3 計数値の解析

3.2 割合の推定・検定と区間推定

テキスト

芳賀敏郎（2016）医薬品開発のための統計解析

第３部　非線形モデル 改訂版、サイエンティスト社、p.288

第３部　非線形モデル

1. 非線形最小２乗法（基礎）

　　1.1 線形と非線形、1.2 非線形最小２乗法の基本的な考え方、1.3 指数曲線のあてはめ、

　　1.4 Emaxモデルとロジスティック曲線

2. 非線形最小２乗法（応用）

　　2.1 誤差を考慮した解析、2.2 効力比、2.3 併用効果（相乗・拮抗効果）、

　　2.4 モデルの探索（複数の曲線の同時あてはめ）、2.5 薬物動態の解析

3. 計数値の解析

　　3.1 ２項分布、**3.2 割合の推定・検定と区間推定**、3.3 割合の差の推定・検定と区間推定、

　　3.4 多項分布（名義尺度）、3.5 多項分布（順序尺度）、3.6 要因が複数の場合

4. ロジスティック回帰分析

　　4.1 復習、4.2 ロジスティック回帰分析（基本）、4.3 ロジスティック回帰分析（応用）

3.2 割合の推定・検定と区間推定

p.153

テキストの
該当ページ

（1）割合の不偏推定
（2）割合の最尤推定
（3）Excel による割合の仮説検定
（4） JMP［一変量の分布］による割合の検定
（5）割合の区間推定
（6） JMP［一変量の分布］による区間推定
（7）信頼区間の概数

★プレゼンテーションの
スピーカーノートを、
PDF の注釈に変換してあります

補遺

（2）第１種の誤りの確率 α

使用するファイル　Excelファイル「改3計数値.xlsm」、JMPファイル「32-割合.jmp」
サイエンティスト社ホームページからダウンロード

JMP 10.0.2 の出力を表示

はじめに

p.153

●課題 3.2

事例：新薬を 100 匹（n）の動物に投与したところ、有効数が 28 匹（f）であった

（第1 部§2 「1 組のデータの解析」の 1 つの平均値の解析に対応）

割合（有効率）の点推定

ここでは、「率」、「割合」を区別せずに使用

$p = f/n = 28/100 = 0.28$

1 つの割合の推定値、この理論的な根拠は？

割合（有効率）の区間推定

95% 信頼区間

500匹（n）の動物に投与し、有効数が140匹（f）の場合（p=0.28）との比較

割合（有効率）の仮説検定

従来の薬の有効率は 0.20 であることが分かっている（π = 0.20）

新薬の有効率は従来の薬よりも有効率 が高いといえるか

（新薬の有効率 p=0.28 は、従来の薬の有効率 π=0.20 と有意差があるか）

p.153

（1）割合の不偏推定

割合の点推定

・**不偏推定**

・最尤推定

割合の不偏推定

●分散の不偏推定（復習）

n 個の値から母集団の分散 σ^2 を推定するとき、平方和 S を n−1 で割った平均平方 V を用いる

根拠：平方和 S の期待値が $(n-1)\sigma^2$ で，平均平方 V の期待値が σ^2 になることから $(n-1)$ で割る

（第 1 部 §2.5 (1)）

$$\mathrm{E}[V] = \mathrm{E}\left[\frac{S}{n-1}\right] = \mathrm{E}\left[\frac{(n-1)\sigma^2}{n-1}\right] = \sigma^2 \quad \mathrm{E}[S] = \sum_{i=1}^{n} \mathrm{V}[e_i] = n\frac{n-1}{n}\sigma^2 = (n-1)\sigma^2$$

V ：σ^2 の不偏推定量（不偏分散）・・・σ^2 の偏りのない推定ができる

推定の期待値が推定対象の母数と一致するとき、その推定値は「不偏推定量」と呼ばれる

●割合の不偏推定

割合 $p = f/n$ の期待値は π （§3.1 (7)）

$$\mathrm{E}[p] = E\left[\frac{f}{n}\right] = \pi \qquad (3.1.6)$$

p ：π の不偏推定量（偏りのない適切な推定値）

p.153

（2）割合の最尤推定

割合の点推定

・不偏推定

・**最尤推定**

割合の最尤推定

p.153

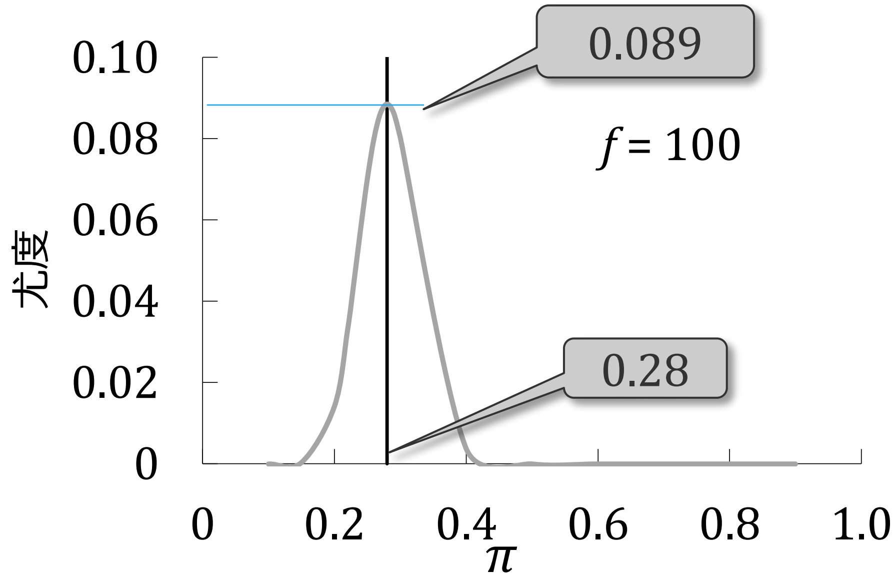
●最尤法（グラフと表から直感的に求める）

n = 100、f = 28 が得られたとき、π がいくつのとき、f = 28 という結果が出やすいか
（尤度が最も大きいか）

f =28 が得られたとき、尤度の最大値は 0.089 で、最尤推定値は 0.28 である（§3.1）

この値は、$p = f / n$ =28 / 100 = 0.28 と一致

最尤法：尤度が最大となる π を推定値とする方法



表示 3.1.14 2 項分布の確率と尤度（改変）

n = 100

f	.24	.25	.26	.27	.28	.29	.30	.31	.32	.33
28	.058	.070	.080	.086	.089	.086	.080	.071	.061	.050

（列見出しは π）

=BINOMDIST(28, 100, π, FALSE)

割合の最尤推定

p.154

●最尤法（数式から求める）

尤度 L（Likelihood）

$$L = {}_nC_f \pi^f (1-\pi)^{n-f} \qquad （3.1.2, p.143）$$

確率を表す式の場合 π を定数と見なす
（確率密度関数）

尤度L を考える場合 π を確率変数と見なす

両辺の対数をとる（対数尤度）

$$\ln L = \ln\left({}_nC_f\right) + f\ln\pi + (n-f)\ln(1-\pi)$$

対数尤度を最大にする π の値は、上記の式を πで偏微分して 0 と置いた方程式を解いて求める

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \pi} = f\frac{1}{\pi} - (n-f)\frac{1}{1-\pi} = \frac{f(1-\pi)-(n-f)\pi}{\pi(1-\pi)} = \frac{f-n\pi}{\pi(1-\pi)} = 0$$

これにより

$$f - n\pi = 0 \qquad \pi = \frac{f}{n}$$

・・・π の最尤推定量、前項(1)で求めた不偏推定量と一致

割合の最尤推定

p.154

●対数尤度：全体の対数尤度と個々の対数尤度（参考１）

全体の尤度（確率）は掛け算、尤度の対数を取ると掛け算が足し算になる
対数尤度はそれぞれの観測データについての値の和で表現できる

$$\ln(ab) = \ln a + \ln b$$

対数尤度の合計

$$\ln L = f\ln(\pi) + (n-f)\ln(1-\pi)$$

前のスライドの式（下式）の $\ln({}_nC_f)$ の項がない

$$\ln L = \ln({}_nC_f) + f\ln\pi + (n-f)\ln(1-\pi)$$

微分すると結果は同じ、最尤推定量 $\pi = f/n$ を得る
yes の度数と尤度を $f_1,\ \pi_1$、no の度数と尤度を f_2, π_2

$$\ln L = f\ln(\pi) + (n-f)\ln(1-\pi)$$
$$= f_1\ln(\pi_1) + f_2\ln(\pi_2)$$

個別データ

ID	効果
1	yes
2	no
3	yes
4	yes
・	
・	
・	
n	no

効果ごとに並び替え

効果	尤度	対数尤度	個数
yes	π	$\ln(\pi)$	
…	…	…	
…	…	…	f
yes	π	$\ln(\pi)$	
no	$1-\pi$	$\ln(1-\pi)$	
…	…	…	
…	…	…	$n-f$
no	$1-\pi$	$\ln(1-\pi)$	

割合の最尤推定

p.228

●対数尤度：２つの事象の共通の π の最尤推定量（演習3.2.1）

２組の観測値 $(n_1, f_1), (n_2, f_2)$ が得られたとき、共通の π の最尤推定量を求める

２つの事象が共に起こる確率はそれぞれの確率の積、確率と尤度は同じ式で表せるので、

$$L = {}_{n_1}C_{f_1}\pi^{f_1}(1-\pi)^{n_1-f_1} \times {}_{n_2}C_{f_2}\pi^{f_2}(1-\pi)^{n_2-f_2}$$

これから、対数尤度を導くと

$$\ln L = \ln\left({}_{n_1}C_{f_1}\right) + f_1 \ln\pi + (n_1 - f_1)\ln(1-\pi) + \ln\left({}_{n_2}C_{f_2}\right) + f_2 \ln\pi + (n_2 - f_2)\ln(1-\pi)$$

この値を最大にする π は、上式を π で偏微分して 0 と置いた方程式の解

$$\frac{\partial \ln L}{\partial x} = \frac{f_1}{\pi} - \frac{n_1 - f_1}{1-\pi} + \frac{f_2}{\pi} - \frac{n_2 - f_2}{1-\pi} = \frac{(1-\pi)f_1 - \pi(n_1 - f_1) + (1-\pi)f_2 - \pi(n_2 - f_2)}{\pi(1-\pi)}$$

$$= \frac{(f_1 - n_1\pi) - (f_2 - n_2\pi)}{\pi(1-\pi)} = 0$$

これより

$\hat{\pi} = (f_1 + f_2)/(n_1 + n_2) = f./n.$　　・・・２組の観測値の n と f の合計の割合が最尤推定となる

割合の最尤推定

p.155

●対数尤度：対数尤度とカイ２乗分布（参考２）

x が期待値 μ 標準偏差 σ の正規分布に従うとき、その確率 p は

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

（1.3.10、第１部 §1.3）

これを尤度とみて、対数尤度 $\ln(L)$ を求める

$$\ln L = -\ln\left(\sqrt{2\pi}\sigma\right) - \frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}$$

σ を既知とし、$u = (x-\mu)/\sigma$ として、両辺を -2 倍すると

$$-2 \times \ln L = constant + u^2$$

u は正規分布に従うため、u^2 は自由度が１のカイ２乗分布に従う（第１部 §2.7 (4)）
対数尤度を用いて検定するとき、その -2 倍を取り、これをカイ２乗値とする

（3）Excel による割合の仮説検定

課題3.2 の事例で

1 つの割合の仮説検定を行う

Excel による割合の仮説検定

p.155

●事例（課題3.2）

新薬を100匹（n）の動物に投与したところ、有効数が28匹（f）であった
従来の薬の有効率は 0.20 であることが分かっている（$\pi = 0.20$）
新薬は従来の薬よりも有効率 が高いといえるか （α = 0.05、片側検定）
（新薬の有効率 $p = 0.28$ は、従来の薬の有効率 $\pi = 0.20$ と有意差があるか）

$n = 100$
$f = 28$
$\pi = 0.2$

●１つの割合の仮説検定（π 既知）

得られた割合 p を π と比較する、帰無仮説 $\mathrm{H_0}: \pi = 0.2$、対立仮設 $\mathrm{H_1}: \pi > 0.2$
２項分布による検定、正規分布による検定（連続修正あり、なし）、尤度比検定（次項）
（第１部§2.4「平均 μ に関する推測（σ 既知）」に対応）

●Excelファイルの読み込みと表示

Excel ファイル「改3計数値.xlsm」、名前ボックスから「表示3.2.1」（Fig32_01）を選択

Excel による割合の仮説検定

p.155

実験を行う前から
事前情報などで
片側検定を行うと
決めてある
（結果を見て
片側検定を
選択するのではない）

●事例（課題3.2）

新薬を100匹（n）の動物に投与したところ、有効数が28匹（f）であった
従来の薬の有効率は 0.20 であることが分かっている（π = 0.20）
新薬は従来の薬よりも有効率 が高いといえるか （α = 0.05、片側検定）
（新薬の有効率 p = 0.28 は、従来の薬の有効率 π = 0.20 と有意差があるか）

●１つの割合の仮説検定（π 既知）

得られた割合 p を π と比較する、帰無仮説 $H_0: \pi = 0.2$、対立仮設 $H_1: \pi > 0.2$
２項分布による検定、正規分布による検定（連続修正あり、なし）、尤度比検定（次項）
（第１部§2.4「平均 μ に関する推測（σ 既知）」に対応）

●Excelファイルの読み込みと表示

Excel ファイル「改3計数値.xlsm」、名前ボックスから「表示3.2.1」（Fig32_01）を選択

Excel による割合の仮説検定

p.155

● 2 項分布による検定　　表示3.2.1

100匹（n）で有効数が28匹（f）
従来の薬の有効率は 0.20（π）
↓
2 項分布（$n = 100, \pi = 0.2$）で
$f = 28$ が得られた
fの期待値は $n\pi$=20

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				2 項分布				
4	f	n	π	外側確率				
5	11	100	0.200	**0.0126**				
6	12	100	0.200	*0.0253*				
7	13	100	0.200	*0.0469*				
8	27	100	0.200	0.0558				
9	28	100	0.200	*0.0342*				
10	29	100	0.200	**0.0200**				

下側確率
省略
上側確率

D5: =IF(A5<B5*C5, BINOMDIST(A5, B5, C5, TRUE),
1 - BINOMDIST(A5-1, B5, C5, TRUE))

f=11 の下側確率：f=0 ～ f=11 の確率の合計, 0.0126
f=12 の下側確率：f=0 ～f =12 の確率の合計, 0.0253

f=28 の上側確率：f=28 ～ f=100 の確率の合計，0.0342
f=29 の上側確率：f=29 ～f =100 の確率の合計，0.0200

Excel による割合の仮説検定

p.155

- 2 項分布による検定

100匹（n）で有効数が28匹（f）

従来の薬の有効率は 0.20（π）

↓

2 項分布（$n = 100, \pi = 0.2$）で $f = 28$ が得られた

fの期待値は $n\pi$=20

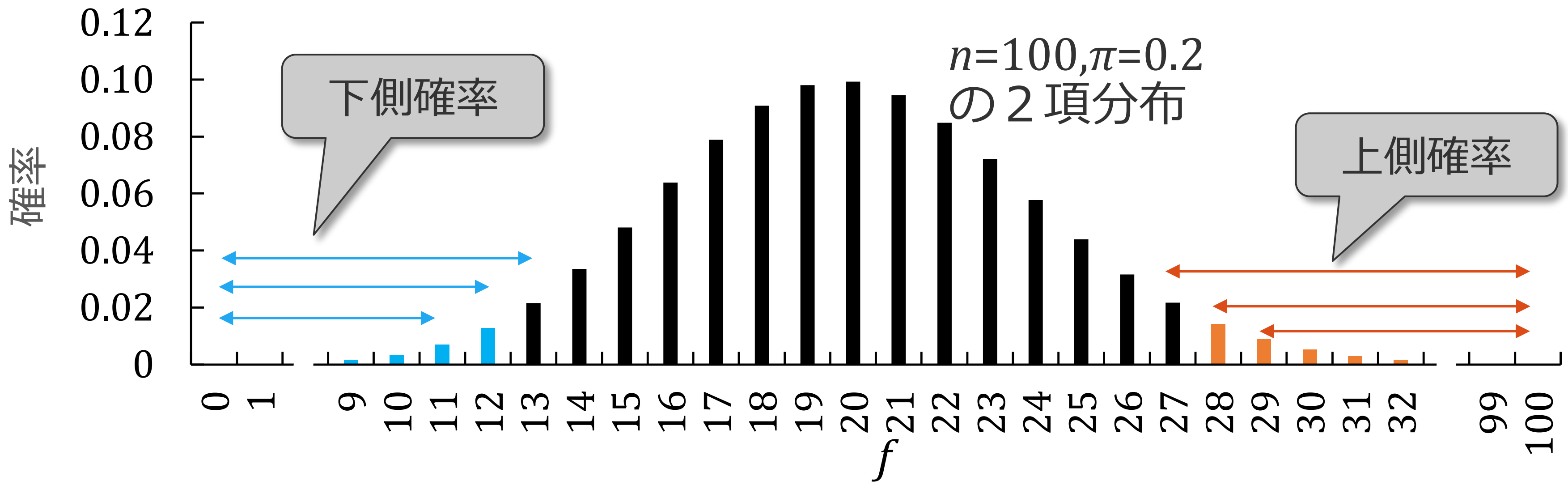
表示3.2.1

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				2 項分布				
4	f	n	π	外側確率				
5	11	100	0.200	**0.0126**				
6	12	100	0.200	*0.0253*				
7	13	100	0.200	*0.0469*				
8	27	100	0.200	0.0558				
9	28	100	0.200	*0.0342*				
10	29	100	0.200	**0.0200**				

下側確率

上側確率

省略



p.155

Excel による割合の仮説検定

- ２項分布による検定

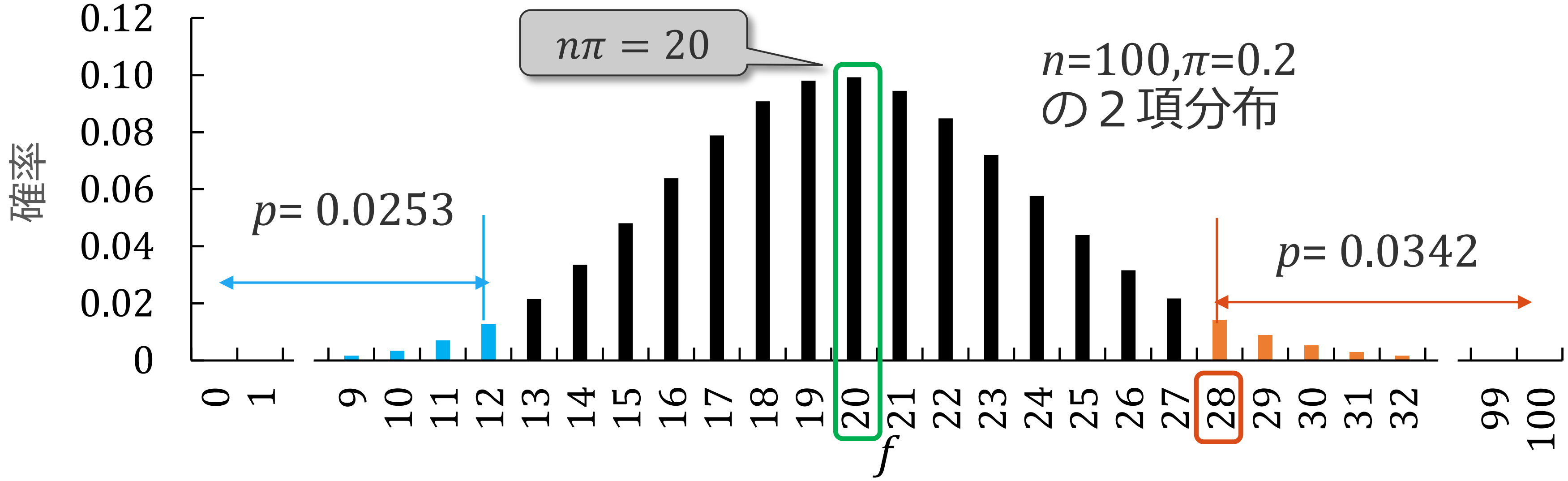
100匹（n）で有効数が28匹（f）
従来の薬の有効率は 0.20（π）
↓
２項分布（$n = 100, \pi = 0.2$）で
$f \geq 28$ が p 値（上側確率）
f の期待値は $n\pi$=20

表示3.2.1

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布				
4	f	n	π	外側確率				
5	11	100	0.200	**0.0126**				
6	12	100	0.200	*0.0253*				
7	13	100	0.200	*0.0469*				
8	27	100	0.200	0.0558				
9	28	100	0.200	*0.0342*				
10	29	100	0.200	**0.0200**				

f=12、f=28 は f=20 から等距離
左右非対称なので外側確率は
等しくない　0.0253 ≠ 0.0342

省略



Excel による割合の仮説検定

- 2 項分布による検定
  - D列での計算内容
    - IF 文で条件分岐を利用
    - $f < n\pi$
      - 下側確率を計算
      - =BINOMDIST(f, n, π, TRUE)
    - $f > n\pi$
      - 上側確率を計算
      - =1 - BINOMDIST(f-1, n, π, TRUE)

表示3.2.1

	A	B	C	D
3				2 項分布
4	f	n	π	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**
6	12	100	0.200	*0.0253*
7	13	100	0.200	*0.0469*
8	27	100	0.200	0.0558
9	28	100	0.200	*0.0342*
10	29	100	0.200	**0.0200**

fの期待度数より遠い側の確率

$f < n\pi$　11 < 20　12 < 20　13 < 20　下側確率を計算

$f > n\pi$　27 > 20　28 > 20　29 > 20　上側確率を計算

D5: =IF(A5<B5*C5, BINOMDIST(A5, B5, C5, TRUE),
1 - BINOMDIST(A5-1, B5, C5, TRUE))

fと$n\pi$を比較
上側確率か
下側確率か判断

下側確率を計算

上側確率を計算

Excel による割合の仮説検定

● 2 項分布による検定

帰無仮説　H0：$\pi = 0.2$

対立仮説　H1：$\pi > 0.2$（片側）

H1：$\pi \neq 0.2$（両側）

表示3.2.1

	A	B	C	D
3				2 項分布
4	f	n	π	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**
6	12	100	0.200	*0.0253*
7	13	100	0.200	*0.0469*
8	27	100	0.200	0.0558
9	28	100	0.200	*0.0342*
10	29	100	0.200	**0.0200**

fの期待度数より遠い側の確率

$f < n\pi$　11 < 20　12 < 20　13 < 20　下側確率を計算

$f > n\pi$　27 > 20　28 > 20　29 > 20　上側確率を計算

観測値

D5: =IF(A5<B5*C5, BINOMDIST(A5, B5, C5, TRUE),
1 - BINOMDIST(A5-1, B5, C5, TRUE))

