

### SEGUIMIENTO DE LA DIVERSIDAD BIOLÓGICA

### SCR-sin marcar o Conteos Espaciales (UN-SCR)

José Jiménez García-Herrera (IREC-CSIC)

Universidad de Castilla-La Mancha

El último método que vamos a ver es el unmarked-SCR o conteos espaciales (UN-SCR). Los modelos de conteos espaciales son otra extensión de los SCR, para el caso de que ninún animal está marcado y por tanto es reconocible (Chandler y Royle, 2013). Se basa en la información suministrada por la correlación espacial entre capturas. Esta correlación tiene un valor informativo muy limitado, y esa limitación exige suministrar datos adicionales de telemetría, o priors informativo o bien la identificación de algún individuo. Si no se usa con otra información adicional es un método de muy baja precisión. Una cuestión importante a tener en cuenta es que sólo funciona realmente bien para bajas densidades.

Repetid los análisis que se ejecutan aquí, cambiando cada uno de vosotros el valor de rnd que controla la aleatoriedad de la simulación. Para ampliar conocimientos resulta adecuado el libro  $Spatial\ Capture$ -Recapture de Royle et al. (2017) https://www.sciencedirect.com/book/9780124059399/capture-recapture.

#### 1. Simulación de datos

Vamos a simular datos en R y a ejecutar el modelo UN-SCR. En este caso vamos a simular 20 individuos (que será la población a estimar). Como os he comentado antes, sin información adicional, esta modelo es muy poco preciso. Para solventarlo, voy a utilizar aquí un prior informativo con una distribución gamma.

Para generar los datos simulados vamos a cargar varios paquetes de R y una simulación de datos que vamos a hacer directamente (no usaremos una función predefinida).

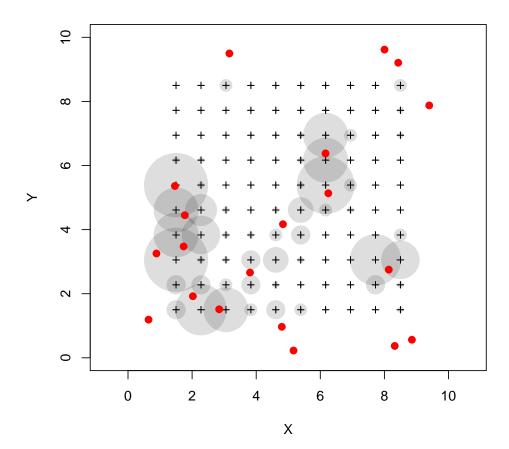
- > source("SCR\_functions.R") # Funciones de interés
- > library(scrbook)
- # Atención, scrbook no está en CRAN
- > library(spatstat)
- > library(lattice)
- > library(coda)



Datos a simular.

```
> tr < -seq(1.5, 8.5, length=10)
> # 100 coord. trampas
> X<-cbind(rep(tr,each=length(tr)),rep(tr,times=length(tr)))</pre>
> set.seed(1965)
> x \lim <- c(0,10); y \lim <- c(0,10)
> N <- 20
> S <- cbind(runif(N, xlim[1], xlim[2]), runif(N, ylim[1], ylim[2]))
Vamos a generar nuestros datos:
> J \leftarrow nrow(X)
> K <- 15
> sigma <- 0.5
> lambda0 <- 0.4
> r<-3
> yy <- array(NA, c(N, J, K))
> for(j in 1:J) {
    dist <- sqrt((X[j,1]-S[,1])^2 + (X[j,2]-S[,2])^2)
    lambda <- lambda0*exp(-dist^2/(2*sigma^2))
    for(k in 1:K) {
      yy[,j,k] \leftarrow rpois(N, lambda)
+
    }
+ }
> sum(yy)
[1] 168
> n <- apply(yy, c(2,3), sum);
> n[is.na(n)] <- 0
> n1<-apply(n, 1, sum)
> sum(n)
[1] 168
> M<-150
> plot(X, xlim=c(0,10), ylim=c(0,10), pch=3, cex=0.75,
       xlab="X", ylab="Y", asp=TRUE)
> # Lo anadimos al ploteado:
> tot<-apply(n, 1,sum)</pre>
```





