxima verosimilitud y la cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa.

## Planteamiento del problema

- Cómo se podría realizar un modelo de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos, sobre las distribuciones beta o simplex, donde la estimación de sus parámetros sea vía máxima verosimilitud.
- 2. No existe un paquete en R que reúna las principales distribuciones y modelos de regresión de efectos fijos y mixtos para modelar los datos proporcionales inflados con ceros y/o unos vía máxima verosimilitud y la cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa.

## Objetivo general

#### Objetivo general

Proponer una metodología para estimación de los parámetros de un modelo de regresión mixto para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos.

#### Distribución ZOIP (Zeros Ones Inflated Proporcional)

Si la variable aleatoria Y tiene distribución ZOIP con parámetros  $\mu$ ,  $\sigma$ ,  $p_0$  y  $p_1$ , se denotará como  $Y \sim \text{ZOIP}(\mu, \sigma, p_0, p_1)$ , la función de densidad de probabilidad está dada por:

$$g(y; \mu, \sigma, p_0, p_1) = \begin{cases} p_0 & \text{si } y = 0, \\ p_1 & \text{si } y = 1, \\ (1 - p_0 - p_1)f(y; \mu, \sigma) & \text{si } y \in (0, 1) \end{cases}$$

Distribuciones

#### Distribución ZOIP (Zeros Ones Inflated Proporcional)

La media y varianza de Y, están dadas por:

$$E(y) = p_1 + (1 - p_0 - p_1)E^*(y)$$

$$Var(y) = p_1(1 - p_1) +$$

$$+ (1 - p_0 - p_1) \left[ Var^*(y) + (p_0 + p_1) [E^*(y)]^2 - 2E^*(y)p_1 \right]$$

Sea  $y_1, y_2, \ldots, y_n$  variables aleatorias independientes tal que cada  $y_i$ , para  $i = 1, \ldots, n$ , tiene función de densidad de probabilidad dado por la distribución ZOIP con parámetros  $\mu = \mu_i$ ,  $\sigma = \sigma_i$ ,  $p_0 = p_{0i}$ , y  $p_1 = p_{1i}$ . Se asume que  $\mu_i$ ,  $\sigma_i$ ,  $p_{0i}$  y  $p_{1i}$  se definen como:

$$h_1(\mu_i) = \mathbf{x}_{i1}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\beta}_1,$$

$$h_2(\sigma_i) = \mathbf{x}_{i2}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\beta}_2,$$

$$h_3(p_{0i}) = \mathbf{x}_{i3}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\beta}_3,$$

$$h_4(p_{1i}) = \mathbf{x}_{i4}^{\mathsf{T}} \boldsymbol{\beta}_4$$

$$(1)$$

#### Estimación vía máxima verosimilitud

La función de verosimilitud para  $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}_1^\top, \boldsymbol{\beta}_2^\top, \boldsymbol{\beta}_3^\top, \boldsymbol{\beta}_4^\top)^\top$ , basado en una muestra  $\mathbf{y}_i$  de tamaño n de observaciones independientes, es de la forma:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^{n} g(\mathbf{y}_{i}; \mu_{i}, \sigma_{i}, p_{0i}, p_{1i}) = \prod_{i=1}^{n} f_{0}(\mathbf{y}_{i}; p_{0i}) \prod_{i=1}^{n} f_{1}(\mathbf{y}_{i}; p_{1i}) \prod_{i=1}^{n} f_{2}(\mathbf{y}_{i}; \mu_{i}, \sigma_{i})$$

donde las funciones  $f_0(\mathbf{y}_i; p_{0i})$  y  $f_1(\mathbf{y}_i; p_{1i})$  son explicadas por:

$$f_j(\mathbf{y}_i; p_{ji}) = p_{ji}^{S_j(y_i)} (1 - p_{ji})^{1 - S_j(y_i)} \quad ; \quad j = 0, 1$$

Con

$$S_j(y_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i = j \\ 0 & \text{si } y_i \neq j \end{cases} ; \quad j = 0, 1$$

#### Estimación vía máxima verosimilitud

$$\ell(\boldsymbol{\theta}) = \ell_0(\boldsymbol{\beta_3}) + \ell_1(\boldsymbol{\beta_4}) + \ell_2(\boldsymbol{\beta_1}, \boldsymbol{\beta_2})$$

$$\ell_0(\boldsymbol{\beta_3}) = \sum_{i=1}^n p_{0i}^{S_0(y_i)} (1 - p_{0i})^{1 - S_0(y_i)}$$

$$\ell_1(\boldsymbol{\beta_4}) = \sum_{i=1}^n p_{1i}^{S_1(y_i)} (1 - p_{1i})^{1 - S_1(y_i)}$$

$$\ell_2(\boldsymbol{\beta_1}, \boldsymbol{\beta_2}) = \sum_{i=1: y_i \in (0,1)}^n f_3(y_i; \mu_i, \sigma_i)$$

Con  $p_{0i} = h_3^{-1}(\mathbf{x}_{i3}^{\top}\boldsymbol{\beta}_3), p_{1i} = h_4^{-1}(\mathbf{x}_{i4}^{\top}\boldsymbol{\beta}_4), \mu_i = h_1^{-1}(\mathbf{x}_{i1}^{\top}\boldsymbol{\beta}_1) \text{ y } \sigma_i = h_2^{-1}(\mathbf{x}_{i2}^{\top}\boldsymbol{\beta}_2)$  como se definió en (1).

 Los efectos aleatorios sobre un modelo de regresión ocurren cuando los datos dependen o se puede ver afectados por una variable netamente identificativa.

- Los efectos aleatorios sobre un modelo de regresión ocurren cuando los datos dependen o se puede ver afectados por una variable netamente identificativa.
- Un modelo de regresión con efectos mixtos es útil porque se contempla de manera correcta el problema, ya que hay correlación entre las observaciones.

- Los efectos aleatorios sobre un modelo de regresión ocurren cuando los datos dependen o se puede ver afectados por una variable netamente identificativa.
- Un modelo de regresión con efectos mixtos es útil porque se contempla de manera correcta el problema, ya que hay correlación entre las observaciones.
- Un modelo de regresión con efectos mixtos es útil por la forma de determinar los parámetros de un efecto aleatorio.