有効数は$f = 28$であった

片側検定

$p = 0.0342 < 0.05$

新薬の π は 0.2 より有意に大きい

棄却域は$f \geq 28$（$\alpha = 0.0342$）→ 実質的な第 1 種の誤りの確率 α は 0.05 よりも低い

（平均値の検定（ t 検定）の場合、第 1 種の誤りの確率はピッタリ $\alpha = 0.05$ ）

Excel による割合の仮説検定

p.156

● 2 項分布による検定

帰無仮説　H0：π = 0.2

対立仮説　H1：π > 0.2（片側）

　　　　　H1：π ≠ 0.2（両側）

表示3.2.1

	A	B	C	D
3				2 項分布
4	f	n	π	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**
6	12	100	0.200	*0.0253*
7	13	100	0.200	*0.0469*
8	27	100	0.200	0.0558
9	28	100	0.200	*0.0342*
10	29	100	0.200	**0.0200**

f の期待度数より遠い側の確率

$f < n\pi$　11 < 20　12 < 20　13 < 20　下側確率を計算

$f > n\pi$　27 > 20　28 > 20　29 > 20　上側確率を計算

観測値

D5: =IF(A5<B5*C5, BINOMDIST(A5, B5, C5, TRUE),
1 - BINOMDIST(A5-1, B5, C5, TRUE))

有効数は f = 28 であった

片側検定

$p = 0.0342 < 0.05$

新薬の π は 0.2 より有意に大きい

棄却域は $f \geq 28$（$\alpha = 0.0342$）→ 実質的な第 1 種の誤りの確率 α は 0.05 よりも低い

（平均値の検定（ t 検定）の場合、第 1 種の誤りの確率はピッタリ $\alpha = 0.05$ ）

両側検定

$p = 0.0342 \times 2 = 0.0684 > 0.05$、新薬の π は 0.2 と有意差は認められない

Excel による割合の仮説検定

- 2 項分布による検定

帰無仮説　H0 : $\pi = 0.2$

対立仮説　H1 : $\pi < 0.2$（片側）

H1 : $\pi \neq 0.2$（両側）

別の事例

副作用の発生の低下が目的

f = 12 が得られた

（$p = 12/100 = 0.12$）

片側検定

$p = 0.0253 < 0.05$

新薬の π は 0.2 より有意に小さい・・・f=12、f=28 は期待値20から等距離、

しかし p 値は異なる（2 項分布は $\pi = 0.5$ 以外非対称）

両側検定

$p = 0.0253 \times 2 = 0.0506 < 0.05$　　新薬の π は 0.2 と有意差は認められない

表示3.2.1

	A	B	C	D
3				2 項分布
4	f	n	π	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**
6	12	100	0.200	*0.0253*
7	13	100	0.200	*0.0469*
8	27	100	0.200	0.0558
9	28	100	0.200	*0.0342*
10	29	100	0.200	**0.0200**

観測値

$f < n\pi$　11 < 20　12 < 20　13 < 20　下側確率を計算

$f > n\pi$　27 > 20　28 > 20　29 > 20　上側確率を計算

D5: =IF(A5<B5*C5, BINOMDIST(A5, B5, C5, TRUE),
1 - BINOMDIST(A5-1, B5, C5, TRUE))

Excel による割合の仮説検定

p.156

● 正規分布による検定　　表示3.2.1

２項分布の期待値と分散から

標準正規分布に近似（§3.1）

$$E[f] = n\pi = 100 \times 0.2 = 20$$

$$D[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)} = \sqrt{100 \times 0.2 \times (1-0.2)} = \sqrt{16}$$

連続修正なし

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C5) * B5)
F5: =NORMSDIST(-E5)
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C5 * (1 - C5) * B5)
H5: =NORMSDIST(-G5)

連続修正なし（無修正）

$|u| = |28 - 20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228

連続修正あり

$|u*| = (|28 - 20| - 0.5)/\sqrt{16} = 1.875$

p = NORMSDIDT(-1.875) = 0.0304

Excel による割合の仮説検定

●正規分布による検定

表示3.2.1

2 項分布の期待値と分散から
標準正規分布に近似（§3.1）

$$\mathrm{E}[f] = n\pi = 100 \times 0.2 = 20$$

$$\mathrm{D}[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)} = \sqrt{100 \times 0.2 \times (1-0.2)} = \sqrt{16}$$

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				2 項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**

観測値

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C5) * B5)　絶対値
F5: =NORMSDIST(-E5)　マイナス
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C5 * (1 - C5) * B5)
H5: =NORMSDIST(-G5)

連続修正なし　絶対値

$|u| = |28-20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228　マイナス

連続修正あり

$|u*| = (|28-20|-0.5)/\sqrt{16} = 1.875$

p = NORMSDIDT(-1.875) = 0.0304

Excel による割合の仮説検定

p.156

●標準正規分布の確率の計算

表示3.2.1 の補足

Excel 関数のNORMSDIST 関数は下側確率を返す

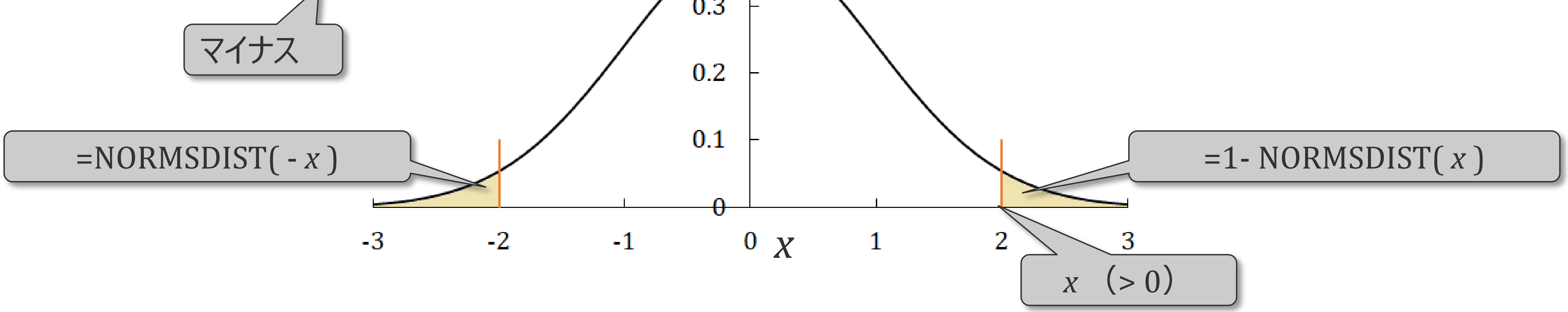
$x < 0$ の場合、下側確率を計算、そのまま NORMSDIST(x) で下側確率が求められる

$x > 0$ の場合、上側確率を計算、1-NORMSDIST(x) として上側確率が求められる（下図）

この代わりに、NORMSDIST(-x) とすることでも計算可（0 を中心に左右対称だから）

両者とも以下の式で計算できる

NORMSDIST(- ABS(x))



Excel による割合の仮説検定

p.156

●正規分布による検定

表示3.2.1

２項分布の期待値と分散から
標準正規分布に近似（§3.1）

$$\mathrm{E}[f] = n\pi = 100 \times 0.2 = 20$$

$$\mathrm{D}[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)} = \sqrt{100 \times 0.2 \times (1-0.2)} = \sqrt{16}$$

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**

観測値

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C5) * B5)
F5: =NORMSDIST(-E5)
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C5 * (1 - C5) * B5)
H5: =NORMSDIST(-G5)

絶対値

マイナス

連続修正なし

$|u| = |28 - 20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228

連続修正あり

絶対値

$|u*| = (|28 - 20| - 0.5)/\sqrt{16} = 1.875$

p = NORMSDIDT(-1.875) = 0.0304

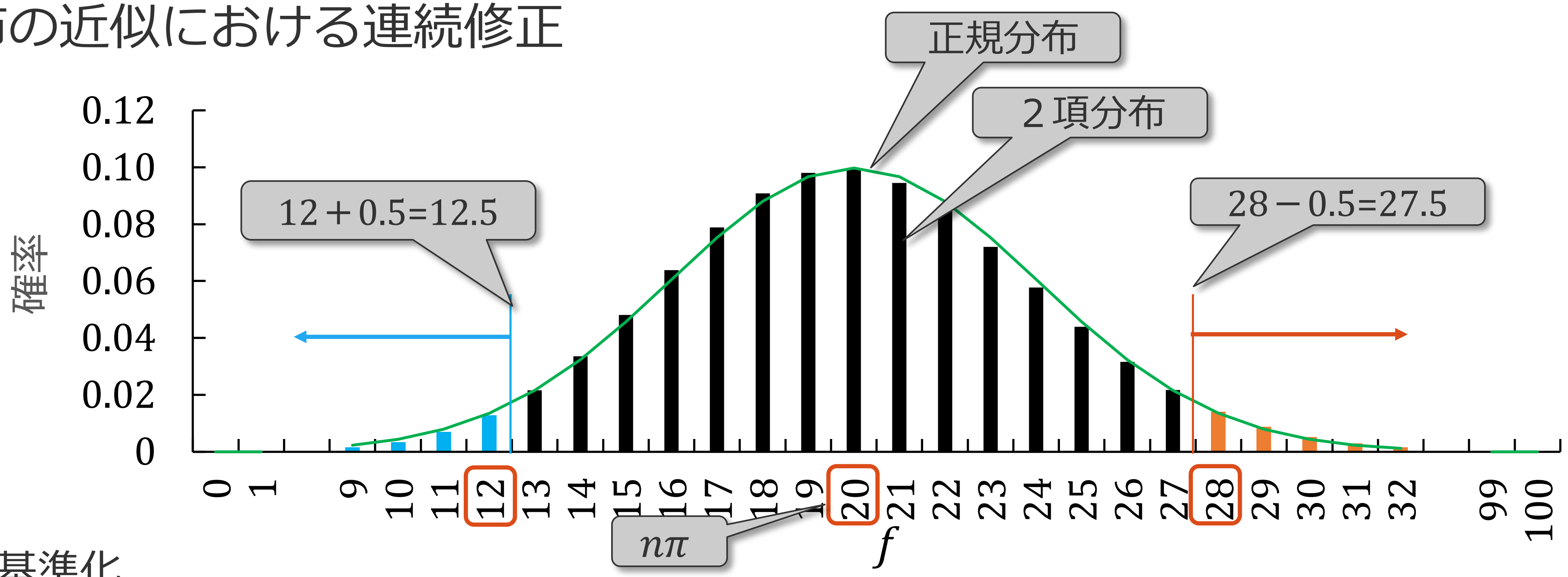
マイナス

偏差値 u の絶対値にマイナスを付けて
標準正規分布の下側確率を使ってるため
0.5を引く

Excel による割合の仮説検定

●標準正規分布の近似における連続修正

表示3.2.1
の補足



連続修正と基準化

$$f > n\pi = 20 \quad \frac{(28-0.5)-20}{\sqrt{16}} \Longrightarrow |u*| = \frac{|28-20|-0.5}{\sqrt{16}} = \frac{7.5}{\sqrt{16}}$$

→ =NORMSDIST(- $|u|$)

$$f < n\pi = 20 \quad \frac{(12+0.5)-20}{\sqrt{16}} \Longrightarrow |u*| = \frac{|12-20|-0.5}{\sqrt{16}} = \frac{7.5}{\sqrt{16}}$$

Excel による割合の仮説検定

p.156

●正規分布による検定

表示3.2.1

２項分布の期待値と分散から
標準正規分布に近似（§3.1）

$$\mathrm{E}[f] = n\pi = 100 \times 0.2 = 20$$

$$\mathrm{D}[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)} = \sqrt{100 \times 0.2 \times (1-0.2)} = \sqrt{16}$$

観測値

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.[illegible]22**	2.125	**0.0168**

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C[illegible]B5)
F5: =NORMSDIST(-E5)
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C[illegible]* B5)
H5: =NORMSDIST(-G5)

連続修正なし（正規近似、無修正）

$|u| = |28-20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228

連続修正あり（正規近似、連続修正）

$|u*| = (|28-20| - 0.5)/\sqrt{16} = 1.875$

p = NORMSDIDT(-1.875) = 0.0304

左右対称、 f = 12, 28 のいずれも0.0228，
２項分布で求めた正確なp 値 0.0253，0.0342 よりも小さい
連続修正なしの正規近似を用いると、正確な検定よりも
有意になりやすい傾向　→ 後述

Excel による割合の仮説検定

p.156

● 正規分布による検定

２項分布の期待値と分散から
標準正規分布に近似（§3.1）

$\mathrm{E}[f] = n\pi = 100 \times 0.2 = 20$

$\mathrm{D}[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)}$

$= \sqrt{100 \times 0.2 \times (1-0.2)}$

$= \sqrt{16}$

連続修正なし

$|u| = |28-20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228

連続修正あり

$|u*| = (|28-20|-0.5)/\sqrt{16} = 1.875$

p = NORMSDIDT(-1.875) = 0.0304

表示3.2.1

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**

観測値

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C5) * B5)
F5: =NORMSDIST(-E5)
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C5 * (1 - C5
H5: =NORMSDIST(-G5)

左右対称、 f = 12, 28 のいずれも0.0228，
２項分布で求めた正確なp 値 の平均値に近い値
(0.0342 + 0.0253)/2 = 0.0297

Excel による割合の仮説検定

p.156

●割合の仮説検定

２項分布による検定

正規分布による検定
連続修正なし（無修正）
連続修正あり

表示3.2.1

	A	B	C	D	E	F	G	H
3				２項分布	正規近似(無修正)		正規近似(連続修正)	
4	f	n	π	外側確率	$\|u\|$	外側確率	$\|u^*\|$	外側確率
5	11	100	0.200	**0.0126**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**
6	12	100	0.200	*0.0253*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
7	13	100	0.200	*0.0469*	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
8	27	100	0.200	0.0558	1.750	*0.0401*	1.625	0.0521
9	28	100	0.200	*0.0342*	2.000	**0.0228**	1.875	*0.0304*
10	29	100	0.200	**0.0200**	2.250	**0.0122**	2.125	**0.0168**

E5: =ABS(A5 - B5 * C5) / SQRT(C5 * (1-C5) * B5)
F5: =NORMSDIST(-E5)
G5: =(ABS(A5 - B5 * C5) - 0.5) / SQRT(C5 * (1 - C5) * B5)
H5: =NORMSDIST(-G5)

p.157

（4）JMP［一変量の分布］による割合の検定

２項分布による検定
正規分布による検定（連続修正あり）
正規分布による検定（連続修正なし）
尤度比検定（G 検定）

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.157

●JMP 用の２種類のデータ表

個別データと、その集計データ、
いずれでもJMP で解析可能

表示3.2.2 JMP用のデータ（改変）

個別データ

ID	効果
1	有効
2	無効
3	有効
4	有効
5	無効
.	
.	
.	
98	無効
99	無効
100	有効

集計データ

効果	度数
無効	72
有効	28

$100 - f = 72$
$f = 28$

名義尺度

ID 1～100は
無作為かつ
独立に実験

個別データ

ID	効果
1	yes
2	no
3	yes
4	yes
5	no
.	
.	
.	
98	no
99	no
100	yes

集計データ

効果	度数
no	72
yes	28

個別データ

ID	効果	体重
1	1	10.5
2	0	12.8
3	1	13.6
4	1	14.5
5	0	12.1
.		
.		
.		
98	0	15.1
99	0	14.2
100	1	18.1

集計データ

効果	度数
0	72
1	28

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.157

●JMP 用の２種類のデータ表

表示3.2.2 JMP用のデータ（改変）

個別データ

ID	効果
1	有効
2	無効
3	有効
4	有効
5	無効
・	
・	
・	
98	無効
99	無効
100	有効

集計データ

効果	度数
無効	72
有効	28

$100 - f = 72$
$f = 28$

名義尺度

ID 1～100は無作為かつ独立に実験

個別データ

ID	効果
1	yes
2	no
3	yes
4	yes
5	no
・	
・	
・	
98	no
99	no
100	yes

集計データ

効果	度数
no	72
yes	28

yes：有効
no ：無効
名義尺度

個別データ

ID	効果	体重
1	1	10.5
2	0	12.8
3	1	13.6
4	1	14.5
5	0	12.1
・		
・		
・		
98	0	15.1
99	0	14.2
100	1	18.1

集計データ

効果	度数
0	72
1	28

1：有効
0：無効
名義尺度に変更

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.157

●JMPファイルの読み込みと表示

JMP ファイル「32-割合.jmp」を読み込み

●事例（課題3.2）

新薬を100匹（n）の動物に投与したところ、有効数（yes）が28匹（f）であった

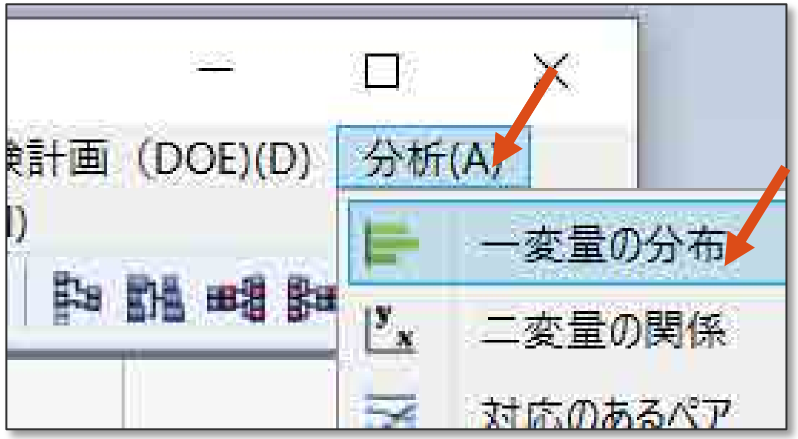
従来の薬の有効率は 0.20 であることが分かっている（$\pi = 0.20$）