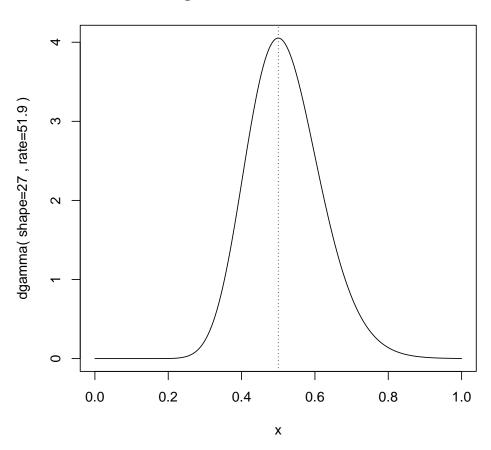
Vamos a usar un prior informativo para sigma, generandolo con una distribucion gamma. Si queremos usar un sigma:

- > mode = 0.5
- > sd = 0.1
- > # Obtenemos los parámetros de ratio y forma:





# dgamma, mode=0.5, sd=0.1





# Código

```
> library(nimble)
> ## define the model
> code <- nimbleCode({</pre>
    sigma ~ dgamma(sh,ra)
    psi ~ dunif(0,1)
    lam0 \sim dunif(0,5)
+
    for(i in 1:M) {
      z[i] ~ dbern(psi)
      s[i,1] ~ dunif(xlim[1],xlim[2])
+
      s[i,2] ~ dunif(ylim[1],ylim[2])
+
      d2[i,1:J] \leftarrow (s[i,1]-X[1:J,1])^2 + (s[i,2]-X[1:J,2])^2
      lam[i,1:J] \leftarrow lam0*exp(-d2[i,1:J]/(2*sigma^2))*z[i]*K
    }
+
+
    for(j in 1:J){
      bigLambda[j] <- sum(lam[1:M,j])</pre>
      n[j] ~ dpois(bigLambda[j])
+
    }
+
    N \leftarrow sum(z[1:M])
+
+ })
```

### Constantes, datos e inicios

```
> constants <- list(M = M, K=K, J=J, sh=sh, ra=ra)
> data<-list(n=n1, X=X, xlim=xlim, ylim=ylim)
> s.start <- cbind(runif(M, 0, 10), runif(M, 0, 10))
> # Funciones de inicio
> d <- e2dist(s.start[1:M,], X)
> lam <- 0.2 * exp( -(d^2)/(2 * 0.5^2))
> yi <- array(0, c(M, J, K)) # resighting array
> for (j in 1:J) {
+ for (k in 1:K) {
```



```
if (n[j, k] > 0) {
        probs <- lam[ ,j]</pre>
        probs <- probs / sum(probs)</pre>
        latent.id \leftarrow sample(1:M, n[j,k], prob = probs, replace = FALSE)
        yi[latent.id, j, k] <- 1
      }
    } # end of k
+ }
      # end of j
> yis <- apply(yi, c(1,2), sum)
> ytot <- apply(yis, c(1,2), sum)
> ssarr<- array(NA,dim=c(M,2))</pre>
    for(i in 1:M){
      if(sum(ytot[i,])==0) next
      s.start[i,1]<- mean( X[ytot[i,]>0,1] )
      s.start[i,2]<- mean( X[ytot[i,]>0,2] )
    }
    ssarr[,]<- s.start
> z < -rep(1, M)
> inits <- list (sigma=5, lam0=0.1, lam=yis, s=s.start, z=z)</pre>
```