Sea  $y_{ij}$  la j-ésima medida del i-ésimo grupo, una formulación matemática para el modelo es la siguiente:

$$y_{ij}|\gamma_{1i}, \gamma_{2i} \stackrel{\text{ind}}{\sim} ZOIP(\mu_{ij}, \sigma_{ij}, p_{0ij}, p_{1ij}),$$

$$h_{1}(\mu_{ij}) = \mathbf{x}_{ij1}^{\top} \boldsymbol{\beta}_{1} + \gamma_{1i},$$

$$h_{2}(\sigma_{ij}) = \mathbf{x}_{ij2}^{\top} \boldsymbol{\beta}_{2} + \gamma_{2i},$$

$$h_{3}(p_{0ij}) = \mathbf{x}_{ij3}^{\top} \boldsymbol{\beta}_{3},$$

$$h_{4}(p_{1ij}) = \mathbf{x}_{ij4}^{\top} \boldsymbol{\beta}_{4},$$

$$\gamma_{1i} \stackrel{\text{i.i.d}}{\sim} N(0, \lambda_{1}^{2}),$$

$$\gamma_{2i} \stackrel{\text{i.i.d}}{\sim} N(0, \lambda_{2}^{2}),$$

$$(2)$$

con 
$$i = 1, 2, ..., N$$
 y  $j = 1, 2, ..., n_i$ .



## Estimación vía máxima verosimilitud y AGHQ

El vector de parámetros para el modelo (2) es  $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}_1^\top, \boldsymbol{\beta}_2^\top, \boldsymbol{\beta}_3^\top, \boldsymbol{\beta}_4^\top, \lambda_1, \lambda_2)^\top$  y de esa forma la funcion de log-verosimilitud  $\ell(\boldsymbol{\theta})$  esta dado por:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{N} log \left[ \int_{\mathbb{R}^2} \prod_{j=1}^{n_i} f_y(y_{ij}|\gamma_{1i}, \gamma_{2i}; \boldsymbol{\beta_1}, \boldsymbol{\beta_2}, \boldsymbol{\beta_3}, \boldsymbol{\beta_4}) \cdot f(\gamma_{1i}|\lambda_1) f(\gamma_{2i}|\lambda_2) d\gamma_{1i} d\gamma_{2i} \right]$$

#### Estimación vía máxima verosimilitud y AGHQ

Para encontrar el punto máximo de la función de log-verosimilitud anterior, es necesario realizar una aproximación por medio de la cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa con o sin *pruning*, que permita encontrar dicho máximo.

$$\ell(\boldsymbol{\theta}) \approx \sum_{i=1}^{N} log \left[ \sum_{k_1=1}^{Q_1} \sum_{k_2=1}^{Q_2} \prod_{j=1}^{n_i} f(y_{ij} | \sqrt{2}\lambda_1 z_{k_1}, \sqrt{2}\lambda_2 z_{k_2}; \boldsymbol{\beta_1}, \boldsymbol{\beta_2}, \boldsymbol{\beta_3}, \boldsymbol{\beta_4}) \cdot \frac{w_{k_1} w_{k_2}}{\pi} \right]$$

AGHO

## Instalación del Paquete $\mathbf{ZOIP}$ de $\mathsf{R}$

Para acceder a la última versión del paquete **ZOIP** se encuentra ubicada en GitHub, el cual es un alojamiento de repositorios Git, para obtener dicha versión es necesario ejecutar el siguiente código que instala el paquete **devtools**, que es necesario para descargar el paquete **ZOIP**.

```
#Para instalar la version disponible en el CRAN
install.packages("ZOIP")

#Para instalar la version en desarrollo desde GitHub
if (!require("devtools")) install.packages("devtools")
devtools::install_github("jucdiaz/ZOIP", force = TRUE)
library(ZOIP) # Carga el paquete
```

#### Funciones en el paquete ZOIP

El paquete **ZOIP** de R es útil para ajustar distribución ZOIP, modelos de regresión de efectos fijos y mixtos para datos proporcionales inflados con ceros y/o unos. Estas son las principales funciones:

dZ0IP

pZOIP

qZ0IP

rZ0IP

RM.ZOIP

RMM.ZOIP



#### Función RM.ZOIP

#### Función RMM.ZOIP

#### Ejemplo:

# Ajuste distribución ZOIP

Ajuste de una distribución ZOIP a datos reales sobre la utilización de una tarjeta de crédito (tdc) en un banco de Colombia.

## Ajuste distribución ZOIP

Ajuste de una distribución ZOIP a datos reales sobre la utilización de una tarjeta de crédito (tdc) en un banco de Colombia.

```
RM.ZOIP(data = porc_tdc, family = "R-S")
RM.ZOIP(data = porc_tdc, family = "F-C")
RM.ZOIP(data = porc_tdc, family = "Original")
RM.ZOIP(data = porc_tdc, family = "Simplex")
```

## Ajuste distribución ZOIP

Familia	Parámetro	Estimación	Error estándar	Valor P	Log-Verosimilitud	
R-S	μ	0.4040	0.0037	$< 2.2e^{-16}$		
	$\sigma$	0.6601	0.0027	$< 2.2e^{-16}$	5854.067	
	$p_0$	0.2219	0.0043	$< 2.2e^{-16}$	00011001	
	$p_1$	0.0695	0.0027	$< 2.2e^{-16}$		
F-C	$\mu$	0.4040	0.0037	$< 2.2e^{-16}$		
	$\sigma$	0.4040	0.0037	$< 2.2e^{-16}$	5854.067	
	$p_0$	0.2219	0.0043	$< 2.2e^{-16}$	333 1.001	
	$p_1$	0.0695	0.0027	$< 2.2e^{-16}$		
original	μ	0.5233	0.0080	$< 2.2e^{-16}$		
	$\sigma$	0.7719	0.0130	$< 2.2e^{-16}$	5854.067	
	$p_0$	0.2219	0.0043	$< 2.2e^{-16}$		
	$p_1$	0.0695	0.0027	$< 2.2e^{-16}$		
simplex	$\mu$	0.5741	0.0010	$< 2.2e^{-16}$		
	$\sigma$	4885.44	18.2430	$< 2.2e^{-16}$	54425.63	
	$p_0$	0.1497	0.0032	$< 2.2e^{-16}$		
	$p_1$	0.0090	0.0004	$< 2.2e^{-16}$		

Cuadro 1: Ajuste de diferentes distribuciones ZOIP en el porcentaje de utilización de una tdc, en un banco colombiano. Fuente: Cortesía del banco.