新薬は従来の薬よりも有効率 が高いといえるか（片側検定）

新薬の有効率は、従来の薬の有効率と差があるか（両側検定）

［分析］＞［一変量の分布］

	効果	度数
1	no	72
2	yes	28



JMP［一変量の分布］による割合の検定

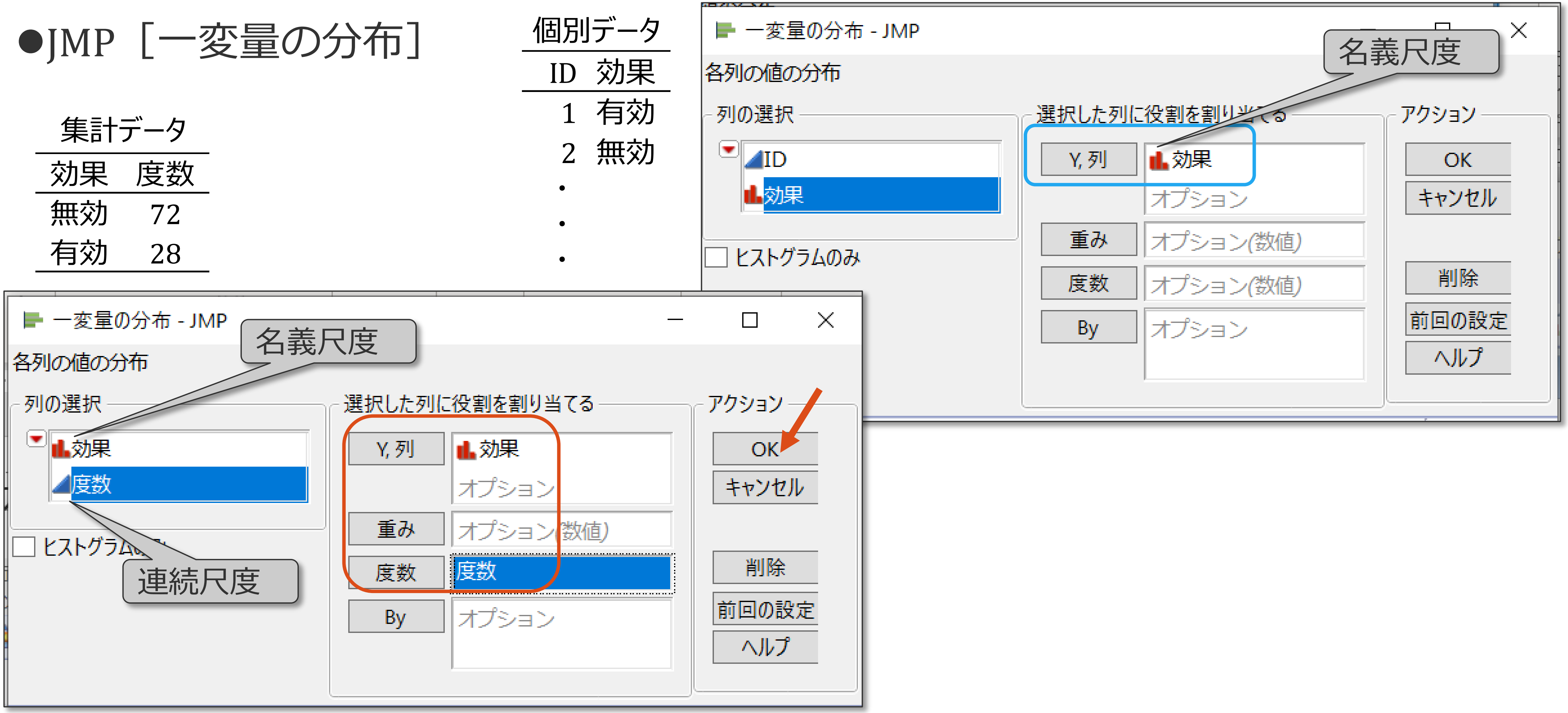
●JMP［一変量の分布］

集計データ

効果	度数
無効	72
有効	28

個別データ

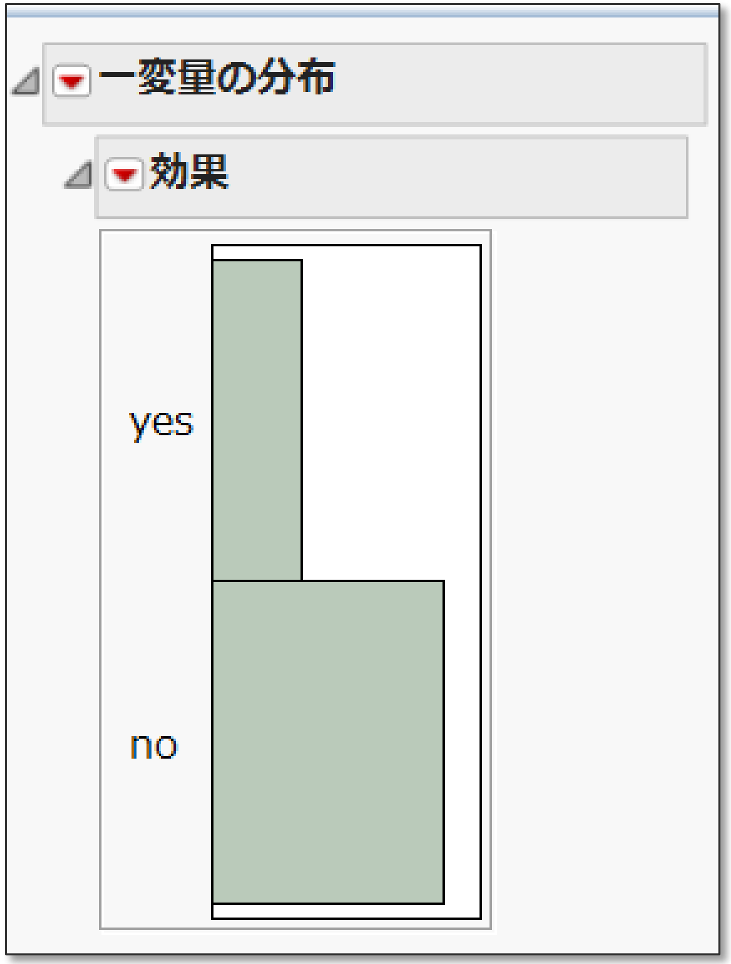
ID	効果
1	有効
2	無効
・	
・	
・	



JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.157

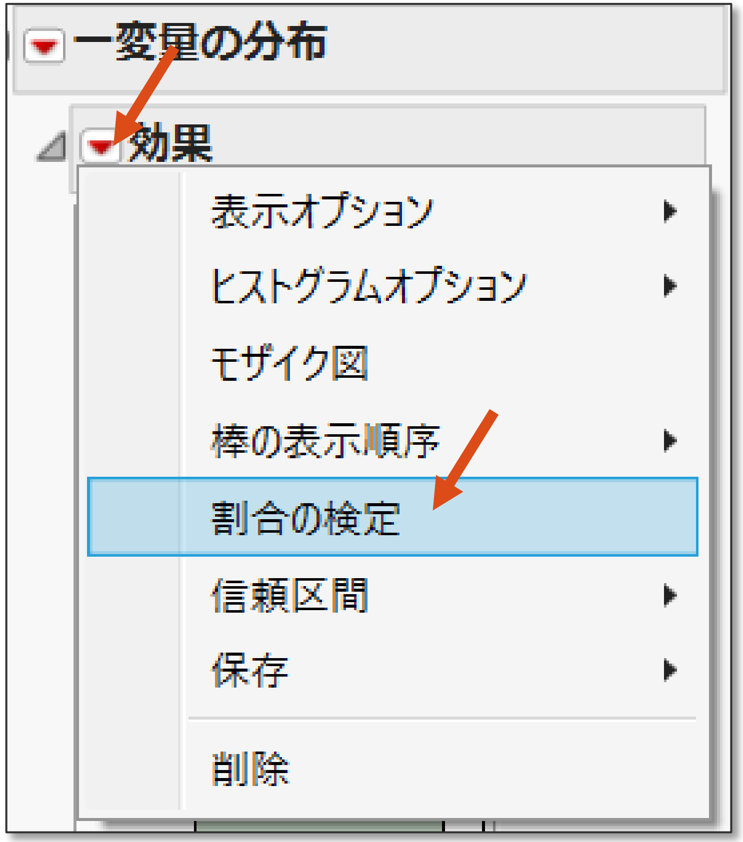
- ［一変量の分布］



度数

水準	度数	割合
no	72	0.72000
yes	28	0.28000
合計	100	1.00000
欠測値N	0	

2 水準



JMP［一変量の分布］による割合の検定

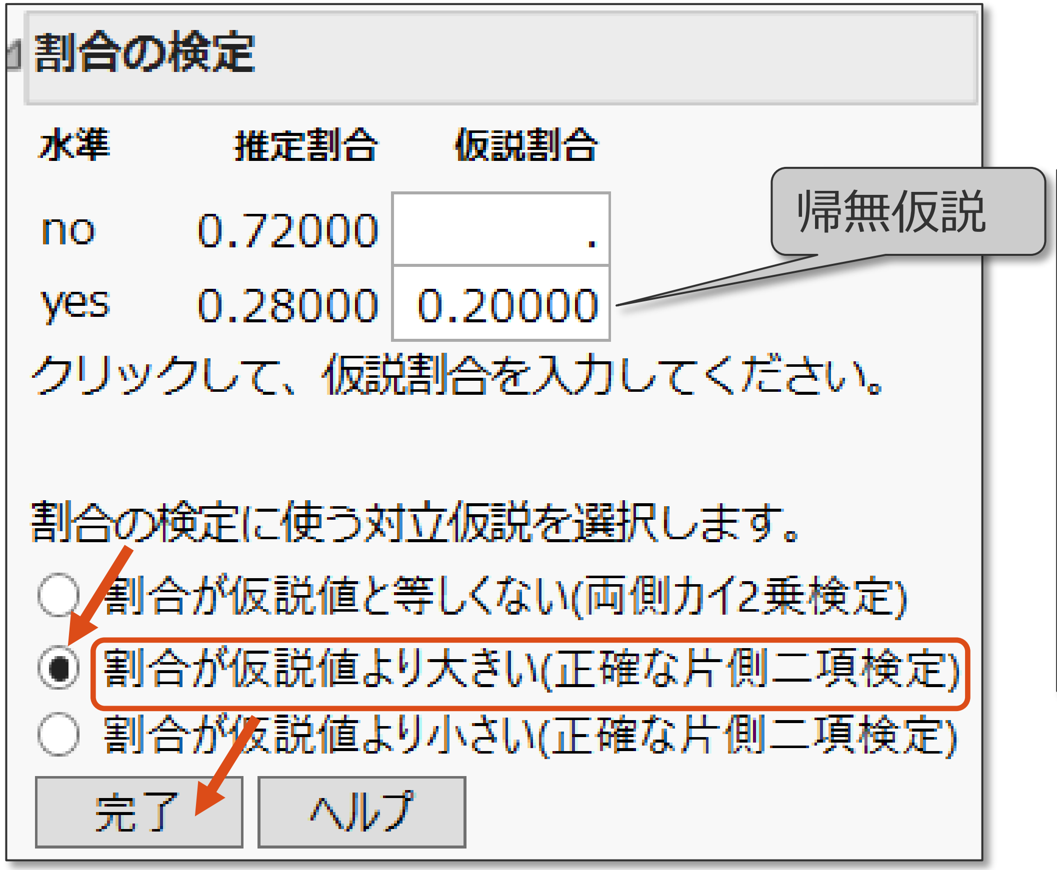
p.158

●割合の検定（片側検定）

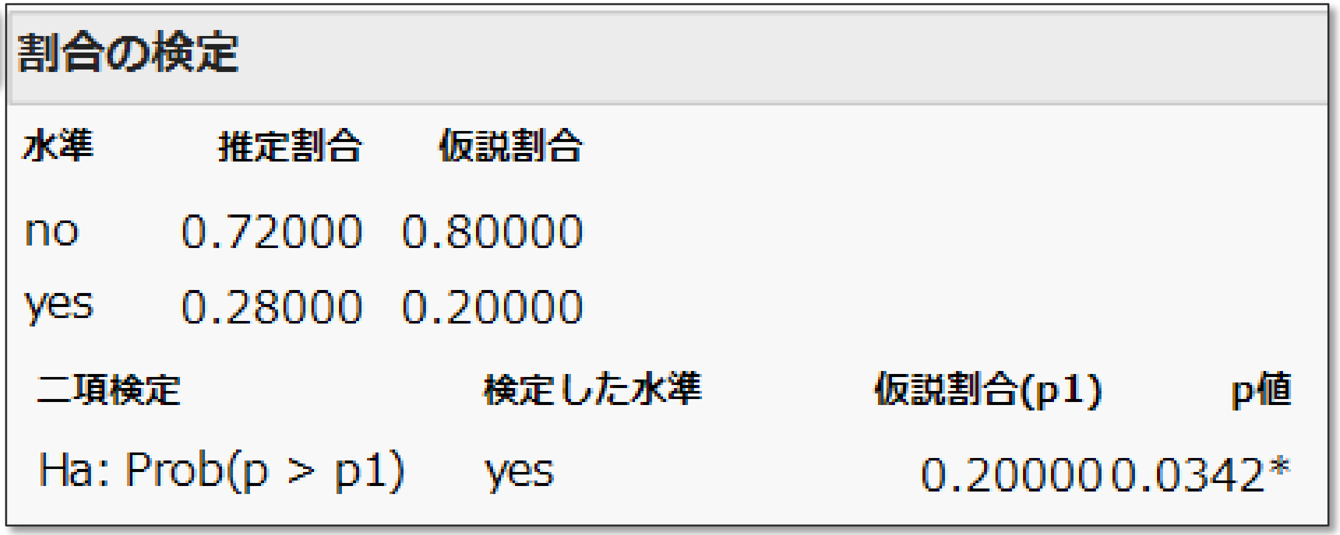
表示 3.2.1 p 値の計算表

			2 項分布
f	n	π	外側確率
27	100	0.200	0.0558
28	100	0.200	*0.0342*
29	100	0.200	**0.0200**

表示 3.2.3 ［割合の検定］の条件設定画面



表示 3.2.4 片側検定の出力



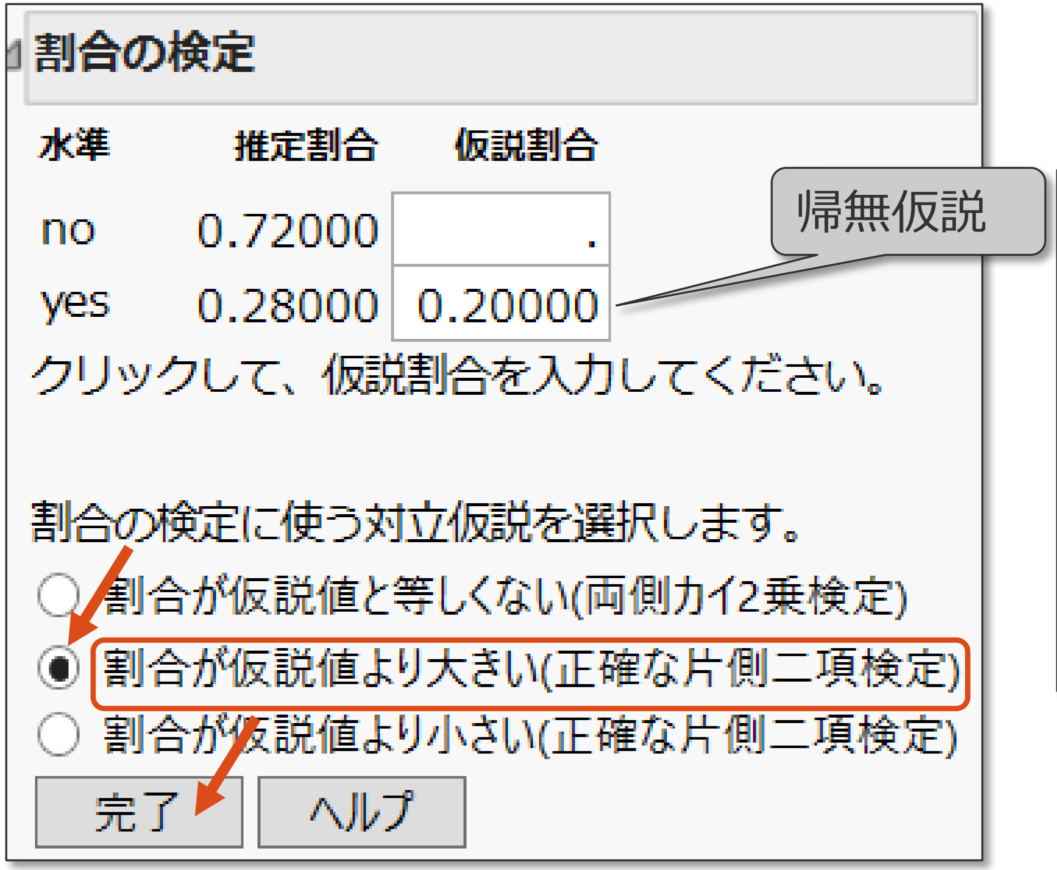
JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合の検定（片側検定）

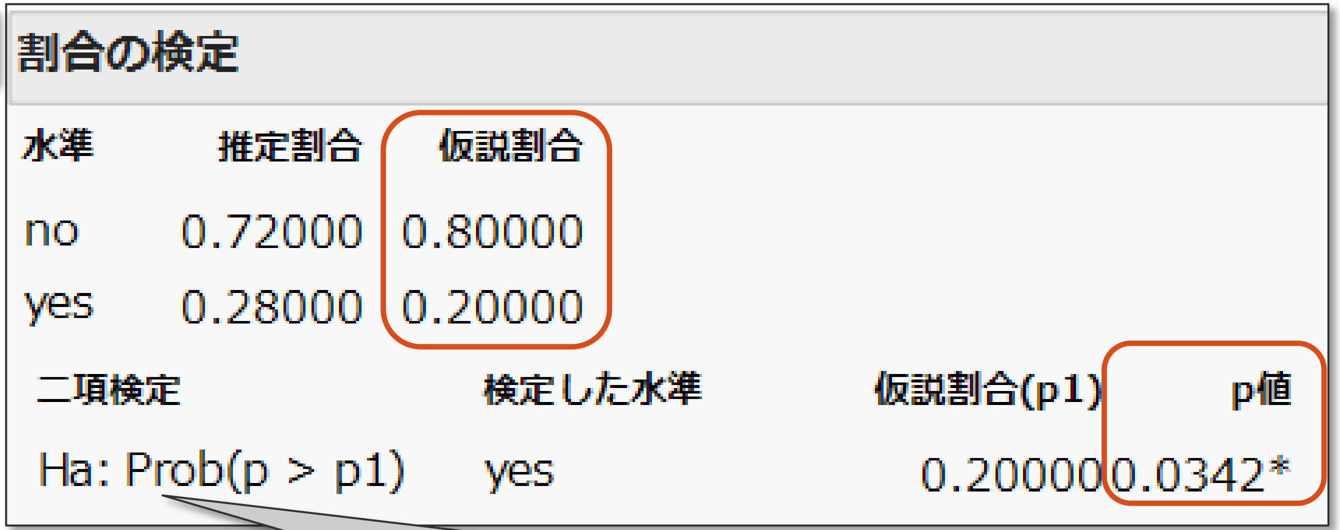
表示 3.2.1 p 値の計算表

f	n	π	2 項分布 外側確率
27	100	0.200	0.0558
28	100	0.200	*0.0342*
29	100	0.200	**0.0200**

表示 3.2.3 ［割合の検定］の条件設定画面



表示 3.2.4 片側検定の出力



対立仮説 H_1（H_a alternative hypothesis）
yes の割合 p が仮説割合 $p1$=0.2 より大きい

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.158

●割合の検定（両側検定）

表示 3.2.3 ［割合の検定］の条件設定画面

割合の検定

水準	推定割合	仮説割合
no	0.72000	.
yes	0.28000	0.20000

帰無仮説

クリックして、仮説割合を入力してください。

割合の検定に使う対立仮説を選択します。

- (●) 割合が仮説値と等しくない(両側カイ2乗検定)
- ( ) 割合が仮説値より大きい(正確な片側二項検定)
- ( ) 割合が仮説値より小さい(正確な片側二項検定)

完了　ヘルプ

表示 3.2.5 両側検定の出力

割合の検定

水準	推定割合	仮説割合
no	0.72000	0.80000
yes	0.28000	0.20000

検定	カイ2乗	自由度	p値(Prob>Chisq)
尤度比	3.6705	1	0.0554
Pearson	4.0000	1	0.0455*

方法: 仮説値を固定し、省略された値のスケールを変更

JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合の検定（両側検定）：Pearson

正規近似による検定（連続修正なし）

$|u| = |28 - 20|/\sqrt{16} = 2.000$

p = NORMSDIDT(-2.000) = 0.0228

（片側検定）

p = 0.0228×2 = 0.0456

（両側検定）

カイ 2 乗分布

$\chi^2 = u^2 = 2.000^2 = 4.000$

p = CHIDIST(4.000, 1) = 0.0455

（第 1 部§2.7）

連続修正した場合より p 値は小さい

連続修正を施していない理由については後述

表示 3.2.1

			正規近似(無修正)	
f	n	π	$\|u\|$	外側確率
27	100	0.200	1.750	*0.0401*
28	100	0.200	2.000	**0.0228**
29	100	0.200	2.250	**0.01[illegible]2**

0.0228×2 = 0.0456

表示 3.2.5

割合の検定

水準	推定割合	仮説割合
no	0.72000	0.80000
yes	0.28000	0.20000

検定	カイ2乗	自由度	p値(Prob>Chisq)
尤度比	3.6705	1	0.0554
Pearson	4.0000	1	0.0455*

方法: 仮説値を固定し、省略された値のスケールを変更

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.158

●割合の検定（両側検定）：尤度比検定（G 検定）

n = 100, f = 28 が得られたとき、

帰無仮説 H_0：π = 0.2 の下での尤度は0.0141 （帰無仮説が正しいときに f=28 という値の起こり易さ）

対立仮説 H_1：$\pi \neq$ 0.2 の下での尤度の最大値は0.0886（π = 0.28 の下での尤度）

尤度比の自然対数を 2 倍した値は、自由度が 1 のカイ 2 乗分布で近似される

$$\chi^2 = 2 \times \ln(0.0886/0.0141) = 2 \times \ln(6.267) = 3.6705$$

このカイ 2 乗分布で χ^2 値が 3.6705よりも大きい確率 0.0554 が p 値になる

（=CHIDIST(3.6705, 1) = 0.0554）

n = 100　表示 3.1.14 2 項分布の確率と尤度（改変）

	π												
f	.19	.20	.21	.22	.23	.24	.25	.26	.27	.28	.29	.30	.31
28	.0082	.0141	.0224	.0329	.0451	.0580	.0701	.0799	.0864	.0886	.0864	.0804	.0715

帰無仮説 H_0：π = 0.2 の下での尤度
=BINOMDIST(28, 100, 0.20, FALSE) = 0.0141

対立仮説 H_1：$\pi \neq$ 0.2 の下での尤度の最大値
=BINOMDIST(28, 100, 0.28, FALSE) = 0.0886

JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合の検定（両側検定）：尤度比検定

尤度比が大きいとき、帰無仮説を棄却

（帰無仮説の下で起こり難く、対立仮説の下では起こり易い場合）

f	H_0での尤度	H_1での尤度の最大値	尤度比 λ	χ^2 $2\times\ln(\lambda)$	p値
24	0.0577	0.0931	1.612	0.9549	0.328
28	0.0141	0.0886	6.267	3.6705	0.055
30	0.0052	0.0868	16.723	5.6335	0.018

表示 3.1.14 2項分布の確率と尤度（改変）

n = 100

帰無仮説での尤度

対立仮設での最大尤度

f \ π	.19	.20	.21	.22	.23	.24	.25	.26	.27	.28	.29	.30	.31
24	.0433	.0577	.0716	.0830	.0905	.0931	.0906	.0837	.0736	.0618	.0496	.0380	.0280
28	.0082	.0141	.0224	.0329	.0451	.0580	.0701	.0799	.0864	.0886	.0864	.0804	.0715
30	.0027	.0052	.0093	.0154	.0237	.0340	.0458	.0580	.0694	.0787	.0847	.0868	.0848

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.158

●割合の検定（両側検定）：尤度比検定

尤度比が大きいとき、帰無仮説を棄却

（帰無仮説の下で起こり難く、対立仮説の下では起こり易い場合）

f	H_0での尤度	H_1での尤度の最大値	尤度比 λ	χ^2 $2\times\ln(\lambda)$	p値
24	0.0577	0.0931	1.612	0.9549	0.328
28	0.0141	0.0886	6.267	3.6705	0.055
30	0.0052	0.0868	16.723	5.6335	0.018

表示 3.1.14 2項分布の確率と尤度（改変）

n = 100

帰無仮説での尤度

対立仮設での最大尤度

f	π .19	.20	.21	.22	.23	.24	.25	.26	.27	.28	.29	.30	.31
24	.0433	.0577	.0716	.0830	.0905	.0931	.0906	.0837	.0736	.0618	.0496	.0380	.0280
28	.0082	.0141	.0224	.0329	.0451	.0580	.0701	.0799	.0864	.0886	.0864	.0804	.0715
30	.0027	.0052	.0093	.0154	.0237	.0340	.0458	.0580	.0694	.0787	.0847	.0868	.0848

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.158

●割合の検定（両側検定）：尤度比検定

尤度比が大きいとき、帰無仮説を棄却

（帰無仮説の下で起こり難く、対立仮説の下では起こり易い場合）

帰無仮説の f=20 から、
実際に得られた f が24、28、30と
離れるにしたがって尤度比は大きくなり
p 値は小さくなる

f	H_0での尤度	H_1での尤度の最大値	尤度比 λ	χ^2 $2\times\ln(\lambda)$	p 値
24	0.0577	0.0931	1.612	0.9549	0.328
28	0.0141	0.0886	6.267	3.6705	0.055
30	0.0052	0.0868	16.723	5.6335	0.018

表示 3.1.14 2 項分布の確率と尤度（改変）

n = 100

帰無仮説での
尤度

対立仮設での
最大尤度

f \ π	.19	.20	.21	.22	.23	.24	.25	.26	.27	.28	.2	.30	.31
24	.0433	.0577	.0716	.0830	.0905	.0931	.0906	.0837	.0736	.0618	.0496	.0380	.0280
28	.0082	.0141	.0224	.0329	.0451	.0580	.0701	.0799	.0864	.0886	.0864	.0804	.0715
30	.0027	.0052	.0093	.0154	.0237	.0340	.0458	.0580	.0694	.0787	.0847	.0868	.0848

JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合の検定（両側検定）
：尤度比検定　表示 3.2.6

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
18	尤度比検定								
19					尤度			χ^2	
20	f	n	π	p	帰無仮説	対立仮説	尤度比	対数尤度比	p (両側)
21	12	100	0.200	0.120	0.0128	0.1219	9.5581	4.5148	0.0336
22	28	100	0.200	0.280	0.0141	0.0886	6.2668	3.6705	0.0554

D22 =A22/B22
E22 =BINOMDIST(A22,B22,C22,FALSE)　帰無仮説の下での尤度
F22: =BINOMDIST(A22,B22,D22,FALSE)　対立仮説の下での尤度の最大値
G22 =F22/E22　尤度比
H22 =2*LN(F22/E22)　$\chi^2 = 2 \times \ln(\text{尤度})$
I22: =CHIDIST(H22,1)

尤度比（λ）の自然対数を２倍した値は、自由度が１のカイ２乗分布で近似される

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.159

●割合の検定（両側検定）

：尤度比検定　表示 3.2.6

JMP の結果は

Excelの結果と一致

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
18	尤度比検定								
19					尤度				χ^2
20	f	n	π	p	帰無仮説	対立仮説	尤度比	対数尤度比	p (両側)
21	12	100	0.200	0.120	0.0128	0.1219	9.5581	4.5148	0.0336
22	28	100	0.200	0.280	0.0141	0.0886	6.2668	3.6705	0.0554

```
D22 =A22/B22
E22 =BINOMDIST(A22,B22
F22: =BINOMDIST(A22,B22
G22 =F22/E22
H22 =2*LN(F22/E22)
I22: =CHIDIST(H22,1)
```

f=12 、f=28での結果を比較

（期待値 f=20 から等距離 ）

Pearso では同じ p 値

正規近似により左右対称

尤度比検定では異なる p 値

正規近似ではないので左右非対称

両者の平均値は Pearson の結果に近い値

(0.0554+0.0336)/2 = 0.0445

割合の検定

水準	推定割合	仮説割合
no	0.72000	0.80000
yes	0.28000	0.20000

検定	カイ2乗	自由度	p値(Prob>Chisq)
尤度比	3.6705	1	0.0554
Pearson	4.0000	1	0.0455*

方法: 仮説値を固定し、省略された値のスケールを変更

JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.160

●割合検定、４種類の方法の比較

n = 100、f を 12 と 28 に設定（$n\pi$=20 の両側に同じ距離で設定）

片側 p 値で比較（尤度比検定では、p 値の 1/2 で比較）

２項検定と尤度比検定では、平均値も同時に表示

追加

連続修正なし

表示 3.2.7 4 つの p 値の比較（一部改変、片側 p 値）

f	n	f/n	π	***u*** * 正規近似 連続修正	**2項** 正確な ２項分布	**尤度** 尤度比検定	***u*** 正規近似 無修正
12	100	0.12	0.2	0.0304	0.0253	0.0168	0.0228
28	100	0.28	0.2	0.0304	**0.0342**	**0.0277**	**0.0228**
			平均		0.0297	0.0222	

