水産資源データの特徴と解析

岡村 寛

この時間の目的

- 生態学・水産資源データの特徴を理解する
- Rによる簡単なデータの取り扱い(より高度な話は市野川さん)
- 線形回帰など簡単な分析法を使えるようになる
- 最小二乗法や最尤法, AICの使い方を学ぶ
- 一般化線形モデルの基礎について学ぶ(よりアドバンスな解説は 西嶋さん)
- ランダム効果モデルの基礎
- シミュレーションによる精度計算や信頼区間について学ぶ(より 詳しい話は秋田さん)

オープンソース・フリーの統計 解析ソフトウェア

重要・最新の統計分析 手法を網羅

> 優れたグラフィックス 機能

様々なソフトと連携 して、計算やプレゼ ンの効率化が可能

水産資源(個体群)データ

dat1 <- read.csv("dat1.csv")</pre>

```
> dat1[sample(100,5),]
count year site plant
```

```
16 9 1 5 tree
```

- 32 1 3 1 shrub
- 14 6 1 3 tree
- 72 2 7 1 shrub
- 35 3 3 4 tree

データの事前調査

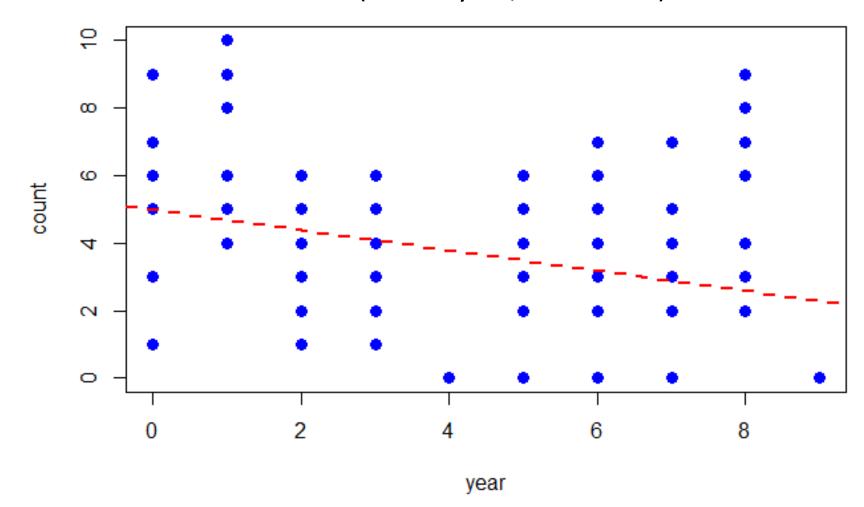
table(dat1\$count)
plot(count~year, data=dat1)
tapply(dat1\$count,dat1\$year,mean)

tapply(dat1\$count,list(dat1\$plant,dat1\$year), mean)
plot(count~year, data=subset(dat1,plant=="tree"))
plot(count~year, data=subset(dat1,plant=="shrub"))

線形回帰モデル

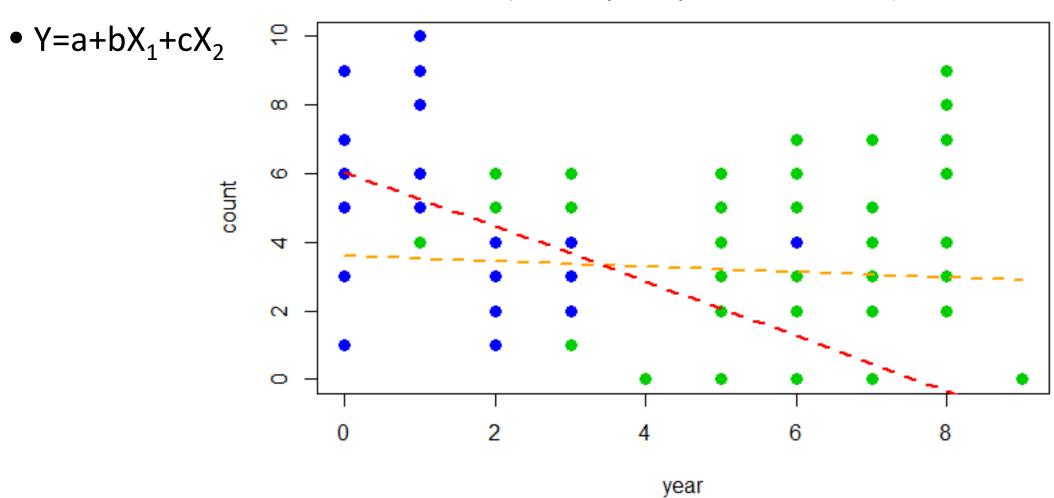
Im(count~year, data=dat1)

