

第1回「なぜ推測統計が必要なのか」

問題

1. 関大生全体（約2万8千人）の中で、アルバイトをしている学生が何%いるのかを知りたい。手抜きをして関大生100人だけを調査したならば、調査結果の誤差は最大何%くらい生じるだろう？
2. では、同じように日本全国の大学生（約288万人）のうち何%がアルバイトをしているか知りたいとして、大学生を100人だけ調査したとする。この場合は、誤差は何%くらい生じるだろう？
(※直感でよい)

■全体的な目標

計量社会学（quantitative sociology）とは、社会を知るために積極的に数値（統計データ）を活用する社会学の一分野である。この講義では、ⅠとⅡを合わせて計量社会学の基本的な考え方を使いこなせるようになることをめざす。Ⅰでは**記述統計**（descriptive statistics）の活用を、Ⅱは**推測統計**（inferential statistics）の活用（+多変量解析の基礎）を学修する。合わせて修得することが望ましいが、一方だけでも理解できるように講義する。

記述統計……データがもつ情報を要約して記述する統計的方法

例）関大生500人の調査を集計すると、1ヶ月の読書冊数は平均10.2冊だった

推測統計……一部のデータから調べてもいない全体を推し測る統計的方法

例）関大生500人の調査から、大学全体でバイトをしているのは55～65%と予想される

逆に、この講義を終えても以下の点は限界として残ることを了承してほしい。あくまで「考え方」を身につけてもらう。

- 1) 数学的な理解は最小限に留まる
- 2) 逆に、実際的な統計分析ソフトの操作を練習するわけでもない
- 3) データの集め方（社会調査の方法）については解説しない

■社会学で推測統計を学ぶ理由

まだ中身を学修していないので、ピンと来ないかもしれないが、推測統計は次のような思考方法を持っている。この考え方は科学の中ではとても珍しく、画期的なものであった（ラオ 1993:第2章）。

不確実な知識 + 不確実性の度合いについての知識 = 有益な知識

例) 天気予報

明日は雨でしょう + 降水確率は70%です = 役に立つ

同じデータ(天気図)でも、明日の天気は正確にはわからない。

過去のデータを集め、おそらく雨だろうという予想をする(不確実な知識)。

どのくらい不確実なのかを分析し、推し測る(不確実性の度合いについての知識)。

70%の確率で雨(有益な知識)。

人間の活動に関わる現象については、正確にはわからないことが非常に多い。もし、古典物理学のように正確な知識のみを積み重ねていこうとするならば、その研究はまったく進まなかっただろう。人間社会や人間心理にはわからない部分(不確実性)があることを受け入れ、どの程度不確実なのかを同時に考えることで、社会学をはじめとする社会諸科学は急速に進歩できるようになった。

それを可能にしたのは統計学であり、もはや統計学なしに社会科学を考えることは不可能である。このため、社会学を志す我々は、統計学(とくに推測統計)に慣れ親しまなければならない。

■手続きをたどるだけではダメなの？

社会学部の学生は、多くの場合、社会調査の手続きの一環として推測統計の考え方に触れるはずである。すでに学習をしている人は、母集団、標本、標本調査、推定、検定といった用語を見聞きしたことがあるかもしれない。たとえば、吹田市の高校生のレジャー活動について調査するとき、高校生全員調べるのではなく、その一部(たとえば200人だけ)を調査することがよくある。それでも、きちんとした手続きを踏んでいれば、その200人の調査結果から、調べてもいない全員の様子を正しく推し測ることができる。その「きちんとした手続き」をまとめた体系が、推測統計である。

しかしながら、実のところ、それほどしつこく推測統計を勉強しなくても、それを利用することは容易である。「統計分析ソフトのメニューでここを選んでこの数値を見てね」あるいは「この式にとにかくあてはめて計算してね」というだけでも、実用上は十分である。

例) NHKによる2013年8月の政治意識月例調査によれば、内閣支持率は57%だった。調査したのは有権者全員ではなく、1019人だけだが(計画調査数1604、回収率63.5%の電話調査)、下の式にあてはめれば、調べてもいない日本全体の内閣支持率が推測できる。

(<http://www.nhk.or.jp/bunken/yoron/political/index.html> 2013年9月2日取得)

$$p \pm 1.96 \times \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad \left[\begin{array}{l} \text{※ } p \text{ は小数で表わした内閣支持率、} \\ n \text{ は調査人数 (} p=0.57, n=1019 \text{)} \end{array} \right]$$
$$\rightarrow 0.57 \pm 1.96 \times \sqrt{\frac{0.57(1-0.57)}{1019}}$$
$$\rightarrow 0.57 \pm 0.02$$

つまり、日本全体の内閣支持率は、およそ57%±2%(25~59%)と推測できる。

にもかかわらず、我々は推測統計の表面的な手続きだけでなく、その仕組みを理解しなければならない。なぜならば、推測統計の手続きは、「理想的な」データの状態を前提にしているだけだからである。たとえば、調査対象に選ばれた人々は全員調査に協力してくれるし（回収率100%）、決して嘘をついたり、いい加減な答えをしたりはしないという前提である。当たり前であるが、現実の調査はそのようにはいかない。それでも、我々は推測統計の手続きを適用する。その際、どのような前提がどのくらい崩れていると、推測の結果にどういった歪みがありえるのかを想像する必要がある。

以上のような理由から、社会調査にたずさわる者は、推測統計の仕組みをある程度深く理解しなければならない。その重要度は、理系の場合よりもむしろ高い。理系のデータ科学は、いわゆる実験環境で推測統計の前提を満たした環境を作りやすいため、前提が崩れることの影響をあまり考える必要がないからである。

推測統計の理解の程度は、社会調査のデータをどのくらい自信を持って扱えるかを決める重要なポイントになる。安らかな道のりではないものの、苦勞するだけの価値はあるので、少しでも多くのことを身に付けてもらいたい。

授業予定表

	内容
第1回	なぜ推測統計が必要なのか
第2回	推測統計の基盤 (1) 無作為の意義
第3回	〃 (2) 記述統計の復習
第4回	〃 (3) 正規分布の利用
第5回	推定と検定 (1) 平均の推定
第6回	〃 (2) 平均と比率の関係
第7回	〃 (3) 平均の検定
第8回	〃 (4) 平均の差の検定
第9回	〃 (5) 独立性の検定
第10回	統計分析ソフトでの実際
第11回	なぜ多変量解析が必要なのか
第12回	多変量解析 (1) 3変数のクロス表
第13回	〃 (2) 単回帰分析と相関係数
第14回	〃 (3) 重回帰分析と偏相関係数
第15回	まとめ：計量社会学がめざすもの

〈事務連絡〉

- ・ 毎回、 $\sqrt{\quad}$ の計算できる電卓を持参のこと（計量社会学 I よりもかなり使う）。

※成績の付け方をシラバスから変更

学期末の試験のみで評価（持ち込み全て可）、出席による加点・減点なし

ただし、事前の小テスト（持ち込みA4用紙1枚のみ）の合格を受験要件とする

- ・ 60点以上で合格（60～69点＝C可、70～79点＝B良、80～89点＝A優、90～100点＝S秀）。
- ・ 質問は授業後か、研究室（C605）、メール（tyasuda@zf7.so-net.ne.jp）で。

〈文献〉

C.R. ラオ著、柳井晴夫ほか訳 2010 『統計学とは何か』 ちくま学芸文庫。
 岩井紀子・保田時男 2007 『調査データ分析の基礎』 有斐閣。
 片瀬一男 2007 『社会統計学』 放送大学教育振興会。
 田畑吉雄 2004 『新訂 やさしい統計学』 現代数学社。

第2回「推測統計の基盤（1） 無作為の意義」

■母集団と標本

推測統計の目的は、一部の人々しか調べていない調査データから、本来関心のある全体像を推し測ることであった。たとえば、日本の大学生の生活を知りたいときに、日本の大学生全員を調べるのではなく、1000人だけを調査したりする。前回、口頭で触れたが、元々関心のある集団全体のことを**母集団**（population）と呼び、全体の中から抽出した一部分のことを**標本【サンプル】**（sample）と呼ぶ（図1）。上の例では、日本の大学生全体が母集団、実際に実験に参加した一部の学生が標本である。

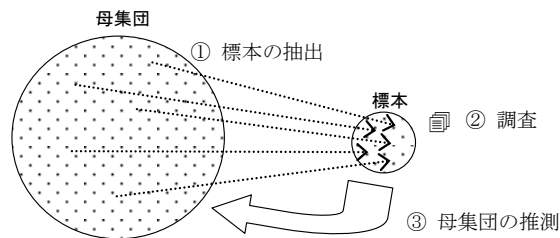


図1 推測統計の流れ

標本、母集団という用語を使って推測統計の目的を言い直そう。

一部の標本から母集団全体を「きちんと」推し測ること

この目的を見失わないことは、極めて重要である（念仏のように唱えてほしいぐらい）。

そのため、推測統計においては、何らかの統計的な記述する際に、それが標本について述べているのか母集団について述べているのかを、はっきりと区別しなければならない。たとえば、同じ「平均得点が5.3点」と言ったときでも、標本の平均得点が5.3点と言っているのか、母集団の平均得点が5.3点と言っているのかを明確にしなければならない。下図に表される用語の使い分けに気を付けよう（図2）。

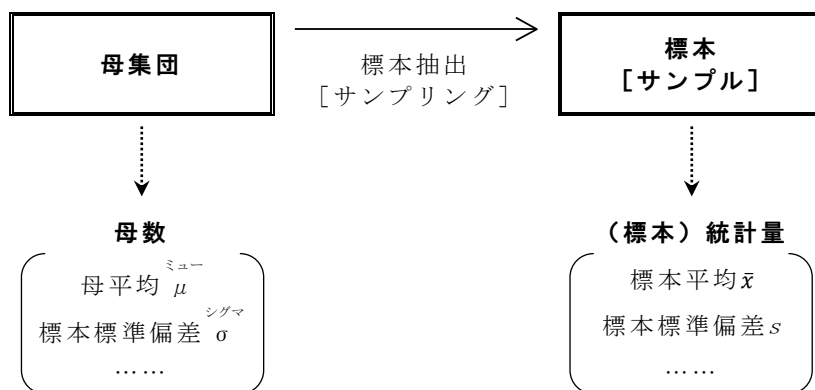


図2 母集団と標本の区別

母集団の分布を特徴づける**母数** (parameter) は、通常ギリシャ文字 (μ 、 σ^2 など) で表され、標本から算出される**標本統計量** [あるいは単に**統計量**] (sample statistic) は、通常ラテン文字 (ふつうのアルファベット) で表される。