両側検定の1/2

注）太字の数値は、JMP の表示

JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合検定、４種類の方法の比較

n = 100、f を 12 と 28 に設定（$n\pi$=20 の両側に同じ距離で設定）

片側 p 値で比較（尤度比検定では、p 値の 1/2 で比較）

２項検定と尤度比検定では、平均値も同時に表示

p 値の比較

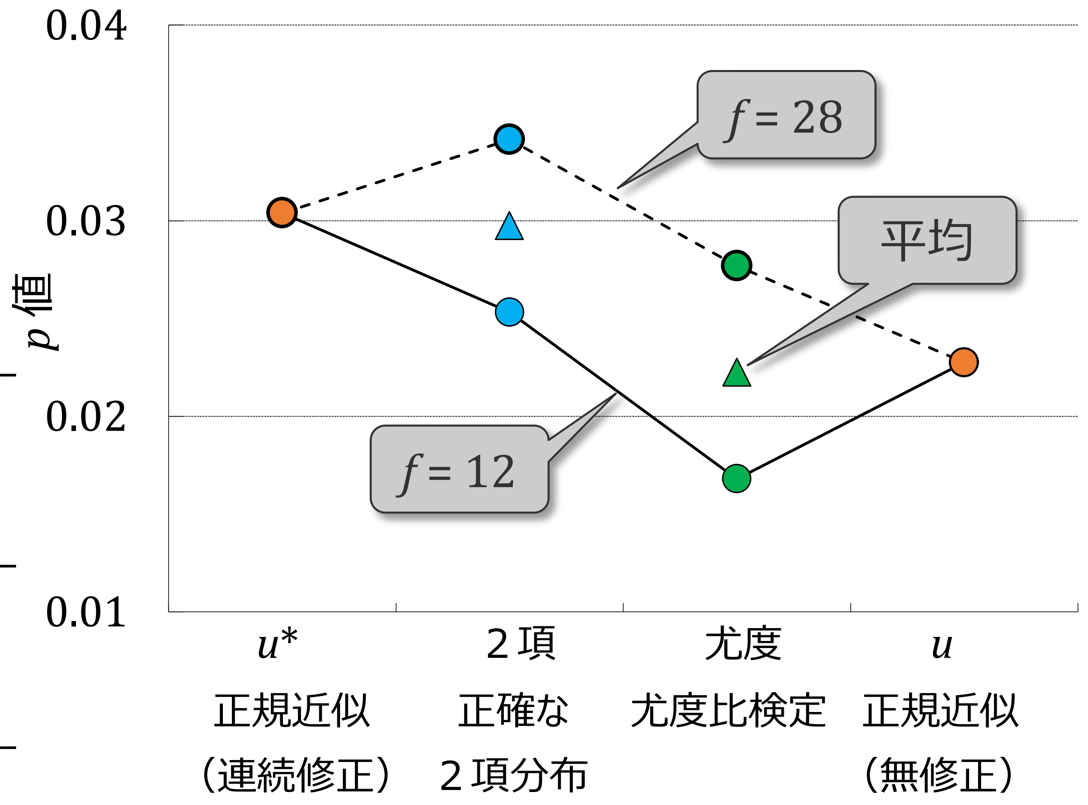
正規近似＜尤度比検定＜２項分布＜正規近似

（無修正）　　　　　　　　（連続修正）

表示 3.2.7 ４つの p 値の比較（一部改変、片側 p 値）

f	n	f/n	π	u* 正規近似 連続修正	2項 正確な ２項分布	尤度 尤度比検定	u 正規近似 無修正
12	100	0.12	0.2	0.0304	0.0253	0.0168	0.0228
28	100	0.28	0.2	0.0304	**0.0342**	**0.0277**	**0.0228**
			平均		0.0297	0.0222	

注）太字の数値は、JMP の表示



JMP［一変量の分布］による割合の検定

p.160

●割合検定、４種類の方法の比較

n = 100、f を 12 と 28 に設定（$n\pi$=20 の両側に同じ距離で設定）

片側 p 値で比較（尤度比検定では、p 値の 1/2 で比較）

２項検定と尤度比検定では、平均値も同時に表示

p 値の比較

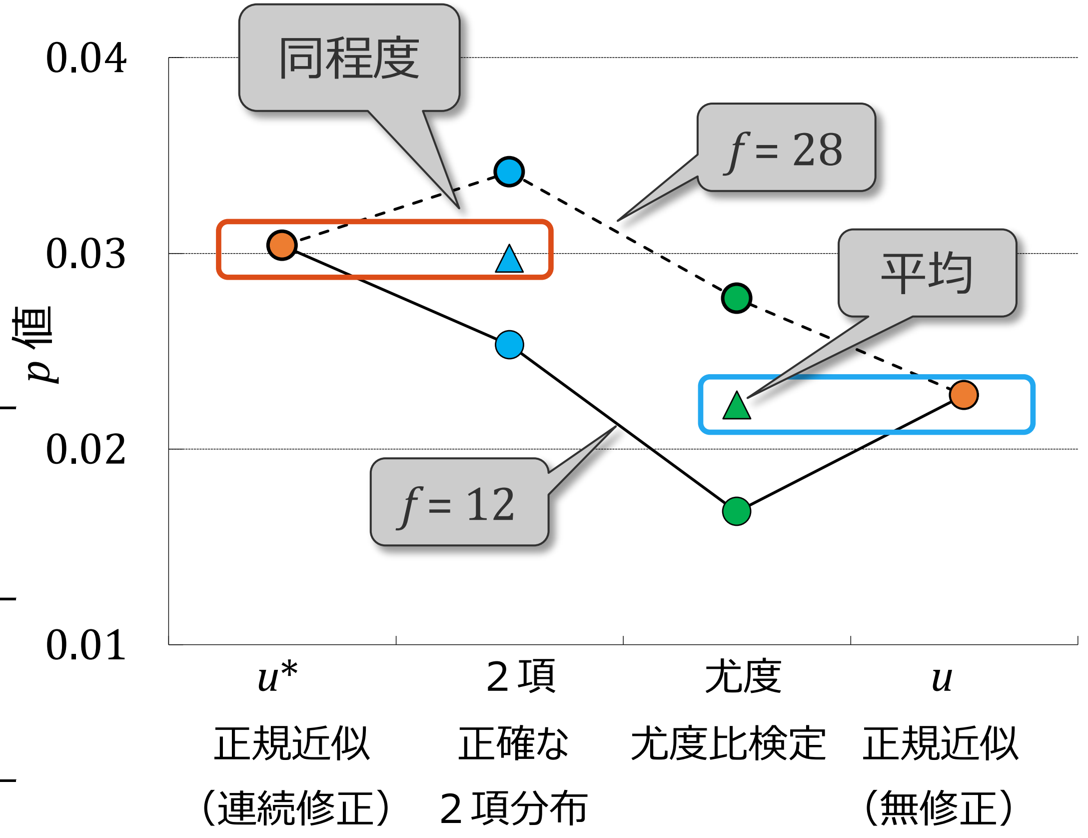
正規近似＜尤度比検定＜２項分布＜正規近似

（無修正）　　　　　　　　　　（連続修正）

表示 3.2.7 ４つの p 値の比較（一部改変、片側 p 値）

f	n	f/n	π	u* 正規近似 連続修正	2項 正確な ２項分布	尤度 尤度比検定	u 正規近似 無修正
12	100	0.12	0.2	0.0304	0.0253	0.0168	0.0228
28	100	0.28	0.2	0.0304	**0.0342**	**0.0277**	**0.0228**
			平均		0.0297	0.0222	

注）太字の数値は、JMP の表示



JMP［一変量の分布］による割合の検定

●割合検定、４種類の方法の比較

n = 100、f を 12 と 28 に設定（$n\pi$=20 の両側に同じ距離で設定）

片側 p 値で比較（尤度比検定では、p 値の 1/2 で比較）

２項検定と尤度比検定では、平均値も同時に表示

JMP 表示

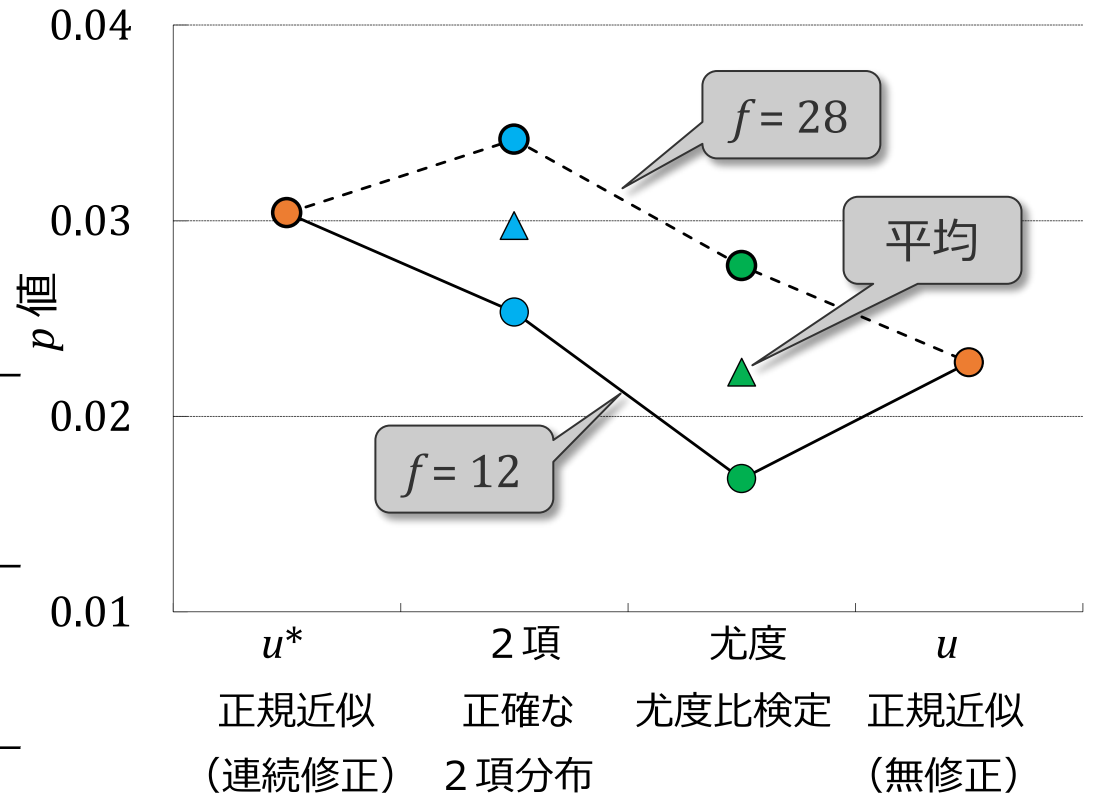
片側検定：２項分布を使った検定

両側検定：尤度比検定、正規近似（無修正）

表示 3.2.7 ４つの p 値の比較（一部改変、片側 p 値）

f	n	f/n	π	u^* 正規近似 連続修正	2項 正確な ２項分布	尤度 尤度比検定	u 正規近似 無修正
12	100	0.12	0.2	0.0304	0.0253	0.0168	0.0228
28	100	0.28	0.2	0.0304	**0.0342**	**0.0277**	**0.0228**
			平均		0.0297	0.0222	

注）太字の数値は、JMP の表示



JMP［一変量の分布］による割合の検定

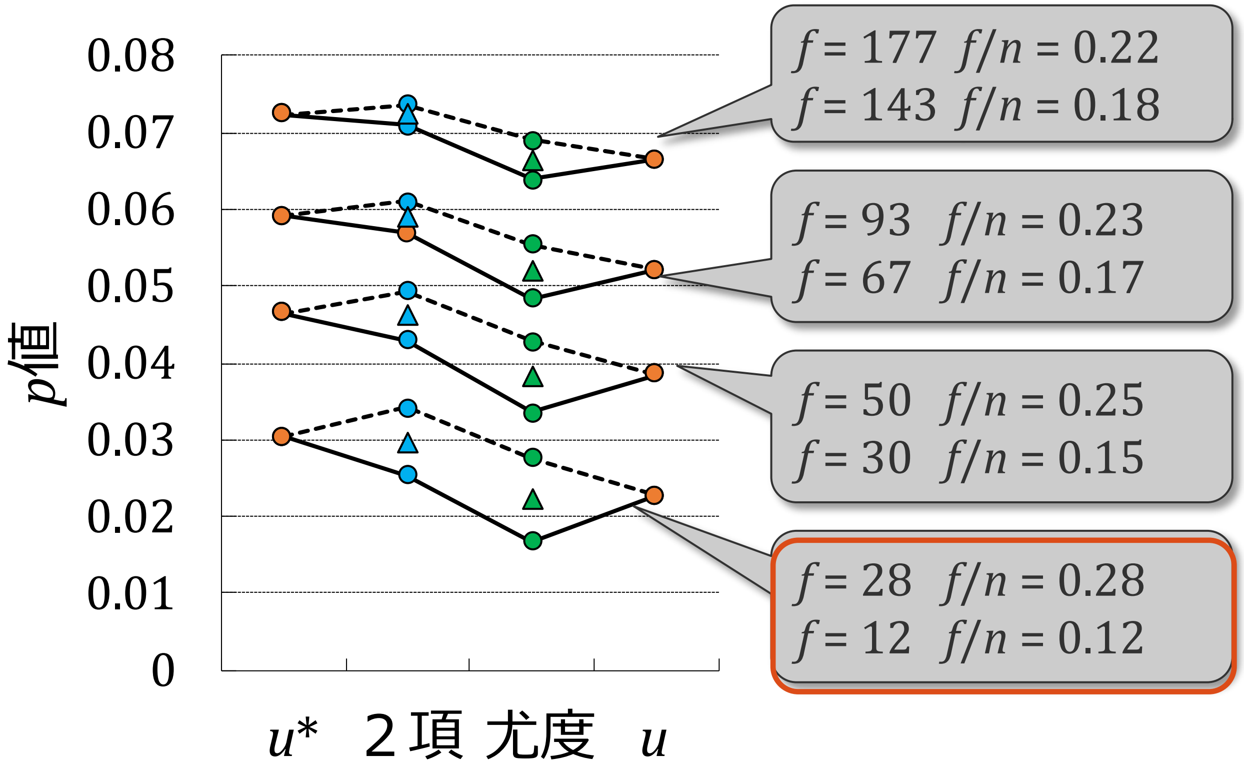
p.160

●割合の検定、４種類の方法の比較

期待値 $n\pi$ の両側に同じ距離で設定
比較する割合は n が大きいほど小さくしてある
連続修正に関する考え方については、後述

表示 3.2.7 ４つの p 値の比較（片側 p 値）

f	n	f/n	π	u^*	2項	尤度	u
12	100	0.12	0.2	0.0304	0.0253	0.0168	0.0228
28	100	0.28	0.2	0.0304	**0.0342**	**0.0277**	**0.0228**
					0.0297	0.0222	
30	200	0.15	0.2	0.0465	0.0430	0.0336	0.0385
50	200	0.25	0.2	0.0465	0.0494	0.0429	0.0385
					0.0462	0.0382	
67	400	0.17	0.2	0.0591	0.0568	0.0484	0.0521
93	400	0.23	0.2	0.0591	0.0610	0.0554	0.0521
					0.0589	0.0519	
143	800	0.18	0.2	0.0724	0.0709	0.0638	0.0665
177	800	0.22	0.2	0.0724	0.0737	0.0690	0.0665
					0.0723	0.0664	



p.161

（5）割合の区間推定

割合の区間推定

p.161

●割合の区間推定：Wald（ワルド） 法

$$E[f] = n\pi \quad \mathrm{D}[f] = \sqrt{n\pi(1-\pi)}$$

$$u = \frac{f - n\pi}{\sqrt{n\pi(1-\pi)}}$$

正規近似
(連続修正なし)

u は標準正規分布に従うので

（信頼率1-$\alpha = 0.95$）

$$-1.96 < u = \frac{f - n\pi}{\sqrt{n\pi(1-\pi)}} < 1.96 \qquad (3.2.0)$$

分母と分子を n で割って（$f/n = p$）

$$-1.96 < u = \frac{p - \pi}{\sqrt{\pi(1-\pi)/n}} < 1{,}96$$

$$\pi - 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} < p < \pi + 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n}$$

$$p - 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} < \pi < p + 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} \qquad (3.2.1)$$

帰無仮説が正しいとき π がこの範囲に
含まれる確率は近似的に 信頼率 1-α = 1 - 0.05 = 0.95
ただし、不等式の両辺に π が含まれる
そこで、π を p で置き換えて近似式を得る

$$p - 1.96\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \pi < p + 1.96\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \qquad (3.2.2)$$

この区間推定の方法を Wald 法という

割合の区間推定

p.161

●割合の区間推定：Wald（ワルド）法

$$\frac{0}{20} - 1.96\sqrt{\frac{0/20 \times (1 - 0/20)}{20}} = 0.00$$

$$\frac{1}{20} - 1.96\sqrt{\frac{1/20 \times (1 - 1/20)}{20}} = -0.05$$

$$\frac{2}{20} - 1.96\sqrt{\frac{2/20 \times (1 - 2/20)}{20}} = -0.03$$

$$\frac{3}{20} - 1.96\sqrt{\frac{3/20 \times (1 - 3/20)}{20}} = -0.01$$

$$\frac{4}{20} - 1.96\sqrt{\frac{4/20 \times (1 - 4/20)}{20}} = 0.02$$

5）

$$\pi - 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} < p < \pi + 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n}$$

$$p - 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} < \pi < p + 1.96\sqrt{\pi(1-\pi)/n} \quad (3.2.1)$$

帰無仮説が正しいとき π がこの範囲に
含まれる確率は近似的に 信頼率 $1\text{-}\alpha = 1 - 0.05 = 0.95$
ただし、不等式の両辺に π が含まれる
そこで、π を p で置き換えて近似式を得る

$$p - 1.96\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \pi < p + 1.96\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad (3.2.2)$$

この区間推定の方法を Wald 法という
問題点　p=0, p=1 のとき信頼区間の幅が 0 になる
　　　　$\pi < 0$, $\pi > 1$ になる場合がある

割合の区間推定

p.161

●割合の区間推定：Score（スコア）法

$$p - 1.96\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} < \pi < p + 1.96\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}} \quad (3.2.1)$$

不等号を等号に変えて

$$\pi = p \pm 1.96\sqrt{\frac{\pi(1-\pi)}{n}}$$

右辺の p を左辺に移項して２乗すると

$$(\pi - p)^2 = 1.96^2\,\pi(1-\pi)/n$$

$$(n + 1.96^2)\pi^2 - 2\left(np + \frac{1.96^2}{2}\right)\pi + np^2 = 0 \quad (3.2.3)$$

πに関する２次方程式を解く（煩雑 →ゴールシーク）

式(3.2.3) の元の式(3.2.0)で不等号を等号に変えて

$$-1.96 < u = \frac{f - n\pi}{\sqrt{n\pi(1-\pi)}} < 1.96 \quad (3.2.0)$$

$$u = \frac{f - n\pi}{\sqrt{n\pi(1-\pi)}} = \pm 1.96$$

u は標準正規分布に従うので、

u の下側確率と上側確率が 0.025 になるように

π の上限 π_L、下限 π_U をゴールシークで求める

$$= 1 - \mathrm{NORMSDIST}(u) \qquad u = \frac{f - n\pi_L}{\sqrt{n\pi_L(1-\pi_L)}}$$

$$= 0.025$$

$$= \mathrm{NORMSDIST}(u) \qquad u = \frac{f - n\pi_U}{\sqrt{n\pi_U(1-\pi_U)}}$$

$$= 0.025$$

割合の区間推定

p.156

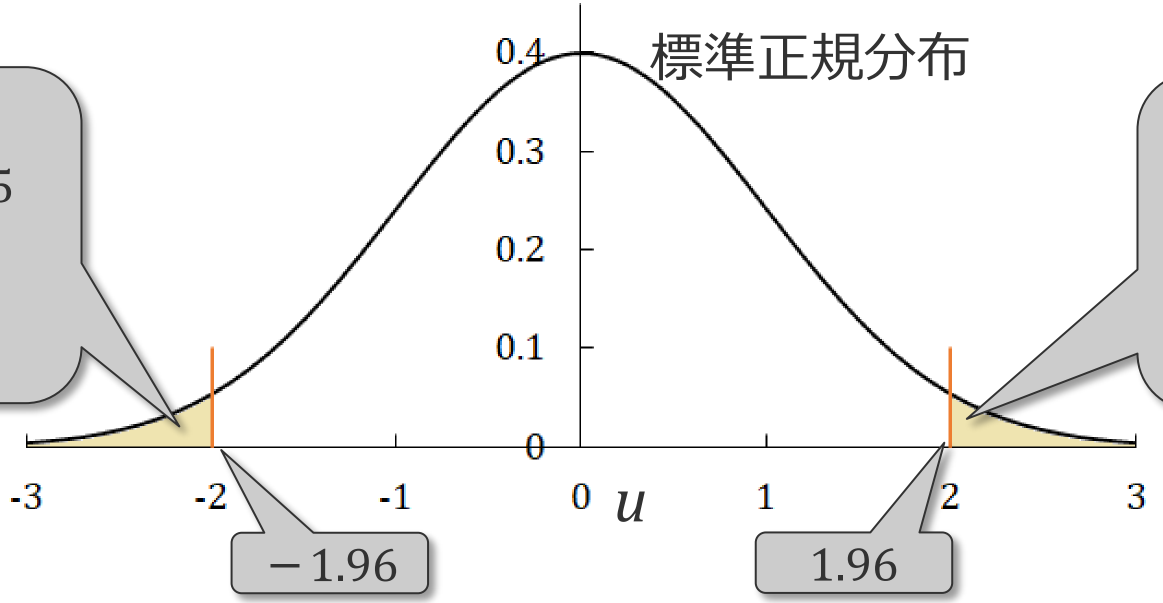
●標準正規分布の確率の計算

表示3.2.8 の補足

Excel 関数のNORMSDIST 関数は下側確率を返す

$u<0$ の場合、上下側確率を計算、そのまま NORMSDIST(u) で下側確率が求められる

$u>0$ の場合、上側確率を計算、1-NORMSDIST(u) として上側確率が求められる



下側確率
= NORMSDIST(u) = 0.025

$$u=\frac{f-n\pi_U}{\sqrt{n\pi_U(1-\pi_U)}}$$

上側確率
=1− NORMSDIST(u) = 0.025

$$u=\frac{f-n\pi_L}{\sqrt{n\pi_L(1-\pi_L)}}$$

割合の区間推定

●割合の区間推定：Score（スコア）法

π の上限を π_L とすると

セル D34： $= 1 - \mathrm{NORMSDIST}(u)$

$= 0.025$

$$u = \frac{f - n\pi_L}{\sqrt{n\pi_L(1-\pi_L)}}$$

表示 3.2.8 信頼区間の計算表

	A	B	C	D	E	F
32	Score法（ゴールシークによる）					
33	f	n	πL	上側確率	πU	下側確率
34	28	100	0.2014	0.0250	0.3749	0.0250

