

2013-01-21

「生態学基礎論（生物多様性論 II）」の一部：  
生態学の統計モデリング（2013 年 1 月）の投影資料  
全部で 2 回講義の 2 回目

## 一般化線形モデル (GLM) の基礎

何でも「割算」するな!

久保拓弥 [kubo@ees.hokudai.ac.jp](mailto:kubo@ees.hokudai.ac.jp)

<http://goo.gl/lqFgH>

## 全 2 回だけの授業: 統計モデリングの概要

# 主題: 一般化線形モデル (GLM) を使った 統計モデリングと「脱」割算解析

### 1. 観測データの統計モデル化 1/16 (水)

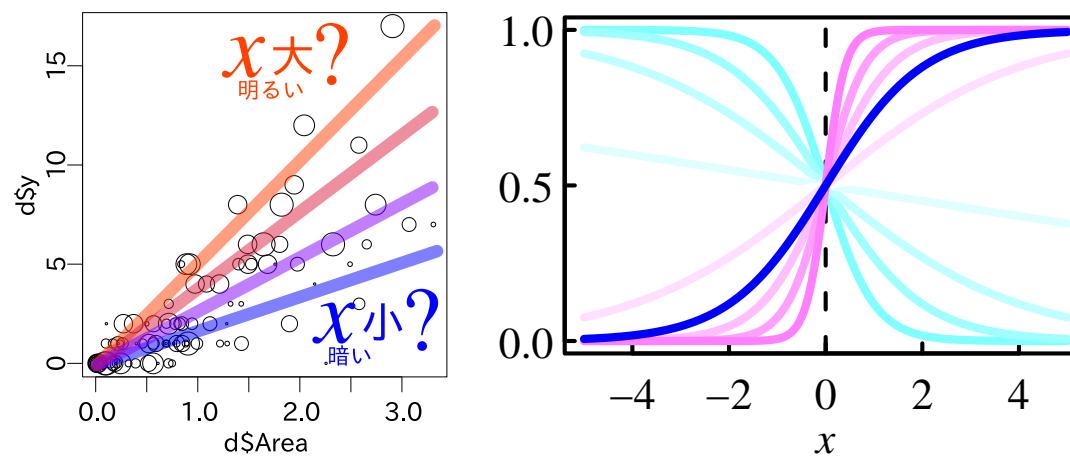
- 統計モデルとは? GLM とは?
- (GLM の一部である) ポアソン回帰の説明

### 2. 何でも「割算」するな! 1/21 (月)

- ポアソン回帰を強化する offset 項わざ
- (GLM の一部である) ロジスティック回帰の説明

# 今日のハナシ

1. 割算解析やめましょう: その前に前回の復習
2. 「脱」割算の offset 項わざ: ポアソン回帰を強めてみる
3. ロジスティック回帰: おススメできない解析と対比しつつ



# 1. 割算解析やめましょう

その前に前回の復習

# 統計モデリング: 観測データのモデル化

- 統計モデルは観測データのパターンをうまく説明できるようなモデル
- 基本的部品: 確率分布 (とそのパラメーター)
- データにもとづくパラメーター推定, あてはまりの良さを定量的に評価できる

# 線形モデルの発展

階層ベイズモデル

もっと自由な  
統計モデリングを!

一般化線形混合モデル

個体差・場所差  
といった変量効果  
をつかいたい

一般化線形モデル

正規分布以外の  
確率分布をつか  
いたい

線形モデル

推定計算方法

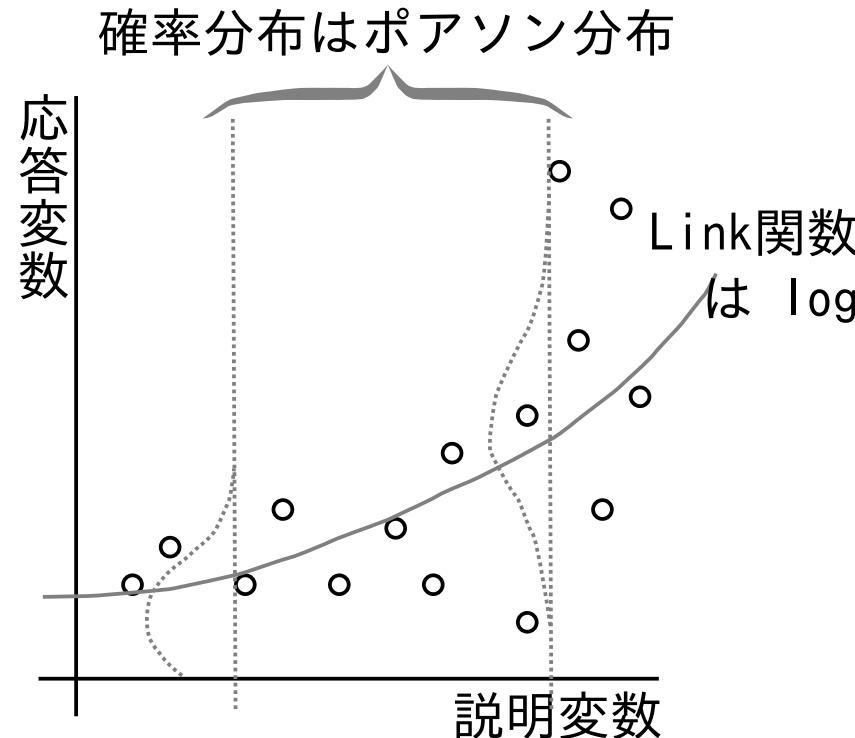
MCMC

最尤推定法

最小二乗法

統計モデル勉強のプラン： 線形モデルを発展させる

# カウントデータならポアソン回帰で!



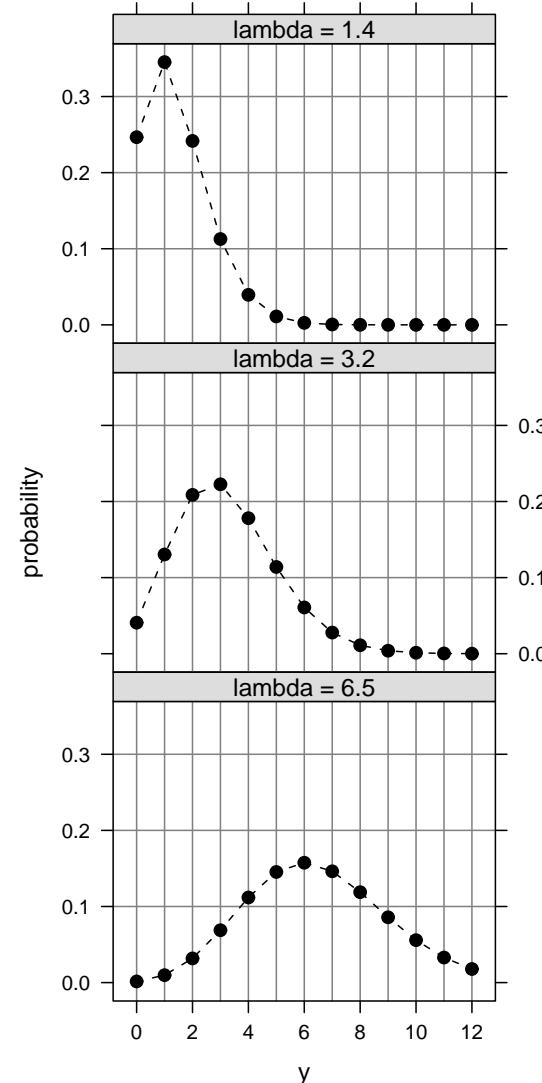
- ポアソン回帰は一般化線形モデルの一部
- 平均値とともに増大する分散に対応
- モデルによる予測はつねに非負

# ポアソン分布 (Poisson distribution) とは何か?

- 離散分布  $y_i \in \{0, 1, 2, \dots, \infty\}$
- 確率分布 (paramter:  $\lambda$ )