(練習)

下の文章の下線部は、標本について述べているか母集団について述べているかに注意して、括弧に μ または \bar{x} を書き入れてみよう。

日本の大学生から300人を抽出した調査で、月間読書冊数が平均4.5冊であったとしても、この調査結果だけで、日本の大学生の月間読書冊数が平均4.5冊と結論づけるのは行き過ぎである。同じように300人を調査しても、平均値は4.2冊になったり、4.7冊になったりするかもしれないのだから、ある程度誤差があると考えて、平均は4.1~4.9冊程度だろう、といった考え方をしないといけない。

⇒ 日本の大学生から300人を抽出した調査で、月間読書冊数の平均が () = 4.5 であったとしても、この調査結果だけで、日本の大学生の月間読書冊数の平均が () = 4.5 と結論づけるのは行き過ぎである。同じように300人を調査しても、() = 4.2 になったり、() = 4.7 になったりするかもしれないのだから、ある程度誤差があると考えて、 $4.1 < () < 4.9$ 程度だろう、といった考え方をしないといけない。

■無作為抽出

推測統計法のさまざまな手法は、標本が**無作為抽出** [ランダム・サンプリング] (random sampling) によって選ばれていることを大前提にしている。無作為抽出とは、標本の抽出に人間の作為が入る余地がまったくない、という意味である。つまり、母集団の中の1人1人がまったく等しい確率で標本として選ばれる。選ばれる確率を等しくする方法はさまざまにあるが、もっとも単純には、母集団全員の名簿をまず用意して1人1人に番号を振り、乱数表やサイコロを使って、調査対象者を1人1人選んでいき、標本集団を構成すればよい。

無作為抽出法がなぜ大切であるかという理由は、よく「母集団全体からまんべんなく標本をとるため」と誤解されている。無作為抽出された標本は、結果的に母集団をまんべんなくカバーしていることが多いことは事実である。しかしより重要な目的が別にある。

それは、その標本から母集団を推測する際に、確率にもとづいた計算を可能にすることである。例えば、何人かの人々に調査をしたところで、回答者に男性が多いことに気づき、女性を標本に追加したとしよう。その方が母集団をまんべんなく調べていることになるであろう。しかし、規則性を持たない方法で標本が選ばれると、確率論の知識が役に立たず、母集団の推測に統計学の手法を用いることが、もはやできなくなってしまう。

これに対して、無作為抽出によって選ばれた標本は、完全に確率的な規則性だけにもとづいて母集団からのずれが発生する。ということは、その標本調査で算出される平均値などの統計量も、何らかの規則性に従って、母集団の真の平均値から一定の確率でずれるということである。これらの規則性を逆算することによって、我々は標本調査の結果から(一定の誤差を覚悟しながら)母集団の平均値などを「きっちり」推測できるのである。

では、具体的には、無作為抽出によって標本集団にどのような規則性が生まれるのか。「標本調査で平均値を出す」という作業を何度も繰り返せば、繰り返しの集積から規則性を見出すことができるだろう。

(実験)

- ① 「<http://enq-maker.com/228o8oo>」 で自分の理想の結婚年齢を回答【母集団の準備】
(結婚しなくても回答。なるべく厳格に)

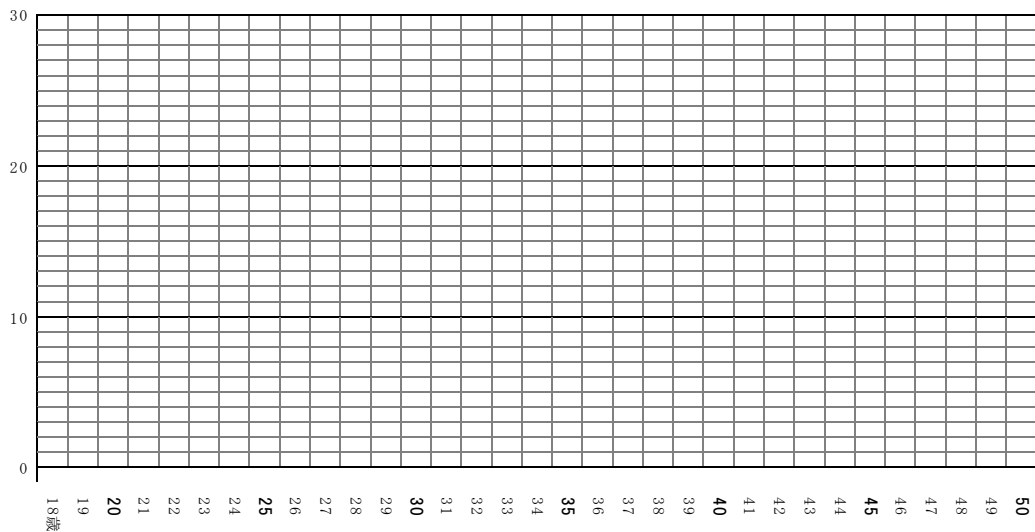


- ② 無作為抽出した5人の標本で平均値を出す【標本調査】

	ID番号	理想の結婚年齢
1人目		
2人目		
3人目		
4人目		
5人目		

標本平均 \bar{x} = _____ 歳

- ③ 皆の結果を持ち寄って標本平均の分布を確かめるため、
「<http://enq-maker.com/c1lx81l>」 で自分が抽出した5人の平均を入力



- ④ 母集団での分布と比較する

平均 μ = _____ 歳、標準偏差 σ = _____ 歳

■無作為抽出により生まれる規則性

無作為抽出で選ばれた標本の平均値は、**中心極限定理**（central limit theorem）と呼ばれる法則に従って分布することがわかっている。中心極限定理は、定式的には以下のように表現される。

平均が μ 、標準偏差が σ の分布に従う確率変数について、 n 個の標本の標本平均を出すとき、 n の数が大きくなるにつれ、その標本平均の確率分布は、平均が μ 、標準偏差が $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ の正規分布に近づく。

数学的な表現なのでわかりにくいですが、要するに次のようなことを意味している。まず、**標本平均の平均**は母平均 μ と一致する。つまり、標本調査の平均値は、母集団の平均値と同じくらいになる確率が（他の値になる確率に比べれば）一番高い。だから、安心して標本の平均値を母集団の予測値として使用してよい。もちろん、ある程度のずれは生じるが、その誤差の程度（**標本平均の標準偏差**）は、 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ になる、という規則性をもつ。つまり、調査の人数 n を増やせば、それだけ誤差は小さくなっていくことが期待できる。また、人数を増やせばどれだけ安心感が増すのかを、正確に知ることができる。

そして、最後にこれが重要であるが、標本平均の出現確率は、常に正規分布と呼ばれる左右対称のベル型の分布になる（正規分布については、第4回で詳述するが、多くの現象に見られるもっとも有名な分布の形である）。驚くべきことに、元の母集団で人々がどのように分布しているかにかかわらず、標本平均のずれ方は常に同じ規則性を示す（図3）。

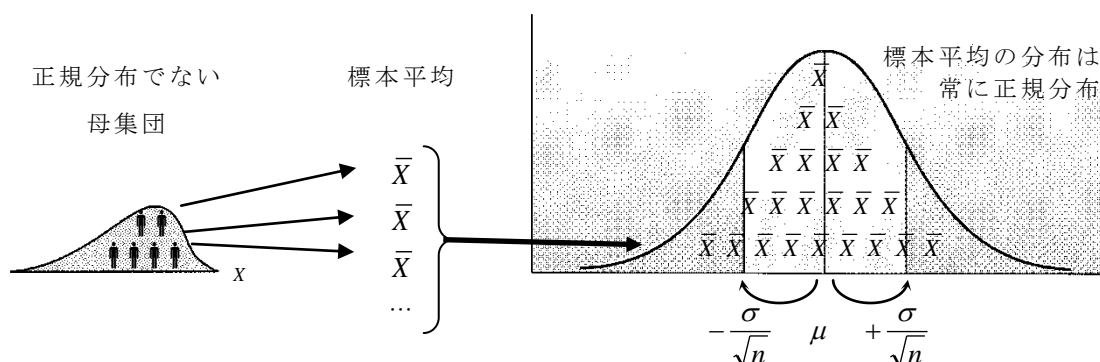


図3 中心極限定理

たとえば、平均 $\mu = 25$ 、標準偏差 $\sigma = 7$ の母集団から10人を無作為抽出して標本調査をおこなえば、その標本調査での平均値 \bar{x} は、25 (μ と同じ) 前後になる確率が高く、25から離れた平均値になる確率は、ベル型のカーブに沿って規則的に小さくなっていく。その標準偏差は、 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{7}{\sqrt{10}} = 2.2$ ということなので、その標本調査での平均値 \bar{x} は、 25 ± 2.2 くらいのずれが標準的（23歳や27歳くらいになることはよくある）ということがわかる。

標本平均が規則的に分布するということは、実際に調査で得られた標本平均から、その規則性を逆算して、母集団の様子（平均値）をきっちり推測できる、ということの意味している（図4）。前回、試みに行なった内閣支持率の推測などは、このような逆算を定式化したものである。「無作為抽出をする」というただこれだけのことで、中心極限定理が生まれ、推測統計のすべての手続きが導かれるのである。

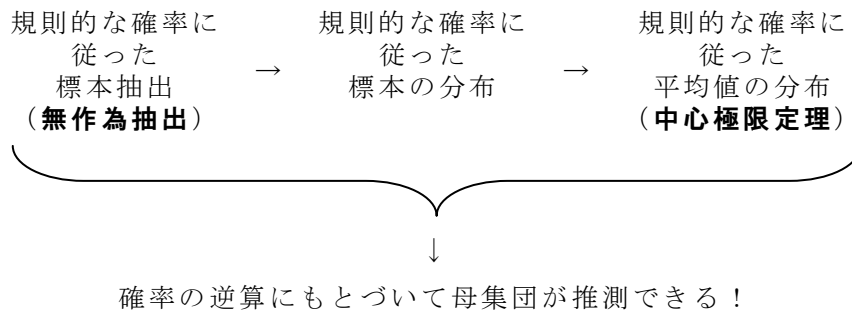


図4 無作為抽出と推測統計

※厳密には、中心極限定理が成り立つのは、ある程度標本サイズが大きい場合である。したがって、今回の実験のように5人程度の標本だと、実はよろしくないこともあるのだが、実際の調査ではそんな少人数なわけではないので、問題にはならない。