D34: =1-NORMSDIST((A34-B34*C34)/SQRT(B34*C34*(1-C34)))

F34: =NORMSDIST((A34-B34*E34)/SQRT(B34*E34*(1-E34)))

セル A34、B34 に f、n を入力

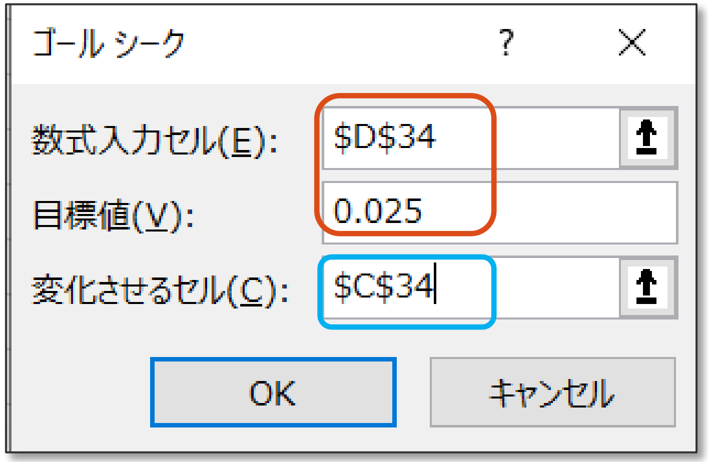
セル C34 に適当な π の下限の値を入力

ゴールシークで π_L を求める

[数式入力セル]　：D34

[目標値]　：$\alpha/2$（ここでは 0.025）

[変化させるセル]　：C34



割合の区間推定

p.162

- 割合の区間推定：Score（スコア）法

π の上限を π_L、下限を π_U とすると

セル D34： $= 1 - \mathrm{NORMSDIST}(u)$

$= 0.025$

$$u = \frac{f - n\pi_L}{\sqrt{n\pi_L(1-\pi_L)}}$$

セル F34： $= \mathrm{NORMSDIST}(u)$

$= 0.025$

$$u = \frac{f - n\pi_U}{\sqrt{n\pi_U(1-\pi_U)}}$$

セル A34、B34 に f、n を入力

セル E34 に適当な π の上限の値を入力

ゴールシークで π_U を求める

［数式入力セル］　：F34

［目標値］　：$\alpha/2$（例えば 0.025）

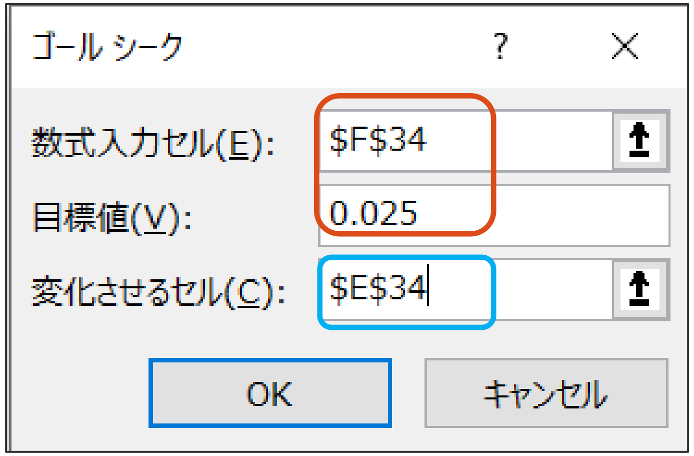
［変化させるセル］：E34

表示 3.2.8 信頼区間の計算表

	A	B	C	D	E	F
32	Score法（ゴールシークによる）					
33	f	n	πL	上側確率	πU	下側確率
34	28	100	0.2014	0.0250	0.3749	0.0250

D34: =1-NORMSDIST((A34-B34*C34)/SQRT(B34*C34*(1-C34)))

F34: =NORMSDIST((A34-B34*E34)/SQRT(B34*E34*(1-E34)))



割合の区間推定

p.162

●割合の区間推定：Score（スコア）法

π の上限を π_L、下限を π_U とすると

セル D34： $= 1 - \mathrm{NORMSDIST}(u)$

$= 0.025$ 　　　　$u = \dfrac{f - n\pi_L}{\sqrt{n\pi_L(1-\pi_L)}}$

セル F34：$= \mathrm{NORMSDIST}(u)$

$= 0.025$ 　　　　$u = \dfrac{f - n\pi_U}{\sqrt{n\pi_U(1-\pi_U)}}$

セル A34、B34 に f、n を入力

セル C34、E34 に適当な π の下限、上限を入力

ゴールシークで π_L、π_U を求める

［数式入力セル］　：D34、F34

［目標値］　：$\alpha/2$（例えば 0.025）

［変化させるセル］：C34、E34

表示 3.2.8 信頼区間の計算表

	A	B	C	D	E	F
32	Score法（ゴールシークによる）					
33	f	n	πL	上側確率	πU	下側確率
34	28	100	0.2014	0.0250	0.3749	0.0250

D34: =1-NORMSDIST ((A34-B34*C34)/SQRT(B34*C34*(1-C34)))

F34: =NORMSDIST ((A34-B34*E34)/SQRT(B34*E34*(1-E34)))

39	Score法（ユーザー定義関数による）				
40	f	n	α(片側)	πL	πU
41	28	100	0.025	0.2014	0.3749

D41: =Bin_Sc(A41,B41,C41,"L")

E41: =Bin_Sc(A41,B41,C41,"U")

（6）JMP［一変量の分布］による区間推定

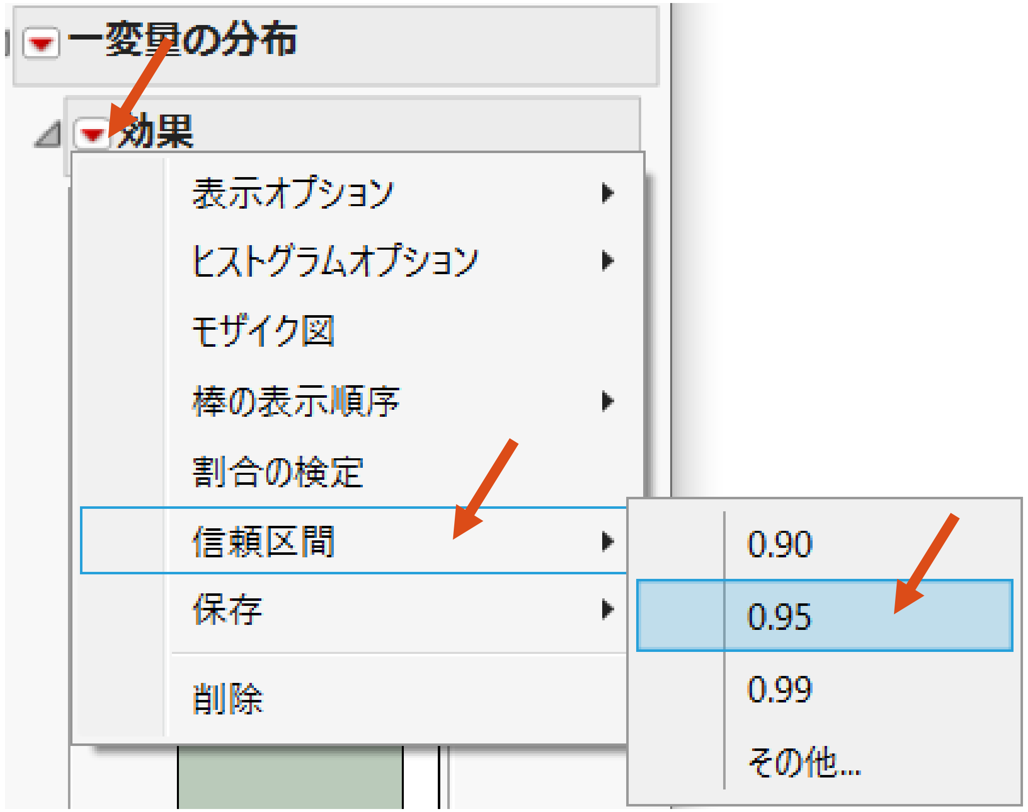
Score（スコア）法による割合の区間推定

JMP［一変量の分布］による区間推定

p.162

●割合の区間推定：Score（スコア） 法

［分析］＞［一変量の分布］



表示 3.2.8 信頼区間の計算表（Excel）

	A	B	C	D	E	F
32	Score法（ゴールシークによる）					
33	f	n	πL	上側確率	πU	下側確率
34	28	100	0.2014	0.0250	0.3749	0.0250

表示 3.2.9［信頼区間］の出力（JMP）

信頼区間

水準	度数	割合	下側信頼限界	上側信頼限界	1-α
no	72	0.72000	0.62512	0.798603	0.950
yes	28	0.28000	0.201397	0.37488	0.950
合計	100				

注: スコア信頼区間を使って計算。

p.163

（7）信頼区間の概数

Score 法による 信頼区間の精度

信頼区間の概数

p.163

●Score 法による 区間推定

表示 3.2.10

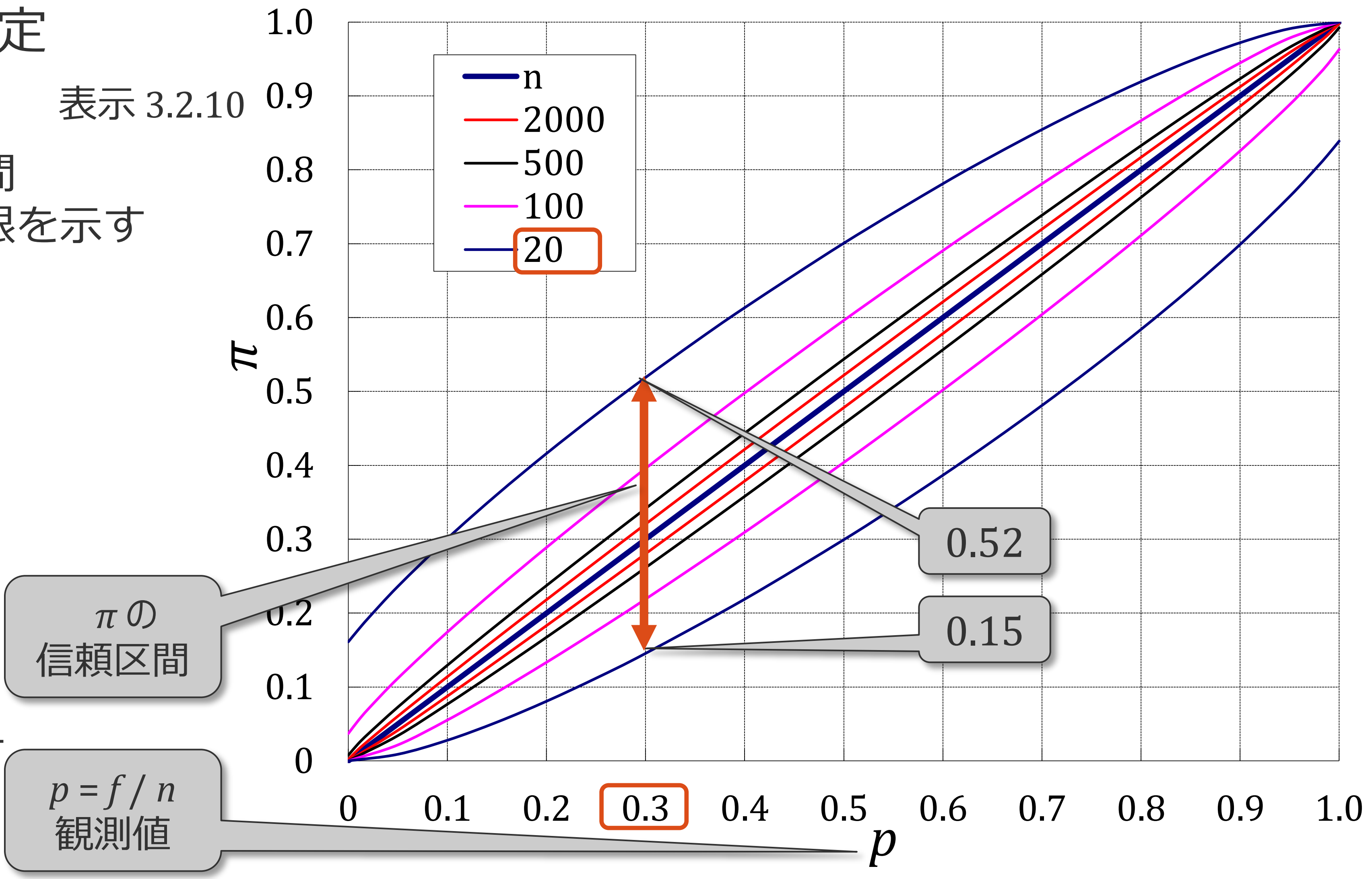
４対の曲線：95%信頼区間
　　　　　　の上限と下限を示す
（n = 20, 100, 500, 2000 ）