$$\frac{\lambda^y \exp(-\lambda)}{y!}$$

- 平均  $\lambda$ , 分散  $\lambda$
- 上限を設定できないカウントデータに
- 例: 産卵数・種子数・個体数……



# 一般化線形モデル (generalized linear model; GLM)

確率分布・link 関数・線形予測子 を  
指定して特定できる統計モデル

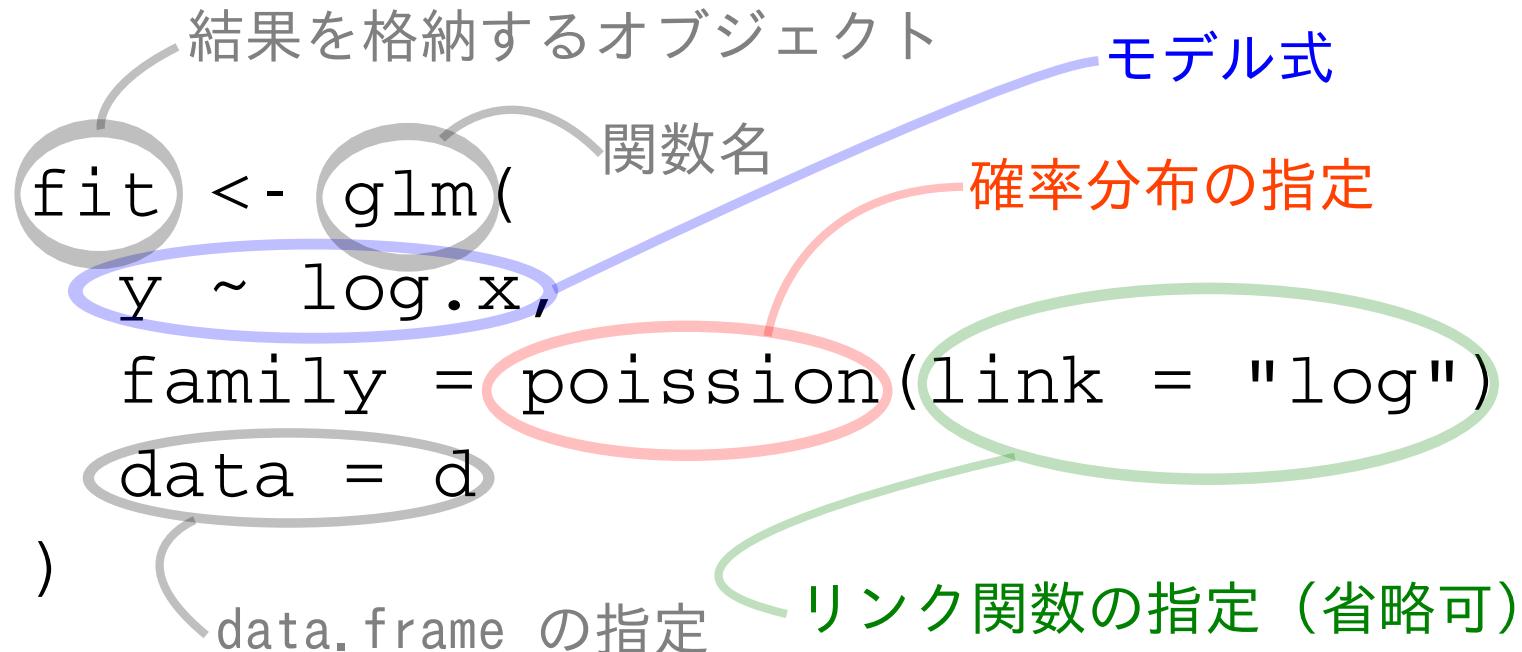
- 確率分布: 応答変数のばらつきとして 正規分布, ポアソン分布, 二項分布その他を指定できる
- link 関数を  $f()$  とすると, 確率分布の平均値 =  $f(\text{線形予測子})$  という関係がある
- 線形予測子:  $\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots$ , ただし  $x_i$  は 説明変数で  $\beta_i$  は  $x_i$  の係数 (coefficient)
  - 観測データ ( $\{x_i\}$  と  $\{y_i\}$ ) にもとづいて  $\{\beta_i\}$  を最尤推定するのが, GLM によるパラメーター推定

# Rで一般化線形モデル: `glm()` 関数

	確率分布	乱数生成	パラメーター推定
(離散)	ベルヌーイ分布	<code>rbinom()</code>	<code>glm(family = binomial)</code>
	二項分布	<code>rbinom()</code>	<code>glm(family = binomial)</code>
	ポアソン分布	<code>rpois()</code>	<code>glm(family = poisson)</code>
	負の二項分布	<code>rnbnom()</code>	<code>glm.nb()</code>
(連続)	ガンマ分布	<code>rgamma()</code>	<code>glm(family = gamma)</code>
	正規分布	<code>rnorm()</code>	<code>glm(family = gaussian)</code>

- `glm()` で使える確率分布は上記以外もある
- `glm.nb()` は MASS library 中にある

# R の `glm()` 関数: 何を指定すればいい?

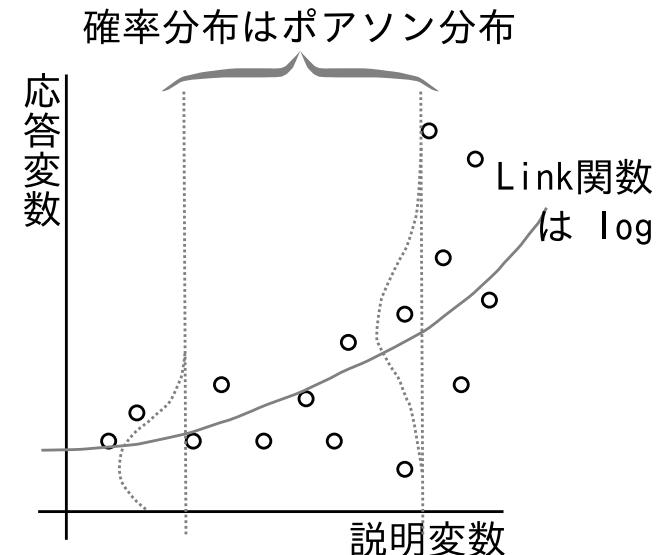


- モデル式 (線形予測子  $z$ ): どの説明変数を使うか?
- link 関数:  $z$  と応答変数 ( $y$ ) 平均値 の関係は?
- family: どの確率分布を使うか?

# ポアソン回帰の `glm()` 指定

- `family: poisson`, ポアソン分布
- `link` 関数: "log"
- モデル式 (線形予測子  $z$ ): たとえば  
 $y \sim x$  と指定したとする

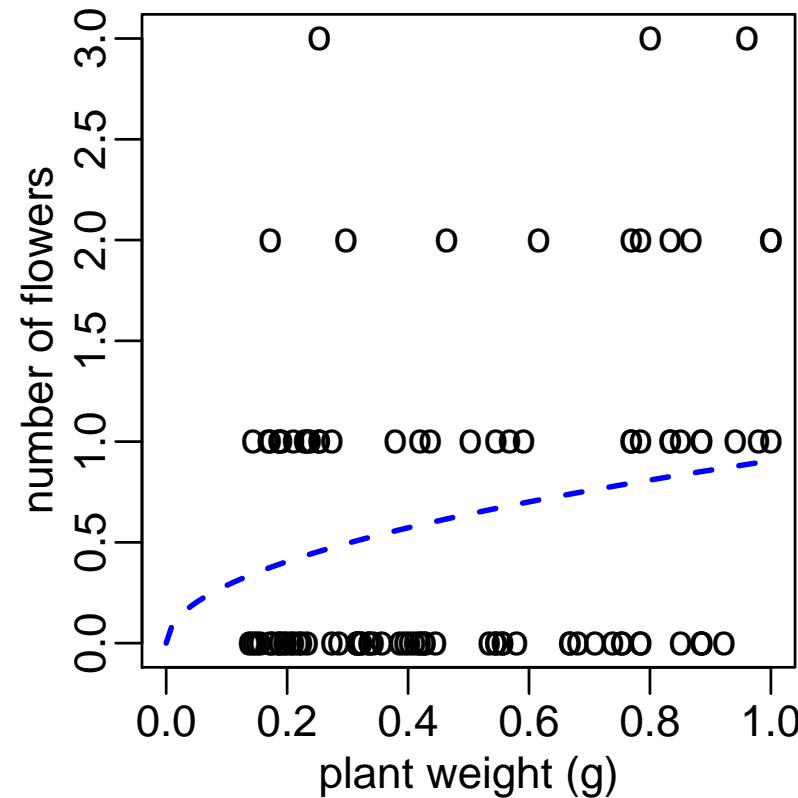
- 線形予測子  $z = a + bx$   
 $a, b$  は推定すべきパラメーター
- 応答変数の平均値を  $\lambda$  とすると  $\log(\lambda) = z$   
つまり  $\lambda = \exp(z) = \exp(a + bx)$
- 応答変数 は平均  $\lambda$  のポアソン分布に従う:  
 $y \sim \text{Pois}(\lambda)$



# GLM の推定結果を図示してみる

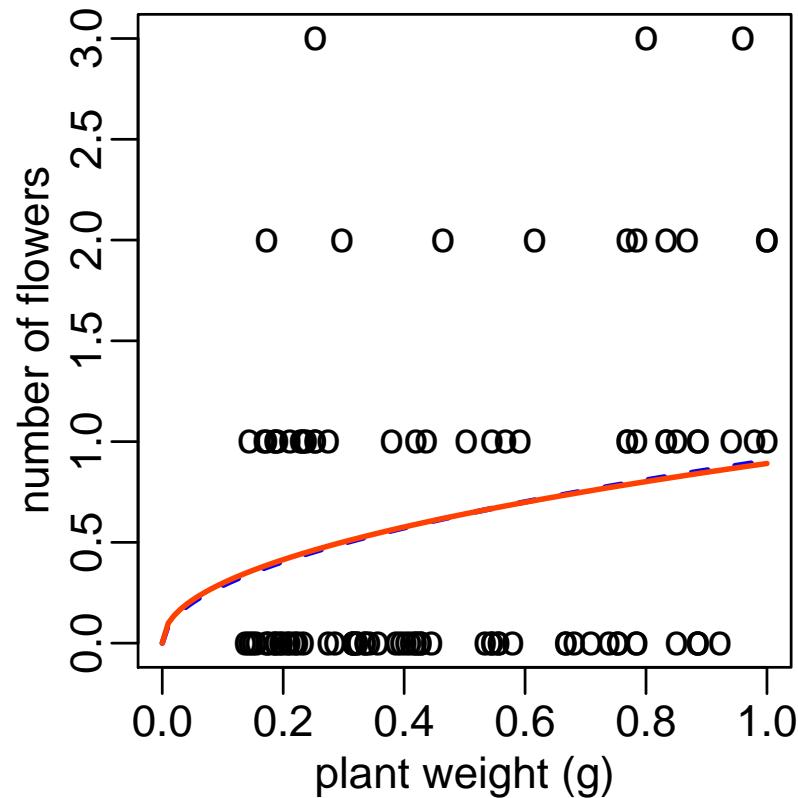
「ホント」の

重量  $\rightsquigarrow$  平均花数



推定された

重量  $\rightsquigarrow$  平均花数



# 説明したい統計モデリングのお作法

- 観測データの図をたくさん作ろう
- 観測データをどんな確率分布で表現できるか  
考えよう
- 「割算値」の統計モデリングはやめよう

つまり観測データの「もち味をいかした」  
「ひねくりまわさない」統計モデリング

# この悪しき割算な統計学

## 世間でよくみかけるおススメできない作法の例

- ある調査地  $i$  で  $N_i$  本の樹木のうち  $k_i$  本で開花していた
- 調査地  $i$  の開花確率を  $p_i = k_i/N_i$  とした
- 別の調査地  $j$  の開花確率を  $p_j = k_j/N_j$  とした
- 調査地  $i$  と  $j$  の間で開花確率が異なるかどうか,  $p_*$  が正規分布にしたがうと仮定して「ゆーい差を検定」した
- 確率  $p_i$  は正規分布ではない, と指摘されたのでノンパラメトリック検定で「ゆーい差を検定」した