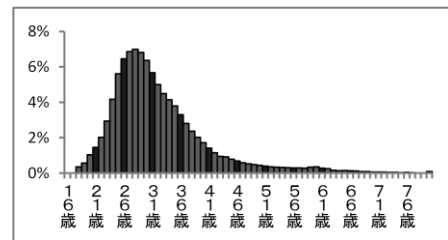
今日のポイント

- ①推測統計では、母集団と標本の区別が大切（例： $\bar{x} = 4.2$ なのか、 $\mu = 4.2$ なのか）。
- ②無作為抽出によって、中心極限定理が生まれ、その規則性を逆算することで、標本から母集団を推測できる。だから無作為抽出は重要。

(練習)

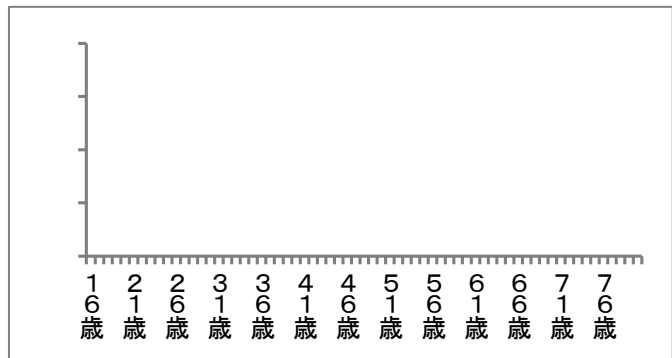
右のグラフは、2009年に結婚した日本人男性の結婚年齢の分布である。一部の人々ではなく、官公庁による全数調査（この年に結婚した男性約70万人）の結果を示している。

全数：平均32.8歳、標準偏差8.9歳















出典：平成21年人口動態調査（厚生労働省）

- (1) かりにこの人々を母集団として、無作為抽出した5人だけを標本調査するならば、その標本平均はどのように分布すると期待されるか。中心極限定理をもとにして、期待される分布をおよその形で描いてみよう。
- (2) 調査人数を10人に増やした場合は、その分布はどう変わるか。期待される分布を、重ねて描いてみよう。















資料1 「サイコロ3回→1~216の乱数」換算表













1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	1	2	3	4	5	6
	7	8	9	10	11	12
	13	14	15	16	17	18
	19	20	21	22	23	24
	25	26	27	28	29	30
	31	32	33	34	35	36













1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	37	38	39	40	41	42
	43	44	45	46	47	48
	49	50	51	52	53	54
	55	56	57	58	59	60
	61	62	63	64	65	66
	67	68	69	70	71	72













1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	73	74	75	76	77	78
	79	80	81	82	83	84
	85	86	87	88	89	90
	91	92	93	94	95	96
	97	98	99	100	101	102
	103	104	105	106	107	108













1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	109	110	111	112	113	114
	115	116	117	118	119	120
	121	122	123	124	125	126
	127	128	129	130	131	132
	133	134	135	136	137	138
	139	140	141	142	143	144

1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	145	146	147	148	149	150
	151	152	153	154	155	156
	157	158	159	160	161	162
	163	164	165	166	167	168
	169	170	171	172	173	174
	175	176	177	178	179	180

1回目 = 

3回目 \ 2回目						
	181	182	183	184	185	186
	187	188	189	190	191	192
	193	194	195	196	197	198
	199	200	201	202	203	204
	205	206	207	208	209	210
	211	212	213	214	215	216

注：(1回目の出目-1)×6² + (2回目の出目-1)×6 + 3回目の出目 で算出できる。

第3回「推測統計の基盤（2） 記述統計の復習」

■実験調査を振り返る

今回は、前回おこなった実験調査を振り返りながら、記述統計の重要な概念と手続きを復習しよう。とくに、平均と標準偏差は推測統計のためにも使うので、よく慣れてほしい。

前回の実験調査の目的は、無作為抽出によってどのような「よいこと」が起こるのかを確認することであった。母集団は受講生全体（104人）と考えて、その中から5人を標本として無作為抽出する。調べる事柄は、理想の結婚年齢で、無作為抽出した5人の標本平均がどのような規則性をもって出現するかを観察した。

■母集団の記述統計

104人全員を集計して母集団の様子を確認すると、その分布（p.6の上部のグラフ）は、図1のように整理できる。いい加減に答えている可能性が高いが「18歳」という回答がなぜか多い。また、39歳、49歳といった他から離れた回答（外れ値）も少数だが見られる。そういった点ではいびつな分布である。

母集団：平均 $\mu = 25.6$ 歳、標準偏差 $\sigma = 4.7$ 歳

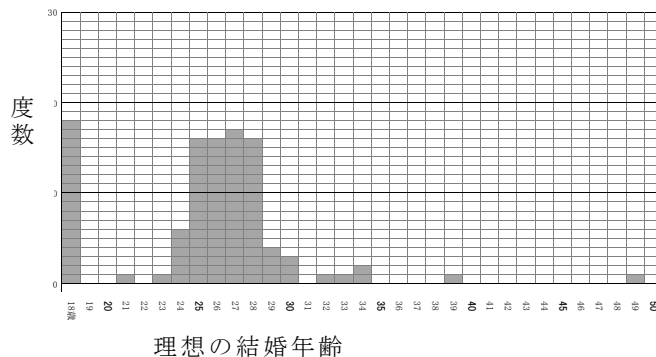


図1 母集団における全数調査の分布

このグラフは、いわば母集団の記述統計である。データを整理するもっとも基本的な方法は、それぞれの値を回答した人が何人いたか（度数）を数え上げて、度数分布表に整理することである。このグラフは、度数分布表をそのまま図示している。

ところで、「理想の結婚年齢は**質的変数**か**量的変数**か」と尋ねられれば、それは量的変数である（量的変数はその数字で計算ができる変数。質的変数は計算ができない変数）。いずれなのかによって、使用できる統計的技法の種類が変わってくるので、この区別には引き続き注意しよう（記述統計の技法だけでなく、推測統計の技法も異なってくる）。

量的変数は、**基本統計量**を使うことで情報をもっと簡単に要約できる。基本統計量とは、分布の中心とその中心からのばらつき具合をそれぞれ1つの数値で表すものである。およその分布は、この2つの数値だけでわかる。分布の中心もばらつき具合も、それぞれいくつか

の算出方法があるが、**平均値**と**標準偏差**のセットがもつともよく使われる。

平均値の算出方法は、有名である（すべての回答を足し合わせて人数で割る）。標準偏差の算出方法は、以下のとおりである（母集団についてなのでギリシャ文字を使用している）。

$$\text{分散 } \sigma^2 = \frac{\sum(X - \mu)^2}{n}, \quad \text{標準偏差 } \sigma = \sqrt{\sigma^2}$$

※「n」で割るやり方と「n-1」で割るやり方があり、ふつうのデータ分析（標本の分析）では「n-1」で割るやり方を使うが、母集団の全数調査では、「n」で割るやり方の方を用いる。なぜそうするのかは、やや難しい問題なので、後の方の回で改めて説明する。実際の社会調査では、nは十分に大きな数値なので、どちらでも違いはほとんどない。

母集団の記述統計量の算出は、以下のよう確認できる。

ID	理想結婚年齢 X	X - μ	(X - μ) ²
1	27	1.4	1.96
2	24	-1.6	2.56
3	27	1.4	1.96
4	26	0.4	0.16
5	25	-0.6	0.36
6	29	3.4	11.56
7	26	0.4	0.16
8	25	-0.6	0.36
9	25	-0.6	0.36
10	28	2.4	5.76
11	25	-0.6	0.36
12	25	-0.6	0.36
13	27	1.4	1.96
14	25	-0.6	0.36
15	24	-1.6	2.56
16	25	-0.6	0.36
17	24	-1.6	2.56
18	25	-0.6	0.36
19	28	2.4	5.76
20	25	-0.6	0.36
21	26	0.4	0.16
22	28	2.4	5.76
23	26	0.4	0.16
24	27	1.4	1.96
25	27	1.4	1.96
26	28	2.4	5.76
27	25	-0.6	0.36
28	28	2.4	5.76
29	28	2.4	5.76
30	24	-1.6	2.56
31	27	1.4	1.96
32	39	13.4	179.56
33	26	0.4	0.16
34	28	2.4	5.76
35	30	4.4	19.36
36	26	0.4	0.16
37	27	1.4	1.96
38	26	0.4	0.16
39	29	3.4	11.56
40	26	0.4	0.16
41	30	4.4	19.36
42	28	2.4	5.76
43	28	2.4	5.76
44	26	0.4	0.16
45	27	1.4	1.96
46	27	1.4	1.96
47	30	4.4	19.36
48	27	1.4	1.96
49	28	2.4	5.76
50	25	-0.6	0.36
51	25	-0.6	0.36
52	26	0.4	0.16
53	29	3.4	11.56
54	25	-0.6	0.36
55	26	0.4	0.16

つづき

ID	理想結婚年齢 X	X - μ	(X - μ) ²
56	24	-1.6	2.56
57	27	1.4	1.96
58	29	3.4	11.56
59	26	0.4	0.16
60	23	-2.6	6.76
61	27	1.4	1.96
62	49	23.4	547.56
63	28	2.4	5.76
64	26	0.4	0.16
65	25	-0.6	0.36
66	28	2.4	5.76
67	27	1.4	1.96
68	21	-4.6	21.16
69	27	1.4	1.96
70	27	1.4	1.96
71	24	-1.6	2.56
72	26	0.4	0.16
73	28	2.4	5.76
74	28	2.4	5.76
75	34	8.4	70.56
76	18	-7.6	57.76
77	18	-7.6	57.76
78	26	0.4	0.16
79	18	-7.6	57.76
80	28	2.4	5.76
81	18	-7.6	57.76
82	18	-7.6	57.76
83	25	-0.6	0.36
84	18	-7.6	57.76
85	18	-7.6	57.76
86	25	-0.6	0.36
87	18	-7.6	57.76
88	18	-7.6	57.76
89	27	1.4	1.96
90	18	-7.6	57.76
91	18	-7.6	57.76
92	33	7.4	54.76
93	34	8.4	70.56
94	18	-7.6	57.76
95	18	-7.6	57.76
96	18	-7.6	57.76
97	18	-7.6	57.76
98	18	-7.6	57.76
99	18	-7.6	57.76
100	18	-7.6	57.76
101	27	1.4	1.96
102	26	0.4	0.16
103	28	2.4	5.76
104	32	6.4	40.96