## Ajuste distribución ZOIP

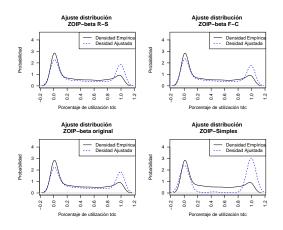


Figura 1: Ajuste de diferentes distribuciones y parametrizaciones ZOIP al porcentaje de utilización de una tdc.

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP

Se ajusto un modelo de regresión ZOIP mediante el paquete **ZOIP**, que permitió explicar el comportamiento utilización de una tdc mediante unas variables dadas.

$$y_{i} \sim ZOIP(\mu_{i}, \sigma_{i}, p_{0i}, p_{1i}), \quad i = 1, 2, \dots, 9206$$

$$h_{1}(\mu_{i}) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \beta_{13}x_{3i},$$

$$h_{2}(\sigma_{i}) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \beta_{23}x_{3i},$$

$$h_{3}(p_{0i}) = \beta_{30} + \beta_{31}x_{1i} + \beta_{32}x_{2i} + \beta_{33}x_{3i},$$

$$h_{4}(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{1i} + \beta_{42}x_{2i} + \beta_{43}x_{3i},$$

 $y_i$  es el porcentaje de utilización de la i-ésima tdc.

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP

Se ajusto un modelo de regresión ZOIP mediante el paquete **ZOIP**, que permitió explicar el comportamiento utilización de una tdc mediante unas variables dadas.

$$y_{i} \sim ZOIP(\mu_{i}, \sigma_{i}, p_{0i}, p_{1i}), \quad i = 1, 2, \dots, 9206$$

$$h_{1}(\mu_{i}) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \beta_{13}x_{3i},$$

$$h_{2}(\sigma_{i}) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \beta_{23}x_{3i},$$

$$h_{3}(p_{0i}) = \beta_{30} + \beta_{31}x_{1i} + \beta_{32}x_{2i} + \beta_{33}x_{3i},$$

$$h_{4}(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{1i} + \beta_{42}x_{2i} + \beta_{43}x_{3i},$$

 $y_i$  es el porcentaje de utilización de la i-ésima tdc.

 $x_{1i}$  es el valor del **score** del *i*-ésimo individuo asociada a la tarjeta de crédito.

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP

Se ajusto un modelo de regresión ZOIP mediante el paquete **ZOIP**, que permitió explicar el comportamiento utilización de una tdc mediante unas variables dadas.

$$y_{i} \sim ZOIP(\mu_{i}, \sigma_{i}, p_{0i}, p_{1i}), \quad i = 1, 2, \dots, 9206$$

$$h_{1}(\mu_{i}) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \beta_{13}x_{3i},$$

$$h_{2}(\sigma_{i}) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \beta_{23}x_{3i},$$

$$h_{3}(p_{0i}) = \beta_{30} + \beta_{31}x_{1i} + \beta_{32}x_{2i} + \beta_{33}x_{3i},$$

$$h_{4}(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{1i} + \beta_{42}x_{2i} + \beta_{43}x_{3i},$$

 $y_i$  es el porcentaje de utilización de la i-ésima tdc.

 $x_{1i}$  es el valor del **score** del *i*-ésimo individuo asociada a la tarjeta de crédito.

 $x_{2i}$  es valor del **promedio de cuotas** al que difiere sus compras de la i-ésima tarjeta de crédito.

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP

Se ajusto un modelo de regresión ZOIP mediante el paquete **ZOIP**, que permitió explicar el comportamiento utilización de una tdc mediante unas variables dadas.

$$y_{i} \sim ZOIP(\mu_{i}, \sigma_{i}, p_{0i}, p_{1i}), \quad i = 1, 2, \dots, 9206$$

$$h_{1}(\mu_{i}) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \beta_{13}x_{3i},$$

$$h_{2}(\sigma_{i}) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \beta_{23}x_{3i},$$

$$h_{3}(p_{0i}) = \beta_{30} + \beta_{31}x_{1i} + \beta_{32}x_{2i} + \beta_{33}x_{3i},$$

$$h_{4}(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{1i} + \beta_{42}x_{2i} + \beta_{43}x_{3i},$$

 $y_i$  es el porcentaje de utilización de la i-ésima tdc.

 $x_{1i}$  es el valor del **score** del *i*-ésimo individuo asociada a la tarjeta de crédito.

 $x_{2i}$  es valor del **promedio de cuotas** al que difiere sus compras de la i-ésima tarjeta de crédito.

 $x_{3i}$  es el valor del **cupo otorgado** de la i-ésima tarjeta de crédito.