# 割算値ひねくるデータ解析はなぜよくないのか？

- 観測値 / 観測値 がどんな確率分布にしたがうのか見とおしが悪く、さらに説明要因との対応づけが難しくなる
- 情報が失われる：「10 打数 3 安打」 と 「200 打数 60 安打」，「どちらも 3 割バッター」と言ってよいのか？
- 割算値を使わぬいほうが見とおしのよい，合理的なデータ解析ができる（今回の授業の主題）
- したがって割算値を使ったデータ解析は不利な点ばかり，そんなことをする必要性はどこにもない

# 避けられるわりざん, 避けにくいわりざん

- 避けられる割算値

- 密度などの指標

- 例: 人口密度, specific leaf area (SLA) など

- 対策: **offset** 項わざ

- 確率

- 例:  $N$  個のうち  $k$  個にある事象が発生する確率

- 対策: ロジスティック回帰など**二項分布モデル**で

- 避けにくい割算値

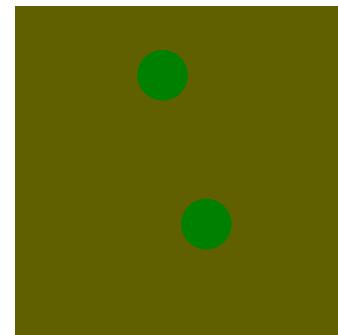
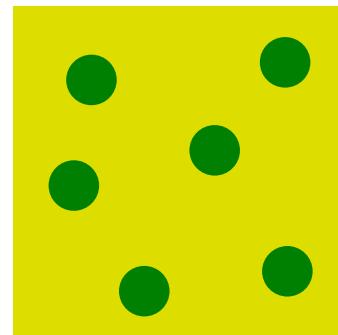
- 測定機器が内部で割算した値を出力する場合
  - 割算値で作図せざるをえない場合があるかも

## 2. 「脱」割算の offset 項わざ

ポアソン回帰を強めてみる

## 例題：調査区画内の個体密度は明るさで変わるか？

- 何か架空の植物個体の密度が「明るさ」  $x$  に応じてどう変わるかを知りたい
- 明るさは  $\{0.1, 0.2, \dots, 1.0\}$  の 10 段階で観測した

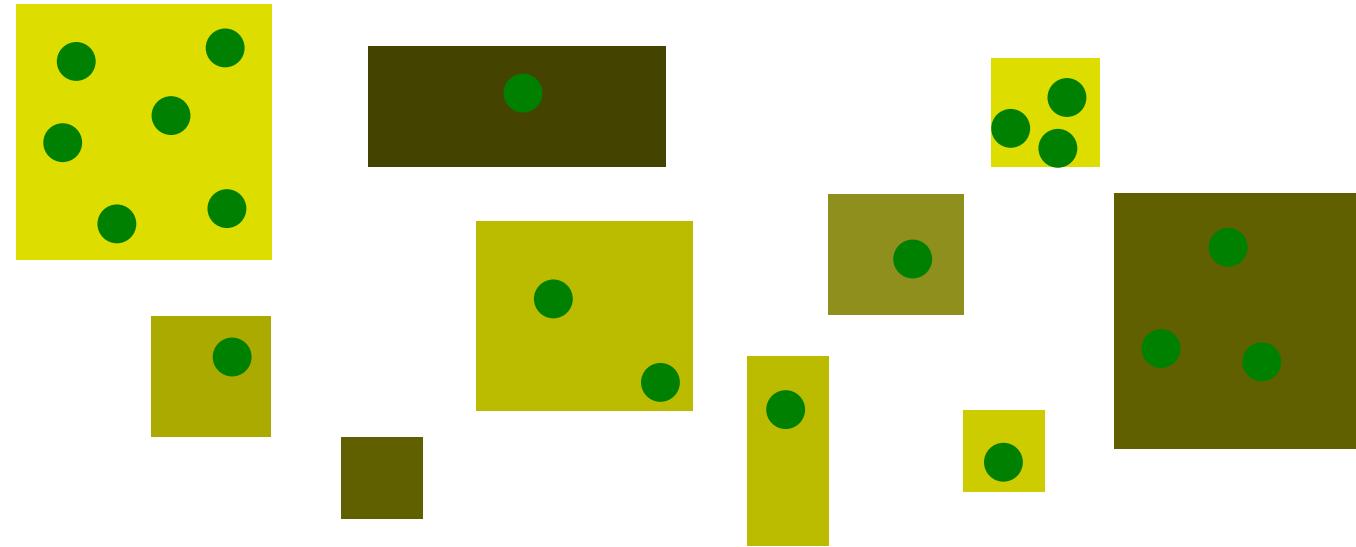


$x$  大  
明るい

$x$  小  
暗い

これだけなら単純に `glm(..., family = poisson)` すればよいのだが……

# 「場所によって調査区の面積を変えました」?!!



- 明るさ  $x$  と面積  $A$  を同時に考慮する必要あり
- ただし「密度 = 個体数 / 面積」といった割算値解析はやらない!
- glm() の offset 項わざでうまく対処できる
- ともあれその前に観測データを図にしてみる

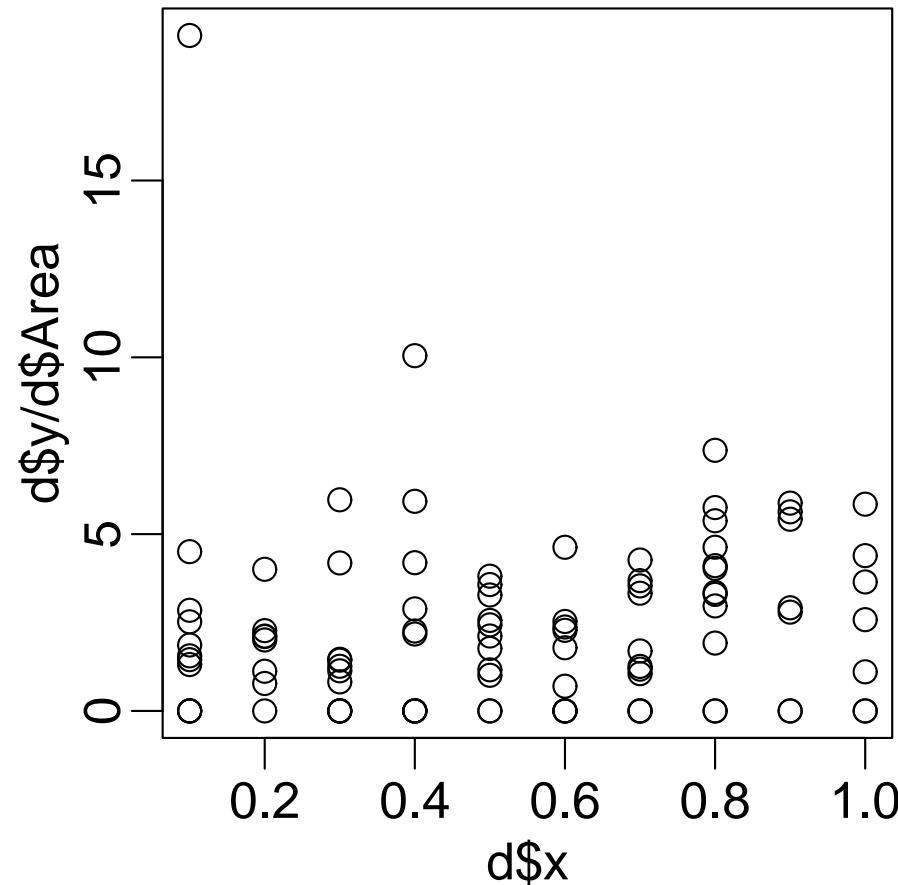
## R の `data.frame`: 面積 Area, 明るさ x, 個体数 y

```
> load("d2.RData")
> head(d, 8) # 先頭 8 行の表示
```

	Area	x	y
1	0.017249	0.5	0
2	1.217732	0.3	1
3	0.208422	0.4	0
4	2.256265	0.1	0
5	0.794061	0.7	1
6	0.396763	0.1	1
7	1.428059	0.6	1
8	0.791420	0.3	1