合計 = 2662

↓ ÷ n

母平均 μ = 25.6

合計 = 2285.0

↓ ÷ n

母分散 σ² = 21.0

↓ √

母標準偏差 σ = 4.7

■標本の無作為抽出

前回の実験では、次に、サイコロを使って、この母集団の中から5人の標本を無作為抽出した。各自では、1セット(5人)の抽出しかしなかったが、受講者全体で分担して何度も何度も無作為抽出を試みたのだ、とイメージしてほしい。

そして、この5人について平均値を算出した(標本平均)。前回には行なわなかったが、標本を記述統計で整理しようと思えば、先ほどと同じように標準偏差を算出することもできる。

(練習)

たとえば、抽出した5人の回答が下表のように{23歳、27歳、32歳、25歳、18歳}だったとする。この標本の平均値と標準偏差を算出してみよう。ただし、標本の話なので、分散や標準偏差を算出するときは、「n」ではなく「n-1」で割ることにする。

ID	理想結婚年齢 X	$X - \bar{X}$	$(X - \bar{X})^2$
60	23		
25	27		
104	32		
51	25		
77	18		

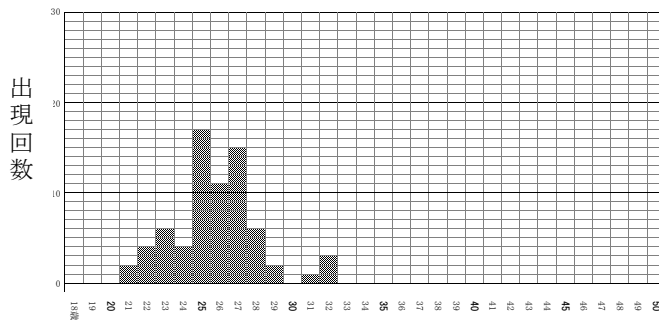
標本平均 $\bar{X} =$

標本分散 $s^2 =$

標本標準偏差 $s =$

■標本平均の規則性(中心極限定理)の確認

前回の実験調査では、5人1セットの標本抽出が71回繰り返された。71個の標本平均を集計すると(p.6の下部のグラフ)、図2のようになった。あまりきれいではないものの、およそ左右対称に分布していることに注目してほしい。しかも、これは「18歳」の回答が異常に多かったいびつな母集団から得られた平均値なのに、こうなっているのである。



各標本の標本平均 (整数に四捨五入)

図2 標本平均の分布

無作為抽出された標本の標本平均は、中心極限定理にしたがってベル型のきれいな分布（正規分布）に収束する（相当回数繰り返せば、かならずその形に近づく）。さらに、この正規分布の平均値や標準偏差もそれぞれ、 μ 、 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ になることがわかっている。確率論に従ったこの法則を逆算することで、標本から母集団を推し測るといふ推測統計の技法が成立しているのである。

（練習）

実験の結果から実際に算出される「標本平均の」平均値や標準偏差が、中心極限定理から導かれる予測値に近いことを確認してみよう。

理想結婚年齢 の標本平均 \bar{X}	出現回数 k	$\bar{X} \times k$	$(\bar{X} - \text{標本平均の平均})$	$(\bar{X} - \text{標本平均の平均})^2$	$(\bar{X} - \text{標本平均の平均})^2 \times k$
21	2	42	-4.8	23.04	46.08
22	4	88	-3.8	14.44	57.76
23	6	138	-2.8	7.84	47.04
24	4	96	-1.8	3.24	12.96
25	17	425	-0.8	0.64	10.88
26	11	286	0.2	0.04	0.44
27	15	405	1.2	1.44	21.6
28	6	168	2.2	4.84	29.04
29	2				
31	1				
32	3				

↓
合計
()
↓ ÷ n
標本平均の平均
()

↓
合計
()
↓ ÷ (n-1)
標本平均の分散
()
↓ √
標本平均の標準偏差
()

〈中心極限定理による予測値〉

・ 標本平均の平均 = $\mu =$ _____ ・ 標本平均の標準偏差 = $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} =$ _____

今日のポイント

- ① 前回の実験の意味をもう一度確認（すごく大事なので）。
- ② 記述統計の中でも、質的変数/量的変数の区別、平均と標準偏差の算出は、推測統計でも頻出するので、よく慣れる。

第4回「推測統計の基盤（3） 正規分布の利用」

■正規分布

今回は、推測統計の前提基盤を学習する最後の回である。次回からようやく「一部の標本から母集団全体を推し測る」推測統計の本題に入る。

前回までに、無作為抽出を繰り返せば、その標本平均が正規分布することをしつこく確認してきた。**正規分布**（normal distribution）とは、図1のように、中心が盛り上がり、裾野が左右対称に広がるベル型のカーブを描く分布のことである。「無作為抽出の標本平均」のように込み入ったことを考えなくとも、世の中の数量にはほぼ正規分布するものがたくさんある（たとえば、身長、体重、起床時間、スポーツテストの記録など）。

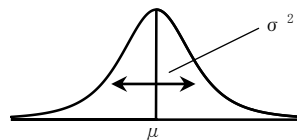


図1 平均 μ 、分散 σ^2 （標準偏差 σ ）の正規分布

正規分布の正体は、無数の誤差の積み重なり（和）であるということ、ドイツの数学者ガウスが1816年に示している。少数の原因が強い影響力をもって結果を規定するのではなく、小さな原因（誤差）がたくさん足し合わさることで結果が決まるような現象を数量で表わしたときに、正規分布が現れる、と考えればよい。



カール・フリードリヒ・ガウス
Karl Friedrich Gauss (1777-1855)

正規分布を表す曲線は1つだけではない。分布の中心（つまり平均値^{ミュー} μ ）とその散らばり具合（つまり分散^{シグマ} σ^2 、標準偏差^{シグマ} σ ）によって、無数の正規分布の曲線が存在する。ただし、正規分布のバリエーションは無限であるが、そのバリエーションは全体を左右にずらしたり、左右に引き伸ばしたり縮めたりしただけに過ぎない。基本となる形は1つなのである。

さて、「○○が正規分布する」ことがわかると、どのようなよいことがあるのだろうか。一言で言ってしまうと、その利点は、正規分布の特徴や取り扱いの方法さえ知っていれば、さまざまな現象を同じ考え方で整理、分析ができるということである。今回は、正規分布の便利さを体感してみよう。

■正規分布に従う変数の確率計算

正規分布はヒストグラムのグラフをなだらかにしたようなものであるから、その曲線の下に囲まれる面積が大きいほど、そのような値になる場合が多いことを意味する。つまり、ある数量が特定の範囲の値を取る確率（たとえば、テストで70～80点を取る確率）は、下図のように、曲線の下で囲まれる面積全体のうち、この範囲が何%を占めているかを調べれば知ることができる。

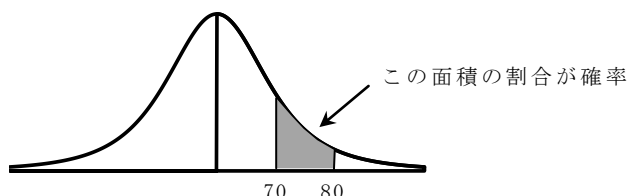


図2 正規分布と確率

正規分布の曲線は、下の式で表わされるので、これを積分して面積を算出すれば知りたい確率を知ることができる。しかし、この式を覚える必要や、積分の計算ができる必要は全くない。なぜならば、そのような面倒な手続きは、統計学者によってなされ、必要な情報は表にまとめられているからである。我々は、その表を利用する。

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

通常の統計学のテキストでは、正規分布の確率表が必ず掲載されている。これは、平均が0、標準偏差が1の正規分布についての情報を整理したものである。0.01刻みのzの値に対して、この正規分布に従う変数がz以上の値を取る確率（つまり曲線の下での面積）を記している。この表を見れば、例えば平均0、標準偏差1の正規分布に従う数量が1.23以上の値を取る確率は0.1093（＝10.93%）と瞬時に分かる。正規分布は左右対称であるから、この数量が-1.23以下の値を取る確率も0.1093（＝10.93%）である。

■標準正規分布と標準化

しかし、前に述べたとおり正規分布の曲線は平均値と分散（標準偏差）の違いによって無数に考えられる。無数の曲線について無数の表を提示することはできない。通常、提供されるのは平均値0、標準偏差1の正規分布についての表のみである。この正規分布のことを特に**標準正規分布**（standard normal distribution）と呼ぶ。実は標準正規分布の表があれば、十分なのだ。なぜか。

例えば、平均値が0ではなく3、標準偏差が1ではなく2の正規分布に従う変数Xが6以上の値を取る確率を知りたいとしよう。変数Xの分布を表す曲線は、標準正規分布を正の方向（右）に平均値分の3だけずらして、左右に標準偏差分だけ2倍に引き伸ばしたものである。すると、逆に変数Xの値から3を引き、2で割ってやれば、その値は標準正規分布の曲線を示すはずである。従って、変数Xが6以上の値を取る確率は、標準正規分布において $\frac{6-3}{2} = 1.5$ 以上の値を取る確率に等しい。先ほどの表から確認すると、その確率は0.0668（＝

6.68%)である。

一般的には次のように言える。変数 X がいずれの正規分布に従う場合も、下の式に従って、 X を**標準得点** [**標準化得点**、 **z 値**、**標準値**] (standard score; standardized score; z -score) に変換すれば、その値は標準正規分布に従う。

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad (\text{ただし、} \mu \text{ は} X \text{ の平均、} \sigma \text{ は標準偏差})$$

この変換のことを**標準化** [**z -変換**] (standardization; z -transform) と呼ぶ。

■ 正規分布の活用

さまざまな分布が正規分布であると考えられるならば、以上に示した正規分布の知識を活用して多くのことを知ることができる。たとえば、あるテストで平均得点が65点、標準偏差が7点と発表され、自分が75点だったとする。このテストの得点が正規分布であると想定するならば、自分より点数が高い人は何%程度いると考えられるだろうか。

あるいは、次のようなことも考えられる。全国的な統計によると、小学6年生男子の身長は、平均145.1cm、標準偏差7.12cmである。同じく小学1年生男子の身長は、平均116.8cm、標準偏差4.92cmである。ここに小学6年生と小学1年生の兄弟がおり、兄の身長が125.5cm、弟の身長が100.8cmだったとする。兄と弟の身長はいずれも低い、どちらの方がより珍しいくらい低いと言えるだろうか。