## Ejecutamos el código:



```
- lam0
 - s[] (300 elements)
binary sampler (150)
 -z[] (150 elements)
> mcmcspec$removeSamplers('z')
> for(node in Rmodel$expandNodeNames('z')) mcmcspec$addSampler(target = node,
                                                type = 'slice')
> mcmcspec$removeSamplers("s")
> ACnodes <- paste0("s[", 1:constants$M, ", 1:2]")
> for(node in ACnodes) {
    mcmcspec$addSampler(target = node,
                type = "RW_block",
                control = list(adaptScaleOnly = TRUE),
+
                silent = TRUE
+ }
> pumpMCMC <- buildMCMC(mcmcspec)</pre>
> CpumpMCMC <- compileNimble(pumpMCMC, project = Rmodel)
> # Ejecutamos el modelo
> nb=1000
           # Iteraciones a desechar
> ni=5000 +nb # Iteraciones
> nc=3
           # Cadenas
> outNim <- runMCMC(CpumpMCMC, niter = ni , nburnin = nb ,
               nchains = nc, inits=inits,
               setSeed = FALSE, progressBar = TRUE,
               samplesAsCodaMCMC = TRUE)
|-----|----|-----|
|-----|
|-----|
|-----|
|-----|----|
_____
```



#### Resultado

```
> summary(outNim)
```

```
Iterations = 1:5000
Thinning interval = 1
Number of chains = 3
Sample size per chain = 5000
```

1. Empirical mean and standard deviation for each variable, plus standard error of the mean:

```
MeanSDNaive SE Time-series SEN22.02384.537560.03704900.216242lam00.40870.074750.00061030.004145psi0.15150.041720.00034070.001539sigma0.48660.036870.00030100.002092
```

2. Quantiles for each variable:

```
2.5% 25% 50% 75% 97.5% N 15.00000 19.0000 21.0000 25.0000 32.0000 lam0 0.26465 0.3601 0.4079 0.4561 0.5622 psi 0.08343 0.1218 0.1478 0.1765 0.2449 sigma 0.42319 0.4612 0.4830 0.5082 0.5690
```

> xyplot(outNim)

> gelman.diag(outNim, multivariate = FALSE)

Potential scale reduction factors:

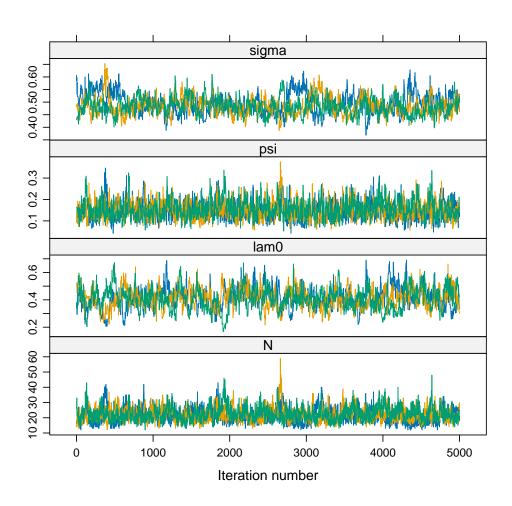
```
Point est. Upper C.I.
N 1.03 1.11
lam0 1.01 1.03
psi 1.02 1.06
sigma 1.06 1.16
```

> cat("Poblacion que simulamos = ", N, "individuos", "\n")

Poblacion que simulamos = 20 individuos



> cat("Fotografias (todos no identificados)", sum(n), "\n") Fotografias (todos no identificados) 168





### 2. REFERENCIAS

- Chandler, R. B., & Royle, J. A. (2013). Spatially-explicit models for inference about density in unmarked populations. The Annals of Applied Statistics, 7(2), 936–954. doi:10.1214/12-AOAS610
- R Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. Retrieved from https://www.r-project.org/.
- Royle, J. A., Chandler, R. B., Sollmann, R., & Gardner, B. (2014). Spatial capture-recapture. Waltham, Massachusetts: Elsevier, Academic Press. doi:10.1016/B978-0-12-405939-9.00026-8