

# Análisis de presencias con procesos de puntos

Tutorial intermedio de spatstat

---

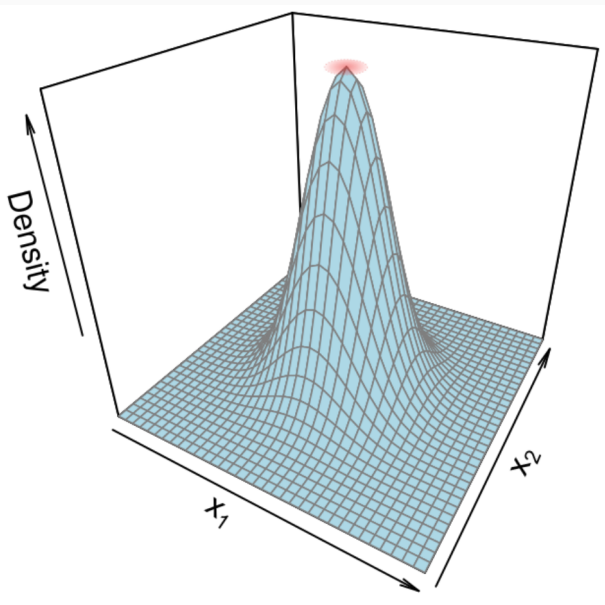
Gerardo Martín

2022-06-29

## Simulación de presencias

---

## Especificación de un centroide



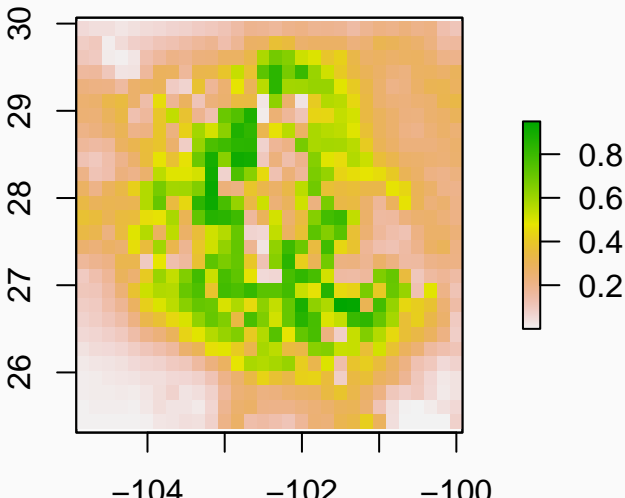
## Código - generando favorabilidad “verdadera”

```
centroide <- cellStats(r, mean)
r.df <- data.frame(rasterToPoints(r))
covar <- cov(r.df[, 3:5])
md <- mahalanobis(r.df[, 3:5], center = centroide, cov = covar)
head(md)

## [1] 5.846738 6.383437 6.443874 7.296541 6.475630 6.066614
```

## Código - viendo la favorabilidad

```
md.r <- rasterFromXYZ(data.frame(r.df[, 1:2], md))  
md.exp <- exp(-0.5*md.r)  
plot(md.exp)
```

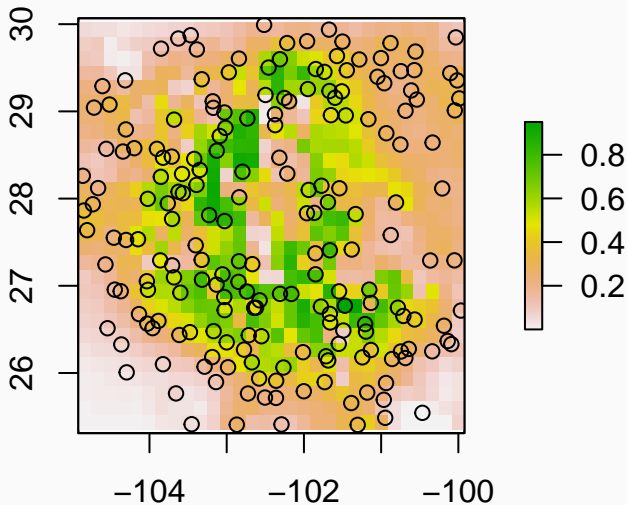


```
set.seed(182)
puntos.2 <- dismo::randomPoints(mask = md.exp,
                                n = 200,
                                prob = T)

## Warning in .couldBeLonLat(x, warnings = warnings): CRS is NA.
## longitude/latitude

puntos.2 <- data.frame(puntos.2)
puntos.2$x <- puntos.2$x + rnorm(200, 0, 0.05)
puntos.2$y <- puntos.2$y + rnorm(200, 0, 0.05)
```

```
plot(md.exp); points(puntos.2)
```