(練習)

1. 知能指数IQは、平均値100、標準偏差15の正規分布になるようにテストが作られている。ビートたけしのIQは132であるらしい。IQが132以上の人は、およそ何%の確率で現れるだろうか。
2. ある調査によると、高校生の睡眠時間は平均値が7.4時間、標準偏差が1.6時間であった。睡眠時間がこれらの値で正規分布すると仮定した上で、次の間に答えなさい。
 - (1) 高校生のA子さんは睡眠時間が6.0時間である。下から何%程度に位置しているか。
 - (2) A子さんの妹のB美さんは中学生で、睡眠時間は7.1時間である。中学生の平均睡眠時間が8.6時間で、標準偏差が1.3時間であるとき、同世代の中で相対的に睡眠時間が短いのは、A子さんの方か、B美さんの方か。

■ 確率から区切り点を求める

少し考えてみればわかることであるが、逆向きの関心を満たす場合も標準正規分布を活用することもできる。たとえば、ある大学の1週間のアルバイト時間が平均12.5時間、標準偏差3.3時間だったとしよう。このとき、アルバイト時間がとくに長い「上位10%の学生」とは具体的には何時間以上アルバイトをしている学生のことになるだろうか。

まず、標準正規分布(平均0、標準偏差1)で、上位10%にあたるのは z がいくら以上なのかを調べる。確率表の中から10% (=0.10) に一番近い数字を探すと、 $z=1.28$ のときの「.1003」がもっとも近い。したがって、標準正規分布では $z>1.28$ のときが上位10%にあたる。いま考えている正規分布は、平均12.5、標準偏差3.3なので、これを左右に3.3倍引

き延ばして、横に12.5ずらしてやればよい。つまり、 $1.28 \times 3.3 + 12.5 = 16.724 \approx 16.7$ なので、約16.7時間以上アルバイトをしている学生が「具体的な上位10%」にあたることになる。

形式的には、これは標準化の逆なので、標準化の式にz等の値を当てはめて、xを求める方程式を解いていることになるが、あまり形式的に計算せずに、感覚的にしっくりくるまで頭になじませた方がよい。その方が、後の推測統計の学習が理解しやすいはずである。

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \rightarrow 1.28 = \frac{x - 12.5}{3.3} \rightarrow x = 1.28 \times 3.3 + 12.5$$

■標準正規分布以外への変換

z値への標準化は便利であるが、標準偏差が1しかないので、非常に小さい値になってしまう。これは直感的に分かりにくいという欠点である。そのため、しばしば標準正規分布以外の正規分布に変換し直すことがある。たとえば、試験の「偏差値」は、さまざまな平均値、標準偏差の正規分布に従う試験の得点を、平均50、標準偏差10の正規分布に従う値へと変換したものである。

つまり、偏差値 = z値 × 10 + 50 である。たとえば、偏差値60以上（z > 1.00に相当）は上位15.87%を意味し、偏差値70以上（z > 2.00に相当）は上位2.28%を意味する。

（練習）

- ある調査によると、男性サラリーマンの月給は平均36.1万円で、標準偏差は18.7万円であった。次の問に答えなさい。
 - Aさん（男性）の月給は30.0万円である。正規分布を仮定すると、Aさんの月給は下から何%程度にあたるか。
 - Aさんが上位10%に入りたい場合、具体的には月給何円以上にならなければならないか。
 - 上のような計算は、おそらく実社会では間違った結論を導く。理由を説明しなさい。
- S市に通勤する人全員を調べると、その通勤時間は平均29.2分、標準偏差5.8分であるという。この人々を母集団として、200人の標本を無作為抽出したとき、その標本で平均通勤時間が30分以上になる確率は何%だろうか。

今日のポイント

- ①数量が正規分布になると便利だ、ということを実感する。
- ②標準化と標準正規分布の確率表で、具体的な問題を解けるようになる。

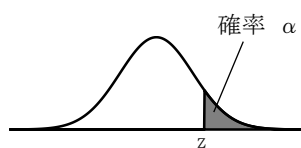
連絡

来週は小テスト。

A4用紙1枚（裏表に何が書いていてもよい）は持ち込み可。確率表と電卓は常にOK。

※小テストは全部で4回。小テスト全体で60点以上取っていないと本試験を受験できない。

【標準正規分布の確率表】



z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0.0	.5000	.4960	.4920	.4880	.4840	.4801	.4761	.4721	.4681	.4641
0.1	.4602	.4562	.4522	.4483	.4443	.4404	.4364	.4325	.4286	.4247
0.2	.4207	.4168	.4129	.4090	.4052	.4013	.3974	.3936	.3897	.3859
0.3	.3821	.3783	.3745	.3707	.3669	.3632	.3594	.3557	.3520	.3483
0.4	.3446	.3409	.3372	.3336	.3300	.3264	.3228	.3192	.3156	.3121
0.5	.3085	.3050	.3015	.2981	.2946	.2912	.2877	.2843	.2810	.2776
0.6	.2743	.2709	.2676	.2643	.2611	.2578	.2546	.2514	.2483	.2451
0.7	.2420	.2389	.2358	.2327	.2296	.2266	.2236	.2206	.2177	.2148
0.8	.2119	.2090	.2061	.2033	.2005	.1977	.1949	.1922	.1894	.1867
0.9	.1841	.1814	.1788	.1762	.1736	.1711	.1685	.1660	.1635	.1611
1.0	.1587	.1562	.1539	.1515	.1492	.1469	.1446	.1423	.1401	.1379
1.1	.1357	.1335	.1314	.1292	.1271	.1251	.1230	.1210	.1190	.1170
1.2	.1151	.1131	.1112	.1093	.1075	.1056	.1038	.1020	.1003	.0985
1.3	.0968	.0951	.0934	.0918	.0901	.0885	.0869	.0853	.0838	.0823
1.4	.0808	.0793	.0778	.0764	.0749	.0735	.0721	.0708	.0694	.0681
1.5	.0668	.0655	.0643	.0630	.0618	.0606	.0594	.0582	.0571	.0559
1.6	.0548	.0537	.0526	.0516	.0505	.0494	.0485	.0475	.0465	.0455
1.7	.0446	.0436	.0427	.0418	.0409	.0401	.0392	.0384	.0375	.0367
1.8	.0359	.0351	.0344	.0336	.0329	.0322	.0314	.0307	.0301	.0294
1.9	.0287	.0281	.0274	.0268	.0262	.0256	.0250	.0244	.0239	.0233
2.0	.0228	.0222	.0217	.0212	.0207	.0202	.0197	.0192	.0188	.0183
2.1	.0179	.0174	.0170	.0166	.0162	.0158	.0154	.0150	.0146	.0143
2.2	.0139	.0136	.0132	.0129	.0125	.0122	.0119	.0116	.0113	.0110
2.3	.0107	.0104	.0102	.0099	.0096	.0094	.0091	.0089	.0087	.0084
2.4	.0082	.0080	.0078	.0075	.0073	.0071	.0069	.0068	.0066	.0064
2.5	.0062	.0060	.0059	.0057	.0055	.0054	.0052	.0050	.0049	.0048
2.6	.0047	.0045	.0044	.0043	.0041	.0040	.0039	.0038	.0037	.0036
2.7	.0035	.0034	.0033	.0032	.0031	.0030	.0029	.0028	.0027	.0026
2.8	.0026	.0025	.0024	.0023	.0023	.0022	.0021	.0021	.0020	.0019
2.9	.0019	.0018	.0018	.0017	.0016	.0016	.0015	.0015	.0014	.0014
3.0	.0013	.0013	.0013	.0012	.0012	.0011	.0011	.0011	.0010	.0010
3.1	.0010	.0009	.0009	.0009	.0008	.0008	.0008	.0008	.0007	.0007
3.2	.0007	.0007	.0006	.0006	.0006	.0006	.0006	.0005	.0005	.0005
3.3	.0005	.0005	.0005	.0004	.0004	.0004	.0004	.0004	.0004	.0003
3.4	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0002

※確率表はずっと使います。なくしたら、webから取得。

<http://www2.itc.kansai-u.ac.jp/~tyasuda/>



第5回「推定と検定（1）平均の推定」

■推測統計の2つの柱——推定と検定——

今回から、ようやく推測統計の具体的な手続きに入る。推測統計の手続きは、**統計的推定**【あるいは単に**推定**】(statistical estimation)と**統計的検定**【あるいは単に**検定**】(statistical test)という2本の柱からなっている。

推定とは、標本を分析することで、母集団の特徴を表す数量（母数）がどのような値を取るのかを探索する手続きである。たとえば次のような手続きが、典型的な統計的推定である。1) 大阪府の中学生が月に何回くらい夜更かし（1時以降に起きていることとする）をしているのか知りたい→2) 大阪府の中学生全体を母集団として、母集団の中から200人の標本を抽出する→3) 標本を調査して夜更かしの回数を分析する→4) 標本の分析結果から大阪府の中学生全体の平均夜更かし回数が○回～○回くらいと推し測る。

一方、検定は、母集団についてのある仮説が正しいと言えるかどうかを、標本の分析から判定する手続きである。例えば、上の例で、「大阪府の中学生の平均夜更かし回数は全国平均よりも多い」という仮説を分析者が持っていたとする。この仮説が正しそうかどうかを、標本の得点の分布から判断する手続きが、統計的検定である。

今回は、推定に絞って解説をするが、推定と一言に言っても、どのような母数を推定するのかによって、手続きは異なる（大まかな筋は同じであるが）。まず、もっとも人々の関心を引きやすい「平均」の推定について解説しよう。

■とりあえずやってみよう。

結論から述べてしまえば、ある程度人数の多い標本（100人程度が基準）を無作為抽出した場合には、以下の法則で、母集団の平均値を「推定」することができる。

95%の確からしさで、母集団の平均値 μ は、

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

の範囲に収まる。

一見すると難しそうだが、出てくる数値は標本の人数 (n)、平均値 (\bar{X})、標準偏差 (s) の3つだけである。たとえば、200人調査をして、夜更かし回数の平均値 \bar{X} が7.5回、標準偏差 s が2.1回という調査結果が得られたとき、母集団の平均値 μ は、 $7.5 \pm 1.96 \times \frac{2.1}{\sqrt{200}}$ 、つまり 7.5 ± 0.29 の範囲なので、7.21～7.79回であると、推定することができる。