## 明るさ vs 割算値図の図

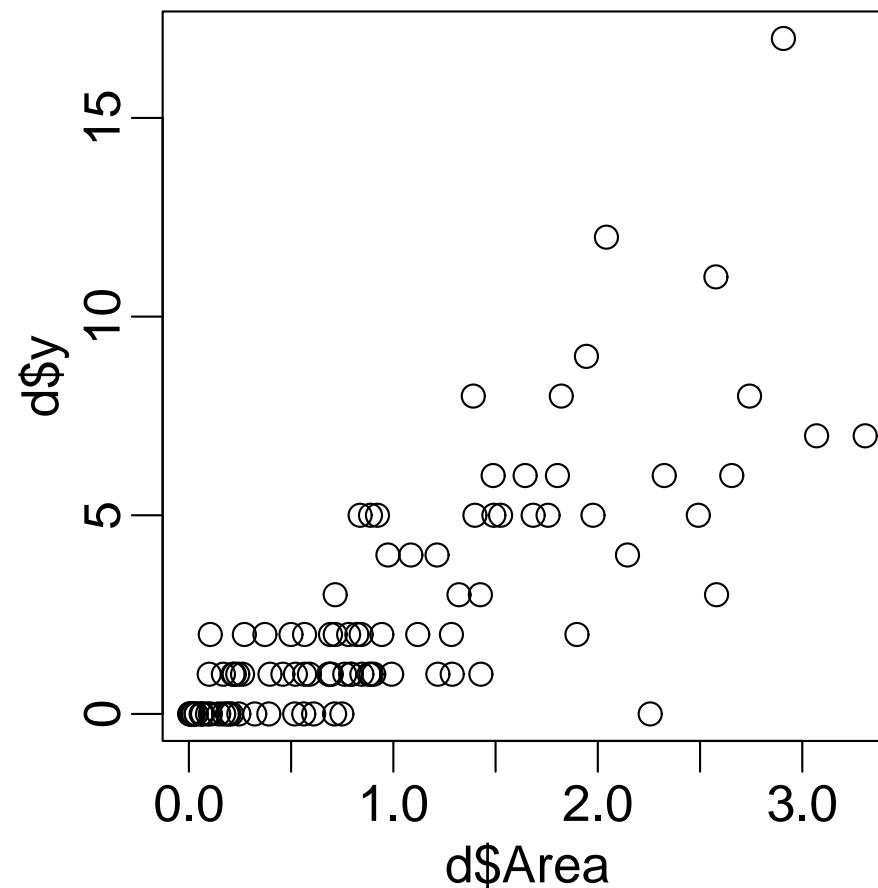
```
plot(d$x, d$y / d$Area)
```



- いまいちよくわからない……

# 面積 $A$ vs 個体数 $y$ の図

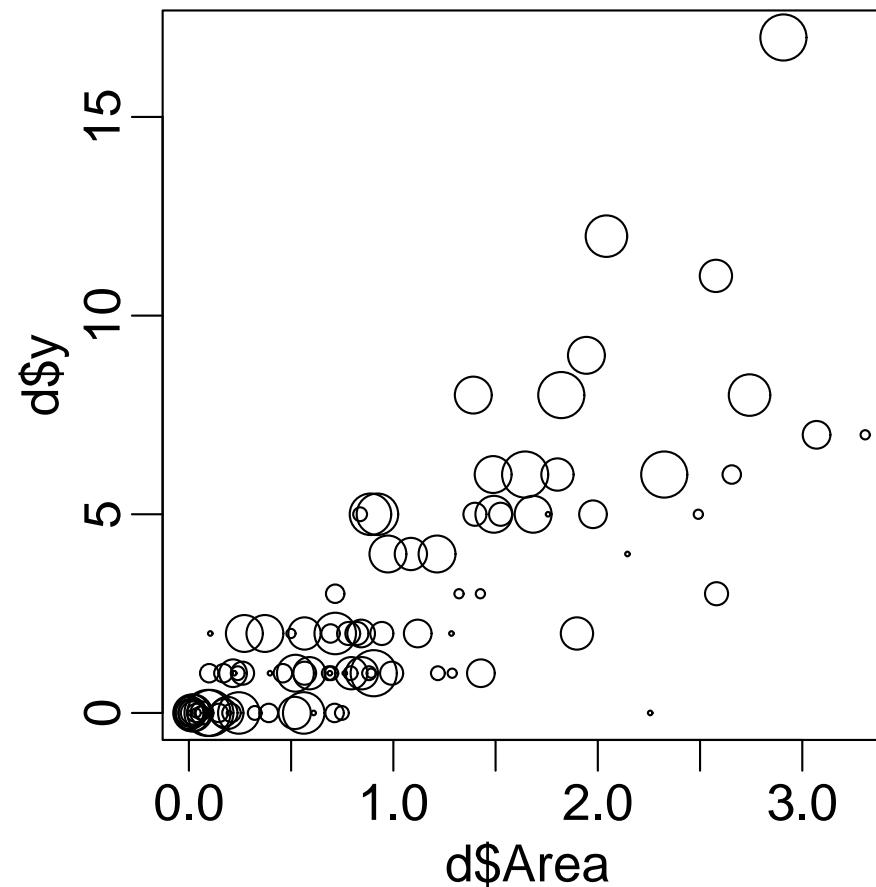
```
plot(d$Area, d$y)
```



- 面積  $A$  とともに区画内の個体数  $y$  が増大するようだ

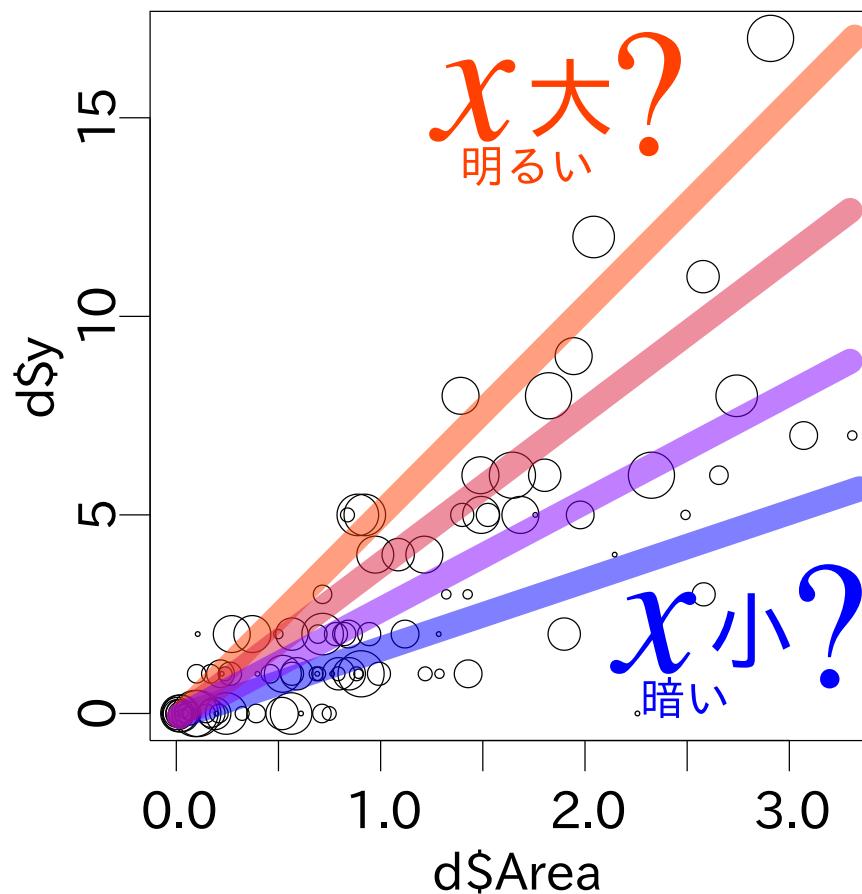
## 明るさ $x$ の情報（マルの大きさ）も図に追加

```
plot(d$Area, d$y, cex = d$x * 2)
```



- 同じ面積でも明るいほど個体数が多い？

# 密度が明るさ $x$ に依存する統計モデル



- 区画内の個体数  $y$  の平均は面積 × 密度
- 密度は明るさ  $x$  で変化する

# 「平均個体数 = 面積 × 密度」モデル

- ある区画  $i$  の応答変数  $y_i$  は平均  $\lambda_i$  のポアソン分布にしたがうと仮定:

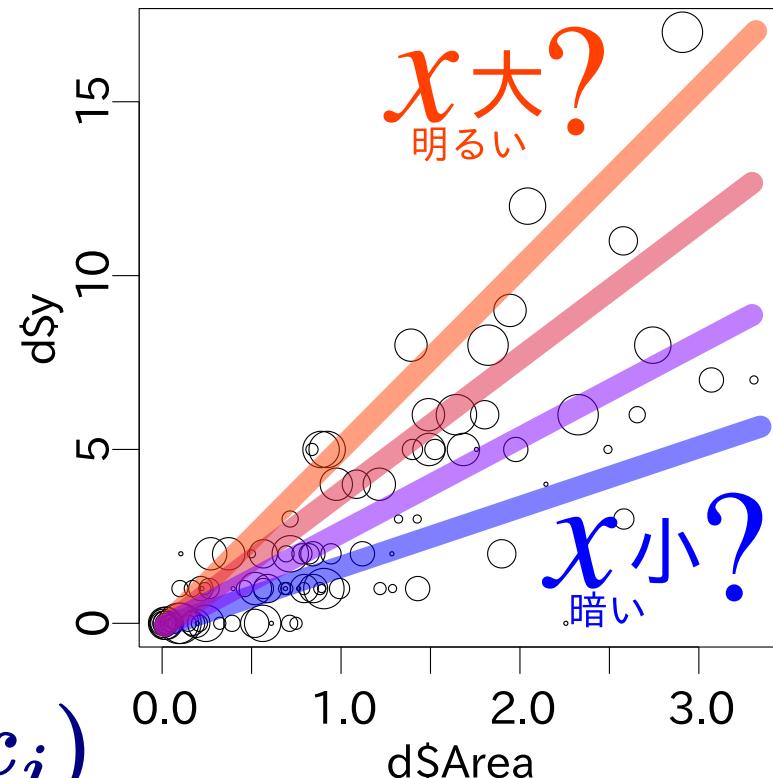
$$y_i \sim \text{Pois}(\lambda_i)$$

- 平均値  $\lambda_i$  は面積  $A_i$  に比例し、密度は明るさ  $x_i$  に依存する

$$\lambda_i = A_i \exp(a + bx_i)$$

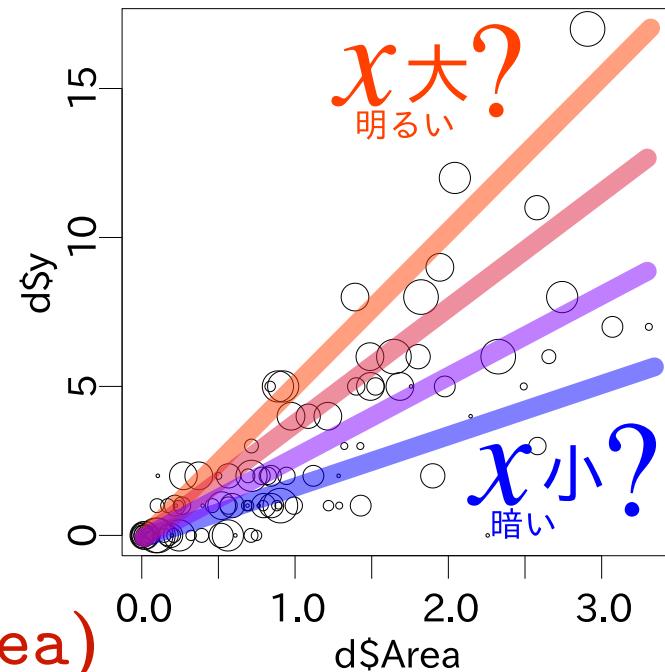
$$\lambda_i = \exp(a + bx_i + \log(A_i))$$

$$\log(\lambda_i) = a + bx_i + \log(A_i)$$
  $\log(A_i)$  を offset 項とよぶ



# この問題は GLM であつかえる!

- family: poisson, ポアソン分布
- link 関数: "log"
- モデル式 :  $y \sim x$
- offset 項の指定 :  $\log(\text{Area})$
- 線形予測子  $z = a + b x + \log(\text{Area})$   
 $a, b$  は推定すべきパラメーター
- 応答変数の平均値を  $\lambda$  とすると  $\log(\lambda) = z$   
つまり  $\lambda = \exp(z) = \exp(a + b x + \log(\text{Area}))$
- 応答変数 は平均  $\lambda$  のポアソン分布に従う:



# glm() 関数の指定

```
fit <- glm(  
  y ~ x,  
  family = poission(link = "log")  
  data = d,  
  offset = log(Area)  
)
```

結果を格納するオブジェクト  
関数名  
モデル式  
確率分布の指定  
リンク関数の指定（省略可）  
offset の指定

```
graph LR; A((fit <- glm)) --> B[結果を格納するオブジェクト]; A --> C[関数名]; D[y ~ x,] --> E[モデル式]; F(family = poission(link = "log")) --> G[確率分布の指定]; H(data = d,) --> I[リンク関数の指定 (省略可)]; I --> J[offset = log(Area)];
```

# R の `glm()` 関数による推定結果

```
> fit <- glm(y ~ x, family = poisson(link = "log"), data = d,  
  offset = log(Area))  
> print(summary(fit))
```

Call:

```
glm(formula = y ~ x, family = poisson(link = "log"), data = d,  
  offset = log(Area))
```

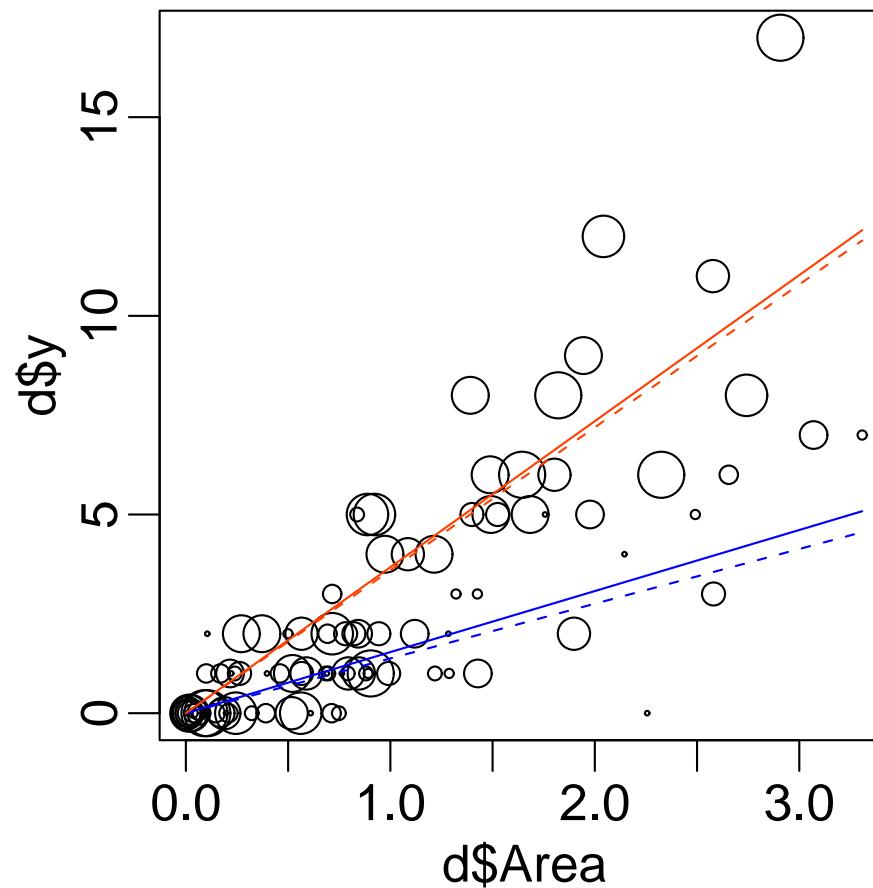
(... 略...)

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	0.321	0.160	2.01	0.044
x	1.090	0.227	4.80	1.6e-06

Coefficients は説明変数の係数という意味

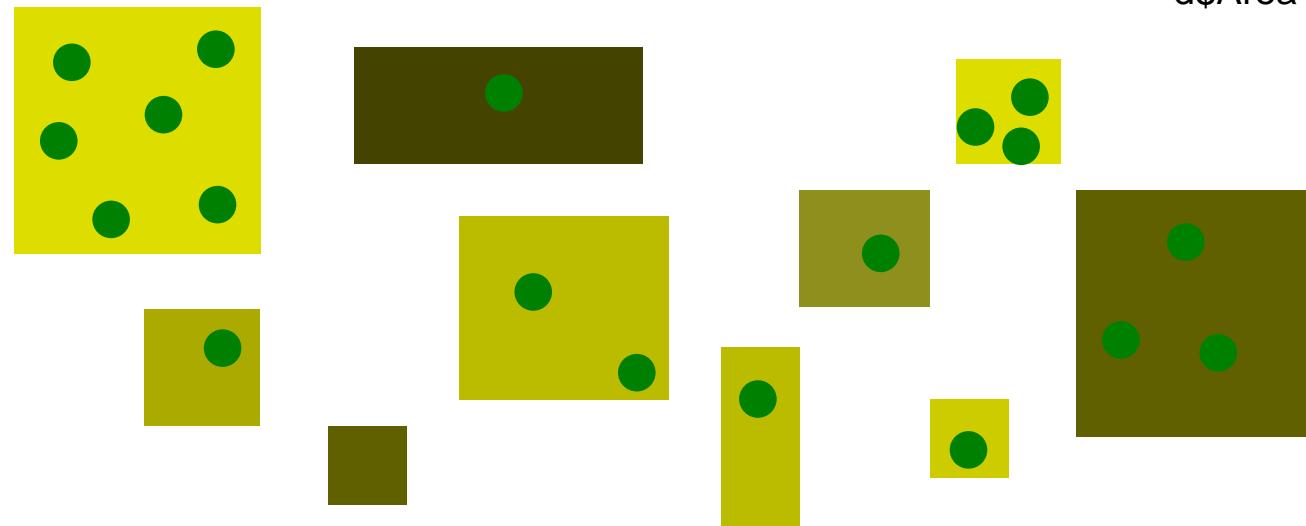
# 推定結果にもとづく予測を図にしてみる



- 赤は明るさ  $x = 0.9$ , 青は  $x = 0.1$
- 実線は `glm()` の推定結果, 破線はデータ生成時に指定した関係

# まとめ: glm() の offset 項わざで「脱」割算

- 平均値が面積などに比例する場合は、この面積などを **offset 項** として指定する
- 平均 = 面積 × 密度、 というモデルの **密度** を  $\exp(\text{線形予測子})$  として定式化する



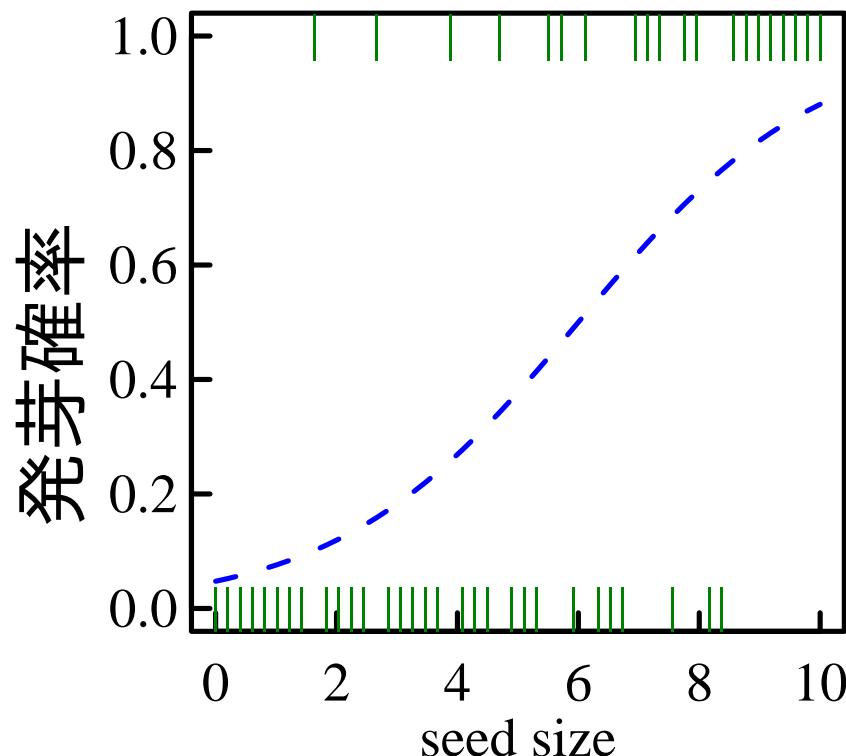
### 3. ロジスティック回帰

おススめできない解析と対比しつつ

# 架空植物の発芽実験データ

種子サイズと発芽確率の関係を調べる実験やってみた

| は観測データ (1 = 発芽した)

