

**統計モデリング入門 2018 (d)**  
model selection and statistical test  
モデル選択と検定

久保拓弥 kubo@ees.hokudai.ac.jp  
北大環境科学院の講義 <http://goo.gl/76c4i>  
2018-06-25  
ファイル更新時刻: 2018-06-21 17:45

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 1 / 44

もくじ

## 今日のハナシ I

seed number data, again

① 前回と同じ例題: 種子数データ

植物個体の属性, あるいは実験処理が種子数に影響?

model selection using AIC

② AIC を使ったモデル選択

badness of fit  
あてはまりの悪さ: deviance

statistical test

③ 統計学的な検定

and its asymmetry  
そして, その非対称性

model selection statistical test

④ モデル選択 と 統計学的な検定

misunderstanding  
のさまざまな 誤解

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 2 / 44

もくじ

## 今日の内容と「統計モデリング入門」との対応

今日はおもに「**第4章 GLMのモデル選択**」と「**第5章 GLMの尤度比検定と検定の非対称性**」の内容を説明します。

- 著者: 久保拓弥
- 出版社: 岩波書店
- 2012-05-18 刊行

<http:// goo.g1/Ufq2>

http:// goo.g1/Ufq2

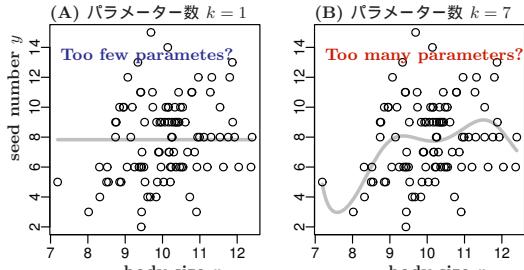
http:// goo.g1/Ufq2

久保拓弥

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 3 / 44

もくじ

## number of parameters パラメーター数 は多くても少なくともへン?



(A) パラメーター数  $k = 1$   
Too few parameters?

(B) パラメーター数  $k = 7$   
Too many parameters?

body size  $x$

seed number  $y$

How many parameters do you need  
for the best prediction?

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 4 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ

植物個体の属性, あるいは実験処理が種子数に影響?

seed number data, again

### 1. 前回と同じ例題: 種子数データ

植物個体の属性, あるいは実験処理が種子数に影響?

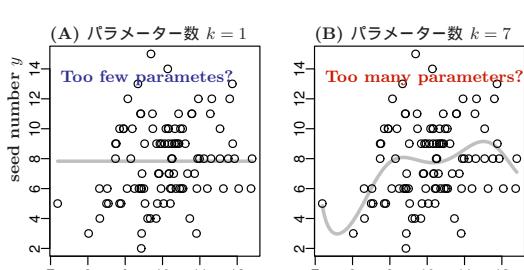
まずはデータの概要を調べる

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 5 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ

植物個体の属性, あるいは実験処理が種子数に影響?

## パラメーター数 $k$ は多くても少なくてへん?



(A) パラメーター数  $k = 1$   
Too few parameters?

(B) パラメーター数  $k = 7$   
Too many parameters?

body size  $x$

seed number  $y$

“良いモデル” ? number of parameters  $k$  ?

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 6 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

body size  $x$  and fertilization  $f$  change seed number  $y$ ?

### 個体サイズと実験処理の効果を調べる例題

response variable: 種子数  $\{y_i\}$   
 explanatory variable:  

- 応答変数: 種子数  $\{y_i\}$
- 説明変数:
  - body size
  - 体サイズ  $\{x_i\}$
  - fertilization
  - 施肥処理  $\{f_i\}$

個体  $i$

施肥処理  $f_i$   
 C: 肥料なし  
 T: 施肥処理

種子数  $y_i$

体サイズ  $x_i$

sample size  
 標本数  
 control  

- 無処理 ( $f_i = C$ ): 50 sample ( $i \in \{1, 2, \dots, 50\}$ )
- fertilization  
  - 施肥処理 ( $f_i = T$ ): 50 sample ( $i \in \{51, 52, \dots, 100\}$ )

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 7 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

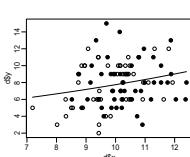
a statistical model for this example  
 この例題のための統計モデル

### ポアソン回帰のモデル

probability distribution Poisson distribution  
 ● 確率分布: ポアソン分布  
 linear predictor

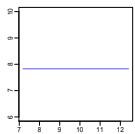
● 線形予測子:  $\beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 f_i$   
 link function log link function