■中心極限定理と標準正規分布の確率表から考える

なぜ、このような法則で推定が可能なのか。ここまでに学習してきた事柄を組み合わせれば、統計的推定の手続きが理解できる。いま、母集団における夜更かし回数の平均値 μ

と、標準偏差 σ がわかっているとす。このとき、無作為抽出した n 人の標本で夜更かし回数
の平均値 \bar{X} を調べるならば、中心極限定理により、その標本平均は、平均 μ 、標準偏差 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
の正規分布に沿った確率で現れることが期待される。前回学習した正規分布の確率表を利用
すれば、標本平均が「ふつう」このくらいの範囲に収まるはずだという予測が可能である。

では、この正規分布で、標本平均の「ふつうの範囲」が具体的にいくらからいくらにな
るのか考えてみよう。ここでは、極端な上2.5%と下2.5%（計5%）を省いて真ん中の95%
を標本平均の「ふつうの範囲」と考えることにする（図1）。

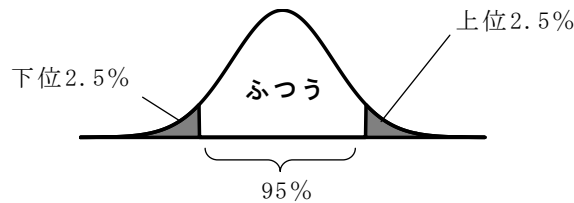


図1 正規分布における95%の確率範囲

標本平均を標準化すれば、その z 値は平均0、標準偏差1の正規分布に従うことになる（「標
本平均の平均」と「標本平均の標準偏差」で標準化していることに注意）。

$$z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

標準正規分布の確率表を確認すると、この z 値は95%の確率で $-1.96 \sim +1.96$ の範囲に収ま
ることがわかる（確率表を確認すると、上側確率が2.5%に一番近いのは $z = 1.96$ のときな
ので、区切り値は ± 1.96 になる）。

$$-1.96 < z < 1.96$$

このことから、標本平均 \bar{X} ($= \mu + z \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$) は、95%の確率で次の範囲に収まることになる。

$$\mu - 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} < \mu + 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

そして、この不等式は次のように変形することができるので、下の不等式も95%の確率
で成り立つ。95%の確からしさを母平均 μ を推定するための式が導かれた。

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

しかし、よく見ると、この不等式では、標本の人数 n 、標本平均 \bar{X} に加えて、母標準偏差
 σ の値が必要である。母集団の標準偏差の値は通常わからない。そのため、標本標準偏差 s
の値で代用することが通例である。標本の人数 n が十分に大きければ（通常、100人程度）、
母標準偏差 σ と標本標準偏差 s の値はほとんど一致するからである。ようやく、先に示した
不等式と同じ結論が導かれた。

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

■統計的推定に関する用語（概念）

推定に関して、知っておいてほしい用語（概念）は以下のとおりである。ここでおこなったように、1つの値に絞るのではなく、一定の範囲で母数を推定するやり方を**区間推定**（interval estimation）と呼ぶ。統計的な推定は、ほとんどの場合、区間推定である。1点に絞る場合は**点推定**（point estimation）と呼ぶ。

区間推定が正しいと期待される確からしさ（ここでは95%）は、その推定の**信頼度**（confidence level）と呼ぶ。どの程度の信頼度で推定を行うかは、分析者が任意に決める。本来はどの程度確実な情報が必要かということを検討すべきであるが、人文社会科学のトピックでは一般的に95%が用いられることが多い。より確実な情報が欲しい場合には99%の信頼度を設定し、ややあいまいでもよい場合には90%の信頼度を設定することが多い。信頼度のことを信頼係数と呼ぶこともある。逆に区間推定が外れる可能性のことを推定の危険度とか危険率と呼ぶことがある。信頼度が95%なら、危険度は5%になる。また、区間推定による具体的な一定幅の推定値のことを**信頼区間**（confidence interval）と呼ぶ。

先の例だと、「95%の信頼度で区間推定をすると、信頼区間は7.21～7.29であった」といった使い方をする。手続きが込み入ってくるので、決められた用語を正しく使うことは、コミュニケーションのために大切である。

今日のポイント

- ①信頼度95%（危険度5%）で母集団の平均値を区間推定すると、下のようまとめられる。

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

※ただし、信頼度を95%から変更した場合、「1.96」は対応する値に置き換える。

- ②推定の仕組みは、中心極限定理と標準正規分布への標準化から理解できる。

(練習)

1. K市に住む高校1年生の家庭学習時間について、1週間あたりの平均学習時間を知りたい。無作為抽出で100人の生徒を選び調査をすると、平均 $\bar{X} = 4.50$ 時間、標準偏差 $s = 2.06$ 時間だった。

- (1) 信頼度95%で、母集団の平均家庭学習時間を区間推定してみよう。
- (2) 信頼度を99%に上げた場合、推定の幅(信頼区間)は広くなるか、狭くなるか。計算をする前に、言葉の意味から考えてみよう。「信頼度を上げる」ということは「もっと当たりやすい予想をする」ということである。その場合、予想の幅は広くなるのか、狭くなるのか?)
- (3) 信頼度が99%の場合と、信頼度が90%の場合で、それぞれ区間推定をしてみよう。

2. 「K大学の学生を100人調査したところ、その通学時間は平均30.2分で、標準偏差が12.8分でした。この調査結果から、K大学全体の平均通学時間は27.7~32.7分程度であることが、95%の確からしきで推定できます」 この文章を下の統計用語を使って書き換えなさい。

信頼度	母集団	信頼区間	標本平均	標本標準偏差	標本	母平均	区間推定
-----	-----	------	------	--------	----	-----	------

→K大学の学生を_____として100人を_____とする標本調査をおこなったところ、通学時間の_____は30.2分で、_____は12.8分であった。この調査結果から通学時間の_____を_____すると、_____が95%の場合の_____は27.7~32.7分と算出された。

3. 下の文章を穴埋めして、「平均の推定」の正しい文章を完成させよう。

※ () には自分で好きな語句や数値を想像して書き込む。.....部分にはそれらから自動的に出てくる式や数値を書き込む。

K大生から無作為抽出した()人について、()を調査すると、平均値が()、標準偏差が()になった。この結果から母集団の平均値を信頼度95%で区間推定すると、..... $< \mu <$[式]なので、K大生全体の平均値は.....~.....[具体的な数値]と予想される。

第6回「推定と検定（2）平均の推定の補足」

■これまでのポイント

ここまでで学んできたことのポイントを箇条書きすると次のようになる。

- ・計量社会学Ⅱのテーマは推測統計
- ・一部の標本から調べてもいない母集団全体を「きちんと」推し測る
- ・標本は \bar{X} , s などで表記、母集団は μ , σ などで表記
- ・無作為抽出⇒中心極限定理（標本平均は正規分布する [平均 μ 、標準偏差 $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$])
- ・正規分布であれば標準化で確率計算ができる
- ・推測 = {推定, 検定}
- ・平均値の区間推定

信頼度95%（危険度5%）ならば、中心極限定理から……

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

■標本サイズが小さい場合の補正

さて、前回示した区間推定の方法は、標本のサイズ n が十分に大きいこと（通常100以上程度）を前提にしている。もし、標本サイズが小さいならば、母標準偏差 σ を標本標準偏差 s で代用することには無理があり、 σ と s は大きくずれている可能性がある。

このため、標本サイズが小さい場合には、その分のあいまいさを反映するように、標準正規分布を補正する。補正した分布のことを**スチューデントのt分布** [あるいは単に**t分布**] (t-distribution) と呼ぶ (図1)。t分布が正規分布と大きく異なる点は、**自由度** (degree of freedom; df) によって分布の形が変化することである。「自由度」という概念は非常に理解しにくいので、ここでは、単に「t分布の自由度は $n-1$ 」という定義で覚えておこう（後の方の回で、改めて説明する）。図1を見ればわかるように、t分布は自由度が小さい（標本サイズが小さい）ほど、両側の裾野が広がる、という特徴を持つ。つまり、標本サイズが小さい場合の、推定のあいまいさが反映される形になっている。自由度の値が大きくなると、t分布は正規分布と同じになる（自由度100程度でほぼ重なる）。

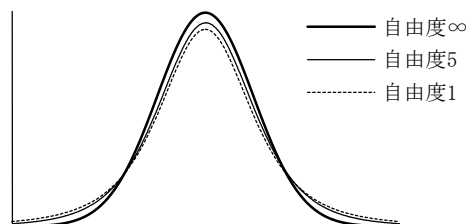


図1 自由度1、5、 ∞ のt分布

t分布の大まかな様子は、統計学の教科書で表にまとめられている。ただし、無数にある自由度のt分布についてそれぞれの確率表を示すのは大事である。そこで、省略して、よく用いる確率に対応する区切り値（臨界値）だけを示すのが通例である。標準正規分布の表とは羅列している数値の意味が異なるので注意しよう。標準正規分布表は区切り値に対応する確率を羅列しているが、t分布表は確率に対応する区切り値の方を羅列している。

t分布による補正の例を示そう。たとえば、5人しか調べていない調査で、平均値 \bar{x} が7.5、標準偏差sが2.1だったとする。95%の信頼度で区間推定をするとき、標準正規分布を参照して1.96の係数を用いるのではなく、自由度4（ $df=n-1=5-1$ ）のt分布を参照して、2.78の係数を用いる方が、補正が効いてより適切な区間推定ができる。

$$7.5 - 1.96 \times \frac{2.1}{\sqrt{5}} < \mu < 7.5 + 1.96 \times \frac{2.1}{\sqrt{5}} \quad \times$$

$$7.5 - 2.78 \times \frac{2.1}{\sqrt{5}} < \mu < 7.5 + 2.78 \times \frac{2.1}{\sqrt{5}} \quad \bigcirc$$

自由度が大きい（標本サイズが大きい）ときのt分布は標準正規分布と同じになるので、t分布表では自由度 ∞ という欄で標準正規分布に対応する数値が示されている。だから、平均値の区間推定の作業としては、いつでもt分布の表を参照すると考えて差し支えない。人数が十分大きいときには、自由度 ∞ の欄を参照すればよい。

また、ある程度自由度が大きくなると1や2、自由度が違ってほとんど確率は変わらないので、自由度が40の次は自由度が60というように途中を省いて表を作っている。若干計算結果は狂うが、一番近い自由度の欄を参照して差し支えない（たとえば、 $n=45$ のときは自由度=44だが、一番近い自由度40の欄を参照する）。