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP

Familia	Parámetro	$\beta$ 's	Estimación	Error estándar	Valor P	Log-Verosimilitud
		$\hat{\beta}_{10}$	-0.046	0.050	0.3618	
	$\mu$	$\hat{\beta}_{11}$	-0.354	0.107	0.0009	
		$\hat{\beta}_{12}$	0.022	0.002	$< 2.2e^{-16}$	
		$\hat{\beta}_{13}$	-0.025	0.009	0.0074	
R-S	σ	$\hat{\beta}_{20}$	0.822	0.038	$< 2.2e^{-16}$	
		$\hat{\beta}_{21}$	-0.197	0.078	0.0114	-5414.738
		$\hat{\beta}_{22}$	-0.006	0.002	0.0013	
		$\hat{\beta}_{23}$	-0.003	0.007	0.6741	
	$p_0$	$\hat{\beta}_{30}$	-1.496	0.101	$< 2.2e^{-16}$	
		$\hat{\beta}_{31}$	0.724	0.185	$8.87e^{-5}$	
		$\hat{\beta}_{32}$	-0.153	0.009	$< 2.2e^{-16}$	
		$\hat{\beta}_{33}$	0.002	0.015	0.1243	
		$\hat{\beta}_{40}$	-1.480	0.095	$< 2.2e^{-16}$	
	$p_1$	$\hat{\beta}_{41}$	-0.630	0.254	0.0132	
		$\hat{\beta}_{42}$	0.011	0.006	0.0666	
		$\hat{\beta}_{43}$	-0.069	0.022	0.0022	

Cuadro 2: Parámetros regresores estimados de un modelo de regresión ZOIP-beta con parametrización Rigby y Stasinopoulos (2005) en el porcentaje de utilización de una tdc. Con un criterio de convergencia de  $1e^{-10}$ 

#### Aplicación modelo de regresión ZOIP mixto

Se planteó un modelo de regresión ZOIP-beta con intercepto aleatorio en el parámetro de la media y la varianza, dado por la variable *ciudad* y un efecto fijo en la media y la varianza dado por la variable *total mora*, para la variable respuesta porcentaje de utilización de una tdc.

$$y_{ij}|\gamma_{1i}, \gamma_{2i} \stackrel{\text{ind}}{\sim} ZOIP(\mu_{ij}, \sigma_{ij}, p_0, p_1),$$

$$h_1(\mu_{ij}) = \beta_{10} + \gamma_{1i} + \beta_{11}x_{1ij},$$

$$h_2(\sigma_{ij}) = \beta_{20} + \gamma_{2i} + \beta_{21}x_{1ij},$$

$$h_3(p_0) = \beta_{30},$$

$$h_4(p_1) = \beta_{40},$$

con  $\gamma_{1i} \sim N(0, \lambda_1^2)$  y  $\gamma_{2i} \sim N(0, \lambda_2^2)$ .

 $y_{ij}$  es el porcentaje de utilización de la *j*-ésima tdc perteneciente a la *i*-ésima ciudad, i = 1, 2, ..., 10 y j = 1, 2, ..., 15.

 $x_{1ij}$ : es el valor del tiempo en mora en meses de la j-ésima t<br/>dc asociada a la i-ésima ciudad.

## Aplicación modelo de regresión ZOIP mixto

Parámetro	$\beta$ 's	Estimación	Error estándar	Valor P
	$\hat{\beta}_{10}$	-1.13	0.24	$5.4e^{-6}$
$\mu$	$\hat{\beta}_{11}$	0.33	0.13	0.008
	$\hat{\lambda}_1$	0.51	0.304	0.093
	$\hat{\beta}_{20}$	0.33	0.20	0.095
σ	$\hat{\beta}_{21}$	0.14	0.09	0.157
	$\hat{\lambda}_2$	0.40	0.31	0.199
$p_0$	$\hat{\beta}_{30}$	0.23	0.03	$3.4e^{-11}$
$p_1$	$\hat{\beta}_{40}$	0.07	0.02	0.0011

Cuadro 3: Estimación de los efectos fijos y los componentes de varianza  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  del modelo de regresión ZOIP mixto para el porcentaje utilización de una tdc.

## Aplicación modelo de regresión ZOIP mixto

El modelo propuesto se puede reescribir con los parámetros estimados así:

$$y_{ij}|\gamma_{1i}, \gamma_{2i} \stackrel{\text{ind}}{\sim} ZOIP(\mu_{ij}, \sigma_{ij}, p_0, p_1),$$

$$h_1(\mu_{ij}) = -1.13 + \gamma_{1i} + 0.33x_{1ij},$$

$$h_2(\sigma_{ij}) = 0.33 + \gamma_{2i} + 0.14x_{1ij},$$

$$h_3(p_0) = 0.23,$$

$$h_4(p_1) = 0.07,$$

donde  $\gamma_{1i} \sim N(0, 0.51^2)$  y  $\gamma_{2i} \sim N(0, 0.40^2)$ .

1. Determinar el desempeño del proceso de estimación de los parámetros.

- 1. Determinar el desempeño del proceso de estimación de los parámetros.
- 2. Observar la funcionalidad de las funciones del paquete  ${f ZOIP}.$

- 1. Determinar el desempeño del proceso de estimación de los parámetros.
- 2. Observar la funcionalidad de las funciones del paquete **ZOIP**.
- Determinar los mejores escenarios de simulación para la estimación de los parámetros de acuerdo con el modelo propuesto.

- 1. Determinar el desempeño del proceso de estimación de los parámetros.
- 2. Observar la funcionalidad de las funciones del paquete **ZOIP**.
- Determinar los mejores escenarios de simulación para la estimación de los parámetros de acuerdo con el modelo propuesto.
- Conocer el tamaño muestral mínimo para obtener una estimación razonablemente buena de los parámetros de los modelos propuestos.

**Escenario 1:** Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 0.2, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [9].

Escenario 1: Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 0.2, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [9].

Escenario 2: Distribución ZOIP-beta $(\mu=0.6, \sigma=24, p_0=0.03, p_1=0.05)$  para el caso de la parametrización de [1].

Escenario 1: Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 0.2, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [9].

Escenario 2: Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 24, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [1].

**Escenario 3:** Distribución ZOIP-beta $(\mu = 14.4, \sigma = 9.6, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  en la parametrización original.

Escenario 1: Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 0.2, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [9].

**Escenario 2:** Distribución ZOIP-beta $(\mu = 0.6, \sigma = 24, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  para el caso de la parametrización de [1].

Escenario 3: Distribución ZOIP-beta $(\mu = 14.4, \sigma = 9.6, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05)$  en la parametrización original.

Escenario 4: Distribución ZOIP-simplex ( $\mu = 0.4, \sigma = 0.2, p_0 = 0.03, p_1 = 0.05$ ).