● リンク関数: 対数リンク関数


kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 8 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

4 candidate models  
 4 つの可能なモデル候補: (A) constant  $\lambda$

$$\lambda_i = \exp(\beta_1)$$


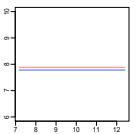
あてはまりの良さを対数尤度 (log likelihood) で評価する

```
> logLik(glm(y ~ 1, data = d, family = poisson))
'log Lik.' -237.64 (df=1)
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 9 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

4 candidate models  
 4 つの可能なモデル候補: (B)  $f$  model

$$\lambda_i = \exp(\beta_1 + \beta_3 f_i)$$


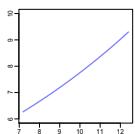
あてはまりの良さを対数尤度 (log likelihood) で評価する

```
> logLik(glm(y ~ f, data = d, family = poisson))
'log Lik.' -237.63 (df=2)
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 10 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

4 candidate models  
 4 つの可能なモデル候補: (C)  $x$  model

$$\lambda_i = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_i)$$


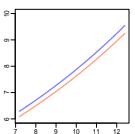
あてはまりの良さを対数尤度 (log likelihood) で評価する

```
> logLik(glm(y ~ x, data = d, family = poisson))
'log Lik.' -235.39 (df=2)
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 11 / 44

前回と同じ例題: 種子数データ 植物個体の属性、あるいは実験処理が種子数に影響?

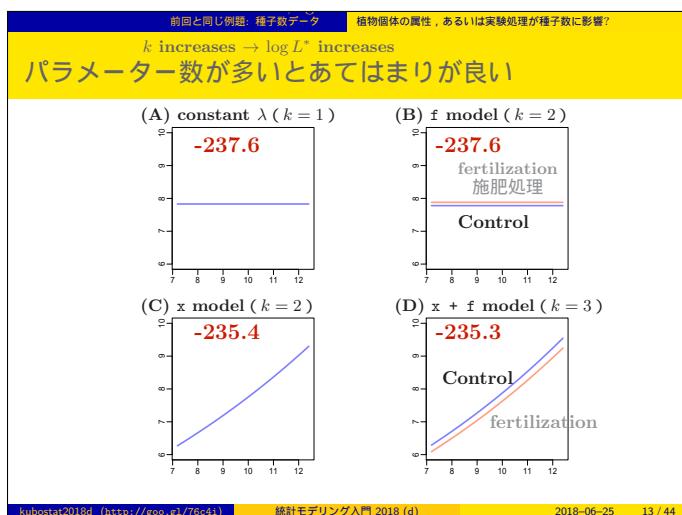
4 candidate models  
 4 つの可能なモデル候補: (D)  $x + f$  model

$$\lambda_i = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 f_i)$$


あてはまりの良さを対数尤度 (log likelihood) で評価する

```
> logLik(glm(y ~ x + f, data = d, family = poisson))
'log Lik.' -235.29 (df=3)
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 12 / 44