（練習）

1. ずっと出席を取っていなかった大人数の授業で、学生が15回のうち平均で何回程度出席していたのかを調べたい。全員を調べるのはたいへんなので、無作為に抽出した10人に出席した回数を聞いたところ、15回中の平均出席回数は10.25回、標準偏差は1.20であった。
 - (1) 95%の信頼度で、母集団の平均出席回数を区間推定してみよう。
 - (2) 信頼度を99%に上げるならば、区間推定の結果はどう変わるはずか（信頼区間の幅は広がるのか、狭くなるのか）。まず信頼度を高くするとはどういうことなのかを考えて結果を予測しよう。その上で、実際に計算をしてみよう。
 - (3) かりに、上の調査結果が50人の標本を調べた結果だとすれば、区間推定の結果はどのように変わってくるか（信頼区間の幅は広がるのか、狭くなるのか）。より大きな規模の調査結果であるということが、推定にどう影響するのかを考えて結果を予測しよう。その上で、実際に計算をしてみよう。

■比率の推定

平均値の推定は比率（割合、%）の推定にも応用できる。たとえば、「標本調査の結果、内閣支持率が75%だったとき、母集団での内閣支持率は何%程度か」というように母集団での比率を推定したい場面である。社会調査では、量的変数ではなく質的変数がよく扱われるので、平均よりもむしろ比率が問題になることが多い。実は、比率は特殊な変数の平均値と考えることができるので、比率の推定は平均の推定とまったく同じように考えることができる。

以下のように考えればよい。

①ある条件に該当する場合は値が1、該当しない場合は0の変数があると考える。

例) 内閣を支持する=1、内閣を支持しない=0

②このとき、その平均値は比率と一致する（比率とは1/0変数の平均値のことである）。

例) 400人中300人が内閣を支持する場合

$$\frac{300}{400} \times 1 + \frac{100}{400} \times 0 = 0.75 = 75\%$$

③だから、比率の推定は、1/0変数について平均の推定を行うのと同じである。

具体的には、比率 p で1の値をとり、比率 $(1-p)$ で0の値をとる1/0変数について、

$$\text{標本平均 } \bar{X} \text{ は } \frac{np \times 1 + n(1-p) \times 0}{n} = p$$

$$\text{標本標準偏差 } s \text{ は } \sqrt{\frac{np(1-p)^2 + n(1-p)(0-p)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{np(1-p)}{n-1}} \doteq \sqrt{p(1-p)} \quad \text{と整理できる。}$$

④したがって、平均の推定の式にあてはめると、信頼度95%での信頼区間は、

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \text{が} \dots \dots$$

$$p - 1.96 \times \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} < \pi < p + 1.96 \times \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad \text{になる}$$

※ただし、比率を平均値になぞらえるためにはある程度標本サイズが大きくなければならない（正規分布が使える100人程度の標本サイズは必要）。

例) 標本調査で400人中300人（75%）が内閣を支持するとき、母集団での内閣支持率は、信頼度95%で以下のように区間推定できる。（母集団の比率は、記号 π で表わすことにする）

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

$$0.75 - 1.96 \times \sqrt{\frac{0.75(1-0.75)}{400}} < \pi < 0.75 + 1.96 \times \sqrt{\frac{0.75(1-0.75)}{400}}$$

$$0.75 - 0.042 < \pi < 0.75 + 0.042$$

$$0.708 < \pi < 0.792$$

つまり、母集団での内閣支持率は、70.8%~79.2%

(練習)

2. 厚生労働省による「全国家庭児童調査」(2009年調査)によると、1098人の子ども(小5～18歳未満)のうち、「テレビをほとんど見ない」子どもは6.6%。5年前に比べて2.5倍に急増しているらしい。
- (1) テレビをほとんど見ない=1、見る=0とすると、この変数の標本平均 \bar{x} と標本標準偏差 s はそれぞれいくらか。
- (2) 母集団で「テレビをほとんど見ない」子どもは何%程度いるだろう。信頼度95%で比率の区間推定をなさい。
- (3) 同じ区間推定を、信頼度99%でおこないなさい。
3. 関大生から無作為抽出した300人に調査をしたところ、朝食がごはん派の学生は34%だった(仮想データ)。関大生全体では、ごはん派は何%程度か。信頼度95%で区間推定をなさい。

今日のポイント

- ① 信頼度95% (危険度5%) で母集団の平均値を区間推定すると、下のようにとめられる。〈標本サイズが小さい場合の注釈を追加〉

$$\bar{X} - 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{s}{\sqrt{n}}$$

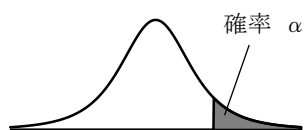
※ただし、標本サイズが小さい(およそ100以下の)場合は、自由度 $n-1$ の t 分布を参照して、1.96の値を置き換える。

※信頼度を変更した場合も、対応する値に置き換える。

- ② 比率の推定は、0/1変数の平均値の推定で理解できる。具体的な式は下のとおり。(pは標本での比率を表わす小数。例：40%は $p=0.40$)

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

【t分布の確率表】



自由度	α					
	0.1 (0.2)	0.05 (0.1)	0.025 (0.05)	0.01 (0.02)	0.005 (0.01)	0.0005 (0.001)
1	3.08	6.31	12.71	31.82	63.66	636.62
2	1.89	2.92	4.30	6.96	9.92	31.60
3	1.64	2.35	3.18	4.54	5.84	12.92
4	1.53	2.13	2.78	3.75	4.60	8.61
5	1.48	2.02	2.57	3.36	4.03	6.87
6	1.44	1.94	2.45	3.14	3.71	5.96
7	1.41	1.89	2.36	3.00	3.50	5.41
8	1.40	1.86	2.31	2.90	3.36	5.04
9	1.38	1.83	2.26	2.82	3.25	4.78
10	1.37	1.81	2.23	2.76	3.17	4.59
11	1.36	1.80	2.20	2.72	3.11	4.44
12	1.36	1.78	2.18	2.68	3.05	4.32
13	1.35	1.77	2.16	2.65	3.01	4.22
14	1.35	1.76	2.14	2.62	2.98	4.14
15	1.34	1.75	2.13	2.60	2.95	4.07
16	1.34	1.75	2.12	2.58	2.92	4.01
17	1.33	1.74	2.11	2.57	2.90	3.97
18	1.33	1.73	2.10	2.55	2.88	3.92
19	1.33	1.73	2.09	2.54	2.86	3.88
20	1.33	1.72	2.09	2.53	2.85	3.85
21	1.32	1.72	2.08	2.52	2.83	3.82
22	1.32	1.72	2.07	2.51	2.82	3.79
23	1.32	1.71	2.07	2.50	2.81	3.77
24	1.32	1.71	2.06	2.49	2.80	3.75
25	1.32	1.71	2.06	2.49	2.79	3.73
26	1.31	1.71	2.06	2.48	2.78	3.71
27	1.31	1.70	2.05	2.47	2.77	3.69
28	1.31	1.70	2.05	2.47	2.76	3.67
29	1.31	1.70	2.05	2.46	2.76	3.66
30	1.31	1.70	2.04	2.46	2.75	3.65
40	1.30	1.68	2.02	2.42	2.70	3.55
60	1.30	1.67	2.00	2.39	2.66	3.46
80	1.29	1.66	1.99	2.37	2.64	3.42
120	1.29	1.66	1.98	2.36	2.62	3.37
∞	1.28	1.64	1.96	2.33	2.58	3.29

注：それぞれの自由度の t 分布で、確率 α に対応する臨界値だけを記している。

カッコ外の α は片側だけの確率。両側に同じ範囲があれば確率はカッコ内の値になる。

- ・信頼度 95%（危険度 5%）の区間推定 → α が「0.025 (0.050)」の列を参照。
- ・有意水準 5%の両側検定 → α が「0.025 (0.050)」の列を参照。
- ・有意水準 5%の片側検定 → α が「0.050 (0.010)」の列を参照。

第7回「推定と検定（3）平均の検定」

■ 検定は合否判定

ここまで、推測統計の一方の柱である統計的推定について解説をした。今回は、もう一方の柱である統計的検定について解説をする。検定は、母集団について何らかの不確かな仮説があり、その仮説を支持するような調査結果が得られたとき、この証拠で十分に仮説が正しいと主張してよいかどうかを判定するための手続きである。検定に合格すれば、標本データが示す結果を信じて母集団でも仮説が支持されたといつてよい。逆に、検定に合格できなければ、母集団で仮説が支持されたというには、まだ証拠が不十分とみなされる。

例) 市民300人に対して意識調査を行うと、〇〇駅前の再開発に反対の人は54%だった。

この結果から「母集団でも過半数が反対している」という仮説は支持されるか？

検定の手続きを行った結果……

合格！→300人調査で54%もあれば、少なくとも過半数と考えるには十分

不合格→調査結果では過半数だが、300人程度では証拠不十分

■ 帰無仮説と対立仮説

ただし、実際の手続きでは、合格・不合格といった言い方はせずに、**帰無仮説**（null hypothesis）と**対立仮説**（alternative hypothesis）と呼ばれる2つの仮説のいずれを採択すべきかを判定する方式である。帰無仮説とは、標本データで得られた証拠が確率的な偶然にすぎず、母集団についても同様だと主張できるだけの意味がない、とする仮説である。上の例の場合、標本調査で過半数（54%）が反対票を投じたのは、「たまたま反対派が多く無作為抽出されてしまっただけだ」と考えるのが帰無仮説である。

対立仮説は、帰無仮説に対置するという意味である。つまり、調査データが示す証拠は偶然などではなく、「母集団の様子を反映した意味のある結果だ」と考える。調査実施者は基本的に調査結果が有効と信じて分析をおこなっているわけであるから、対立仮説が正しいことを示したいと思っている。しかし、全員を調べたわけでもない標本調査で簡単にそのような主張をしてもらっては困るので、一定の統計的な手続きを経ても対立仮説が支持される場合にだけ、データに意味があるという主張を許そう（合格と認める）、というのが統計的検定の基本的なシステムである。

帰無仮説と対立仮説は、しばしば記号でそれぞれ H_0 、 H_1 と表される。

帰無仮説 H_0 ：標本調査の結果に意味がなく、無（偶然）に帰するという仮説。

対立仮説 H_1 ：標本調査の結果が偶然ではなく、意味があるという仮説。

■平均の検定の考え方

さまざまな種類の仮説について、それぞれ検定の手続きがあるが、今回は平均の検定に話を絞る。まず手続きに慣れてもらいたい。

平均の検定の「考え方の」手続きは、次のようにまとめられる。

- ①母集団についての帰無仮説と対立仮説を定義する。
- ②帰無仮説が正しいと仮定してみる。
- ③このとき、実際に得られているような標本データが得られる確率が何%かを調べる。
- ④(a)確率が5%以上→十分にありうることと考え、帰無仮説を採択する。
- ④(b)確率が5%未満→ありえないことと考え、帰無仮説を棄却(対立仮説を採択)する。