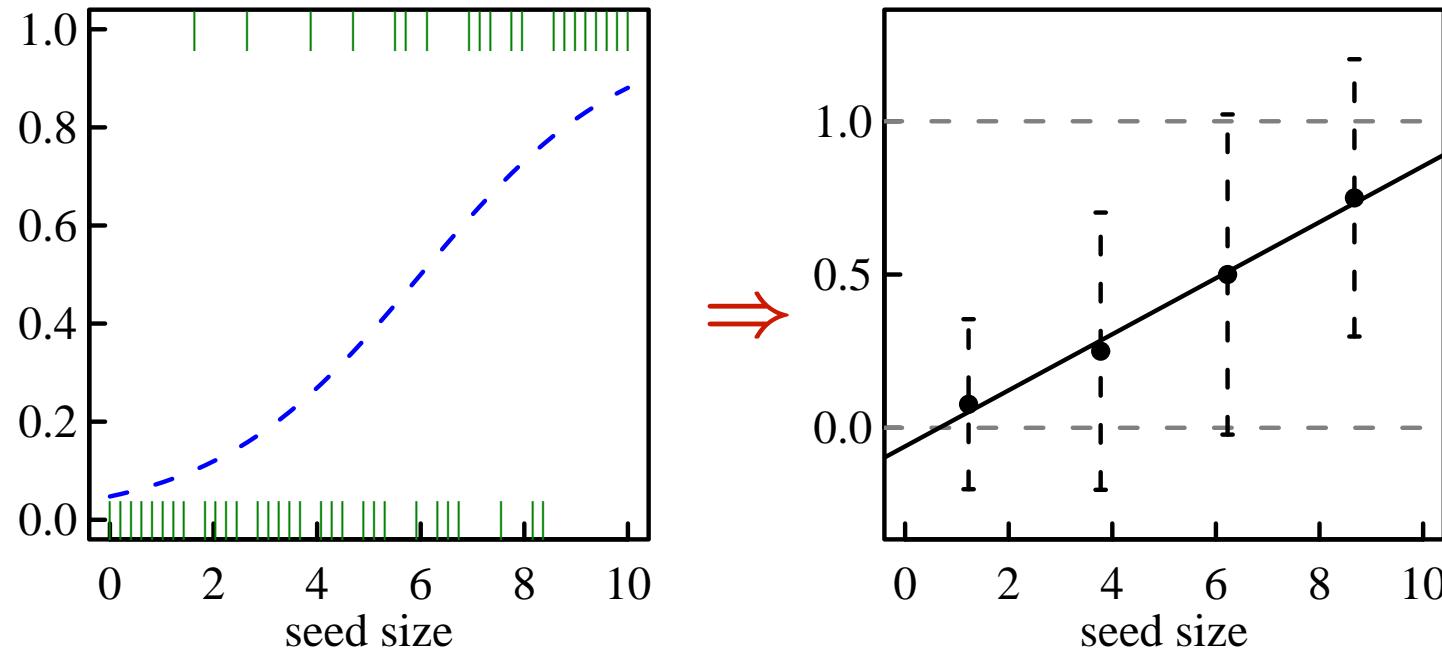


[「ホント」の発芽パターン]

- 種子が大きいほど発芽確率が高い
- 発芽確率は青破線で示されているように上昇する

データから 青破線 (つまり真のモデル・母集団) を推定したい

## (よく見かける) おススメできない解析の一例



1. てきと一に種子サイズの区画を取る (上の例だと 4 区画)
2. 区画ごとに縦横の平均値など計算; {0, 1} データを割算値に
3. 何も考えずに統計ソフトウェアにほうりこむ  
(直線回帰する or 「分散分析」する or 「検定」 & 多重比較する)

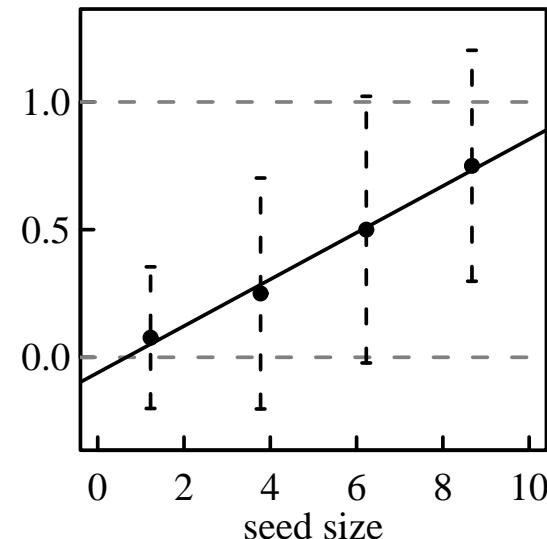
# なぜよろしくないか? データの特徴を無視

区画はてきとー

区画のとりかたで結果は変わる

割算すると情報が失われる

1 / 2 と 100 / 200 は違う!



等分散でもなければ正規分布でもない

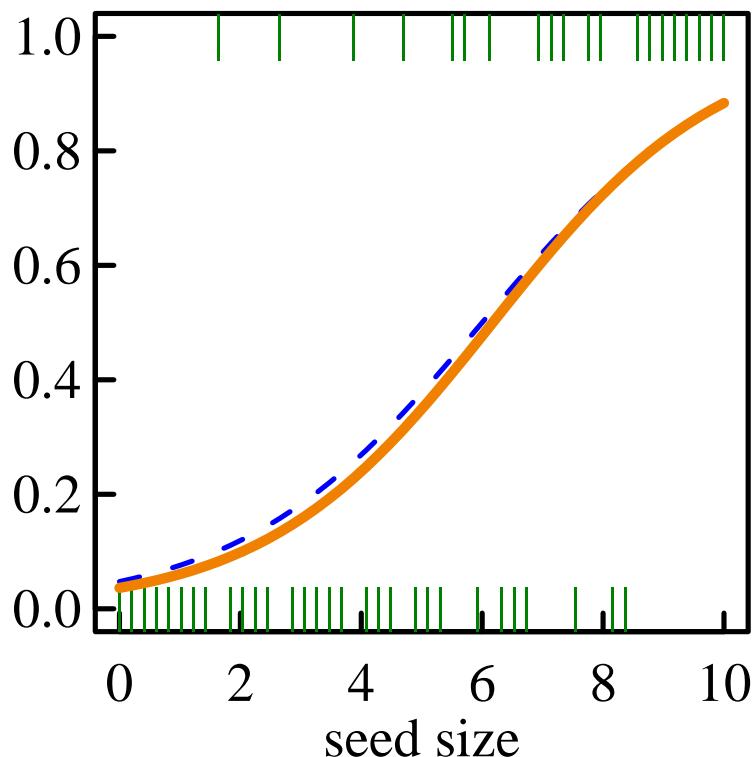
ということで直線回帰も分散分析も使えん — さらに、いわば母分散が異なる状況なので、ノンパラメトリック検定のたぐいもだめ

何を推定してるのだろうか?

発芽する確率がマイナスになったり、1 をこえたりするモデルってのは ……? (変数変換すればいいって? そのワザは呪われてる)

# R の `glm()` で推定: ロジスティック回帰の例

発芽する・しないが二項分布にしたがうと仮定している



- 各種子について、そのサイズ ( $x$ ) と “発芽した or しなかった” の対応を見る
- 発芽確率  $q$  を以下のように仮定

$$q = \frac{1}{1 + \exp(-(a + bx))} \quad (\text{logistic 式})$$

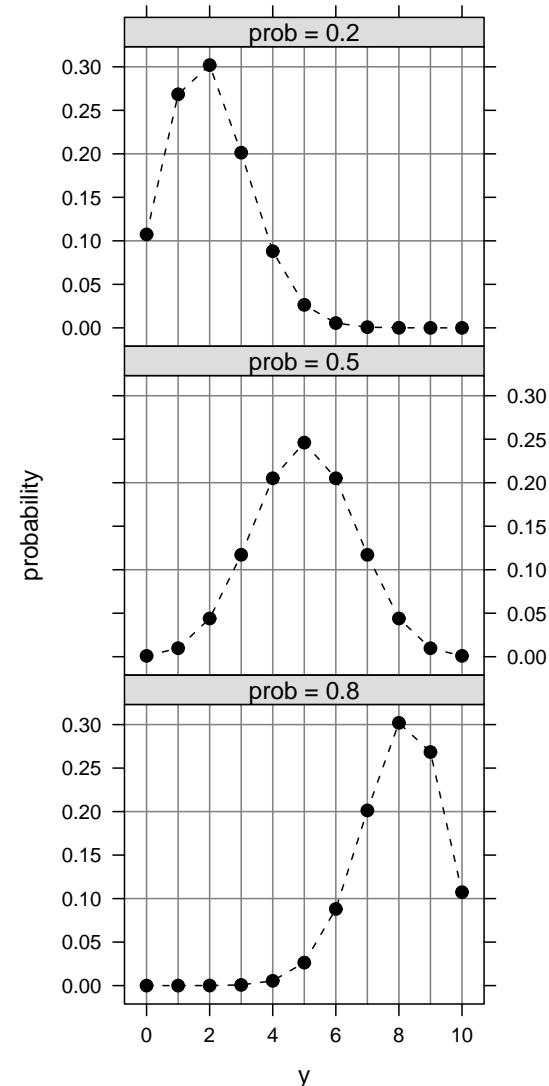
- パラメーター  $a$  と  $b$  の推定値を最尤推定法で計算する
- ここでは R の `glm()` 関数を使った (上の図の赤線が推定結果)

# 二項分布 (binomial distribution) とは何か?

- 離散分布  $y_i \in \{0, 1, 2, \dots, N\}$
- 確率分布 (paramter:  $q, N$ )

$$\binom{N}{y} q^y (1 - q)^{N-y}$$

- 平均  $Nq$ , 分散  $Nq(1 - q)$
- 上限のあるカウントデータに
- 例:  $N$  個体中  $y$  個体に反応があった, 死亡した, など