AIC をを使ったモデル選択 あてはまりの悪さ : deviance

model selection using AIC  
2. AIC をを使ったモデル選択

badness of fit  
あてはまりの悪さ: deviance

badness of prediction  
そして予測の悪さ: AIC

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 14 / 44

AIC をを使ったモデル選択 あてはまりの悪さ : deviance output

R の `glm()` は deviance を出力

```
> glm(y ~ x + f, data = d, family = poisson)

Call: glm(formula = y ~ x + f, family = poisson, data = d)

Coefficients:
(Intercept)          x           fT 
      1.2631     0.0801    -0.0320 

Degrees of Freedom: 99 Total (i.e. Null); 97 Residual
Null Deviance: 89.5
Residual Deviance: 84.8      AIC: 477

Residual Deviance? Null Deviance? AIC?
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 15 / 44

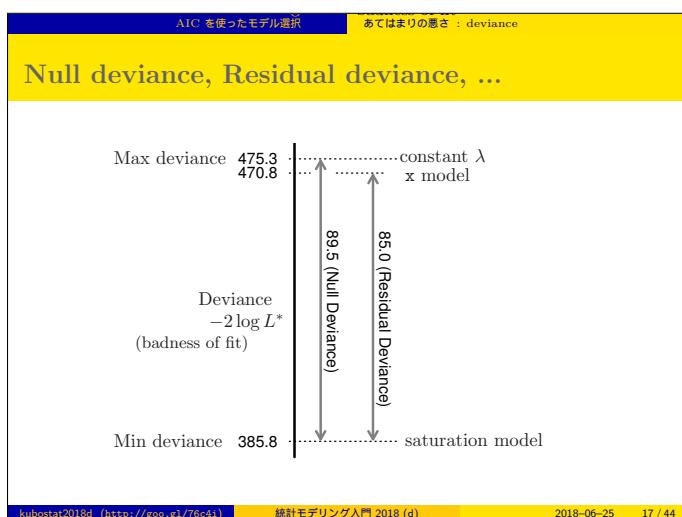
AIC をを使ったモデル選択 あてはまりの悪さ : deviance

deviance  $D = -2 \times \log L^*$

- Maximum log likelihood  $\log L^*$ : goodness of fit
- Deviance  $D = -2 \log L^*$ : badness of fit

model	$k$	$\log L^*$	Deviance $-2 \log L^*$	Residual deviance
constant $\lambda$	1	-237.6	475.3	89.5
$f$	2	-237.6	475.3	89.5
$x$	2	-235.4	470.8	85.0
$x + f$	3	-235.3	470.6	84.8
saturation	100	-192.9	385.8	0.0

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 16 / 44



AIC をを使ったモデル選択 あてはまりの悪さ : deviance

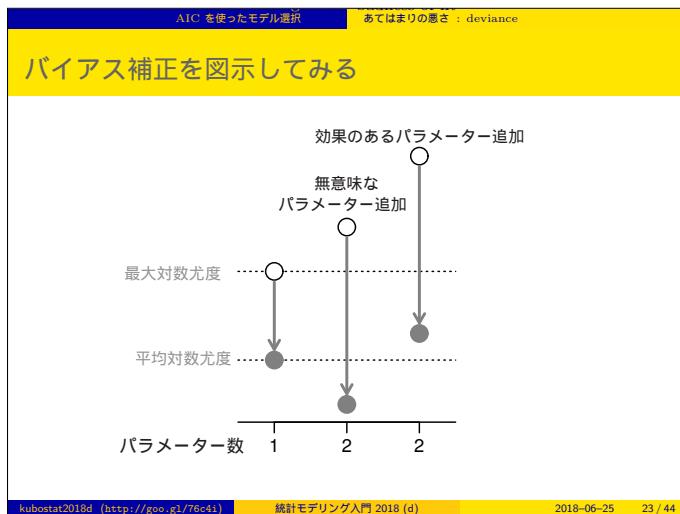
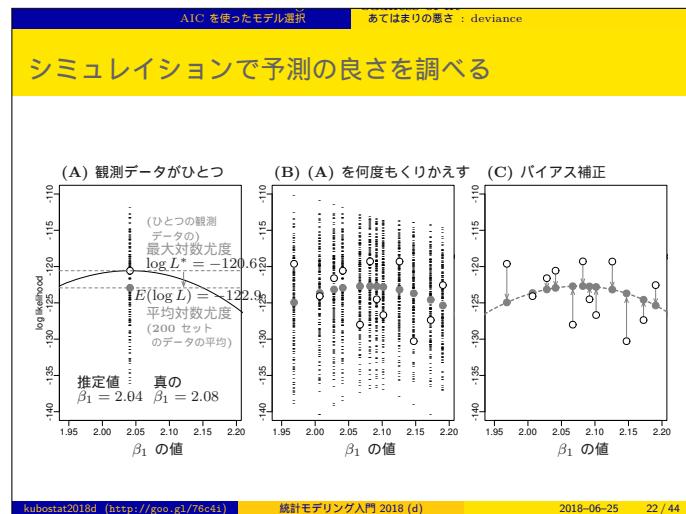
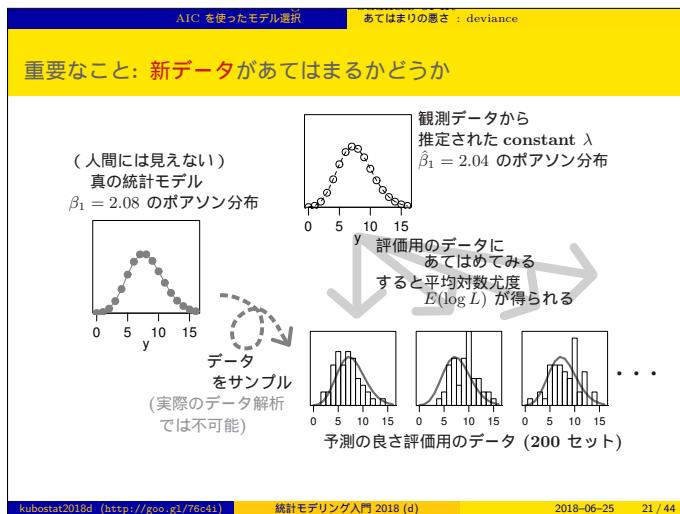
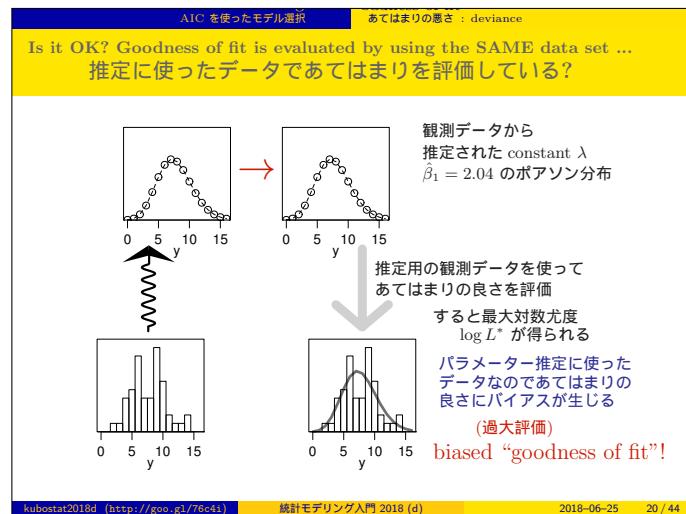
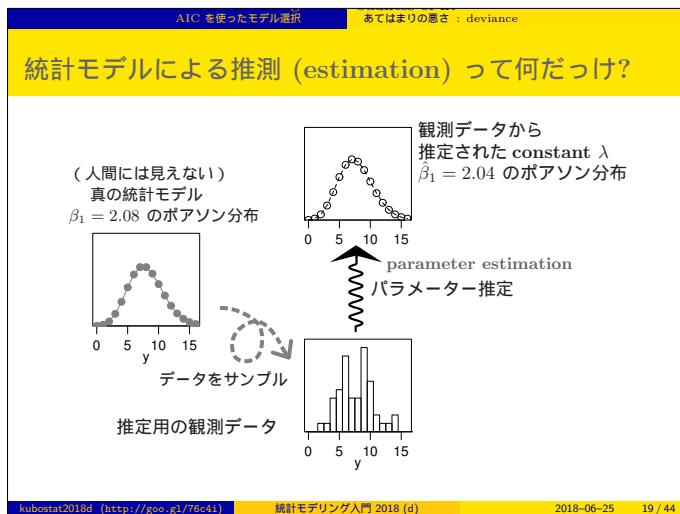
badness of prediction  
予測の悪さ : AIC =  $-2 \log L^* + 2k$

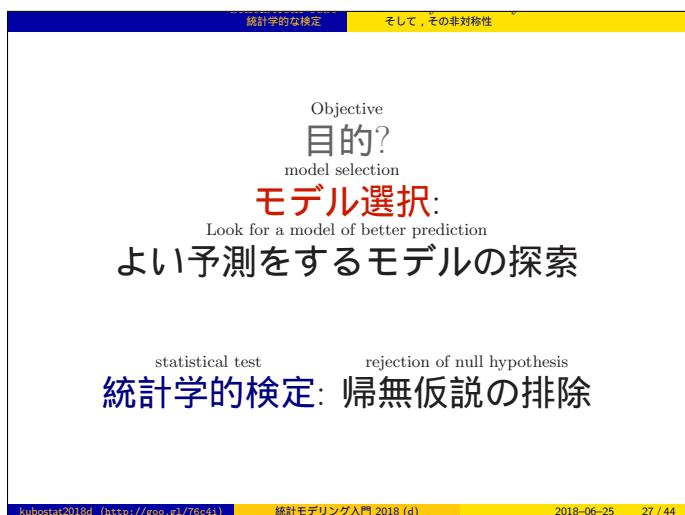