n = 20

f = 6

p = 6/20 = 0.3　の場合

上限と下限の比は
　0.52/0.15 = 3.5
この推定区間は広すぎて
実用にならない



信頼区間の概数

p.163

●Score 法による95%信頼区間

n = 100 　表示 3.2.10

f = 30

p = 30/100 = 0.3　の場合

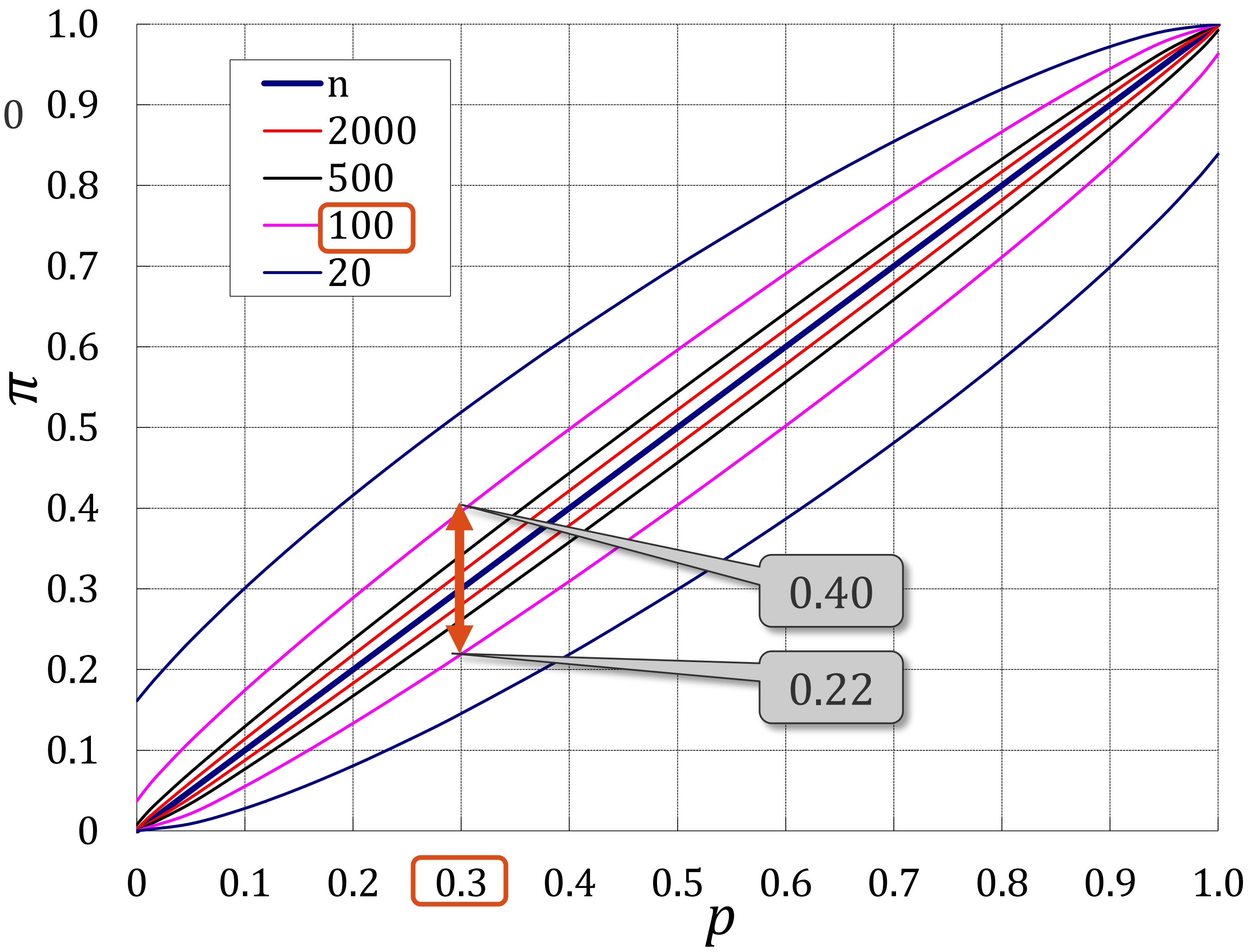
上限と下限の比は

0.40/0.22 = 1.81

「真の割合は 20～40% の範囲内にある」

十分な精度とは言い難い

（予想以上に広いと感じられる）



信頼区間の概数

p.164

- Score 法による 95%信頼区間

  n = 2000　　　表示 3.2.10

  f = 600

  p = 600/2000 = 0.3　の場合

  上限と下限の比は

  0.32/0.28 = 1.14

  かなり信頼できる値になってきた

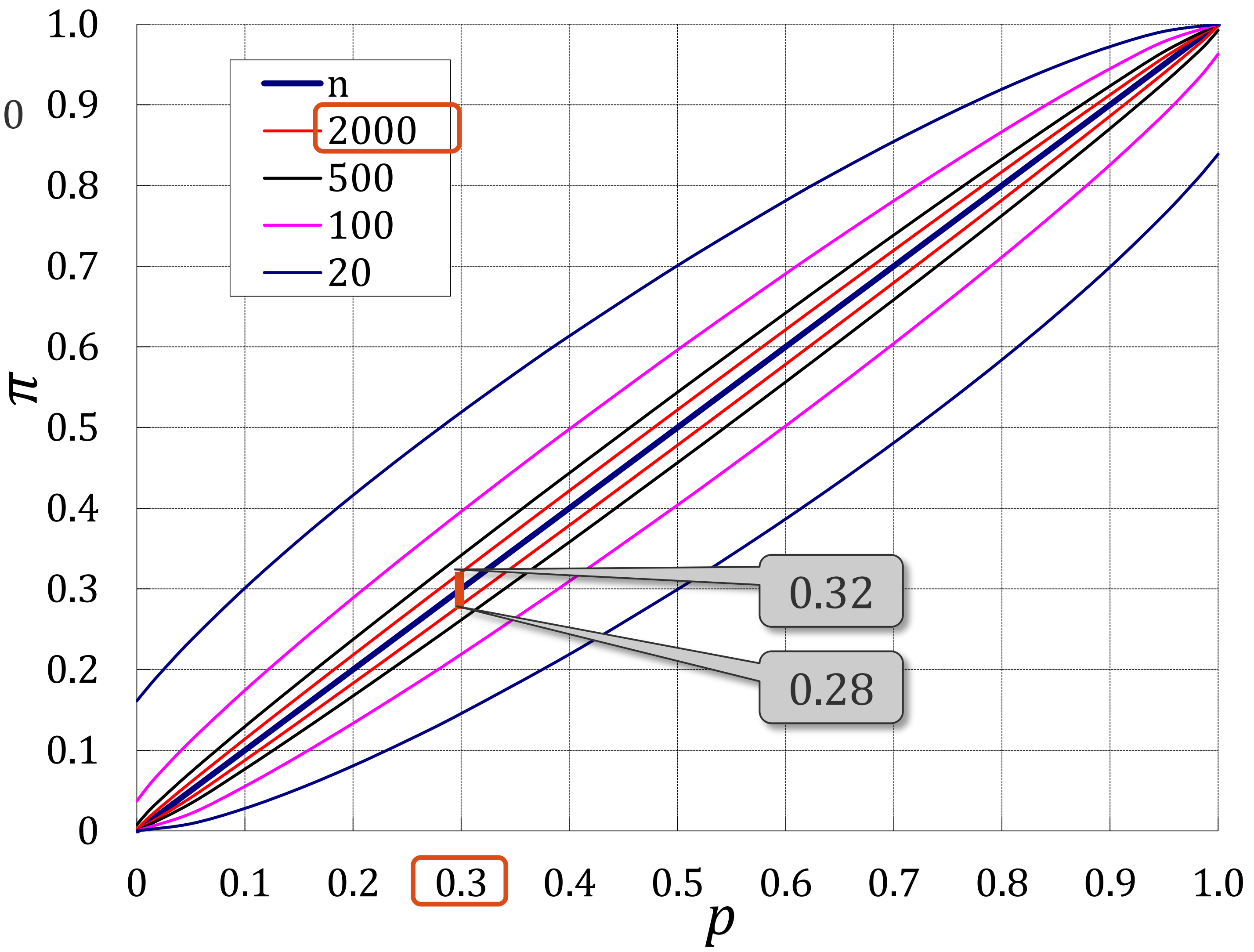
  しかし、1 % 前後の増減は

  誤差の範囲内です

  （2000 人くらいの調査で

  1% 前後の増減に一喜一憂する

  ことは無意味）



信頼区間の概数

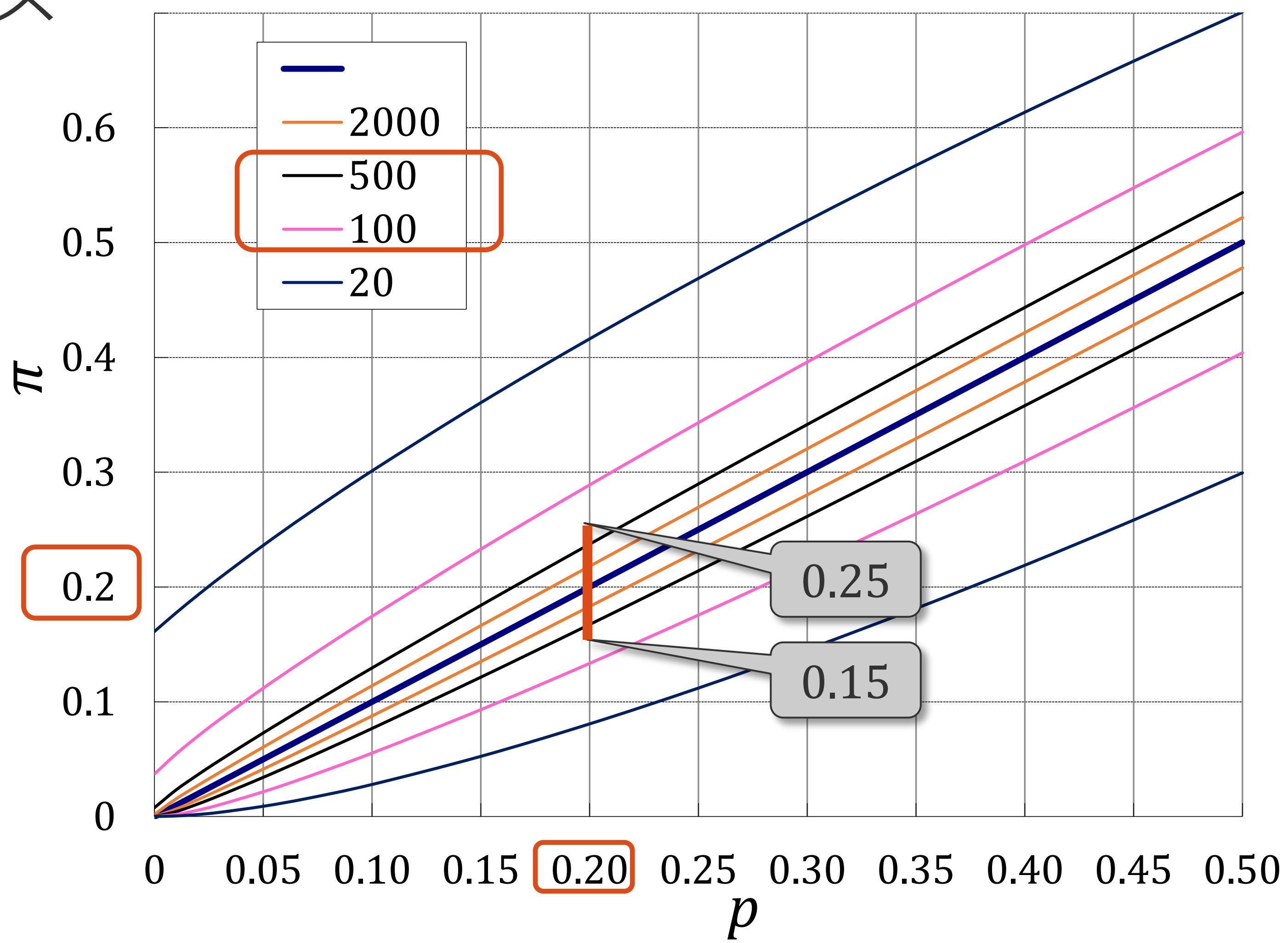
p.164

●Score 法での必要なサンプルサイズ

表示 3.2.10

π の予想は 20%
0.20 ± 0.05 （0.15～0.25）で
予測したい
必要な n のサイズは？

上限 0.15, 下限 0.25 は、
n = 100 と n=500 の線の間



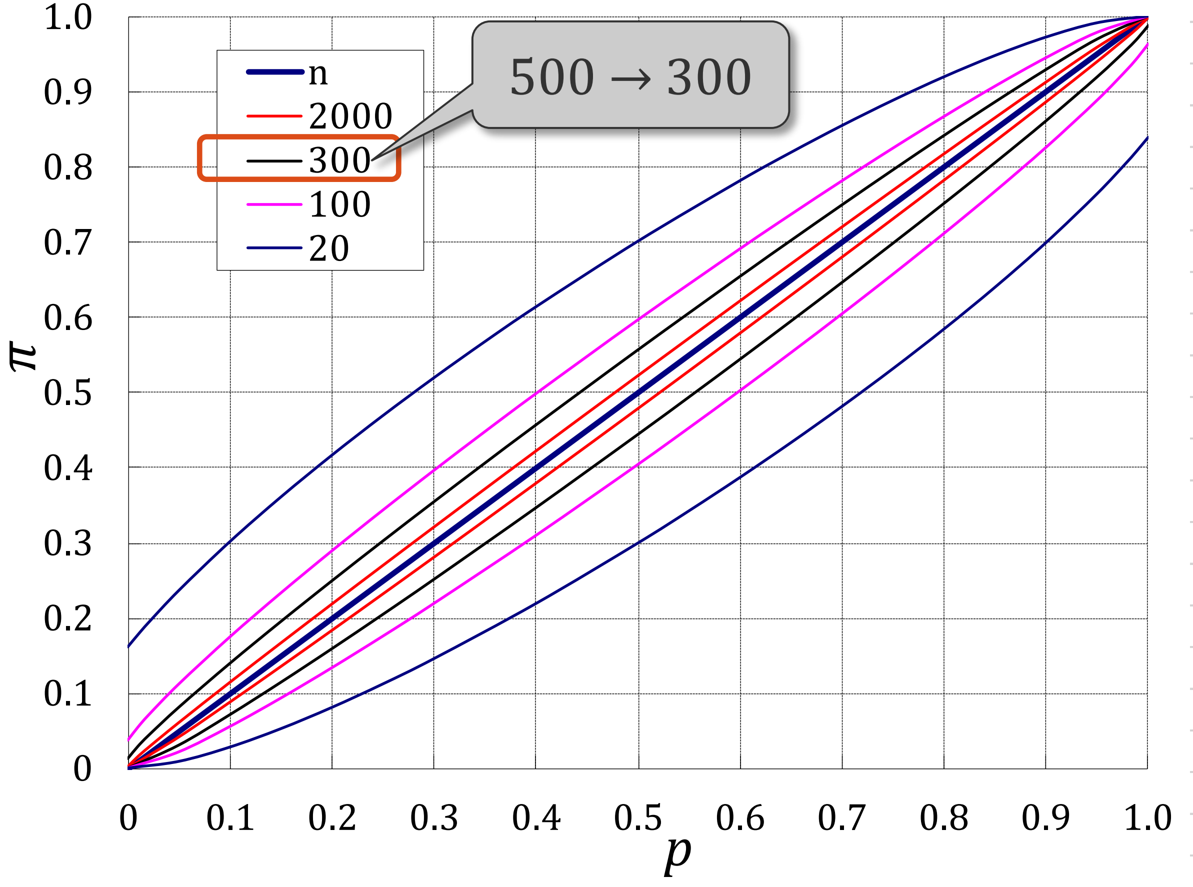
信頼区間の概数

●Score 法での必要なサンプルサイズ

500 → 300

表示 3.2.10

α（片側）		0.025			
	n	2000	300	100	20
0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.16
0.01	0.01	0.02	0.03	0.05	0.18
0.02	0.02	0.03	0.04	0.07	0.19
0.05	0.05	0.06	0.08	0.11	0.24
0.10	0.10	0.11	0.14	0.17	0.30
0.15	0.15	0.17	0.19	0.23	0.36
0.20	0.20	0.22	0.25	0.29	0.42
0.25	0.25	0.27	0.30	0.34	0.47
0.30	0.30	**0.32**	0.35	**0.40**	**0.52**
0.35	0.35	0.37	0.41	0.45	0.57
0.40	0.40	0.42	0.46	0.50	0.61
0.50	0.50	0.52	0.56	0.60	0.70
0.60	0.60	0.62	0.65	0.69	0.78
0.65	0.65	0.67	0.70	0.74	0.82
0.70	0.70	0.72	0.75	0.78	0.85
0.75	0.75	0.77	0.80	0.82	0.89
0.80	0.80	0.82	0.84	0.87	0.92
0.85	0.85	0.86	0.89	0.91	0.95
0.90	0.90	0.91	0.93	0.94	0.97
0.95	0.95	0.96	0.97	0.98	0.99
1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00



信頼区間の概数

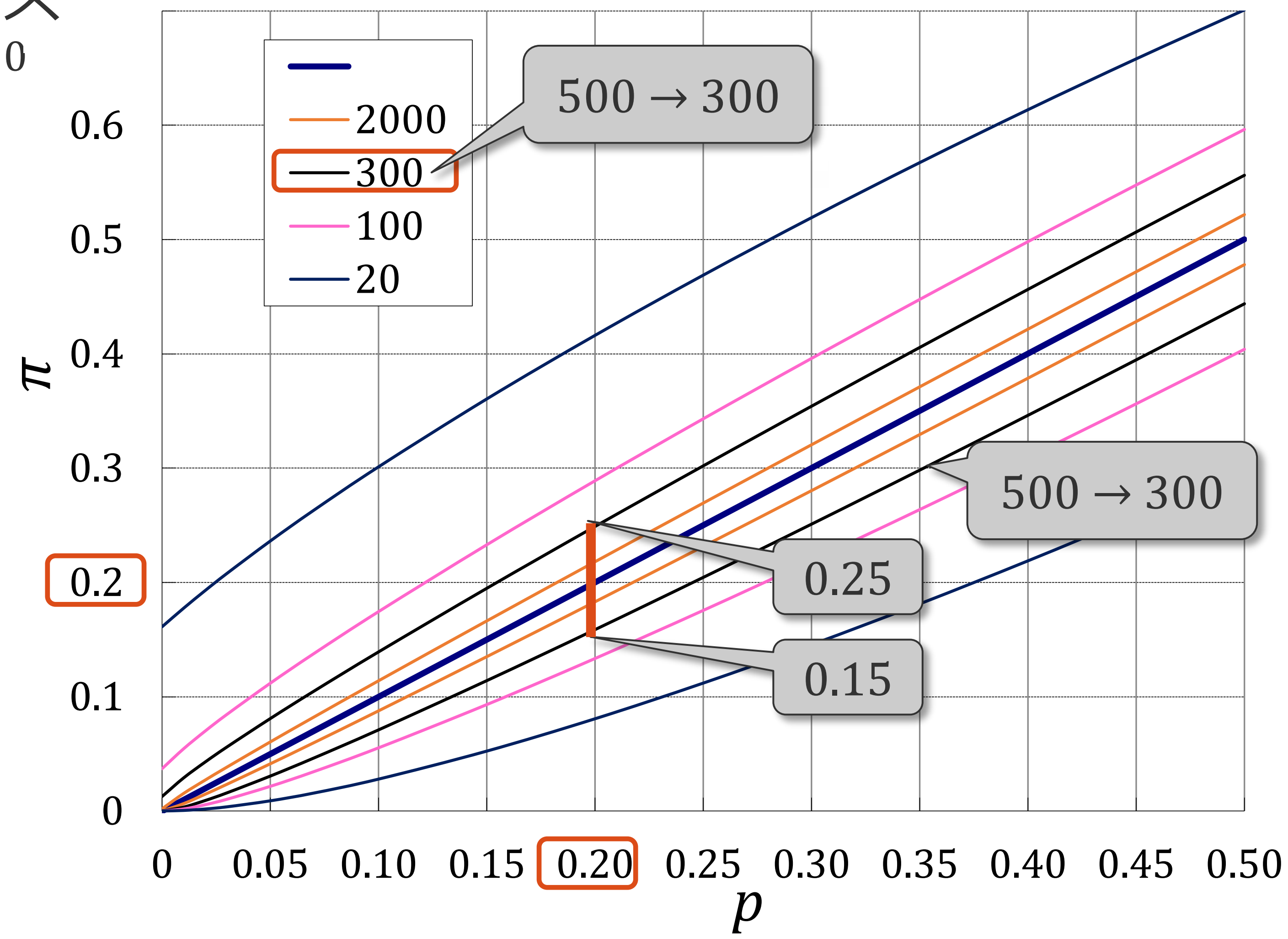
p.164

●Score 法での必要なサンプルサイズ

表示 3.2.10

π の予想は 20%
0.20 ± 0.05 （0.15～0.25）で
予測したい
必要な n のサイズは？

上限 0.15, 下限 0.25 は、
$n \approx 300$の線上



p.218

補遺
（2）第１種の誤りの確率 α

割合の検定にどの検定方法を用いるか？
正規近似に連続修正は必要か？
JMP はなぜ連続修正を採用していないのか？

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.218

●論点

２項分布は観測される値 f が整数に限られる → 不連続に変化（離散型確率変数）

危険率（有意水準） α=0.05 で検定したとしても、実際の第１種の誤る確率は 0.05 ではない

第１種の誤りの確率（第１部 §1.4 ）

JMP の割合に関する解析方法

片側検定：２項分布による検定

両側検定：Peason の検定・・・正規近似による検定で、連続修正を加えていない

尤度比検定

↓

正規近似において連続修正をするかしないかは、
通常の解析では大きな問題にならないが、
理論的にはいろいろと議論がある

検定方法の違いによる第１種の誤りの確率を比較

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.218

●事例と計算方法

事例：新薬を50匹（n）の動物に投与したところ、有効数が f 匹であった
　　　従来の薬の有効率は π である
　　　新薬は従来の薬よりも有効率 が高いか、それとも低いか
　　　　　　　　　　　　　　　　　　（具体例を示してテキストを補足）

用いる検定方法
　２項分布による検定（正確法）
　正規近似による検定（Pearson）：連続修正あり、連続修正なし（無修正）

計算内容
　危険率 α=0.025 の片側検定、α=0.050 の両側検定（この α を「**名目 α**」とする）
　従来の薬の有効率 π を変えて、50 匹中何匹が有効になれば差が有意になるか、棄却域を計算
　その棄却限界値から第１種の誤りの確率を正確に求める（この α を「**実質 α**」とする）
　（Excel ファイル「改3計数値.xlsm」の、表示3.7.1 の元になっている計算表も参照）

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.218

●事例と計算方法

事例：新薬を50匹（n）の動物に投与したところ、有効数が f 匹であった
従来の薬の有効率は π である
新薬は従来の薬よりも有効率 が高いか、それとも低いか
（具体例を示してテキストを補足）

用いる検定方法
２項分布による検定（正確法）
正規近似による検定（Pearson、連続修正あり、連続修正なし）

片側検定と両側検定
（第１部 §1.4 ）

便宜的な設定

計算内容
危険率 α=0.025 の片側検定、α=0.050 の両側検定（この α を「**名目 α**」 とする）
従来の薬の有効率 π を変えて、50 匹中何匹が有効になれば差が有意になるか、棄却域を計算
その棄却限界値から第１種の誤りの確率を正確に求める（この α を「**実質 α**」 とする）
（Excel ファイル「改3計数値.xlsm」の、表示3.7.1、3.7.2 の元になっている計算表も参照）

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

- ２項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π = 0.2000~0.2450、新薬での有効数 f と下側確率および上側確率

表頭：有効の個体数
f ：4,5,6，17,18,19

表側：従来の有効率
π ：0.2000 ～0.2450

n = 50

	π	片側 f 4	5	6	⋯	17	18	19	両側	
２項分布による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.018	0.048	0.103	⋯	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	⋯	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	⋯	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	⋯	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	[illegible]	[illegible]	[illegible]	⋯	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.024	0.040
	0.2200	[illegible]	[illegible]	[illegible]	⋯	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	⋯	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	⋯	0.051	0.026	0.012	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	⋯	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	⋯	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率

上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

● ２項分布による割合の検定

$\mathrm{E}[f] = 50 \times 0.200 = 10$ 匹

n=50 、従来の有効率 π = 0.2000、新薬での有効数 f と下側確率および上側確率

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.018　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.014

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.048　　=1 - BINOMDIST(**16**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.031

n = 50

2項分布による棄却限界値と実質 α (着色部分)

π	片側 f = 4	5	6	···	17	18	19	両側	
0.2000	0.018	0.048	0.103	···	0.014	0.006	0.003	0.033	
0.2100	0.012	0.034	0.076	···	0.023	0.010	0.004	0.035	
0.2120	0.011	0.031	0.072	···	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
[illegible]	0.010	0.027	0.063	···	0.030	0.014	0.006	0.024	
0.2180	[illegible]	[illegible]	[illegible]	···	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.024	0.040
0.2200	[illegible]	[illegible]	[illegible]	···	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.040	
0.2291	0.005	0.016	0.041	···	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
0.2300	0.005	0.016	0.040	···	0.051	0.026	0.012	0.028	
0.2430	0.003	0.009	**0.025**	···	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
0.2450	0.003	0.009	0.023	···	0.084	0.046	0.024	0.023	

π=0.2000 で説明

新薬は従来の薬よりも有効ではない

新薬は従来の薬よりも有効

下側確率

上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

- ２項分布による割合の検定

$\mathrm{E}[f] = 50 \times 0.200 = 10$ 匹

n=50 、従来の有効率 π = 0.2000、新薬での有効数 f と下側確率および上側確率

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.018　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.014

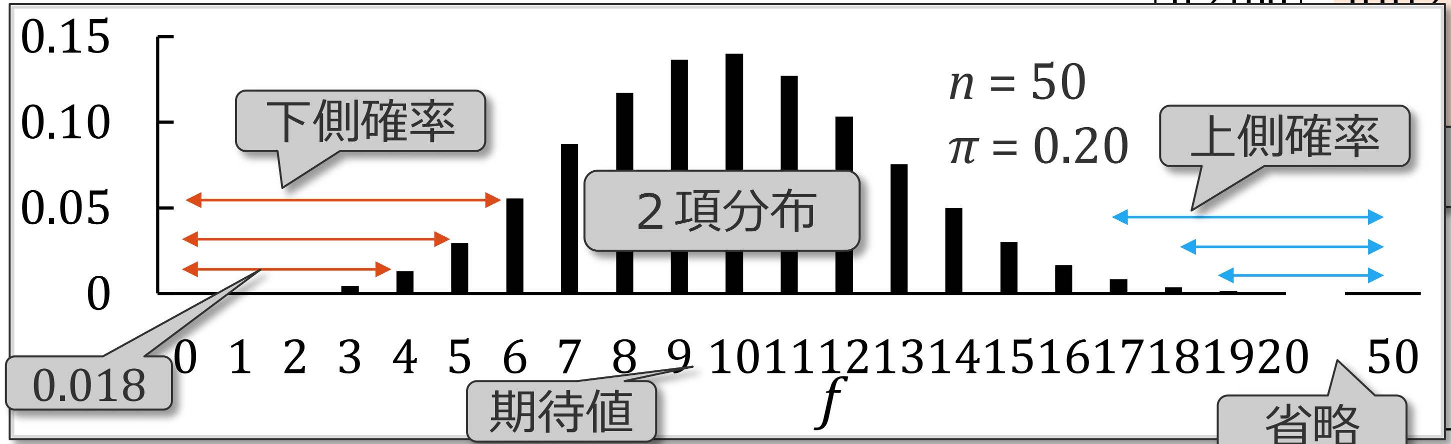
=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.048　　=1 - BINOMDIST(**16**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.031

n = 50

π	片側 f 4	5	6	⋯	17	18	19	両側	
0.2000	0.018	0.048	0.103	⋯	0.014	0.006	0.003	0.033	
0.2100	0.012	0.034	0.076	⋯	0.023	0.010	0.004	0.035	
[illegible]	[illegible]	0.031	0.072	⋯	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
[illegible]	[illegible]	0.027	0.063	⋯	0.030	0.014	0.006	0.024	
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	⋯	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.024	0.040
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	⋯	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.040	
[illegible]	[illegible]	0.016	0.041	⋯	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
[illegible]	[illegible]	0.016	0.040	⋯	0.051	0.026	0.012	0.028	
[illegible]	[illegible]	0.009	**0.025**	⋯	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
[illegible]	[illegible]	0.009	0.023	⋯	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率

上側確率



割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

● 2 項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π=0.2000、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.018　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.014

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.048　　=1 - BINOMDIST(**16**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.031

名目 α

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、17 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.018

上側 17以上：実質 α = 0.014

α=0.025 の棄却限界値

α=0.025 の棄却限界値

n = 50

	π	片側							両側	
		f								
		4	5	6	···	17	18	19		
2 項分布による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.018	0.048	0.103	···	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	···	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	···	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	···	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	[illegible]	[illegible]	[illegible]	···	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.024	0.040
	0.2200	[illegible]	[illegible]	[illegible]	···	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	···	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	···	0.051	0.026	0.012	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	···	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	···	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率

上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

- ２項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π=0.2000、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.018　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.014

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2000, TRUE) = 0.048　　=1 - BINOMDIST(**16**-1, 50, 0.2000, TRUE) = 0.031

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、17 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.018

上側 17以上：実質 α = 0.014

両側検定（α=0.05）の棄却域

4以下、17以上：実質 α = 0.032

0.018 + 0.014 = 0.032

n = 50

0.032

	π	片側							両側	
		f								
		4	5	6	・・・	17	18	19		
２項分布による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.018	0.048	0.103	・・・	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	・・・	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	・・・	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	・・・	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.059	・・・	0.032	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.056	・・・	0.035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	・・・	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.00[illegible]	[illegible]	[illegible]	・・・	0.0[illegible]	[illegible]	[illegible]2	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	・・・	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	・・・	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率

上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

- ２項分布による割合の検定

$E[f] = 50 \times 0.212 = 10.6$ 匹

n=50 、従来の有効率 π=0.2120、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.011　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.031　　=1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

π=0.2120 で説明

$n = 50$

	π	片側 f 4	5	6	···	17	18	19	両側	
２項分布による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.018	0.048	0.103	···	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	···	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	···	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	···	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.059	···	0.032	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.056	···	0.035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	···	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	[illegible]	[illegible]	[illegible]	···	[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	···	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	···	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率　　上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

● 2 項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π=0.2120、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.011　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.031　　=1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、17 or 18 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.011

上側 17以上：実質 α = 0.025

18以上：実質 α = 0.012

2つを併記

両側検定（α=0.05）の棄却域

4以下、17以上：実質 α = 0.036

（0.011+0.025=0.036）

4以下、18以上：実質 α = 0.023

（0.011+0.012=0.023）

2つを併記

n = 50

	π	片側							両側	
		f								
		4	5	6	⋯	17	18	19		
2項分布による棄却限界値と実質 α（着色部分）	0.2000	0.018	0.048	0.103	⋯	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	⋯	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	⋯	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	⋯	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.059	⋯	0.032	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.056	⋯	0.035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	⋯	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.00[illegible]	[illegible]	[illegible]	⋯	0.0[illegible]	[illegible]	[illegible]	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	⋯	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	⋯	0.084	0.046	0.024	0.023	

下側確率　　上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.219

● 2 項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π=0.2120、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.011　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.031　　=1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

片側検定（α = 0.025）の
棄却域は 4 以下、17 or 18 以上

- 下側 4 以下：実質 α = 0.011
- 上側 17以上：実質 α = 0.025
- 18以上：実質 α = 0.012

２つを併記

両側検定（α=0.05）の棄却域

- 4以下、17以上：実質 α = 0.036
  （0.011+0.025=0.036）
- 4以下、18以上：実質 α = 0.023
  （0.011+0.012=0.023）

２つを併記

棄却限界値が階段状に変化

実質 α

実質 α

n = 50

	π	片側 f 4	5	6	…	17	18	19	両側	
2 項分布による棄却限界値と実質 α（着色部分）	0.2000	0.018	0.048	0.103	…	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.0[illegible]	[illegible]	…	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	…	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	…	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.05[illegible]	…	[illegible]32	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.05[illegible]	…	[illegible].035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	…	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	…	0.051	0.026	0.012	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	…	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	…	0.084	0.046	0.024	0.023	

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

● ２項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π=0.2120、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=BINOMDIST(**4**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.011　　=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

=BINOMDIST(**5**, 50, 0.2120, TRUE) = 0.031　　=1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、17 or 18 以上

