模範解答

8 章

(1)

[T-tests]
→[Independent Samples T-Test]

【結果の報告例】

A 組と B 組の生徒 10 人ずつ計 20 人に数学の試験を実施した。A 組と B 組の数学の試験の点数の平均と標準偏差を**表 1** に記す。対応のない *t* 検定の結果、A 組の方が、B 組よりも数学の試験の平均点が有意に高いことが示された($t(18) = 2.19$, $p < .05$, 95%CI [0.54, 27.06] , $d = 0.98$)。

表 1　A 組と B 組の数学の試験の点数の平均と標準偏差

	M	*SD*
A (N = 10)	70.80	10.29
B (N = 10)	57.00	17.09

(2)

[T-tests]
→[Bayesian Independent Samples T-Test]

【結果の報告例】

A 組と B 組の生徒 10 人ずつ計 20 人に数学の試験を実施した。A 組と B 組の数学の試験の点数の平均と標準偏差を**表 1** に記す。JASP により、ベイズ推定法による対応のない *t* 検定を行なった。母効果量を δ として、帰無仮説を「H_0 : δ =0」、対立仮説を「H_1 : δ ≠ 0」とした。δ の事前分布として、JASP のデフォルトである尺度母数(r)を 0.707 のコーシー分布を用いた。

ベイズファクターの値は $BF_{10} = 1.90$、δの事後中央値は 0.71[-0.08, 1.68]であるため、A 組の方が試験の平均点は高いが、差があるというには「乏しい証拠」であることが示された。

(3) 省略

9 章

(1)

[ANOVA]
→[ANOVA]

【結果の報告例】

4 店舗 A～D における 1 日のあんぱん売上個数を比較するために、一元配置分散分析を行った。それぞれの店舗のあんぱん売上個数の平均値と標準偏差を**表 2** に記す。分散分析の結果、店舗間の平均値差は 1%水準で有意であった($F(3, 24) = 5.19, p < .01, \eta^2 = .39$)。Tukey 法に多重比較を行ったところ、C は B よりも有意に売上平均個数が多いことが示された($p<.01, d = 3.54$)。

表 2 各店舗の 1 日のあんぱん売上個数の平均値と標準偏差

	M	*SD*
A (*N* = 7)	36.43	3.82
B (*N* = 7)	32.00	2.65
C (*N* = 7)	44.14	4.06
D (*N* = 7)	37.71	9.90

(2)

[ANOVA]
→[Bayesian ANOVA]

【結果の報告例】

4 店舗 A～D における 1 日のあんぱん売上個数を比較するために、 JASP によりベイズ推定法に基づく一元配置分散分析を行った。事前分布は、JASP のデ

フォルトである多変量コーシー分布(固定効果 $r = 0.5$、ランダム効果 $r = 1$)を用いた。それぞれの店舗のあんぱん売上個数の平均値と標準偏差を**表 2** に記す。

その結果、店舗間であんぱんの平均売上個数が異なることが、証拠として強いことが示された($BF = 7.88$)。多重比較を行ったところ、C は B よりも売上平均個数が多いことは非常に強く支持された($BF = 602.61$)。また、C は A よりも売上平均個数が多いことはとても強く支持された($BF = 11.72$)。

(3) 省略

10 章

(1)

[ANOVA]
→[ANOVA]

【結果の報告例】

2 つの土地 (A、B)に、異なる 3 種類の肥料(a〜c)を用いたときのある作物の収穫量を測定した。なお、それぞれの土地と肥料の組み合わせについて、4 回ずつ測定した。作物の収穫量の平均値と標準偏差を**表 3** に記す。

二元配置分散分析の結果、肥料の主効果は 0.1%水準で有意であり($F\,(2, 18) = 25.38$、$p < .001$、$\eta^2 = .54$)、土地の主効果は有意ではなかった($F(1, 18) = 2.51$、$p = .130$、$\eta^2 = .03$)。土地と肥料の交互作用は 0.1%水準で有意であった($F(2, 18) = 11.63$、$p < .001$、$\eta^2 = .25$)。