• Y = a + bX



重回帰モデル

Im(count~year*plant, data=dat1)



最小二乗法と最尤法

- 最小二乗法
- argmin Σ[Yi (a+bXi)]2
- ●最尤法
- argmax log $L(\theta | X)$

確率モデルが正規分布なら同じになる

KL情報量と最尤法

KL情報量:確率分布間の距離 真の確率分布Q(x)とモデルP(x|θ)の距離

KL = $\Sigma Q(x) \log [Q(x)/P(x|\theta)] = \Sigma Q(x) [\log Q(x) - \log P(x|\theta)]$ を最小にするためには、

 $\Sigma Q(x) \log P(x|\theta) \approx (1/n)\Sigma \log P(x_i|\theta)$ を最大化すれば良い. 対数尤度関数

対数尤度を最大にする推定量を最尤推定量という.

AIC

・実は、対数尤度関数はバイアスを持つ ΣQ(x) log P(x|θ) ≈ (1/n){ Σ log P(x_i|θ) − p}

AIC = -2 LL + 2p
AICが小さいほど良いモデル
パラメータが多すぎるモデルはAICは大きくなる
パラメータが少なすぎるとLLが小さくAICは大きくなる
複雑でバイアス小/分散大と単純でバイアス大/分散小のバランス
をとる

AIC

• 実際にバイアスがパラメータ数×2になるかどうかを確認する

```
Res.aic <- NULL
Sim <- 10000
set.seed(123)
for (n in c(10,100,500,1000)){
 z <- matrix(rnorm(n*Sim, 0, 1),nrow=Sim,ncol=n)</pre>
 TL \leftarrow apply(z,1,function(z) integrate(function(x) dnorm(x,0,1)*dnorm(x,mean(z),sqrt(var(z)*9/10),log=TRUE),-lnf,lnf)$
 EL <- apply(z,1,function(z) mean(dnorm(z,mean(z),sqrt(var(z)*9/10),log=TRUE)))
 Res.aic <- cbind(Res.aic, n*(EL-TL))
colnames(Res.aic) <- c(10,100,500,1000)
colMeans(Res.aic)
           100
10
                        500
                                    1000
2.848957
           2.302538
                        2.000679
                                    2.118348
```

AICによるモデル選択

```
res.n1 <- lm(count~year*plant,data=dat1)
> library(MuMIn)
> options(na.action = "na.fail") # 欠測値の取り扱いに関する設定(これをしないとdredgeが動かない)
> dredge(res.n1,rank="AIC")
Fixed term is "(Intercept)"
Global model call: Im(formula = count ~ year * plant, data = dat1)
Model selection table
(Int) pln yer pln:yer df logLik AIC delta weight
8 3.590 + -0.07941 + 5 -237.388 484.8 0.00 0.623
3 4.982 -0.29820 3 -240.437 486.9 2.10 0.218
4 4.521 + -0.23680
                      4 - 240.190 488.4 3.60 0.103
23.121 +
                  3 -241.886 489.8 5.00 0.051
1 3.640
                 2 -245.303 494.6 9.83 0.005
Models ranked by AIC(x)
```