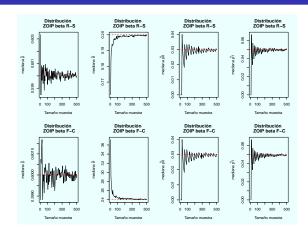


Figura 2: Mediana de los parámetros estimados en el escenario 1 y 2 para distintos valores de n, las líneas rojas representan el verdadero valor del parámetro.

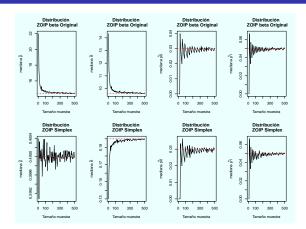


Figura 3: Mediana de los parámetros estimados en el escenario 3 y 4 para distintos valores de n, las líneas rojas representan el verdadero valor del parámetro.

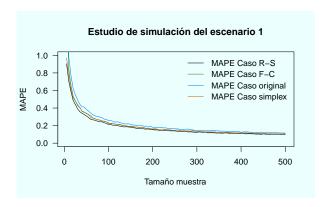


Figura 4: Mape (Error porcentual absoluto medio)  $\sum_{i=1}^{n} (|y_i - \hat{y}_i/y_i|)/n$  para los escenarios de simulación y para distintos valores de n.

Estructura del modelo de regresión ZOIP con efectos fijos, asociada a los estudios de simulación.

$$y_i \sim ZOIP(\mu_i, \sigma_i, p_{0i}, p_{1i}),$$

$$h_1(\mu_i) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i},$$

$$h_2(\sigma_i) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i},$$

$$h_3(p_{0i}) = \beta_{30},$$

$$h_4(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{2i}$$

Escenario 1, 2, 3:  $\mu$ :  $\beta_{10} = 0.2$ ,  $\beta_{11} = -1$  -  $\sigma$ :  $\beta_{20} = 0.3$ ,  $\beta_{21} = 3$ ,  $\beta_{22} = 0.9$  -  $p_0$ :  $\beta_{30} = 0.07$  -  $p_1$ :  $\beta_{40} = 0.02$ ,  $\beta_{41} = -4$  con la parametrización de [1], original y simplex.

Estructura del modelo de regresión ZOIP con efectos fijos, asociada a los estudios de simulación.

$$y_i \sim ZOIP(\mu_i, \sigma_i, p_{0i}, p_{1i}),$$

$$h_1(\mu_i) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i},$$

$$h_2(\sigma_i) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i},$$

$$h_3(p_{0i}) = \beta_{30},$$

$$h_4(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{2i}$$

Escenario 1, 2, 3:  $\mu$ :  $\beta_{10} = 0.2$ ,  $\beta_{11} = -1$  -  $\sigma$ :  $\beta_{20} = 0.3$ ,  $\beta_{21} = 3$ ,  $\beta_{22} = 0.9$  -  $p_0$ :  $\beta_{30} = 0.07$  -  $p_1$ :  $\beta_{40} = 0.02$ ,  $\beta_{41} = -4$  con la parametrización de [1], original y simplex.

Escenario 4:  $\mu$ :  $\beta_{10}=0.2$ ,  $\beta_{11}=-1$  -  $\sigma$ :  $\beta_{20}=0.3$ ,  $\beta_{21}=-2$ ,  $\beta_{22}=-4$  -  $p_0$ :  $\beta_{30}=0.07$  -  $p_1$ :  $\beta_{40}=0.02$ ,  $\beta_{41}=-4$  con la parametrización de [9].

Estructura del modelo de regresión ZOIP con efectos fijos, asociada a los estudios de simulación.

$$y_i \sim ZOIP(\mu_i, \sigma_i, p_{0i}, p_{1i}),$$

$$h_1(\mu_i) = \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i},$$

$$h_2(\sigma_i) = \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i},$$

$$h_3(p_{0i}) = \beta_{30},$$

$$h_4(p_{1i}) = \beta_{40} + \beta_{41}x_{2i}$$

Escenario 1, 2, 3:  $\mu$ :  $\beta_{10} = 0.2$ ,  $\beta_{11} = -1$  -  $\sigma$ :  $\beta_{20} = 0.3$ ,  $\beta_{21} = 3$ ,  $\beta_{22} = 0.9$  -  $p_0$ :  $\beta_{30} = 0.07$  -  $p_1$ :  $\beta_{40} = 0.02$ ,  $\beta_{41} = -4$  con la parametrización de [1], original y simplex.

Escenario 4:  $\mu$ :  $\beta_{10}=0.2$ ,  $\beta_{11}=-1$  -  $\sigma$ :  $\beta_{20}=0.3$ ,  $\beta_{21}=-2$ ,  $\beta_{22}=-4$  -  $p_0$ :  $\beta_{30}=0.07$  -  $p_1$ :  $\beta_{40}=0.02$ ,  $\beta_{41}=-4$  con la parametrización de [9].

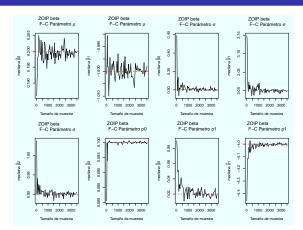


Figura 5: Simulación de un modelo de regresión ZOIP-beta para la parametrización F-C con diferentes valores de n.

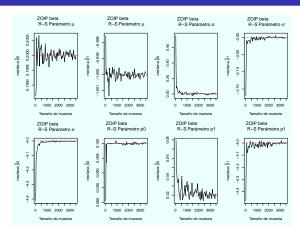


Figura 6: Simulación de un modelo de regresión ZOIP-beta para la parametrización R-S con diferentes valores de n.

Γ	Familia	$\mu$		σ			$p_0$	$p_1$	
L		$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{eta}_2$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$
Γ	R-S	1.25	0.32	1.45	2.55	1.38	4.86	383.09	4.88
- 1	F-C	14.22	3.96	22.21	2.9	10.14	4.86	91.21	4.88
- 1	original	22.34	8.03	22.55	3.62	8.69	4.84	90.58	4.96
	simplex	13.93	5.89	24.49	3.11	11.01	4.85	91.15	4.81

Cuadro 4: Mediana del MAPE (Error porcentual absoluto medio) en porcentaje para los diferentes Parámetros en las diferentes parametrizaciones.