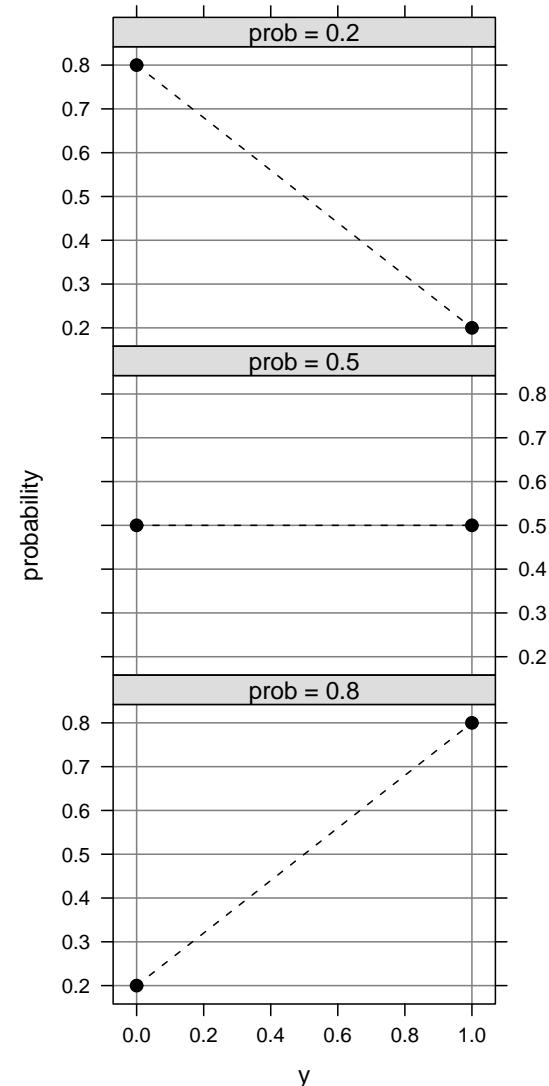


# ベルヌーイ分布 (Bernoulli distribution)

- 離散分布  $y_i \in \{0, 1\}$
- 確率分布 (paramter:  $p$ )

$$q^y(1 - q)^{1-y}$$

- 平均  $q$ , 分散  $q(1 - q)$
- 二項分布で  $N = 1$  の場合 に該当する確率分布
- 例: ある個体で反応があった, 死亡した, など

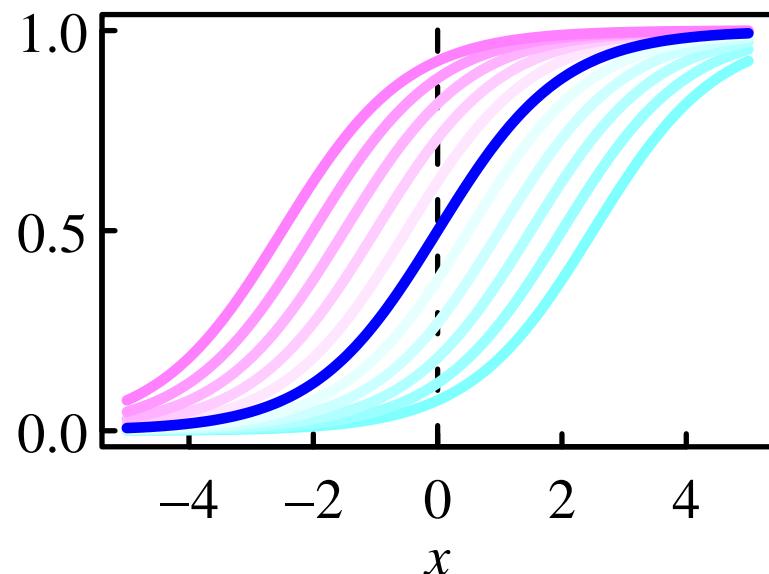


# そもそも「ロジスティック関数」って何?

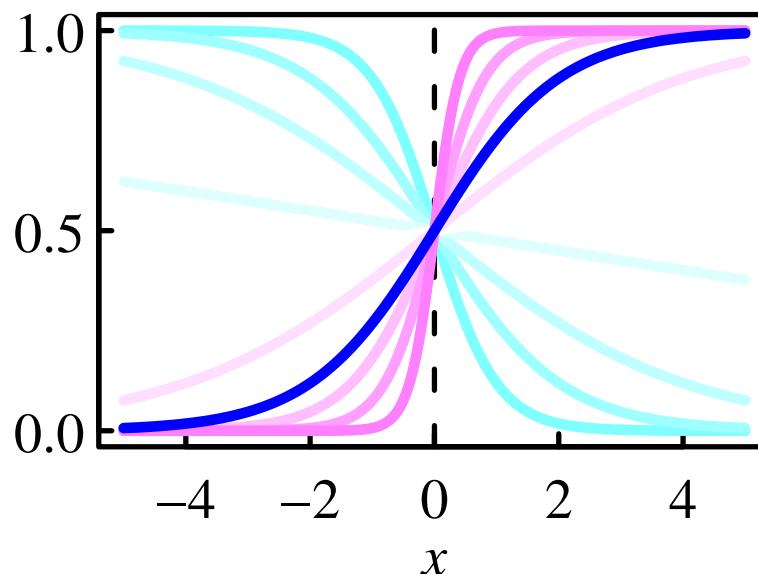
$$q = \frac{1}{1 + \exp(-(a + bx))}$$

( $\exp(Z) = e^Z$  のこと)

$a$ だけ変化させる



$b$ だけ変化させる



つまりパラメーター  $\{a, b\}$  や説明変数  $x$  がどんな値をとっても確率  $q$  は  $0 \leq q \leq 1$  となる便利な関数

# ちょっと整理: logistic と logit

- logistic 関数

$$q = \frac{1}{1 + \exp(-(a + bx))} = \text{logistic}(a + bx)$$

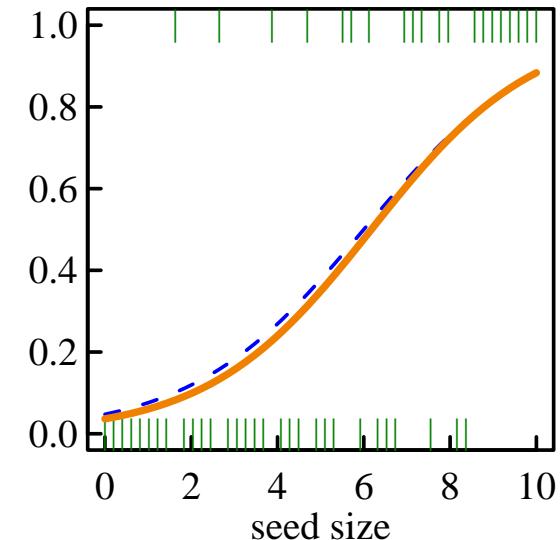
- logit 変換

$$\text{logit}(q) = \log \frac{q}{1 - q} = a + bx$$

logit は logistic の逆関数, logistic は logit の逆関数

# ロジスティック回帰の `glm()` 指定 (1)

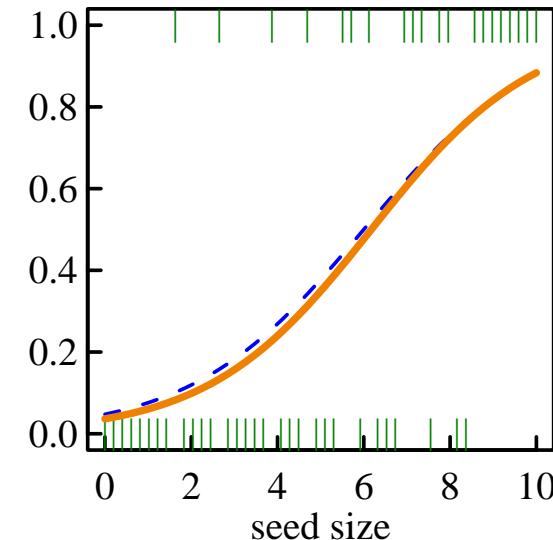
- `family`: `binomial`, 二項分布
  - $y \in \{0, 1, 2, \dots, N\}$  というようにある範囲のカウントデータである場合は二項分布で説明してみる
- `link` 関数: "logit"
  - これは `family = binomial` 時の「おススメ」 `link` 関数
- モデル式 (線形予測子  $z$ ): たとえば  $y \sim x$  と指定したとする



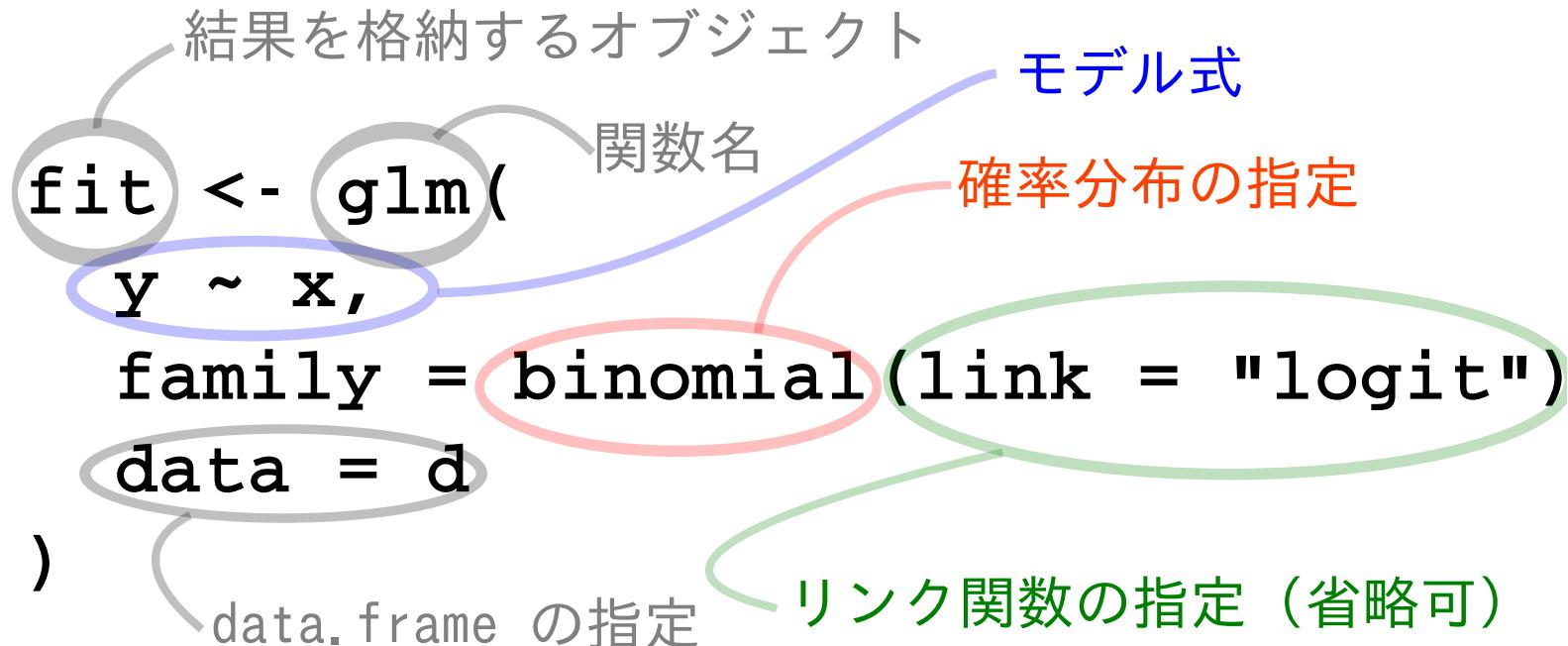
```
family = binomial(link = "logit")  
指定とは何をやっているのだろうか?
```