一般化線形モデル

応答変数が0,1,.... (カウントデータ) だったり,0/1 (成功失敗) だったり

応答変数	範囲	確率分布
連続	-∞~+∞	正規分布
連続	0 ~ +∞	対数正規分布、ガンマ分布
離散	0,1,2,	ポアソン分布、負の二項分布
離散	0, 1	二項分布

ポアソン回帰モデル

• optimを使って計算してみよう!

```
Poisson.reg <- function(p,dat){
    lambda <- exp(p[1]+p[2]*dat$year)
    -sum(dat$count*log(lambda)-lambda)
}
```

optim(c(log(6),-0.07),Poisson.reg,dat=dat1,method="BFGS")

ポアソン回帰モデル

glm関数

glm(count~year,family=poisson,data=dat1)

glm(count~year*plant,family=poisson,data=dat1)

ポアソン回帰モデル

モデル選択

res.p1 <- glm(count~year*plant,family=poisson,data=dat1) $\frac{\triangle}{\triangle}$ dredge(res.p1,rank="AIC") $\frac{\triangle}{\triangle}$ $\frac{\triangle}$

year

ロジスティック回帰モデル

• optimを使って計算しよう!

```
Logit.reg <- function(p,dat){
   prob <- 1/(1+exp(-(p[1]+p[2]*dat$year)))
   -sum(dat$count*log(prob)+(10-dat$count)*log(1-prob))
}
```

optim(c(0,0),Logit.reg,dat=dat1,method="BFGS")

ロジスティック回帰モデル

glm(cbind(count,10-count)~year,family=binomial,data=dat1)

```
res.l1 <- glm(cbind(count,10-
count)~year*plant,family=binomial,data=dat1)
dredge(res.l1,rank="AIC")
```

N混合モデル

• 複数の調査地で繰り返しサンプリングを行う

調査地の平均個体数 Po(N|λ) 調査地の発見数 Bi(x|n, 1 - (1 - r)^N)

Nは観測されない潜在変数(ランダム効果)であるので、すべての可能性に対して足し合わせた周辺尤度を最大化してやる

N混合モデル

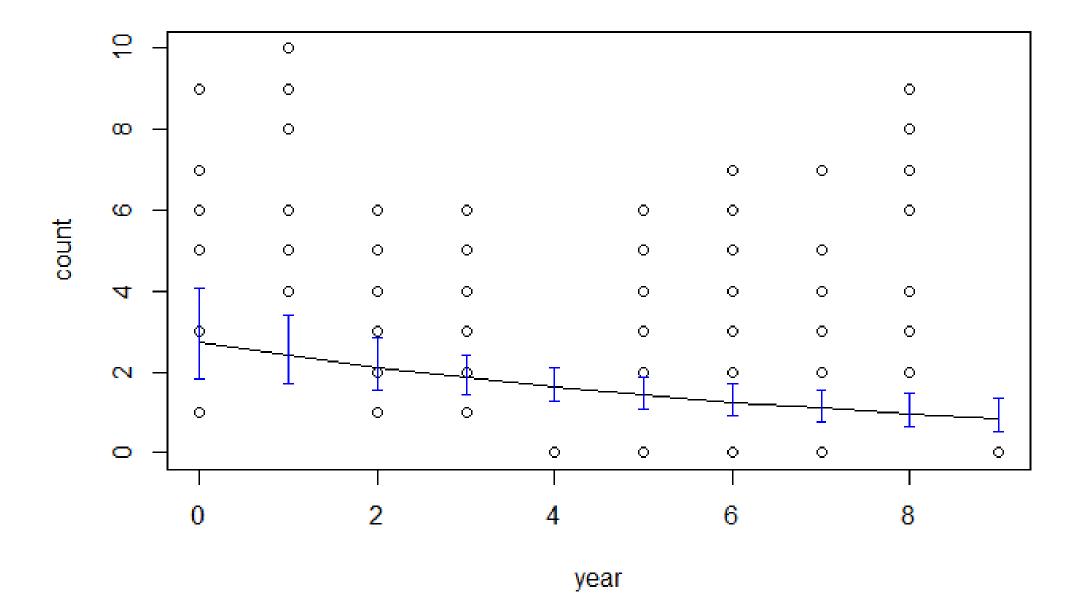
```
発見数モデル
                                       個体数モデル
detect.f <- function(p, dat, N, n=10){</pre>
                                      pop.f <- function(p, dat, N){</pre>
y <- dat$count
                                       X <- cbind(1,dat$year)
X <- cbind(1,as.numeric(dat$plant)-
                                        lambda <- c(exp(X%*%p))
r <- c(1/(1+exp(-X%*%p)))
                                        dpois(N,lambda)
dbinom(y,n,1-(1-r)^N)
```