El modelo de regresión ZOIP mixto en el cual se basa el estudio de simulación se muestra a continuación:

$$y_{ij}|\gamma_{1i}, \gamma_{2i} \stackrel{\text{ind}}{\sim} ZOIP(\mu_{ij}, \sigma_{ij}, p_0, p_1),$$

$$h_1(\mu_{ij}) = -1.13 + \gamma_{1i} + 0.33x_{1ij},$$

$$h_2(\sigma_{ij}) = 0.33 + \gamma_{2i} + 0.14x_{1ij},$$

$$h_3(p_0) = 0.23,$$

$$h_4(p_1) = 0.07,$$

donde  $\gamma_{1i} \sim N(0, 0.51^2)$  y  $\gamma_{2i} \sim N(0, 0.40^2)$ .

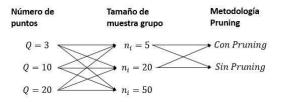


Figura 7: Esquema de simulación.

En el estudio de simulación se plantearon 18 escenarios de simulación y se realizaron 1000 réplicas en cada escenario.

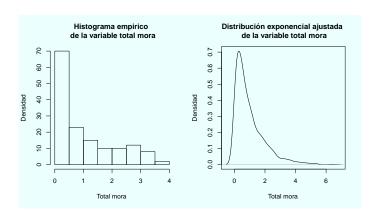


Figura 8: Ajuste de la distribución exponencial a la variable total mora

		Con pruning			Sin pruning		
Parámetro	$\beta$ 's	$n_i = 5$	$n_i = 20$	$n_i = 50$	$n_i = 5$	$n_i = 20$	$n_i = 50$
	$\beta_{10} = -1.13$	-1.137	-1.110	-1.076	-1.128	-1.120	-1.080
$\mu$	$\beta_{11} = 0.33$	0.321	0.327	0.326	0.331	0.330	0.327
	$\lambda_1 = 0.51$	0.879	0.576	0.507	0.882	0.568	0.498
	$\beta_{20} = 0.33$	0.445	0.380	0.336	0.452	0.377	0.345
σ	$\beta_{21} = 0.14$	0.072	0.118	0.132	0.066	0.121	0.133
	$\lambda_2 = 0.4$	0.728	0.450	0.396	0.727	0.456	0.398
$p_0$	$\beta_{30} = 0.23$	0.220	0.230	0.230	0.220	0.230	0.230
$p_1$	$\beta_{40} = 0.07$	0.060	0.070	0.070	0.060	0.070	0.072
Med tiempo(Seg)		115.72	130.85	140.58	61.69	163.36	218.68
Med num. iter	·	22	30	34	22	30	34

Cuadro 5: Mediana de los parámetros estimados en el modelo ZOIP mixto para tres tamaños de muestra y con la estrategia de "con y sin pruning" y para todos los valores de Q.

		Con pruning			Sin pruning		
Parámetro	β's	Q = 3	Q = 10	Q = 20	Q = 3	Q = 10	Q = 20
	$\beta_{10} = -1.13$	-1.122	-1.069	-1.120	-1.117	-1.076	-1.129
$\mu$	$\beta_{11} = 0.33$	0.323	0.322	0.333	0.334	0.322	0.329
	$\lambda_1 = 0.51$	0.632	0.626	0.634	0.629	0.616	0.623
	$\beta_{20} = 0.33$	0.400	0.365	0.366	0.382	0.379	0.373
σ	$\beta_{21} = 0.14$	0.117	0.119	0.120	0.123	0.117	0.121
	$\lambda_2 = 0.4$	0.490	0.487	0.491	0.501	0.482	0.486
$p_0$	$\beta_{30} = 0.23$	0.228	0.228	0.226	0.226	0.226	0.226
$p_1$	$\beta_{40} = 0.07$	0.068	0.070	0.070	0.070	0.068	0.070
Med tiempo(Seg)		75.295	128.28	271.825	74.295	162.35	367.545
Med num. iter		30	29	29	29	29	29

Cuadro 6: Mediana de los parámetros estimados en el modelo ZOIP mixto para tres diferentes números de puntos de la cuadratura de Gauss-Hermite y con la estrategia de "con y sin pruninq" y para todos los tamaños de muestra.

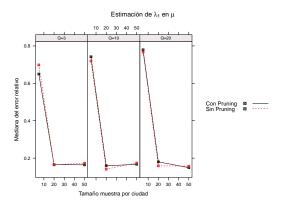


Figura 9: Mediana del error relativo para la estimación del parámetro  $\lambda_1$  desviación estándar del intercepto aleatorio asociado a la  $\mu$ , variando el tamaño de muestra, el número de puntos de la cuadratura y la utilización de *pruning*.

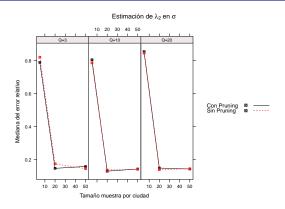


Figura 10: Mediana del error relativo para la estimación del parámetro  $\lambda_2$  desviación estándar del intercepto aleatorio asociado a  $\sigma$ , variando el tamaño de muestra, el número de puntos de la cuadratura y la utilización de pruning.

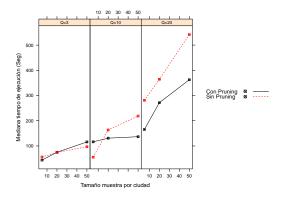


Figura 11: Mediana del tiempo de ejecución del modelo de regresión ZOIP mixto, bajo la función de RMM.ZOIP del paquete ZOIP de R.

#### Estudio de simulación: Conclusiones

- 1. Los factores que más influyen sobre la estimación es el tamaño de muestra de cada uno de los grupos, es decir  $n_i$ , ya que este factor hace que el error relativo de la estimación de todos los parámetros se vea reducido considerablemente cuando se aumenta.
- 2. El hecho de utilizar la metodología pruning hace que los valores de las estimaciones de los parámetros del modelo no cambien, pero sí que el tiempo de ejecución se vea reducido en un  $50\,\%$ .
- El efecto del número de puntos de la cuadratura de Gauss-Hermite no influye demasiado en la estimación de los parámetros de efectos fijos y aleatorios.