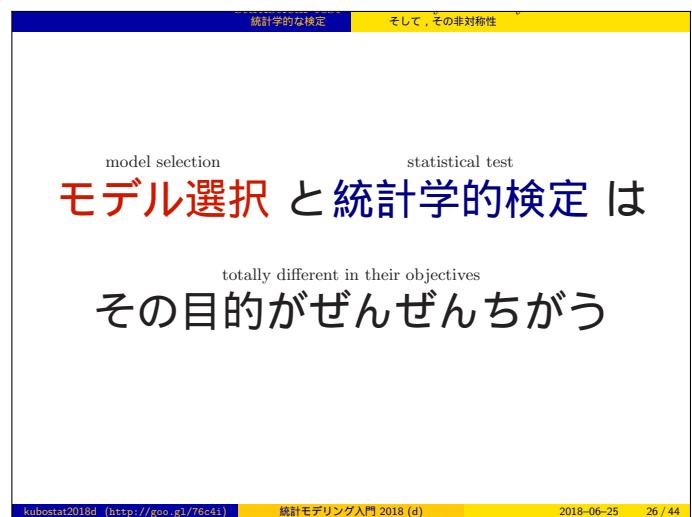
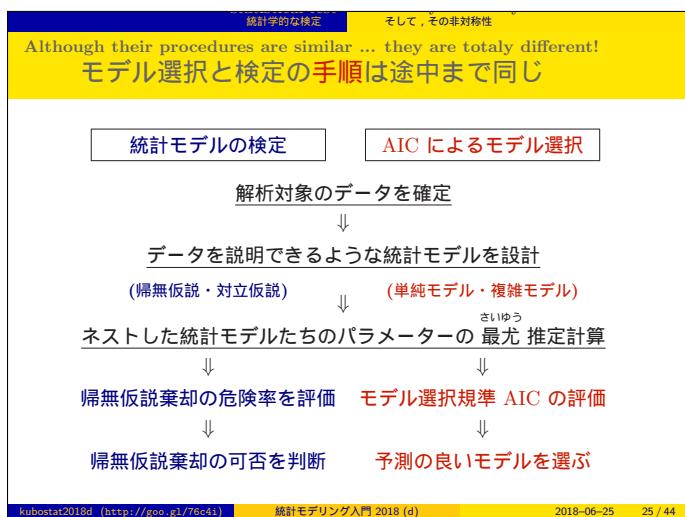
Look for a model of the smallest AIC  
AIC 最小のモデルを選ぶ

model	$k$	$\log L^*$	Deviance $-2 \log L^*$	Residual deviance	AIC
constant $\lambda$	1	-237.6	475.3	89.5	477.3
$f$	2	-237.6	475.3	89.5	479.3
$x$	2	<b>-235.4</b>	<b>470.8</b>	<b>85.0</b>	<b>474.8</b>
$x + f$	3	-235.3	470.6	84.8	476.6
saturation	100	-192.9	385.8	0.0	585.8

AIC: A (or Akaike) information criterion

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 18 / 44





統計学的な検定 そして, その非対称性

### また同じ例題 The same example, again

D: deviance

個体  $i$

種子数  $y_i$

体サイズ  $x_i$

seed number  $y_i$

$x$  model

$D_2 = 470.8$

constant  $\lambda$

$D_1 = 475.3$

帰無仮説

body size  $x_i$

neglect fertilization treatment  
(施肥処理は無視!)

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 31 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

### 検定統計量 $\Delta D_{1,2}$

difference in deviance  $\Delta D_{1,2} = D_1 - D_2 = 4.51 \approx 4.5$

likelihood ratio? —  $\log \frac{L_1^*}{L_2^*} = \log L_1^* - \log L_2^*$

model	$k$	$\log L^*$	Deviance $-2 \log L^*$	
constant $\lambda$	1	-237.6	$D_1 = 475.3$	null hypothesis  帰無仮説
$x$	2	-235.4	$D_2 = 470.8$	alternative hypothesis  対立仮説

asymmetry in test Null hypothesis is junk

検定の非対称性: 帰無仮説はゴミあつかい  
... yet we are focusing only on null hypothesis  
.....にもかかわらず, 帰無仮説だけをしつこく調べる

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 32 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