　下側 4 以下：実質 α = 0.011

　上側 17以上：実質 α = 0.025

　　　18以上：実質 α = 0.012

両側検定（α=0.05）の棄却域

　4以下、17以上：実質 α = 0.036

　　（0.011+0.025=0.036）

　4以下、18以上：実質 α = 0.023

　　（0.011+0.012=0.023）

２つを併記

２つを併記

棄却限界値が階段状に変化

実質 α

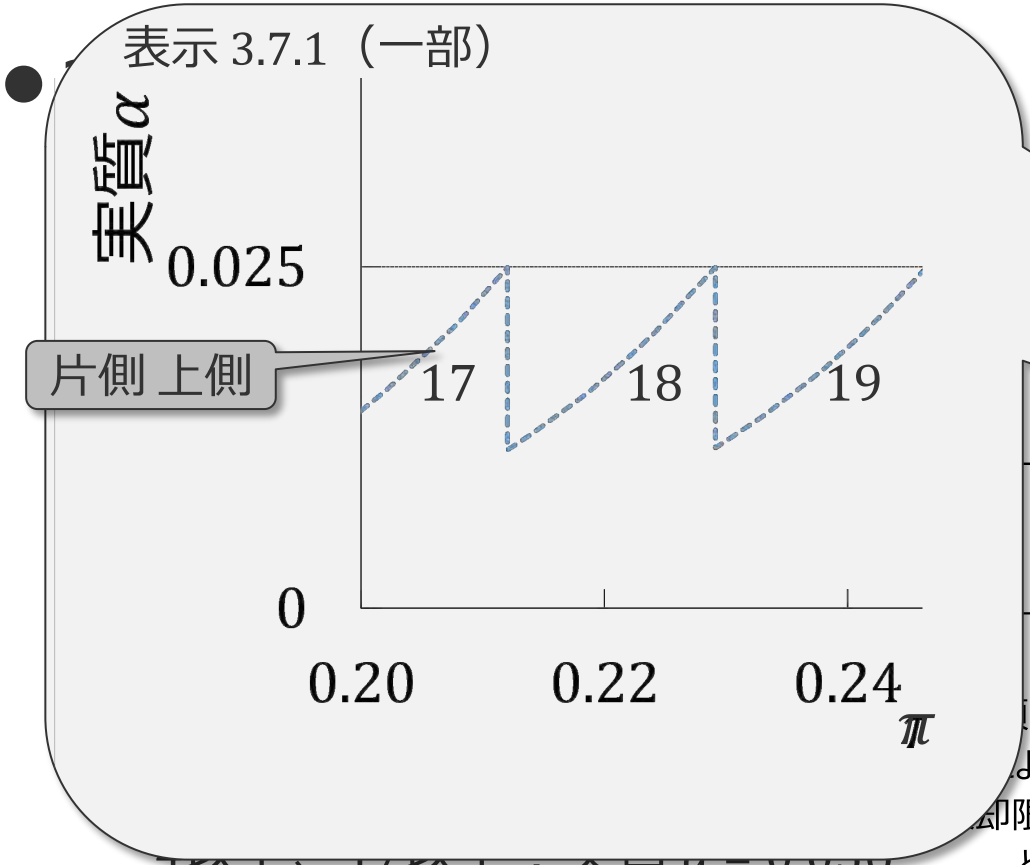
実質 α

２項分布による棄却限界値と実質 α（着色部分）

n = 50

π	片側 f 4	5	6	…	17	18	19	両側	
0.2000	0.018	0.048	0.103	…	0.014	0.006	0.003	0.033	
0.2100	0.012	0.0	[illegible]	…	0.023	0.010	0.004	0.035	
0.2120	0.011	0.031	0.072	…	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
0.2160	0.010	0.027	0.063	…	0.030	0.014	0.006	0.024	
0.2180	0.009	**0.025**	0.05	[illegible]	32	0.015	0.007	0.024	0.040
0.2200	0.008	0.023	0.05	[illegible]	0.035	0.017	0.008	0.040	
0.2291	0.005	0.016	0.041	…	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
0.2300	0.005	0.016	0.040	…	0.051	0.026	0.012	0.028	
0.2430	0.003	0.009	**0.025**	…	0.079	0.043	0.022	0.047	0.025
0.2450	0.003	0.009	0.023	…	0.084	0.046	0.024	0.023	

割合の検定における第 1 種の誤りの確率 α



- …が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

…1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

4以下、17以上：実質 α = 0.036

（0.011+0.025=0.036）

4以下、18以上：実質 α = 0.023

（0.011+0.012=0.023）

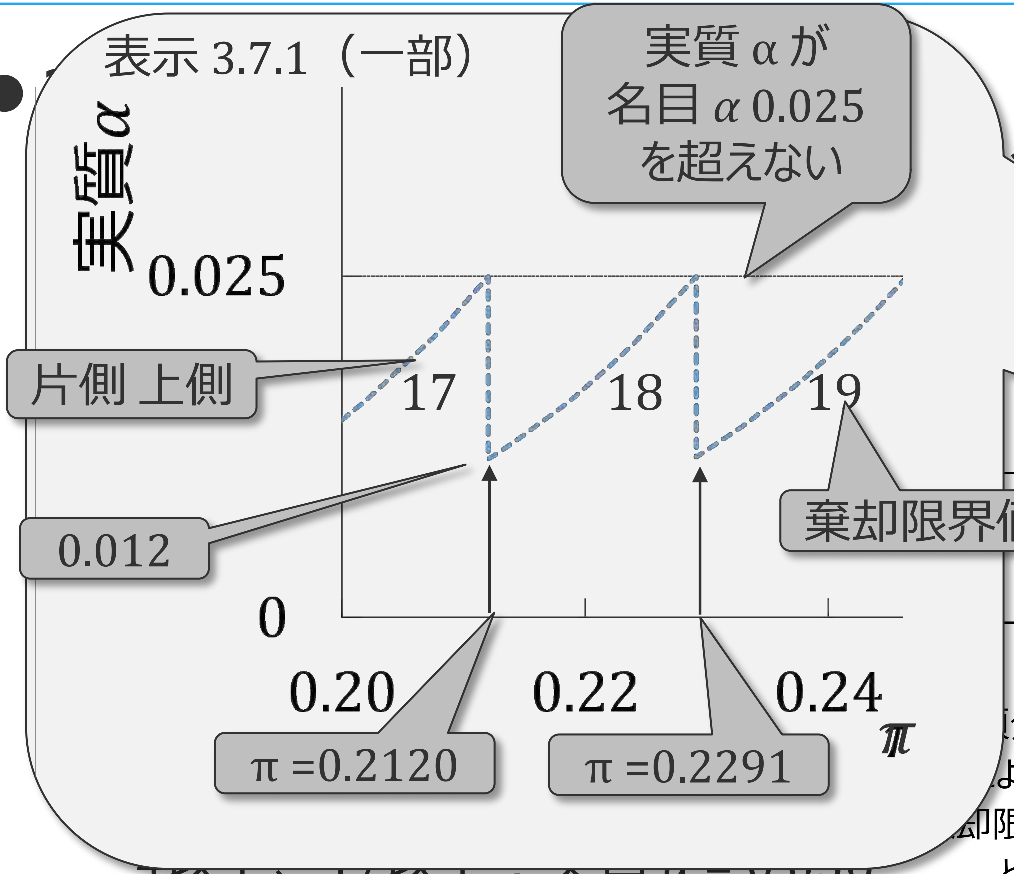
	π	片側							両側	
		f								
		4	5	6	⋯	17	18	19		
…分布…よる…却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.018	0.048	0.103	⋯	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	⋯	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	⋯	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	⋯	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.05[illegible]		[illegible]32	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.05[illegible]		[illegible]035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	⋯	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	⋯	0.051	0.026	0.012	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	⋯	[illegible]	[illegible]3	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	⋯	0.084	0.046	0.024	0.023	

実質 α

片側 上側

割合の検定における第 1 種の誤りの確率 α

p.219



●

…有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

=1 - BINOMDIST(**17**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

…1 - BINOMDIST(**18**-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

4以下、17以上：実質 α = 0.036

（0.011+0.025=0.036）

4以下、18以上：実質 α = 0.023

（0.011+0.012=0.023）

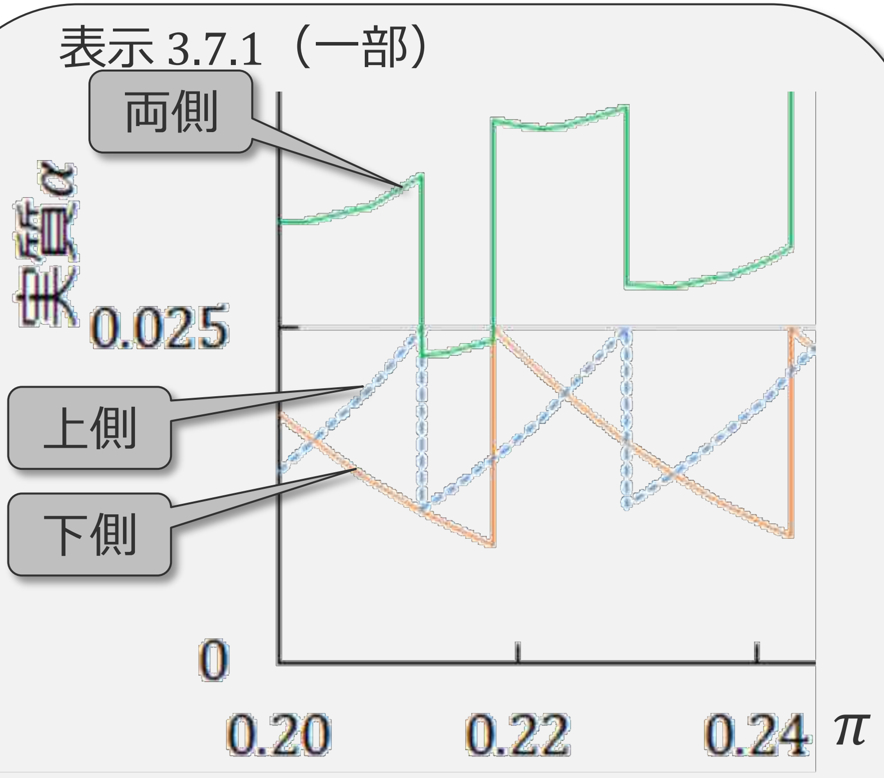
…分布による…却限界値と実質 α (着色部分)	π	片側 f 4	5	6	…	17	18	19	両側	
	0.2000	0.018	0.048	0.103	⋯	0.014	0.006	0.003	0.033	
	0.2100	0.012	0.034	0.076	⋯	0.023	0.010	0.004	0.035	
	0.2120	0.011	0.031	0.072	⋯	**0.025**	0.012	0.005	0.036	0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	⋯	0.030	0.014	0.006	0.024	
	0.2180	0.009	**0.025**	0.05[illegible]	[illegible]	[illegible]32	0.015	0.007	0.024	0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.05[illegible]	[illegible]	[illegible]035	0.017	0.008	0.040	
	0.2291	0.005	0.016	0.041	⋯	0.049	**0.025**	0.012	0.041	0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	⋯	0.051	0.026	0.012	0.028	
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	⋯	[illegible]	[illegible]	0.022	0.047	0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	⋯	0.084	0.046	0.024	0.023	

実質 α

片側 上側

割合の検定における第 1 種の誤りの確率 α

p.219



[illegible]が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

[illegible] =1 - BINOMDIST(17-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.025

[illegible] -1 - BINOMDIST(18-1, 50, 0.2120, TRUE) = 0.012

[illegible]以下、17以上：実質 α = 0.036

（0.011+0.025=0.036）

4以下、18以上：実質 α = 0.023

（0.011+0.012=0.023）

	π	片側							両側
		f							
		4	5	6	･･･	17	18	19	
[illegible]2 項分布による[illegible]棄却限界値と実質 α（着色部分）	0.2000	0.018	0.048	0.103	･･･	0.014	0.006	0.003	0.033
	0.2100	0.012	0.0[illegible]	[illegible]	･･･	0.023	0.010	0.004	0.035
	0.2120	0.011	0.031	0.072	･･･	**0.025**	0.012	0.005	0.036 0.023
	0.2160	0.010	0.027	0.063	･･･	0.030	0.014	0.006	0.024
	0.2180	0.009	**0.025**	[illegible]	･･･	[illegible]	0.015	0.007	0.024 0.040
	0.2200	0.008	0.023	0.056	･･･	0.035	0.017	0.008	0.040
	0.2291	0.005	0.016	0.041	･･･	0.049	**0.025**	0.012	0.041 0.028
	0.2300	0.005	0.016	0.040	･･･	0.051	0.026	0.012	0.028
	0.2430	0.003	0.009	**0.025**	･･･	0.079	0.043	0.022	0.047 0.025
	0.2450	0.003	0.009	0.023	･･･	0.084	0.046	0.024	0.023

実質 α

実質 α

割合の検定における第 1 種の誤りの確率 α

p.219

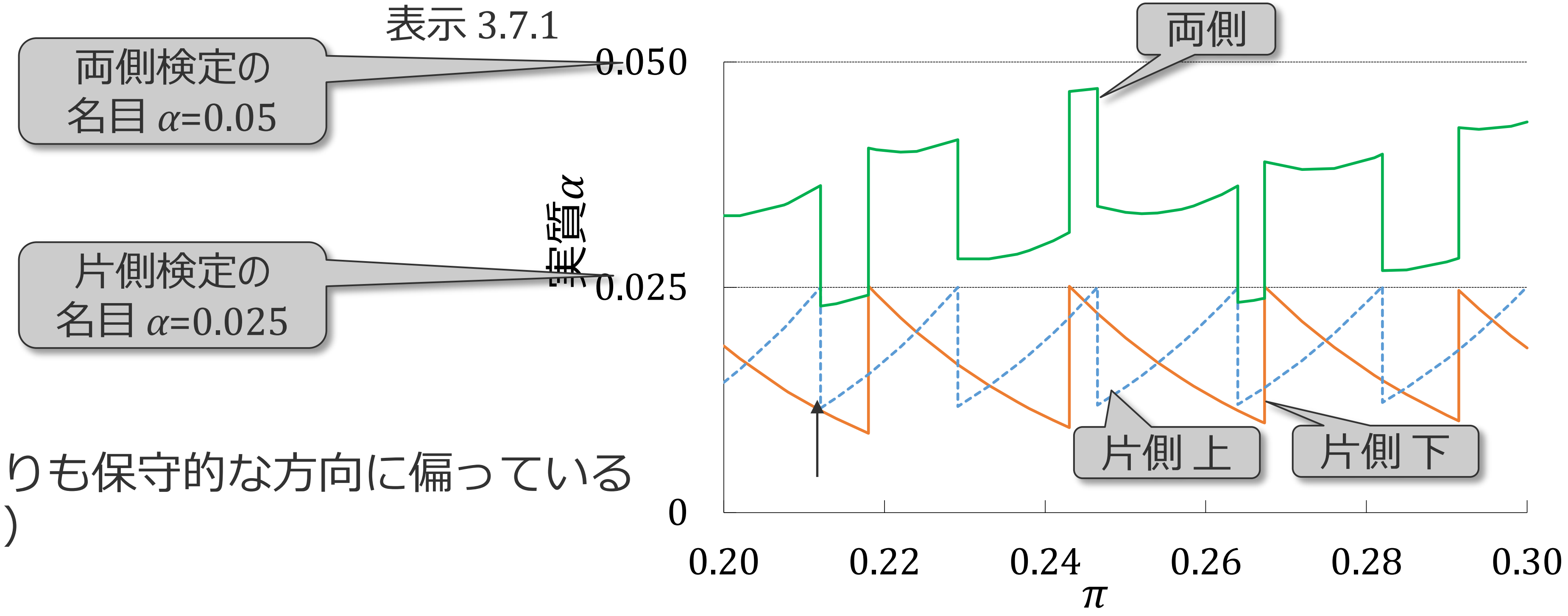
- 2 項分布による割合の検定

n=50 、従来の有効率 π = [0.20, 0.30]、新薬が有意に高いといえる f はオレンジの実践

片側検定：実質 α が名目 α = 0.025 を超えないように棄却限界値を調整

両側検定：実質 α が名目 α = 0.05 を超えないように棄却限界値を調整

表示 3.7.1



実質 α は名目 α よりも保守的な方向に偏っている

（特に、両側検定）

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

- 正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

n=50 、従来の有効率 π=0.2075、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

$$\mathrm{E}[f] = 50 \times 0.2075 = 10.375 \quad \mathrm{D}[f] = \sqrt{50 \times 0.2075 \times (1 - 0.2075)} = 2.8674$$

u = (4 - 10.375) / 2.8674 = -2.2232　　=NOEMSDIST(-2.2232) = 0.013

u = (16 - 10.375) / 2.8674 = 1.9617　　=NOEMSDIST(-1.9617)= 0.025

u = (17 - 10.375) / 2.8674 = 2.3105　　=NOEMSDIST(-2.8674)= 0.010

$n\pi$ = 50 ×0.2 = 10 ≧ 5

正規分布への近似は問題ない

n = 50

	π	片側 f 4	5	6	・・・	16	17	18	両側
正規近似による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.017	0.039	0.079	・・・	0.017	0.007	0.002	
	0.2050	0.014	0.033	0.068	・・・	0.022	0.009	0.003	
	0.2075	0.013	0.030	0.064	・・・	**0.025**	0.010	0.004	
	0.2100	0.012	0.028	0.059	・・・	0.028	0.012	0.005	
	0.2140	0.010	**0.025**	0.053	・・・	0.034	0.015	0.006	
	0.2200	[illegible]	[illegible]	[illegible]	・・・	[illegible]	[illegible]	[illegible]	
	0.2240	0.007	0.018	0.039	・・・	0.032	**0.023**	0.011	

π=0.2075 で説明

下側確率

上側確率

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

●正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

n=50 、従来の有効率 π=0.2075、新薬が有意に高いといえる f は？、有意に低いといえる f は？

$$\mathrm{E}[f] = 50 \times 0.2075 = 10.375 \quad \mathrm{D}[f] = \sqrt{50 \times 0.2075 \times (1-0.2075)} = 2.8674$$

u = (4 - 10.375) / 2.8674 = -2.2232　　=NOEMSDIST(-2.2232) = 0.013

u = (16 - 10.375) / 2.8674 = 1.9617　　=NOEMSDIST(-1.9617)= 0.025

u = (17 - 10.375) / 2.8674 = 2.3105　　=NOEMSDIST(-2.8674)= 0.010

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、16 or 17 以上

この計算した実質 α は、

棄却限界値を決めるために

正規近似して求めた値

→　棄却限界値から正確な

実質 α 確率を２項分布で算出

２つを併記

n = 50

	π	片側 f: 4	5	6	···	16	17	18	両側
正規近似による棄却限界値と実質 α (着色部分)	0.2000	0.017	0.039	0.079	···	0.017	0.007	0.002	
	0.2050	0.014	0.033	0.068	···	0.022	0.009	0.003	
	0.2075	0.013	0.030	0.064	···	**0.025**	0.010	0.004	
	0.2100	0.012	0.028	0.059	···	0.028	0.012	0.005	
	0.2140	0.010	**0.025**	[illegible]	[illegible]	0.034	0.015	[illegible]	
	0.2200	0.008	0.020	[illegible]	[illegible]	0.044	0.020	0.008	
	0.2240	0.007	0.018	0.039	···	0.052	**0.025**	0.011	

棄却限界値が階段状に変化

実質 α

正規近似による実質 α

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

●正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

正規近似で求めた棄却域（上段）から、正確な確率を２項分布から算出（下段）

n=50 、従来の有効率 π=0.2075の例

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、16 or 17 以上

下側 4 以下 ：実質 α = 0.014

上側 16以上 ：実質 α = 0.042

17以上 ：実質 α = 0.020

=BINOMDIST(4, 50, 0.2075, TRUE)

= 0.014

=1 - BINOMDIST(16-1, 50, 0.2075, TRUE)

= 0.042

=1 - BINOMDIST(17-1, 50, 0.2075, TRUE)

= 0.020

n = 50

	π	片側 f: 4	5	6	···	16	17	18	両側	
正規近似による棄却限界値と実質 α（着色部分）	0.2000	0.017	0.039	0.079	···	0.017	0.007	0.002		
	0.2050	0.014	0.033	0.068	···	0.022	0.009	0.003		
	0.2075	0.013	0.030	0.064	···	**0.025**	0.010	0.004		
	0.2100	0.012	0.028	0.059	···	0.028	0.012	0.005		
	0.2140	0.010	**0.025**	0.053	···	0.034	0.015	0.006		
	0.2200	0.008	0.020	0.044	···	0.044	0.020	0.008		
	0.2240	0.007	0.018	0.039	···	0.052	**0.025**	0.011		
実質 α（２項分布の確率に換算）	0.2000	0.018				0.031			0.049	
	0.2050	0.015				0.038			0.053	
	0.2075	0.014				0.042	0.020		0.056	0.034
	0.2100	0.012					0.023		0.035	
	0.2140	0.010	0.029				0.027		0.038	0.056
	0.2200		0.023				0.035		0.058	
	0.2240		0.020				0.041	0.020	0.061	0.040

正規近似による実質 α

上側

下側

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

●正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

正規近似で求めた棄却域（上段）から、正確な確率を２項分布から算出（下段）

n=50 、従来の有効率 π=0.2075の例

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、16 or 17 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.014

上側 16以上：実質 α = 0.042

17以上：実質 α = 0.020

両側検定（α=0.05）の棄却域

4以下、16以上：実質 α = 0.056

（0.014+0.042=0.056）

4以下、17以上：実質 α = 0.034

（0.014+0.020=0.034）

n = 50

	π	片側 f 4	5	6	···	16	17	18	両側	
正規近似による棄却限界値と実質 α（着色部分）	0.2000	0.017	0.039	0.079	···	0.017	0.007	0.002		
	0.2050	0.014	0.033	0.068	···	0.022	0.009	0.003		
	0.2075	0.013	0.030	0.064	···	**0.025**	0.010	0.004		
	0.2100	0.012	0.028	0.059	···	0.028	0.012	0.005		
	0.2140	0.010	**0.025**	0.053	···	0.034	0.015	0.006		
	0.2200	0.008	0.020	0.044	···	0.044	0.020	0.008		
	0.2240	0.007	0.018	0.039	···	0.052	**0.025**	0.011		
実質 α（２項分布の確率に換算）	0.2000	0.018				0.031			0.049	
	0.2050	0.015				0.038			0.053	
	0.2075	0.014				0.042	0.020		0.056	0.034
	0.2100	0.012					0.023		0.035	
	0.2140	0.010	0.029				0.027		0.038	0.056
	0.2200		0.023				0.035		0.058	
	0.2240		0.020				0.041	0.020	0.061	0.040

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

●正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

正規近似で求めた棄却域（上段）から、正確な確率を２項分布から算出（下段）

n=50 、従来の有効率 π=0.2075の例

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、16 or 17 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.014