#### Conclusiones

- 1. Los modelos de regresión y distribución ZOIP propuestos son muy flexibles, ya que permite obtener diferentes opciones de modelado en una sola función.
- 2. Los modelos de regresión y distribución ZOIP permiten ajustarse a datos que se encuentran inflados solo con ceros o solo con unos, incluso a datos proporcionales no inflados.
- Sobre la aplicación a datos reales se nota la utilidad, facilidad y convergencia de los modelos propuestos para explicar una problemática real de una compañía.
- 4. El paquete **ZOIP** se implementan diferentes funciones, con el objetivo de que sean utilizados los modelos de regresión ZOIP por un usuario. Dicho paquete muestra convergencia de sus funciones desarrollados, por medio de los estudios de simulación.



#### Referencias

#### Resultados

- ✔ Publicación del paquete ZOIP en el CRAN de R.
- ✓ Articulo científico en una revista nacional indexada a Colciencias, Universidad Santo Tomas.
- ✔ Presentación de la distribución ZOIP en el simposio internacional de estadística 2017.
- ✔ Presentación del paquete ZOIP en el LatinR 2018, a realizarse el próximo mes de septiembre en Buenos Aires - Argentina.

# Trabajos futuros

- ☼ Incluir un análisis de selección de variables en los modelos de regresión ZOIP fijos y mixtos.
- △ Incluir interceptos aleatorios en los parámetros asociados a la inflación de la distribución ZOIP, en el modelo de regresión ZOIP mixto propuesto en este trabajo.
- ☼ Incluir pendientes aleatorias en los diferentes parámetros de la regresión ZOIP.
- ☼ Incluir más funciones de método S3 en el paquete ZOIP, tales como plot, predict AIC, BIC, entre otras.
- ☼ Realizar mejoras continuas del paquete ZOIP, a medida que se vayan adquiriendo retroalimentaciones de los usuarios que utilizan el paquete.
- ☼ Extender los estudios de simulación del modelo de regresión ZOIP mixto, cuando se tienen muestras no balanceadas y demás parametrizaciones de la distribución ZOIP-beta y la distribución ZOIP-simplex.

#### Referencias I



S. Ferrari and F. Cribari-Neto.

Beta regression for modelling rates and proportions.

Journal of applied statistics, 31(7):799–815, 2004.



D. Galvis and V. Lachos.

Bayesian analysis of regression models for proportional data in the presence of zeros and ones.

PhD thesis, Estatal University of Campinas, 2014.



B. Jørgensen.

The theory of dispersion models.

Computational statistics and Data analysis, 76, 1997.

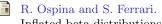


B. Jørgensen and Barndorff-Nielsen.

Some parametric models on the simplex.

Journal of multivariate analysis, 39(1):106–116, 1991.

#### Referencias II



Inflated beta distributions online: doi:10.1007/s00362-008-0125-4. Statitical papers, 2010.

R. Ospina and S. Ferrari.

A general class of zero-or-one inflated beta regression models. Computational Statistics and Data Analysis, 56(6):1609–1623, 2012.

Z. Qiu, P. Song, and M. Tan. Simplex mixed-effects models for longitudinal proportional data. Scandinavian Journal of Statistics, 35(4):577-596, 2008.

R Core Team.

R: A Language and Environment for Statistical Computing.
R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2018.

#### Referencias III



B. Rigby and M. Stasinopoulos. Generalized additive models for location, scale and shape. Applied Statistical, 54(3):507–554, 2005.



B. Rigby and M. Stasinopoulos. Instructions on how to use the gamlss package in r. Computational statistics and Data analysis, 2:194–195, 2008.



O. Usuga and V. Giampaoli.
Modelos de regressão beta com efeitos aleatórios normais e não normais para datos longitudinais.
PhD thesis, Universidade de São Paulo, 2013.



A. Zeileis, F. Cribari-Neto, and B. Grün. Beta regression in r. Journal of statistical software, 34(2):1–24, 2010.

40 40 40 40 40 60 60

#### Referencias IV



P. Zhang, Z. Qiu, and C. Shi.

simplex reg: An r package for regression analysis of proportional data using the simplex distribution.

Journal of Statistical Sftware, 71(11), 2016.

Introducció Metodologí Paquete ZOIP de F Aplicación a datos reale; Estudio de simulació Conclusiones y trabajos futuros

# Muchas Gracias...

# Distribución beta original.

La función de densidad de probabilidad de la distribución beta con parámetros p y q es denotada por Be(p,q) y es dada por:

$$f(y; p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} y^{p-1} (1-y)^{q-1} \quad ; \quad 0 < y < 1 \quad , \tag{3}$$

donde los parámetros  $p>0,\ q>0$  y  $\Gamma(\cdot)$  es la función gamma. El valor esperado y la varianza de y están dadas por:

$$E(y) = \frac{p}{p+q} \tag{4}$$

$$Var(y) = \frac{pq}{(p+q)^2(p+q+1)}$$
 (5)

Volve

## Distribución beta parametrización Ferrari y Cribari-Neto(2004).

La función de densidad de probabilidad de la distribución beta con parámetros  $\mu$  y  $\phi$  denotado por  $Be(\mu,\phi)$  está dada por:

$$f(y; \mu, \phi) = \frac{\Gamma(\phi)}{\Gamma(\mu\phi)\Gamma((1-\mu)\phi)} y^{\mu\phi-1} (1-y)^{(1-\mu)\phi-1} \quad ; \quad 0 < y < 1$$
 (6)

donde 0 <  $\mu$  < 1 y  $\phi$  > 0. El valor esperado y la varianza de y están dados por:

$$E(y) = \mu \tag{7}$$

$$Var(y) = \frac{\mu(1-\mu)}{1+\phi} \tag{8}$$

# Distribución beta parametrización Rigby y Stasinopoulos(2008).

La función de densidad de probabilidad de la distribución beta con parámetros  $\mu$  y  $\sigma$  denotado como  $Be(\mu,\sigma)$  y está dada por:

$$f(y; \mu, \sigma) = B(\mu, \sigma) y^{\mu((1-\sigma^2)/\sigma^2) - 1} (1-y)^{(1-\mu)((1-\sigma^2)/\sigma^2) - 1} \quad ; 0 < y < 1 \quad ,$$
(9)

donde  $B(\mu, \sigma) = \frac{\Gamma((1-\sigma^2)/\sigma^2)}{\Gamma(\mu((1-\sigma^2)/\sigma^2))\Gamma((1-\mu)((1-\sigma^2)/\sigma^2))}$ , donde  $0 < \mu < 1$  y  $0 < \sigma < 1$ . La media y la varianza de y están dadas por:

doinde  $0 < \mu < 1$  y  $0 < \delta < 1$ . La media y la varianza de y estan dadas por.