## Formateo para spatstat

---



```
source("Funciones-spatstat/imFromStack.R")  
source("Funciones-spatstat/winFromRaster.R")  
source("Funciones-spatstat/plotQuantIntens.R")
```

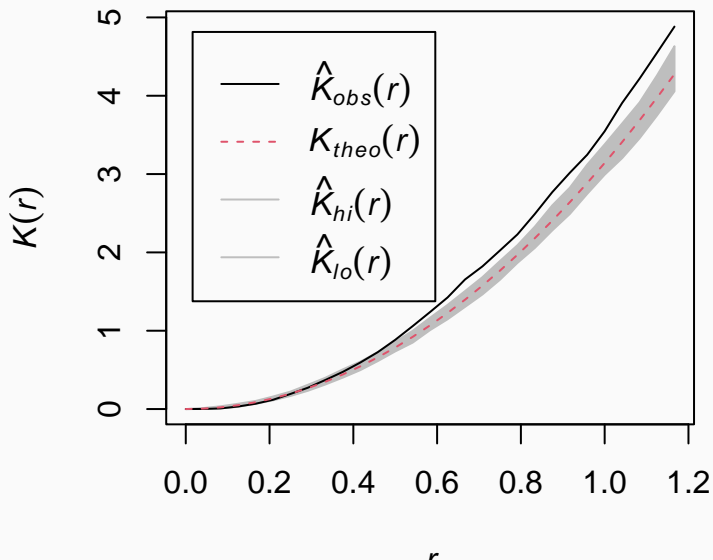
```
r.im <- imFromStack(r)
w <- winFromRaster(r)
puntos.2.ppp <- ppp(x = puntos.2$x,
                    y = puntos.2$y,
                    window = w,
                    check = F)
Q <- pixelquad(X = puntos.2.ppp, W = as.owin(w))
```

## Análisis exploratorio

---

```
K <- envelope(puntos.2.ppp, fun = Kest, nsim = 39)

## Generating 39 simulations of CSR ...
## 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 1
##
## Done.
```

**K**

1. Pareciera que el proceso está levemente autocorrelacionado
2. No sabemos de momento si afectará al modelo
3. Debemos poner atención al modelo ajustado

```
plotQuantIntens(imList = r.im,  
                noCuts = 5,  
                Quad = Q,  
                p.pp = puntos.2.ppp,  
                dir = "",  
                name = "Respuestas-centroide")
```

```
## pdf
```

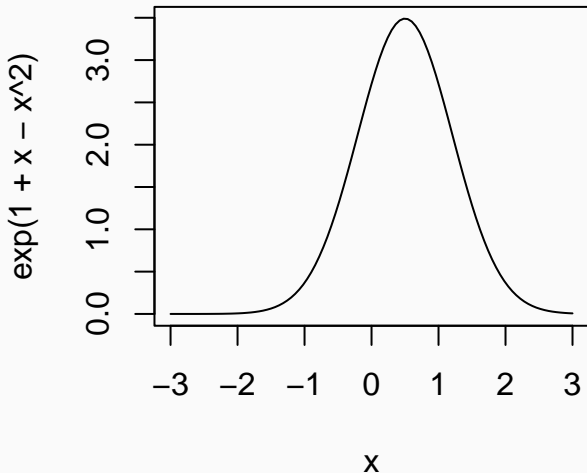
```
## 2
```

Ver archivo de gráficas

## Consideraciones para proponer modelos

Curvas con forma de campana → fórmula cuadrática

```
curve(exp(1 + x - x^2), from = -3, 3)
```





Ecuación lineal:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_n x_n$$

Ecuación polinomial de 2º grado

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta'_1 x_1^2 + \cdots + \beta_n x_n + \beta'_n x_n^2$$

Recordemos que  $y = \log \lambda$

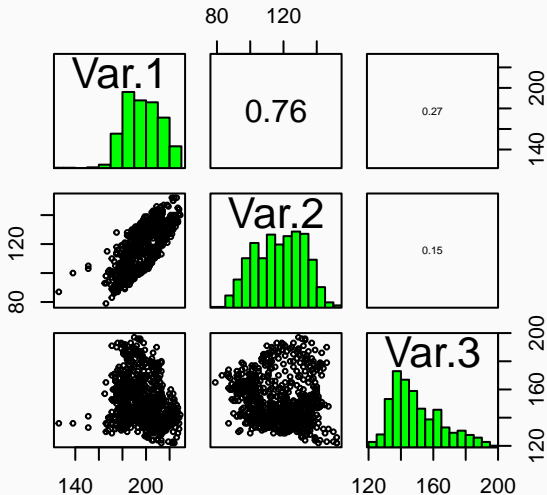
## ¿Qué variables podemos incluir en el mismo modelo?