上側 16以上：実質 α = 0.042

17以上：実質 α = 0.020

両側検定（α=0.05）の棄却域

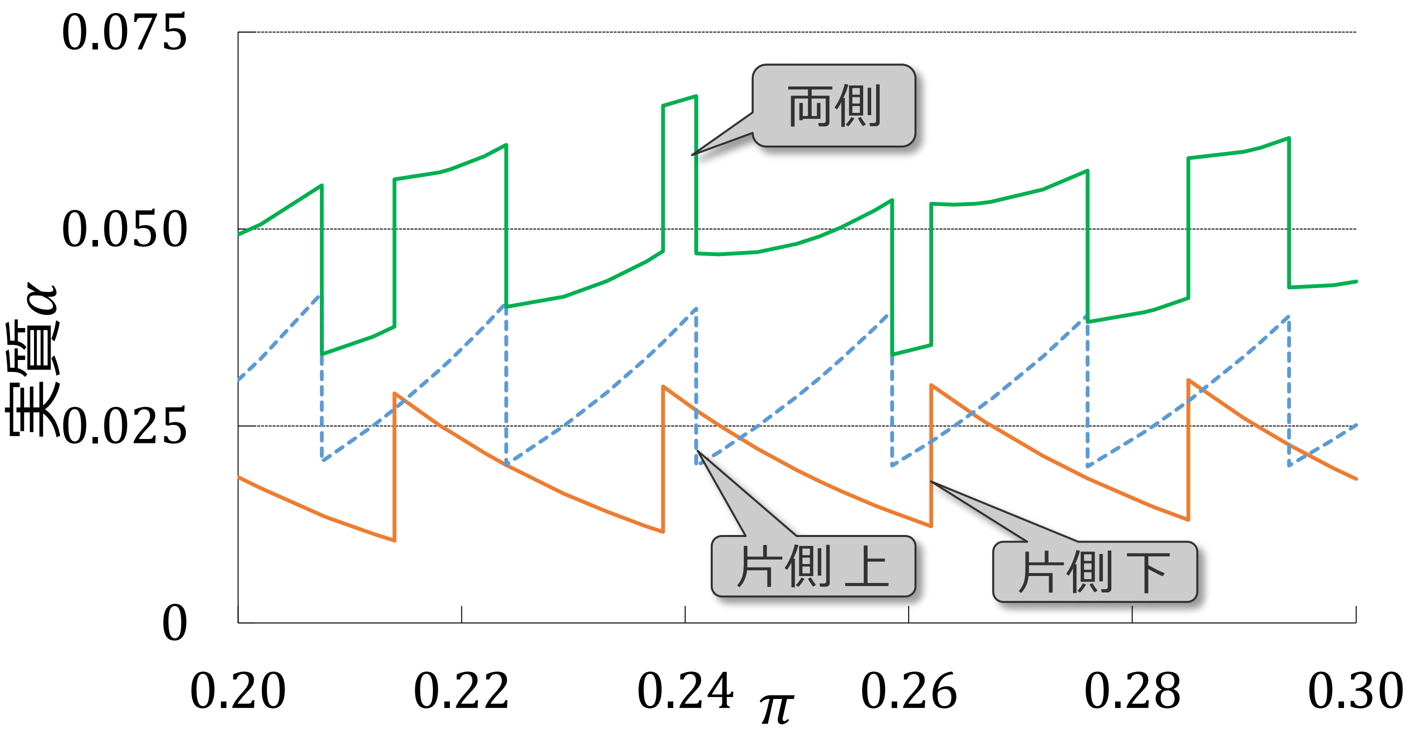
4以下、16以上：実質 α = 0.056

（0.014+0.042=0.056）

4以下、17以上：実質 α = 0.034

（0.014+0.020=0.034）

表示 3.7.2 実質的な危険率（正規近似、連続修正なし）



割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

●正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正なし

正規近似で求めた棄却域（上段）から、正確な確率を２項分布から算出（下段）

n=50 、従来の有効率 π=0.2075の例

片側検定（α = 0.025）の

棄却域は 4 以下、16 or 17 以上

下側 4 以下：実質 α = 0.014

上側 16以上：実質 α = 0.042

17以上：実質 α = 0.020

両側検定（α=0.05）の棄却域

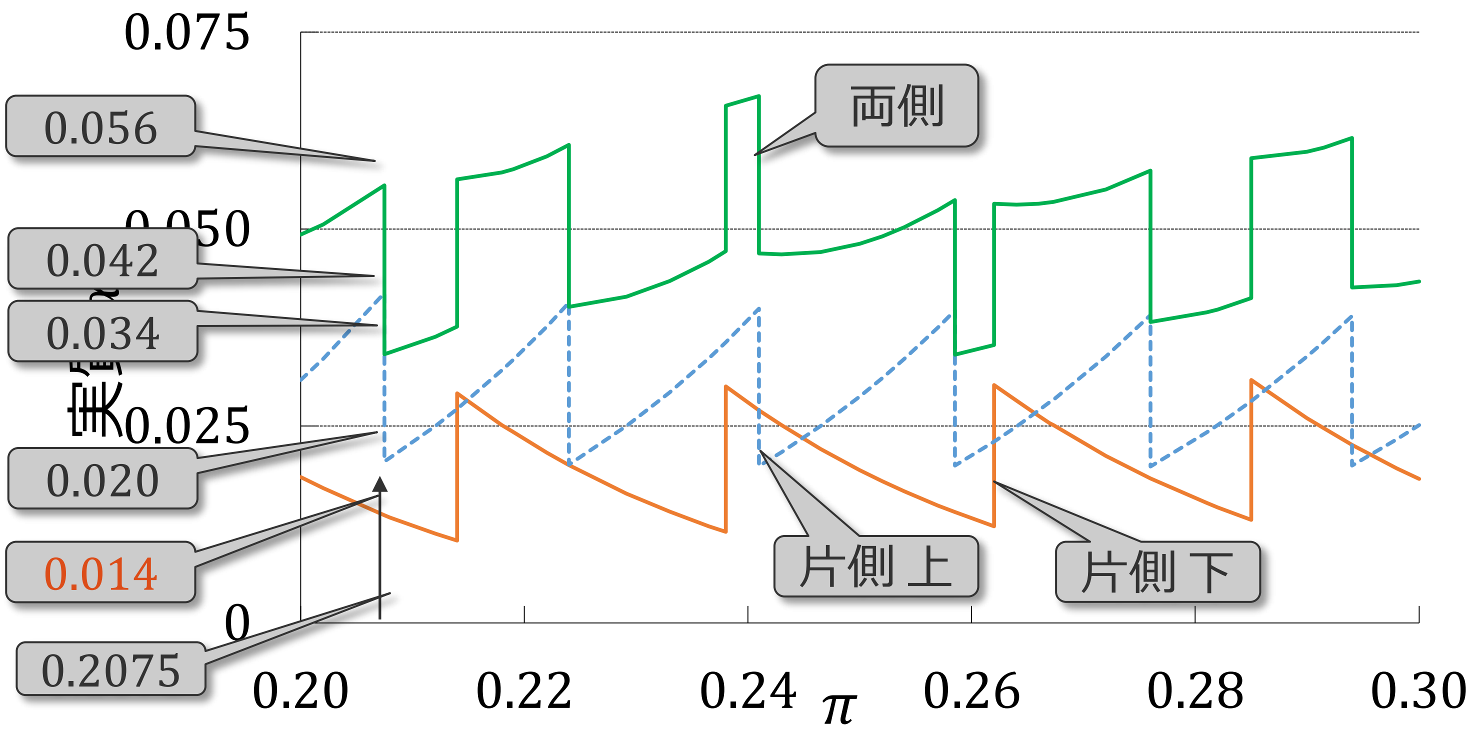
4以下、16以上：実質 α = 0.056

（0.014+0.042=0.056）

4以下、17以上：実質 α = 0.034

（0.014+0.020=0.034）

表示 3.7.2 実質的な危険率（正規近似、連続修正なし）

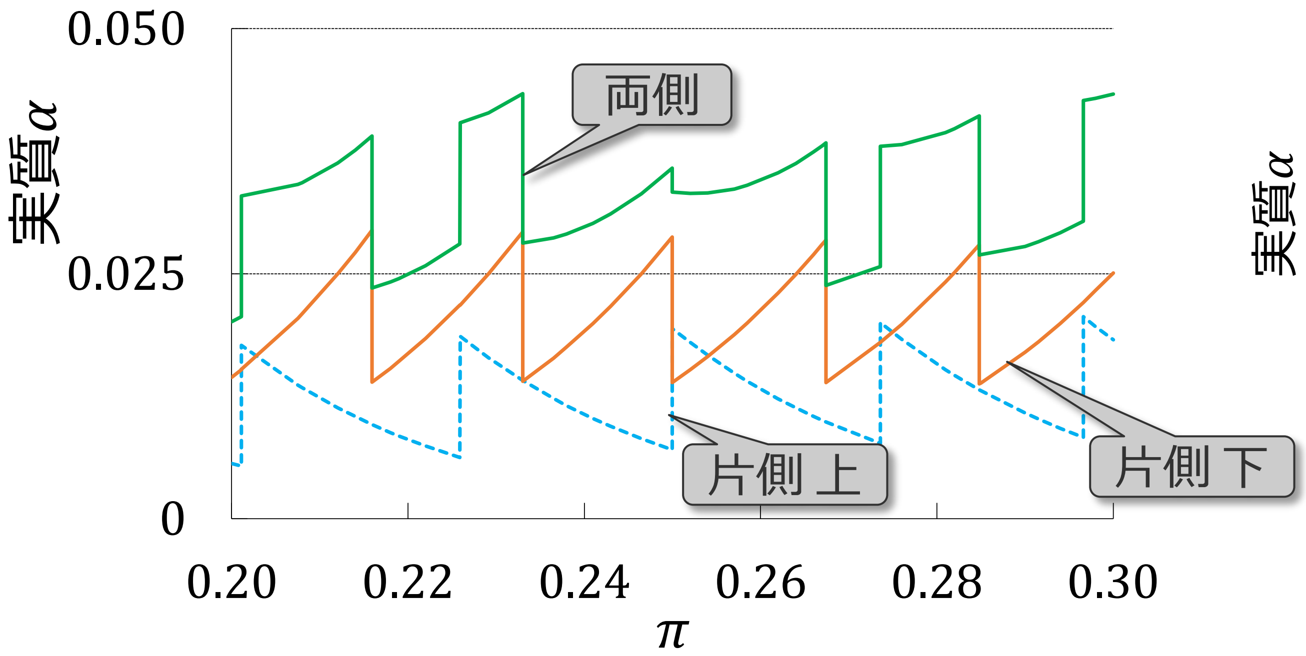


割合の検定における第１種の誤りの確率 α

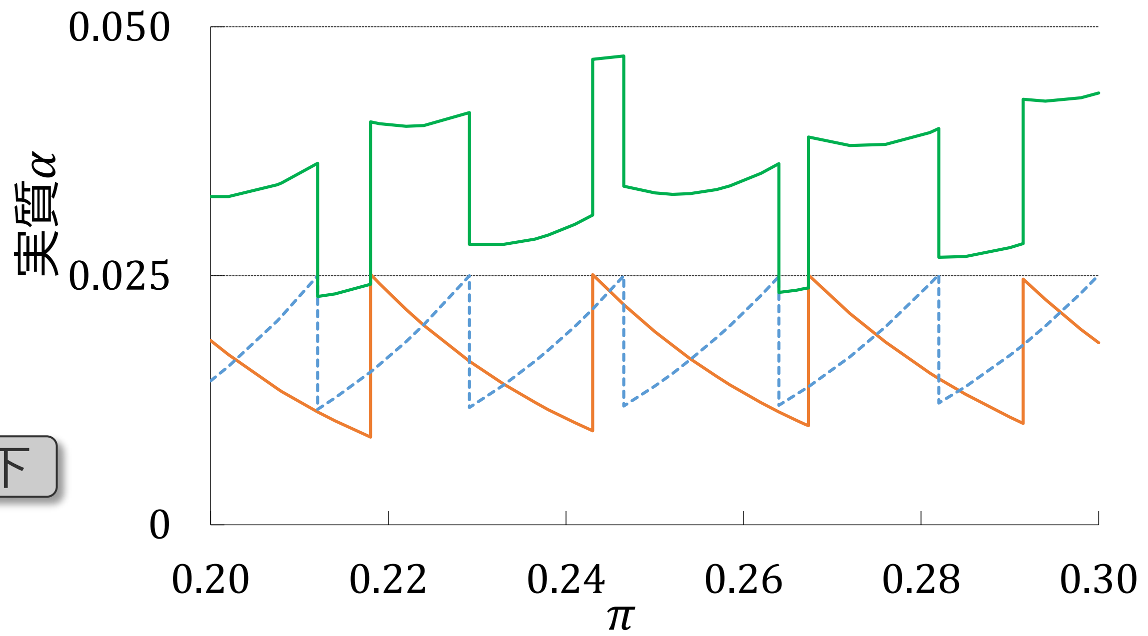
p.220

- 正規近似（Pearson）による割合の検定、連続修正あり
  - 正規近似（連続修正あり）の実質的な第１種の誤りの確率は、２項分布による正確法と同傾向
  - 両者とも、実質 α は名目 α よりも保守的な方向に偏っている

実質的な危険率（正規近似、連続修正あり）



表示 3.7.1 実質的な危険率（正確法）



割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

- ２項分布と正規近似による検定の実質 α

　２項分布による検定

　　片側の実質 α は0.025 を超えない

　　両側の実質 α は0.05 を超えない

　　両者とも名目 α よりずっと小さい

　　　→　保守的な偏りをもつ

　正規分布による検定（連続修正あり）

　　２項分布による検定と同じ傾向

　　　→　保守的な偏りをもつ

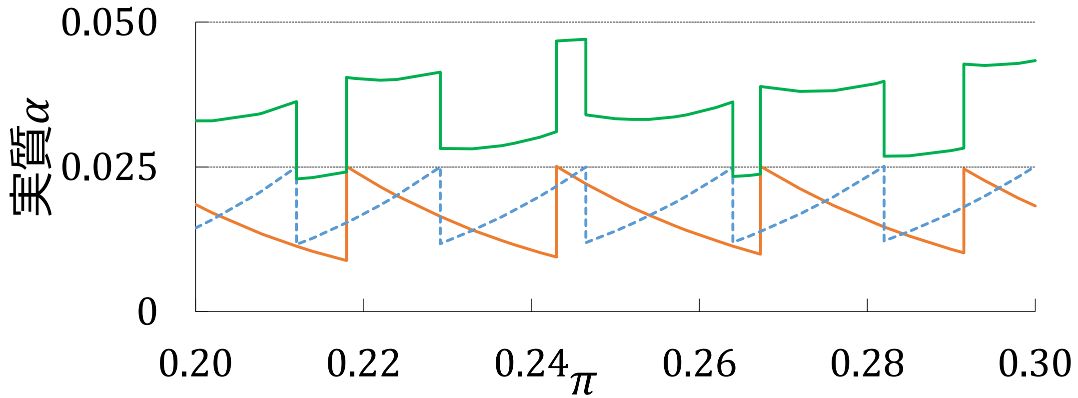
　正規分布による検定（連続修正なし）

　　片側の実質 α は0.025前後で変化

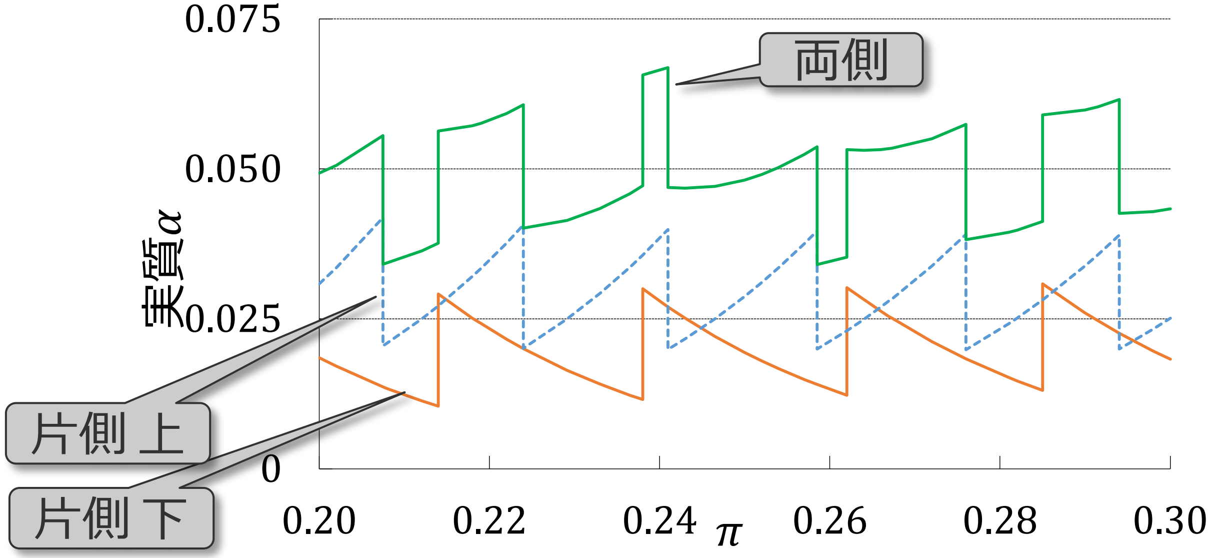
　　（平均的に下側は大きめ、上側は小さめ）

　　両側の実質 α は0.05 前後で変化

表示 3.7.1　２項分布



表示 3.7.2　正規近似（連続修正なし）



割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.220

- ２項分布と正規近似による検定の実質 α

  ２項分布による検定

  片側の実質 α は0.025 を超えない

  両側の実質 α は0.05 を超えない

  両者とも名目 α よりずっと小さい

  → 保守的な偏りをもつ

  正規分布による検定（連続修正あり）

  ２項分布による検定と同じ傾向

  → 保守的な偏りをもつ

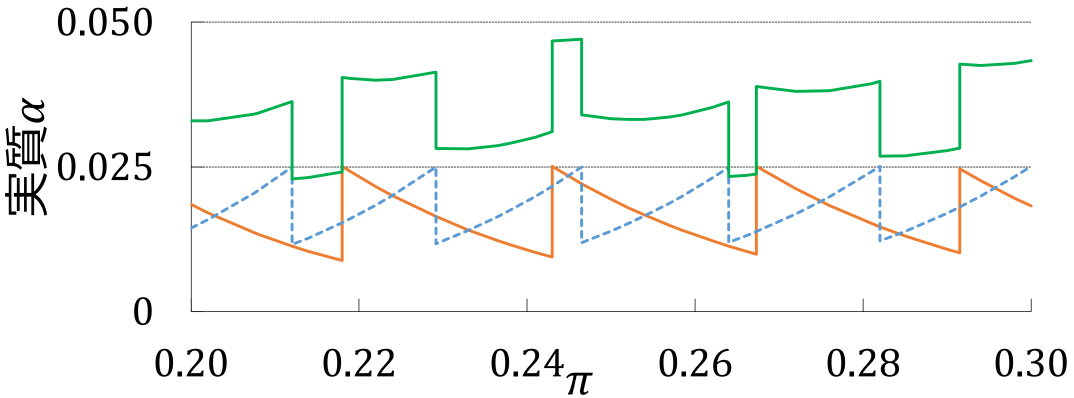
  正規分布による検定（連続修正なし）→ **JMP が採用**

  片側の実質 α は0.025前後で変化

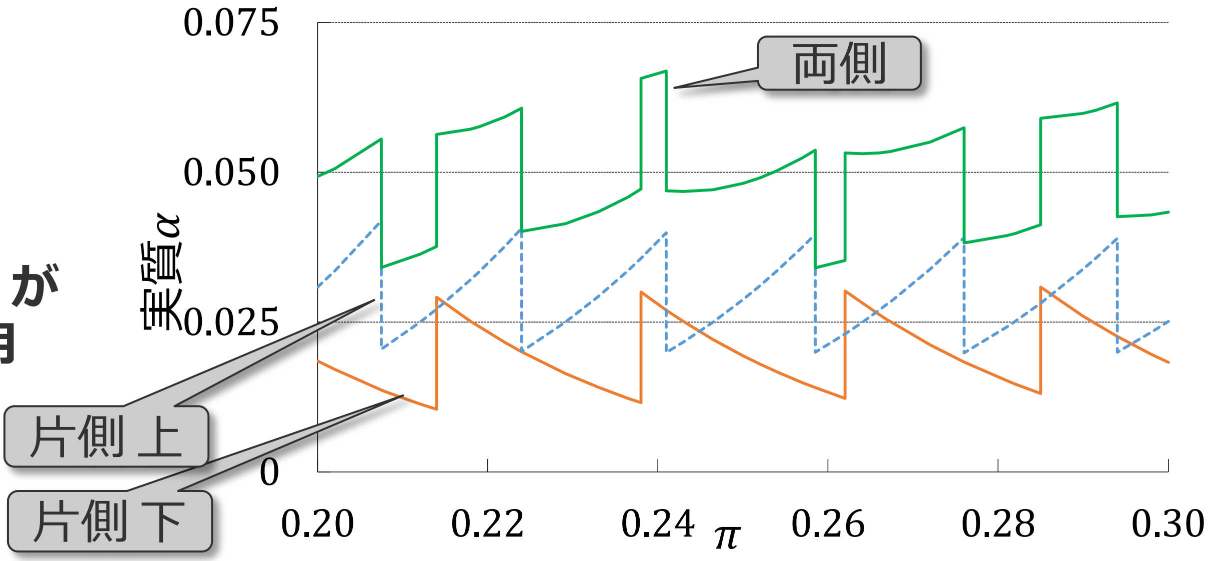
  （平均的に下側は大きめ、上側は小さめ）

  両側の実質 α は0.05 前後で変化

表示 3.7.1　２項分布



表示 3.7.2　正規近似（連続修正なし）



割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.221

●割合の検定

第１種の誤りの確率を厳格に保証しなければならない場合

（新しい医薬品の開発過程で，結果を行政当局に提出して認可を取る場合など）

２項分布による検定、正規分布による検定（連続修正あり）

平均的な危険率を保証する場合

（企業内の決定のための結論を出す場合など）

正規近似による検定（連続修正なし）

（mid-p 法という方法もあるが、実務的にはこれで十分）

ただし、正規近似をするには、$n\pi \geqq 5$ および $n(1\text{-}\pi) \geqq 5$（ §3.1 ）

●割合の区間推定

２項分布の確率を使う方法、連続修正を加えた正規近似による方法は、

実質的信頼率（１ $-\alpha$）が大きくなり、保守的な区間推定になる

平均的な危険率を、指定した危険率に近づけたい場合はScore 法を用いる

割合の検定における第１種の誤りの確率 α

p.221

●割合の検定

第１種の誤りの確率を厳格に保証しなければならない場合

（新しい医薬品の開発過程で，結果を行政当局に提出して認可を取る場合など）

２項分布による検定、正規分布による検定（連続修正あり）

平均的な危険率を保証する場合

（企業内の決定のための結論を出す場合など）

正規近似による検定（連続修正なし）

（mid-p 法という方法もあるが、実務的にはこれで十分）

ただし、正規近似をするには、$n\pi \geqq 5$ および $n(1\text{-}\pi) \geqq 5$（§3.1）

●割合の区間推定

２項分布の確率を使う方法、連続修正を加えた正規近似による方法は、

実質的信頼率（１$-\alpha$）が大きくなり、保守的な区間推定になる

平均的な危険率を、指定した危険率に近づけたい場合はScore 法を用いる

連続修正を加えない正規近似

まとめ

p.164

●割合の検定、推定

１組の計数値データ、yes（または no）が2 項分布に従う

第1 部の§2「1 組のデータの解析」に対応

第1 部では解析手法が限定されていたが，

ここでは，近似法が用いられるので，近似の種類によって，複数の結果が得られる.

その中で出てくる「連続修正」については，用いるべきかどうかについて，議論が多い

●割合の差の検定、推定

次の節

２組の計数値データ、yes（または no）が2 項分布に従う

第1 部の§3「2 組のデータの解析」に対応

さらに複雑になるので，この節を十分に理解しておくことが必要

- 作成　片瀬雅彦
- 監修　松本一彦、長谷文雄
- 作成時期　2020年7月11日
- 改訂　2021年3月8日、2021年5月5日
  2022年8月2日