### How to make null model 帰無仮説のつくりかた

Null hypothesis is included in Alt hypothesis

### 対立仮説の中に帰無仮説がある

this is a “nested” model  
(ネストした関係)

- カウントデータ  $\{y_i\}$  は平均である  $\lambda_i$  のポアソン分布に従う
- 対立仮説 の一例:  $\log \lambda_i = \beta_1 + \beta_2 x_i$
- ネストした 帰無仮説 :  $\log \lambda_i = \beta_1$  (切片だけのモデル)

alternative hypothesis

null hypothesis

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 33 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

### 検定の目的: 帰無仮説 の棄却

objective	null hypothesis	rejection
観察された逸脱度差 $\Delta D_{1,2} = 4.5$ は.....		
帰無仮説は 「めったにない差」 (帰無仮説を棄却)	「よくある差」 (棄却できない)	
真のモデルである	第一種の過誤	(問題なし)
真のモデルではない	(問題なし)	第二種の過誤

is ...	significant	not significant
Reject	(Reject )	(Not reject )
TRUE	Type I error	(no problem)
NOT true	(no problem)	Type II error

asymmetry in test evaluating only Type-I error

検定の非対称性: 第一種の過誤だけに注目

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 34 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

### generate $\Delta D_{1,2}$ distribution bootstrap likelihood test $\Delta D_{1,2}$ の分布を生成 : ブートストラップ尤度比検定

Suppose null hypothesis is TRUE!

帰無仮説 が真のモデルであるとしよう!

帰無仮説が真の統計モデル 評価用データに constant  $\lambda$  と  $x$  model ということにしてしまう をあてはめて逸脱度差  $\Delta D_{1,2}$  の分布を予測 ( $\beta_1 = 2.06$  のポアソン分布)

$\Delta D_{1,2}$   $\Delta D_{1,2}$   $\Delta D_{1,2}$   $\dots$

帰無仮説のモデルから新しいデータをたくさん生成する あてはまりの良さ評価用のデータ(多数)

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 35 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

### How to generate $\Delta D_{1,2}$ under is TRUE?