## ロジスティック回帰の `glm()` 指定 (2)

- `family: binomial`, 二項分布
- `link` 関数: "logit"
- モデル式 (線形予測子  $z$ ): たとえば  $y \sim x$  と指定したとする
  - 線形予測子  $z = a + bx$   
 $a, b$  は推定すべきパラメーター
  - 事象の生起確率 を  $q$  とすると  $\text{logit}(q) = z$   
つまり  $q = \frac{1}{\exp(-z)} = \frac{1}{1 + \exp(-(a + bx))}$
  - 応答変数 は確率  $q$  でサイズ  $N$  の二項分布に従う:  
 $y \sim \text{Binom}(q, N)$



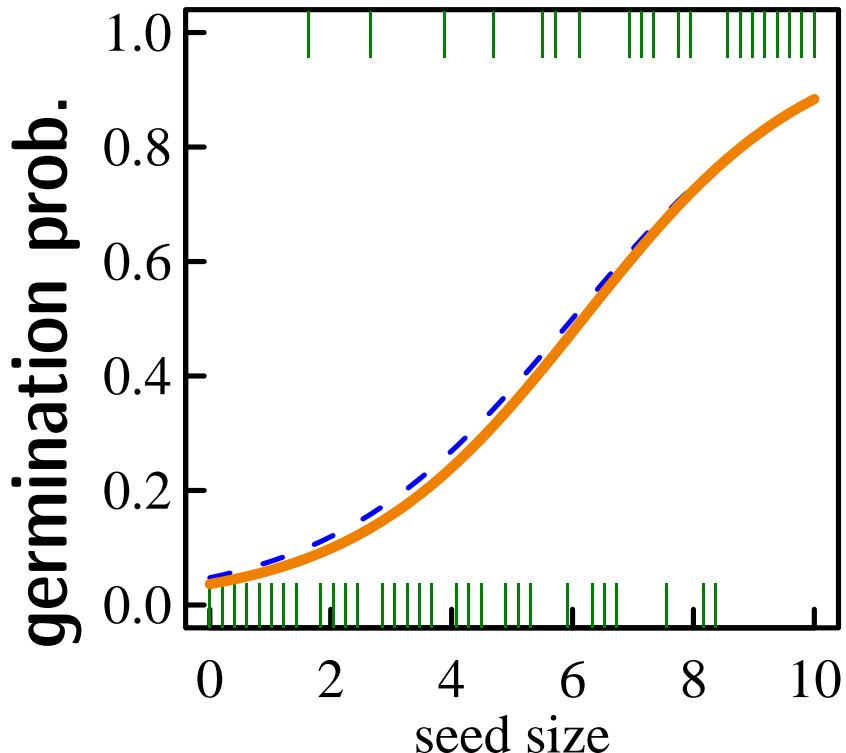
# R の `glm()` 関数: 何を指定すればいい?



- モデル式 (線形予測子  $z$ ): 種子重  $x$  が説明変数
- link 関数: logit リンク関数
- family: binomial, 二項分布

# 良い推定（データ → モデル）をめざして Ending

## おススメできないデータ解析を回避するための注意点



- むやみに **区画わけしない**！
- 何でも **割り算するな**！
- たくさん **図を描く**
- 「観測データを説明する **確率分布は何か?**」 を考える

コツ: 不自然にデータをこねくりまわさない  
データの性質・構造にあったモデリングを!

# 線形モデルの発展

階層ベイズモデル

もっと自由な  
統計モデリングを!

一般化線形混合モデル

個体差・場所差  
といった変量効果  
をつかいたい

一般化線形モデル

正規分布以外の  
確率分布をつか  
いたい

線形モデル

推定計算方法

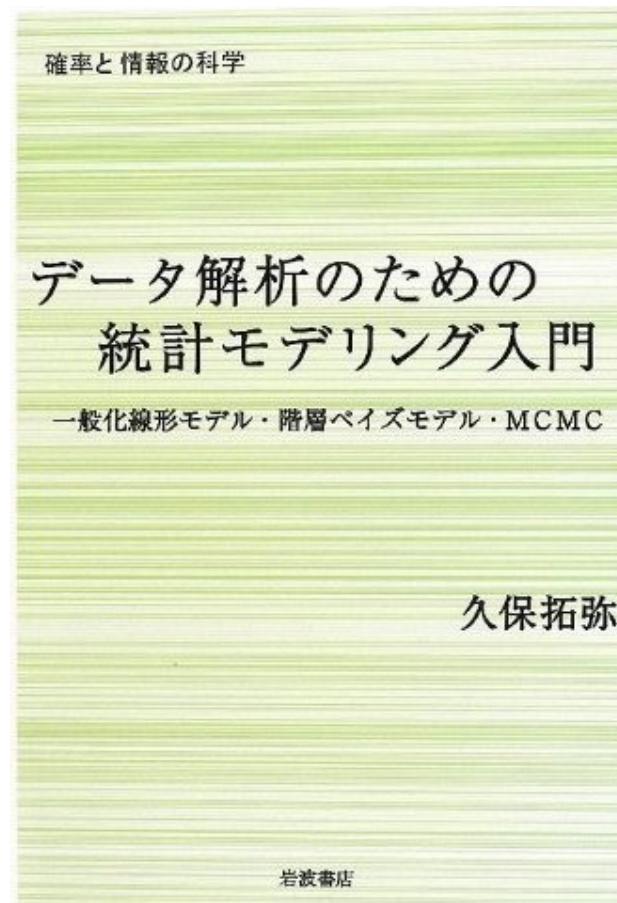
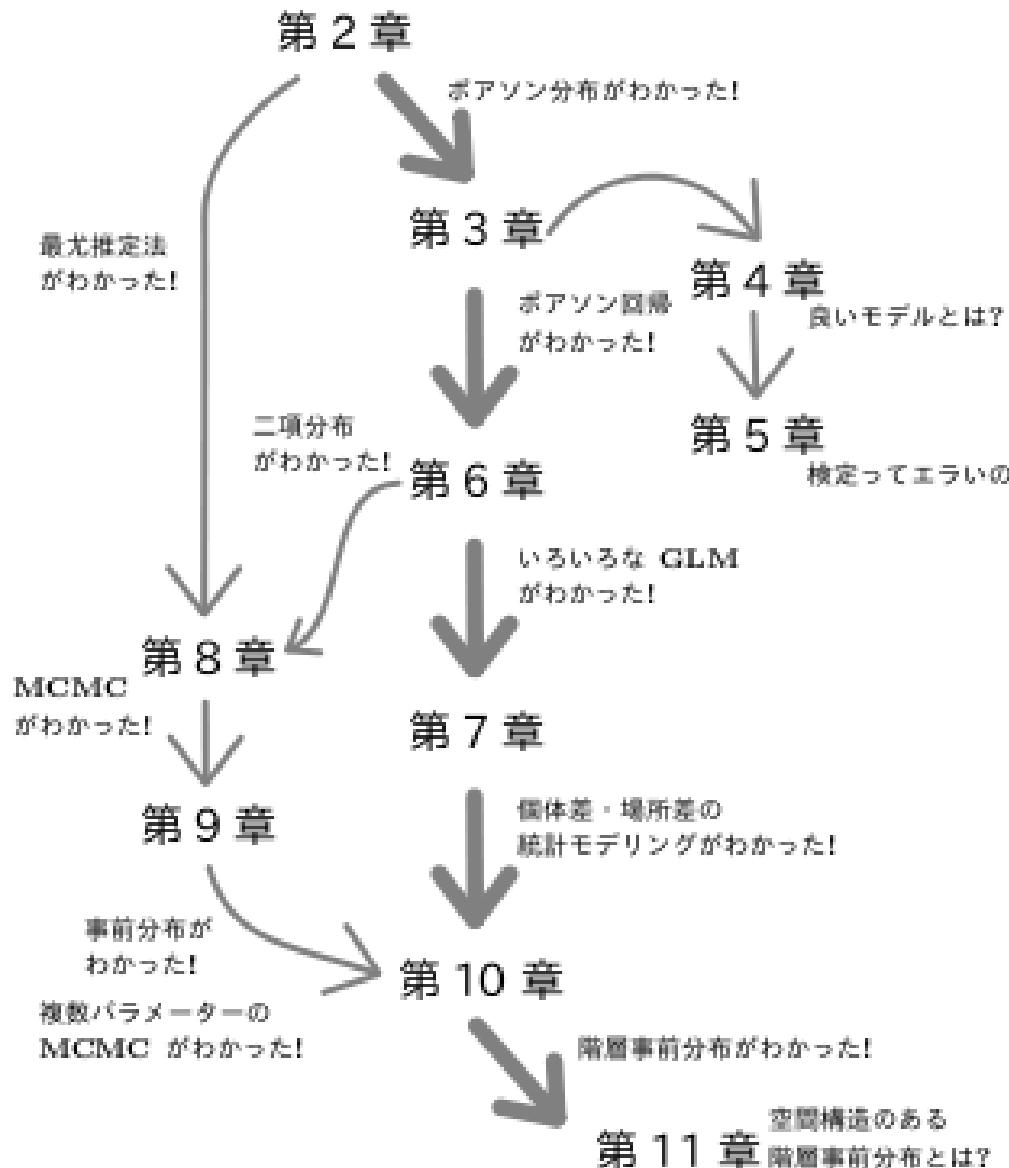
MCMC

最尤推定法

最小二乗法

統計モデル勉強のプラン： 線形モデルを発展させる

(第 2 章以降の説明の流れ)



統計モデリング入門  
<http://goo.gl/Ufq2>

統計モデル勉強のプラン: 線形モデルを発展させる