N混合モデル

```
popdet.f <- function(p, dat, max.N=100, n=10){</pre>
 Pop <- function(i) {</pre>
  pop1 <- pop.f(p[3:4],dat[i,],0:max.N)</pre>
  pop1 <- pop1/sum(pop1)</pre>
  pop1
 like <- sapply(1:nrow(dat), function(i) sum(detect.f(p[1:2],dat[i,],0:max.N,n)*Pop(i)))
 -sum(log(like))
(res.nm <- optim(c(0,0,0,0),popdet.f,dat=dat1,max.N=100,method="BFGS"))
```

精度計算と信頼区間

- デルタ法var[f(x)] = (df/dx)² var(x)
- 対数正規信頼区間

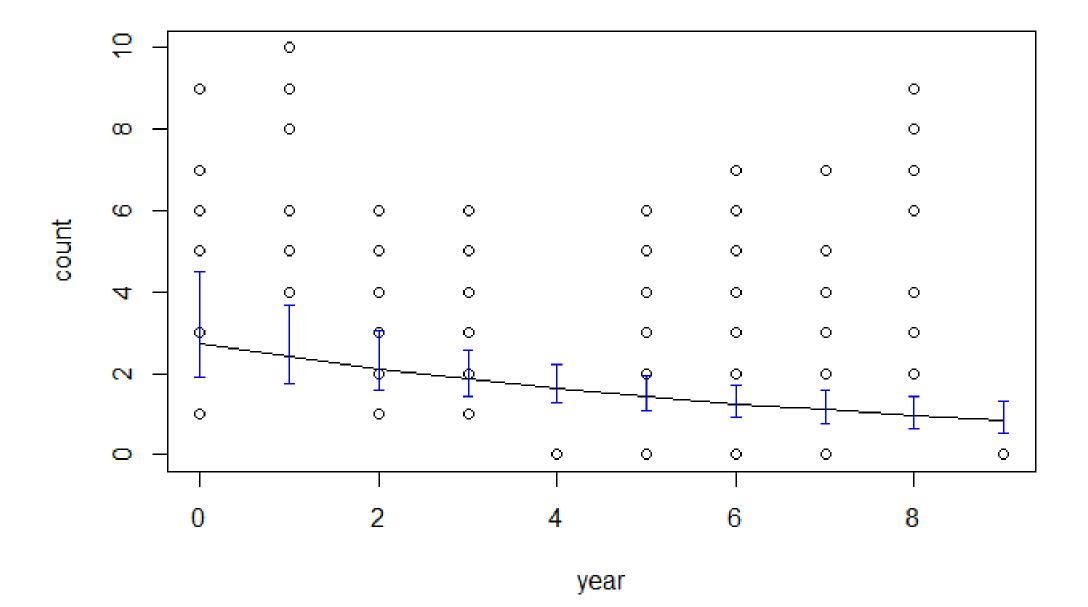


ブートストラップ法

- データを真の確率分布の近似と考えてやる
- それからランダムサンプリング(リサンプリング)すれば、現実にあり得た繰り返しランダムサンプルを再現できる(現実にはサンプルは1個しかないのに)
- リサンプリングしたデータそれぞれに対して統計量を計算すれば,任意の統計量の確率分布を推定できる!