$$E(y) = \mu \tag{10}$$

$$Var(y) = \sigma^2 \mu (1 - \mu) \tag{11}$$

# Distribución simplex.

la distribución simplex es introducida por Barndorff-Nielsen y Jørgensen(1991) es un caso particular de los modelos de dispersión, cuya función de densidad de probabilidad depende de los parámetros  $\mu$  y  $\Sigma^2$  denotado por  $S(\mu, \sigma^2)$  dado por:

$$f(y;\mu,\sigma^2) = \left\{ 2\pi\sigma^2 [y(1-y)]^3 \right\}^{-1/2} \exp\left\{ -\frac{y(1-y)\mu^2(1-\mu)^2}{2\sigma^2(y-\mu)^2} \right\}$$
(12)

donde  $0 < \mu < 1$  y  $\sigma > 0$ .

# Distribución simplex.

Además el valor esperado y la varianza están dadas por:

$$E(y) = \mu \tag{13}$$

$$Var(y) = \mu(1-\mu) - \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2}} \exp\left\{\frac{1}{2\sigma^2\mu^2(1-\mu)^2}\right\} \Gamma\left\{\frac{1}{2}, \frac{1}{2\sigma^2\mu^2(1-\mu)^2}\right\}$$
(14)

donde  $\Gamma(a,b)$  está dado por la función— $\Gamma$  incompleta definido como  $\Gamma(a,b)=\int_b^\infty t^{a-1}b^tdt.$  ver más en [13].

Volver

Se define Como:

$$\int_{\Re} g(x)dx \approx \sum_{i=1}^{n} g(p_i) exp(p_i^2) w_i.$$

El conjunto de los n puntos de la cuadratura  $\mathbf{P} = \{p_1, p_2, \dots, p_n\}$  corresponde a las raíces del polinomio de Hermite dado por:

$$H_n(x) = (-1)^n e^{-x^2} \frac{d^n}{dx^n} e^{-x^2},$$

con pesos asociados  $\mathbf{W} = \{w_1, w_2, \dots, w_n\}$  dados por

$$w_i = \frac{2^{n-1} n! \sqrt{\pi}}{n^2 [H_{n-1}(x_i)]^2}.$$

La cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa (AGHQ) es propuesta por Liu y Pierce (1994); Pinheiro y Bates (1995), es básicamente una transformación de los puntos asociados a la cuadratura, centrando y extendiendo alrededor del máximo valor de  $\hat{x}$  de la función log(g(x)). La transformación de los puntos de la cuadratura  $p_i$  definido como  $p_i^*$ , está dado por  $p_i^* = \sqrt{2}\hat{\sigma}p_i + \hat{x}$  donde:

$$\hat{\sigma}^2 = \left[ -\frac{d^2}{dx^2} log(g(x)) \Big|_{x=\hat{x}} \right]^{-1}.$$

Así, la aproximación de la integral de g(x) sobre  $\Re$  está dado por:

$$\int_{\Re} g(x)dx \approx \sqrt{2}\hat{\sigma} \sum_{i=1}^{n} g(p_i^*) exp(p_i^2) w_i.$$

Si extendemos la AGHQ a una integral de dimensión q de la función g(x) sobre  $\Re^q$ , en este caso, con una cuadratura de n puntos,  $\mathbf{Z}$  está basado en el producto cartesiano de  $\mathbf{P}$ , y los pesos de la cuadratura de  $\mathbf{A}$  está basado similarmente en el producto Kronecker, denotado por  $\otimes$ , los pesos originales  $\mathbf{W}$ , es dado:

$$\mathbf{Z} = \underbrace{P \times \ldots \times P}_{q \text{ veces}} = P^q,$$

$$\mathbf{A} = \underbrace{W \otimes \ldots \otimes W}_{q \text{ veces}}.$$

Así, la expresión para la integral aproximada de g(x) sobre  $\Re^q$  está dado por:

$$\int_{\Re^q} g(x) dx \approx |\hat{Q}|^{1/2} 2^{q/2} \sum_{i=1}^{n^q} g(z_i^*) exp(z_i^\top z_i) a_i,$$

donde  $z_i$  y  $a_i$  corresponde a los elementos de  $\mathbf{Z}$  y  $\mathbf{A}$ , respectivamente. Los nuevos puntos de la cuadratura  $z_i^*$  estan centrados en el máximo de  $\hat{x}$  del log(g(x)) y está dado por  $z_i^* = \hat{x} + \sqrt{2}\hat{Q}^{1/2}z_i$ , donde  $\hat{Q}^{1/2}$  corresponde a la descomposición de Cholesky de la curvatura de la matriz  $\hat{Q}$ , que se encuentra dado por:

$$\hat{Q} = \left[ -\frac{d^2}{dx^2} log(g(x)) \Big|_{x=\hat{x}} \right]^{-1}.$$

## Cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa con Pruning.

La cuadratura de Gauss-Hermite adaptativa con pruning consiste en eliminar puntos de la cuadratura, tales que el peso  $a_i$  asociado al punto es menor que un valor de referencia dado por  $\theta$ , que está dado por:

$$\theta = \frac{w_{[1]}w_{[\frac{n+1}{2}]}}{n^{q-1}}.$$

Volver