**Regla de oro:** Aquellas que no estén correlacionadas

- Que  $x_1$  no sea predictor de  $x_2$
- No se puede atribuir efecto de  $x_1$  ó  $x_2$  sobre  $\lambda$
- Necesitamos medir correlación entre pares de variables (**pairs**)

# Medición de correlación entre covariables

`pairs(r)`



Podemos incluir en el mismo modelo:

1. Var.1 y Var.3
2. Var.2 y Var.3

Por lo tanto la fórmula polinomial

$$\log \lambda = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_1' x_1^2 + \beta_2 x_2 + \beta_2' x_2^2 +$$

En R:

1. `~ Var.1 + Var.3 + I(Var.1^2) + I(Var.3^2)`
2. `~ Var.2 + Var.3 + I(Var.2^2) + I(Var.3^2)`

```
m1 <- ppm(Q = puntos.2.ppp,  
          trend = ~ Var.1 + Var.3 + I(Var.1^2) + I(Var.3^2),  
          covariates = r.im)  
m2 <- ppm(Q = puntos.2.ppp,  
          trend = ~ Var.2 + Var.3 + I(Var.2^2) + I(Var.3^2),  
          covariates = r.im)
```

```
AIC(m1); AIC(m2)
```

```
## [1] -473.2666
```

```
## [1] -468.7745
```

## Analizar los efectos estimados

```
summary(m1)
```

```
## Point process model
```

```
## Fitting method: maximum likelihood (Berman-  
Turner approximation)
```

```
## Model was fitted using glm()
```

```
## Algorithm converged
```

```
## Call:
```

```
## ppm.ppp(Q = puntos.2.ppp, trend = ~Var.1 + Var.3 + I(Var.1^2)
```

```
## I(Var.3^2), covariates = r.im)
```

```
## Edge correction: "border"
```

```
## [border correction distance r = 0 ]
```

```
## -----
```

```
-----
```

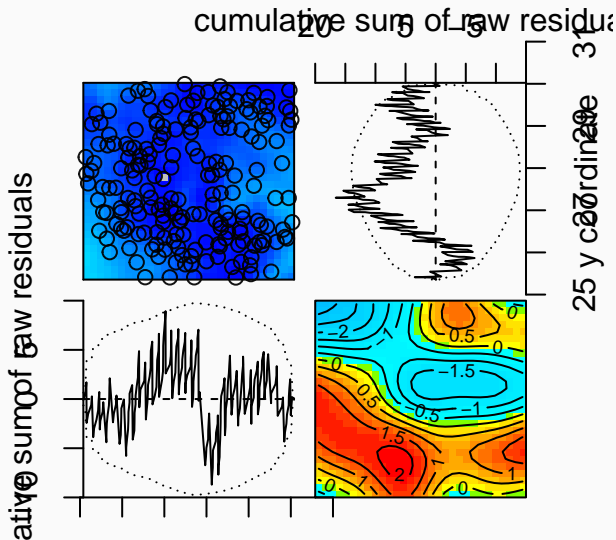
```
## Quadrature scheme (Berman-Turner) = data + dummy + weights20
```

```
##
```

## Diagnóstico - Residuales

```
par(mar = c(2,2,2,2))
```

```
diagnose.ppm(m1, main = "", cex.axis = 0.25)
```

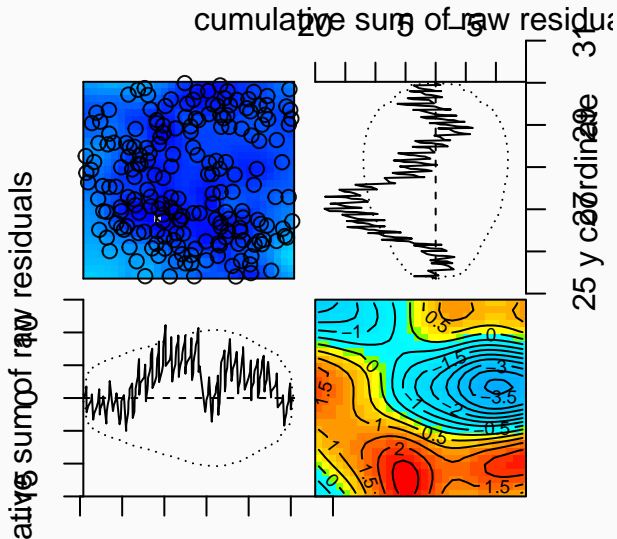




## Diagnóstico - Residuales

```
par(mar = c(2,2,2,2))
```

```
diagnose.ppm(m2, main = "", cex.axis = 0.25)
```



```
K1 <- envelope(m1, fun = Kest, nsim = 39)
```