ブートストラップ法

```
B <- 1000
res.p0 <- glm(count~year,family=poisson,data=dat1)
pred.p0 <- predict(res.p0,type="response")</pre>
b.pb <- NULL
for (i in 1:B){
 count.pb <- rpois(100,pred.p0)</pre>
 res.p0.pb <- glm(count.pb~year,family=poisson,data=dat1)
 b.pb <- c(b.pb, res.p0.pb$coef[2])
quantile(b.pb,probs=c(0.025,0.975))
```

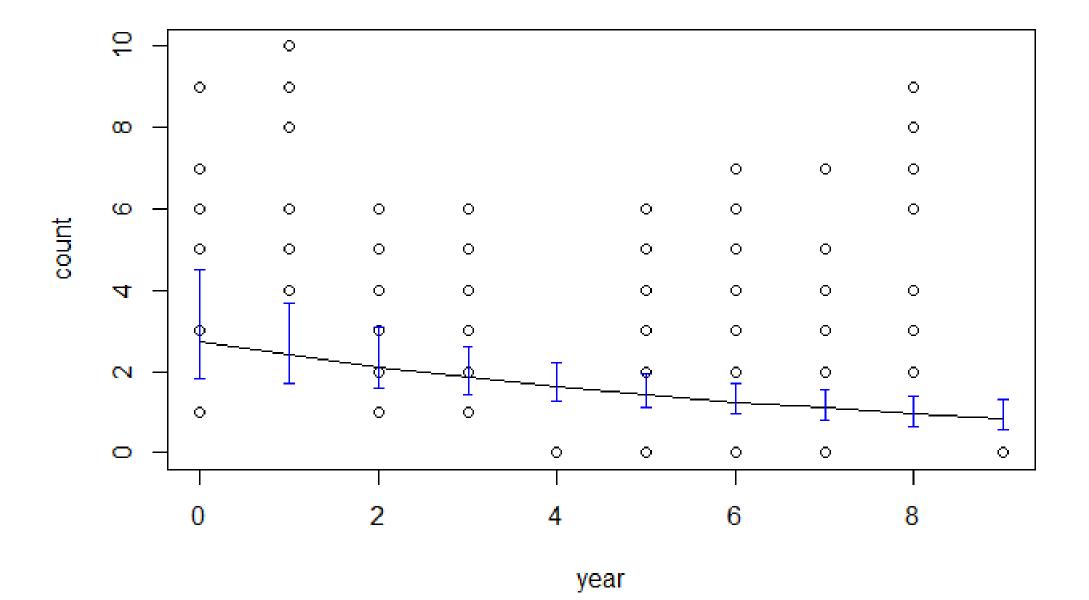


- optimの計算は時間がかかる
- 現代資源解析では、シミュレーションを多用する必要がある
- コンピュータ能力の向上によって計算のスピードは問題なくなった、と言われるが、データの量・計算の複雑さは爆発的に増加→計算しきれない→高速計算プログラムの価値はますます高い
- Template Model Builder 超速い

- 自動微分
- ラプラス近似
- ●ベイズ推定のためStanと連携
- C++でプログラムを書かないといけないが、書いてしまえばストレスフリーになる
- TMB+INLA → VAST(Throson + 西嶋さん)

```
library(TMB)
compile("nm.cpp")
dyn.load(dynlib("nm"))
```

```
dat2 <- dat1[,-3]
dat2[,3] <- as.numeric(dat2[,3])-1
dat <- list(Nmax=100, n=10, DAT=as.matrix(dat2))
parms <- list(P=c(0,0,0,0))
obj <- MakeADFun(data=dat,parameters=parms,DLL="nm")
(res.nm.tmb <-
optim(obj$par,obj$fn,obj$gr,method="BFGS",hessian=TRUE))</pre>
```



まとめ

水産資源学のデータ解析の基本である

- 最尤法,AIC
- 回帰, 一般化線形モデル
- 信頼区間
- ブートストラップ法
- Template Model Builder

について学んだ