```

> d$y.rnd <- rpois(100, lambda = mean(d$y))
> fit1 <- glm(y.rnd ~ 1, data = d, family = poisson)
> fit2 <- glm(y.rnd ~ x, data = d, family = poisson)
> fit1$deviance - fit2$deviance

```

generation of random numbers virtual data

- rpois() による ポアソン乱数の生成 (架空データ)
- fitting GLM to the virtual data
- 架空データを使って glm() あてはめ

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 36 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

You must define “rejection region” in advance  
あらかじめ棄却域を決めておく

say, 5%?  
たとえば 5% とか?

NOT significant ← → significant (5%)

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 37 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

A random  $\Delta D_{1,2}$  generator in R

```
get.dd <- function(d) # データの生成と逸脱度差の評価
{
  n.sample <- nrow(d) # データ数
  y.mean <- mean(d$y) # 標本平均
  d$y.rnd <- rpois(n.sample, lambda = y.mean)
  fit1 <- glm(y.rnd ~ 1, data = d, family = poisson)
  fit2 <- glm(y.rnd ~ x, data = d, family = poisson)
  fit1$deviance - fit2$deviance # 逸脱度の差を返す
}
pb <- function(d, n.bootstrap)
{
  replicate(n.bootstrap, get.dd(d))
}
```

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 38 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

Generated distribution of  $\Delta D_{1,2} = D_1 - D_2$

observed  $\Delta D_{1,2}$   
観察された逸脱度差

$\Delta D_{1,2} = 4.5$

(R code is in the next page)

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 39 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

Probability{ $\Delta D_{1,2} \geq 4.5$ } =  $\frac{38}{1000} = 0.038$

```
> source("pb.R") # reading "pb.R" text file
> dd12 <- pb(d, n.bootstrap = 1000)
> hist(dd12, 100) # to plot histogram
> abline(v = 4.5, lty = 2)
> sum(dd12 >= 4.5)
[1] 38
```

so-called “P-value” is 0.038.

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 2018-06-25 40 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

null hypothesis 帰無仮説 is rejected

alternative hypothesis 対立仮説

So we can state that 対立仮説 can be accepted.  
x model is better than constant  $\lambda$ .

個体  $i$  種子数  $y_i$  体サイズ  $x_i$

D: deviance

constant  $\lambda$

$D_1 = 475.3$

$D_2 = 470.8$

asymmetry in stat-test 検定の非対称性 : 帰無仮説 はけっして受容されない

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 41 / 44

統計学的な検定 そして, その非対称性

In case that  $P > 0.05 \dots$ ?

You can conclude NOTHING!

何も結論できない .....

You can NOT state that constant  $\lambda$  (Null hypothesis) is better  
λ 一定のモデルが良いとは言えない

Null hypothesis is never accepted

kubostat2018d (<http://goo.gl/76c4i1>) 統計モデリング入門 2018 (d) 42 / 44