交互作用が有意であったため、単純主効果検定を行った。その結果、肥料 b について、土地 B の収穫量の平均の方が多いことが明らかとなった ($F\,(1) = 22.59$、$p < .001$)。一方、肥料 a と c については土地間での収穫量の平均に有意差が認められなかった($F\,(1) = 0.06$、$p = .82$；$F\,(1) = 3.13$、$p = .09$)。

表 3　土地と肥料による作物の収穫量の平均値と標準偏差

土地	肥料		
	a	b	c
A	14.13	16.52	17.00
	(0.74)	(0.46)	(1.77)
B	13.90	21.02	15.32
	(1.20)	(1.13)	(2.04)

上段：平均、下段：標準偏差

(2)

[ANOVA]

→[Bayesian ANOVA]

【結果の報告例】

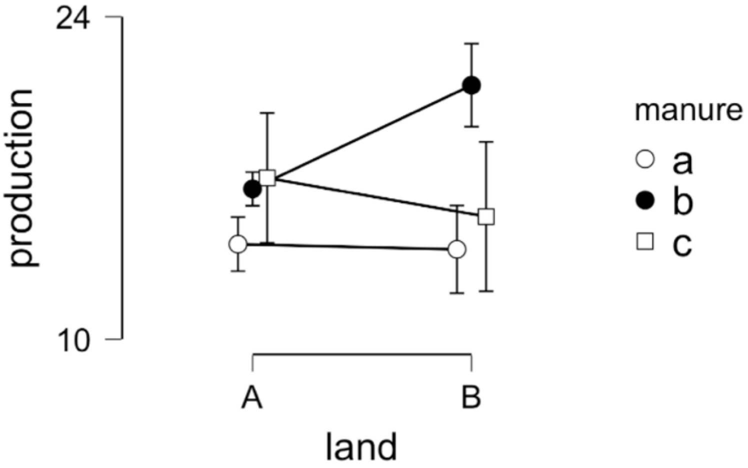
2 つの土地 (A、B)に、異なる 3 種類の肥料(a〜c)を用いたときのある作物の収穫量を測定した。なお、それぞれの土地と肥料の組み合わせについて、4 回ずつ測定した。作物の収穫量の平均値と標準偏差を**表 3** に記す。

JASP のデフォルトである多変量コーシー分布[1](固定効果 r = 0.50、ランダム効果 r = 1.00)を用いて、二元配置分散分析を行った。

その結果、土地と肥料それぞれの主効果(BF = 14.19; BF = 916.01)と交互作用が認められた(BF = 53.38)。

さらに、交互作用の詳細を**図 1** に記す。**図 1** より、肥料 b について、土地 B の方が収穫量の平均が多いことが示唆される。一方、肥料 a と c について、土地 A と土地 B で収穫量の平均に差がないことが示唆される[2]。

[1] 10 章で扱った事例とは事前分布が異なる。これは、演習問題のデータにおける 2 元配置分散分析が被験者間要因であるためである。
[2] ここでの判断は、それぞれの肥料について、土地 A と B の収穫量の平均の 95%確信区間が重なっているかで判断した。



図中のバーは95%確信区間を示す

図 1　土地と肥料による作物の収穫量の交互作用

(3) 省略

11章

(1)

[Regression]

→[Correlation Matrix]

【結果の報告例】

10人の学生を対象に、一般教養科目AからCの期末試験の点数の関連を検討した。平均値と標準偏差、相関係数を**表 4**に記す。その結果、Bの点数が高くなると、AとCの点数も高くなることが明らかとなった($r = .73$, $p < .050$; r = .90, $p < .001$)。また、AとCの点数には有意な相関関係が認められなかった($r = .35$, $p = .32$)。

表 4　一般教養科目の期末試験の点数の平均と標準偏差、相関係数

	M	SD	(2)	(3)
(1) A	54.60	6.84	.73	.35
(2) B	52.40	11.25	-	.90
(3) C	47.60	13.86		-

(2)

[Regression]

→[Bayesian Correlation Matrix]