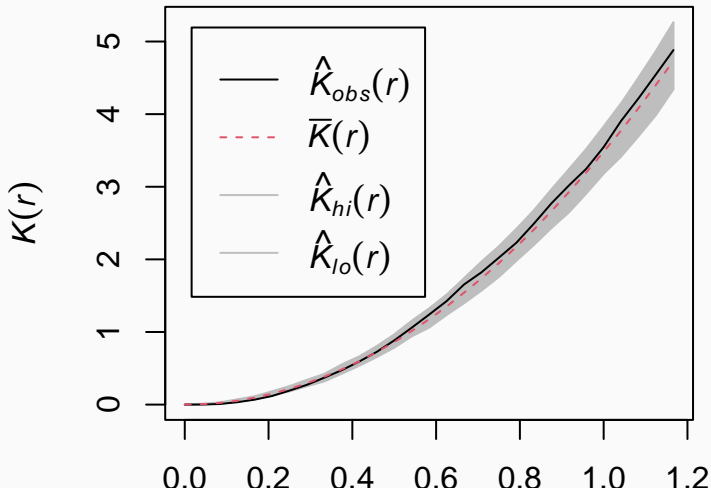
```
## Generating 39 simulated realisations of fitted Poisson model  
## 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19  
##  
## Done.
```

```
K2 <- envelope(m2, fun = Kest, nsim = 39)
```

```
## Generating 39 simulated realisations of fitted Poisson model  
## 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19  
##  
## Done.
```

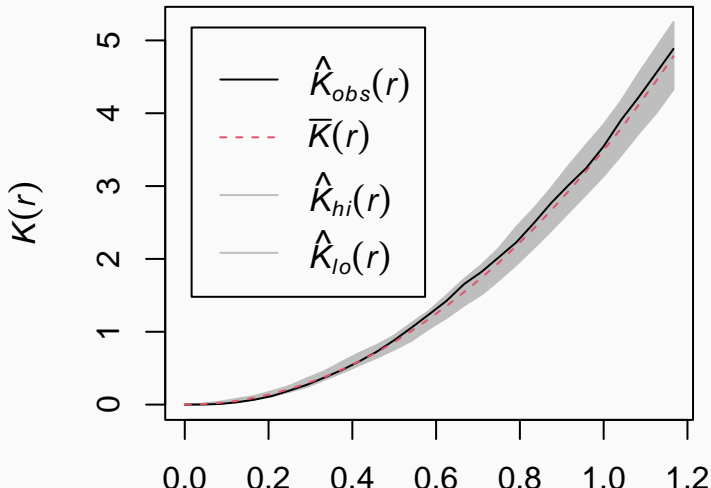
```
plot(K1, cex = 0.5)
```

**K1**



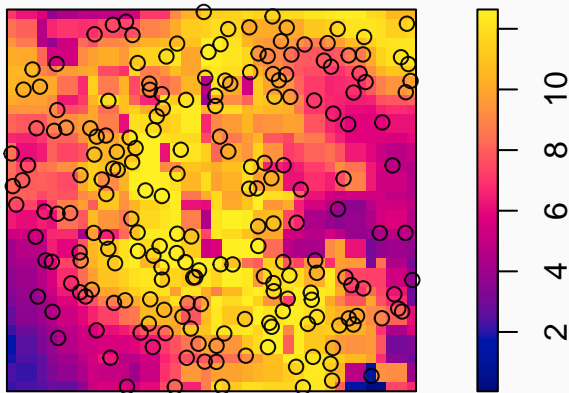
```
plot(K2, cex = 0.5)
```

**K2**



- AIC menor para **m1**
- Residuales dentro de tolerancia para **m1**
- Prueba de ripley correcta para ambos modelos
  - No parece necesario modelar autocorrelación
- Evidencia *favorece* a **m1**

```
plot(m1, se = F, main = "")
```



```
pred <- predict(m1)
pred.r <- raster(pred)
writeRaster(pred.r, "Predicción-m1", "GTiff",
            overwrite = T)

## Warning in .gd_SetProject(object, ...): NOT UPDATED FOR PROJ
```

- Respuestas “hinge”: Regresión por partes
- Respuestas no lineales: Suavizadores GAM
- Interacciones entre variables
- LASSO con paquete **ppmlasso** (Warton y Renner 2013)