【結果の報告例】

10 人の学生を対象に、一般教養科目 A から C の期末試験の点数の関連を検討した。20 名を対象に、課題 A、B、C の終了までにかかった時間の関連を検討した。JASP により、ベイズ推定法により相関係数を算出した。母相関係数 ρ として、帰無仮説を「H_0： ρ =0」、対立仮説を「H_1： $\rho \neq 0$」とした。ρ の事前分布として、JASP のデフォルトであるベータ分布 B(1, 1)を用いた。平均値と標準偏差、相関係数を**表 4** に記す。

その結果、B の点数が高くなると、A と C の点数も高くなることが明らかとなった(r = .73, BF_{10} = 4.64 ; r = .90, BF_{10} = 78.11)。また、A と C の点数には相関関係が認められなかった(r = .35, BF_{10} = 0.60)。

(3) 省略

12 章

(1)

[Regression]

→[Linear Regression]

【結果の報告例】

商品 A と B の売上個数が、販売店舗での利益に与える影響を検討するために、重回帰分析を行なった。結果を**表 5** に記す。

回帰式は 0.1%水準で有意であり(F (2, 19) = 200.60 , p < .001)、モデルの寄与率は R^2 = .96、自由度調整済み寄与率は.96 であった。A の売上個数は、販売店舗での利益を高くすることが明らかとなった(B = 3.11, SEB = 0.16, β = .98, p < .001)。一方、B の売上個数は、販売店舗での利益と有意な関連が認められなかった(B = 0.05, SEB = 0.06, β = .04, p = .41)。

表 5　重回帰分析の結果(N = 20)

	B	SEB	β	VIF
切片	-1.20	10.62		
A	3.11 *	0.16	.98	1.00
B	0.05	0.06	.04	1.00

$R^2 = .96^{*}$、自由度調整済み $R^2 = .96$

*: $p < .001$

(2)

[Regression]
→[Bayesian Linear Regression]

【結果の報告例】

商品 A と B の売上個数が、販売店舗での利益に与える影響を検討するために、JASP によりベイズ推定法による重回帰分析を行なった。JASP のデフォルトに従い、偏回帰係数の事前分布は尺度母数 r =0.354 のコーシー分布を用いた。

回帰式について、モデル選択を行ったところ、B の売上個数を独立変数から除外したモデルのベイズファクターが最もよい値であった(BF = 26.99)。そこで、B の売り上げ個数を独立変数から除いたモデルを採用した。結果を**表 6** に記す。

その結果、A の売上個数は、販売店舗での利益を高くすることが明らかとなった(B = 3.09[2.76, 3.39], $BF = 1.81 \times 10^{10}$)。なお、モデルの寄与率は $R^2 = .96$ であった。

表 6　重回帰分析の結果(N = 20)

	B	95%CI	BF
切片	200.90	[198.36, 203.44]	1.00
A	3.09	[2.76, 3.39]	1.81×10^{10}

$R^2 = .96$

(3) 省略

13 章

(1)

[Frequencies]

→[Contingency Tables]

【結果の報告例】

性別とケーキの好みの連関を検討するために、学生 185 名を無作為に選んで、性別とケーキの好みを尋ねた(**表 7**)。カイ２乗検定を行った結果、1%水準で有意となった[3]($\chi^2(1) = 10.65$、$p <. 01$、 $\phi = .24$)。また、残差分析の結果(**表 7**)、男性ではチーズケーキを好む人が多く、女性ではショートケーキを好む人が多いことが明らかとなった。

表 7　性別のケーキの好みのクロス集計表と調整済み残差(N = 185)

性別		ケーキの好み ショートケーキ	チーズケーキ
男性	度数	43	62
	調整済み残差	-3.41*	3.41*
女性	度数	53	27
	調整済み残差	3.41*	-3.41*

(2)

[Frequencies]

→[Bayesian Contingency Tables]

【結果の報告例】

性別とケーキの好みの連関を検討するために、学生 185 名を無作為に選んで、性別とケーキの好みを尋ねた(**表 7 から調整済み残差を除いた表**)。サンプリング法として独立多項分布を選択した上で、JASP を用いてベイズ推定法によるカイ２乗検定を行なった。その結果、性別とケーキの好みには連関があることが示された(BF = 62.38)。

[3] "X^2 continuity correction"、すなわちイェーツの補正を行った結果である。

(3) 省略