たとえば、65歳以上の高齢者200人に対する標本調査で、1日にテレビを見る時間が平均2.2時間だったとしよう ($n=200$, $\bar{X}=2.2$)。この調査結果から、「高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間を超えている」と結論付けてよいだろうか。調査結果は確かに「2時間を超えている」が、母集団(高齢者全体)ではもしかすると違うかもしれない。母集団についてモノをいうには検定の手続きに合格しなければならない。

まず、検定の帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 をはっきりと定義する(①)。違和感があると思われるが、この場合、帰無仮説と対立仮説は次のようになる。

帰無仮説 H_0 : 高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間である。($\mu = 2.0$)

対立仮説 H_1 : 高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間を超えている。($\mu \neq 2.0$)

帰無仮説とは、「標本調査の結果が偶然で意味がない」という状況であるから、母集団の平均値は2時間以下なのにたまたまテレビをよく見ている人を多く調べてしまったということである。その場合、母集団の平均値 μ は1.8かもしれないし、1.7かもしれないしわけだが、帰無仮説はその中でもっとも「平均が2時間を超える偶然」が起こりやすい1点で表現される($\mu = 2.0$)。対立仮説は帰無仮説の否定であるから $\mu \neq 2.0$ となる。

次に、唐突であるが、帰無仮説が正しいと仮定してみる(②)。そして、もし帰無仮説が正しいならば、手元にあるようなデータ(標本平均)が偶然に得られる確率は何%くらいあるのかを考える(③)。その確率が5%以上あるのならば、それは十分にありえる偶然と考える。根拠なく帰無仮説が正しいと仮定したが、そのまま帰無仮説を採択することにする(④a)。一方、帰無仮説が正しいと仮定すると手元にあるようなデータが偶然に得られる確率が5%未満しかないならば、ちょっとそういう偶然が起こったと考えるのは無理がある。つまり、帰無仮説を棄却して、対立仮説の方が正しいと考えるしかないだろうと結論付ける(④b)。これが検定に合格するということである。

■中心極限定理からの説明

では、その「確率」はどうやって知ることができるのだろうか。またしても、中心極限定理から考えると、標本の平均値 \bar{X} は95%の確率で以下の範囲に収まることがわかる。

$$\mu - 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} < \mu + 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

帰無仮説が正しいと仮定すると母平均 $\mu = 2.0$ である。母標準偏差 σ の値は不明だが、例によって標本標準偏差 s で代用する。かりに $s = 0.7$ だったとしよう。t分布を参照して「1.96」の数値を補正しなければならないが、今回は自由度が十分に大きいので ($n-1 = 200-1 = 199$)、自由度 ∞ の欄で「1.96」のままよい。以下のように具体的に計算できる。

$$2.0 - 1.96 \times \frac{0.7}{\sqrt{200}} < \bar{X} < 2.0 + 1.96 \times \frac{0.7}{\sqrt{200}}$$

$$2.0 - 0.097... < \bar{X} < 2.0 + 0.097...$$

$$1.90 < \bar{X} < 2.10$$

つまり、もし帰無仮説が正しいのならば ($\mu = 2.0$ ならば)、標本平均 \bar{X} は、95%の確率で 1.9~2.1の範囲で現れるはずである。ところが、いま手元にあるデータでは $\bar{X} = 2.2$ であり、このような極端な偶然が起こる確率は「非常に低い(5%未満)」ということがわかる(図1)。

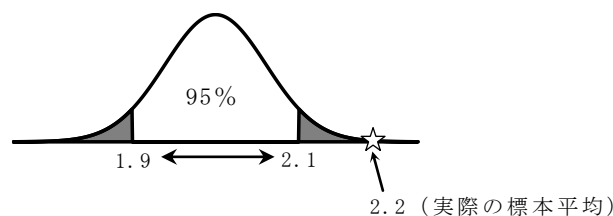


図1 H_0 が正しい場合に予想される標本平均の分布

このような低確率の偶然が起こったと考えることは無理があるので、帰無仮説を棄却し、対立仮説を採択することになる。具体的には、この調査結果から「母集団でも、高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間を超えている」ということができる(検定に合格)。

■平均の検定の実際

このように、中心極限定理から考えれば、平均の検定の仕組みは理解できる。しかし、実際にはいちいち原理から考えるのは面倒なので、もっと定式的な手続きが定められている。平均の検定の「実際的な」手続きは、次のようにまとめられる。

- ① 帰無仮説と対立仮説を正確に定義する。
- ② 帰無仮説が正しい場合のt値を算出する。
- ③ このt値がt分布 ($df=n-1$) の臨界値を越えているかどうかを調べる。
- ④ (a) t値が臨界値以下 → 帰無仮説を採択する。
- ④ (b) t値が臨界値を越えている → 帰無仮説を棄却(対立仮説を採択)する。

先ほどの例 ($n = 200$, $\bar{X} = 2.2$, $s = 0.7$) で具体的に手続きをたどってみよう。帰無仮説と対立仮説の定義の仕方は全く同じである(①)。標本調査の結果から、母集団でも高齢者のテレビ視聴時間の平均値が2時間を超えているとってよいだろうか。形式的な手続きで平均の検定をするときには、次の式にあてはめて帰無仮説 ($\mu = 2.0$) が正しいときのt値を算出する(②)。

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{2.2 - 2.0}{\frac{0.7}{\sqrt{200}}} = 4.04$$

この値は標準化された標本平均なので、必ず平均値が0で標準偏差が1になり、自由度n-1のt分布に従う(図2)。t分布の確率表で分布の外側が5%未満になる区切り値を確認すると、自由度199は自由度∞とみなしてよいので、±1.96が区切り値であることがわかる(③)。

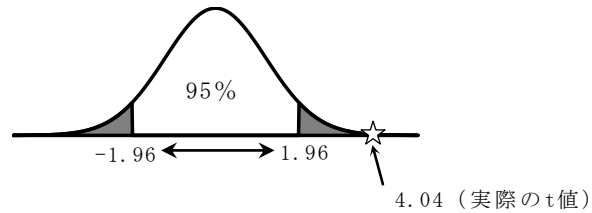


図2 H₀が正しい場合に予想されるt値 (df=∞) の分布

もし本当に帰無仮説が正しいのならば、このt値は0付近の値をとるはずである。多少ずれるにしても、95%の確率で±1.96の範囲に収まるはずである。ところが、現実のデータでのt値は4.04であり、この臨界値を大きくオーバーしている。したがって、偶然によってこのようなデータが得られたとは考えにくく、根拠なく前提とした帰無仮説を棄却して、対立仮説の方を採択する(④b)。つまり、「母集団でも、高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間を超えている」ということができる。もし仮に、t値が±1.96の範囲に収まったならば、帰無仮説をそのまま採択する(④a)。「母集団でも、高齢者のテレビ視聴時間の平均値は2時間を超えている」とはいえない(このデータでは証拠不十分)と結論づける。

■用語の整理

検定の手続きで使う独特の用語を整理しておこう(図3)。検定のために定式的に算出される統計量のことを**検定統計量**(test statistic)と呼ぶ。平均の検定の場合には、t値が検定統計量である。検定統計量が区切り値を超えているかどうかで、知りたい確率が5%未満かどうかを判断するが、この区切り値のことを**臨界値**(critical value)と呼ぶ。臨界値の内側の範囲を帰無仮説の**採択域**(acceptance region)と呼び、外側の範囲を帰無仮説の**棄却域**(rejection region)と呼ぶ(図3)。

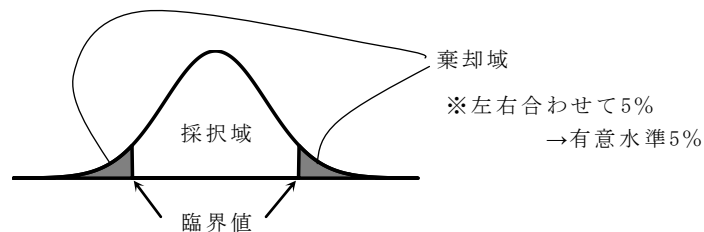


図3 検定に関する用語

また、この確率5%という基準は分析者が変更してもよい（慣習として5%がもっともよく用いられるだけ）。検定で基準とする確率のことを**有意水準**（significance level）と呼ぶ。有意水準は「このような偶然は起こらないものとみなす」基準なので、実際にそのような偶然が起こってしまうことによって検定の判断を誤る確率を指し示している。だから、もっと厳しい判定が必要ならば有意水準を小さくすればよい（1%、0.1%など）。逆にもっと大らかな判定でよければ、有意水準を大きく設定する（10%など）。

（練習）

1. ある会社の社員から無作為に抽出した150人の標本について、通勤時間を尋ねる調査をおこなった。平均通勤時間が31.9分、標準偏差が13.2分であったとき、母集団の平均通勤時間は30分を超えていると判断してよいかどうか。5%の有意水準で検定しなさい。
2. ある大学の全学生の中から無作為に選んだ20人に対して、自分の容貌を1点（非常に悪い）から5点（非常によい）の5段階で評価してもらったところ、平均3.5点、標準偏差0.8という結果になった。この大学の学生の平均評価はふつう（3点）とは違うと言えるか。5%の有意水準で統計的に検定しなさい。
3. 問題2について、10%の有意水準と1%の有意水準でそれぞれ検定しなさい。
4. S市に住む20代の市民から無作為抽出した30人に対して、親しい友人の人数を尋ねる調査をおこなった。その結果、平均が8.9で、標準偏差が3.8であった。この調査結果から、S市の20代市民は親しい友人が平均10人もいない、と結論づけてよいか。5%の有意水準で検定しなさい。

今日のポイント

- ① 検定は、「標本調査の結果を証拠にして、母集団についても同様とみなせる」といってよいかどうかを判断するための合否判定。
- ② 有意水準5%で平均値の検定をするためには、下式でt値を計算して、臨界値（±1.96）を超えているかどうかを確かめる。超えていれば H_0 を棄却して H_1 を採択。

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

※ただし、標本サイズが小さい（およそ100以下）の場合は、自由度 $n-1$ のt分布を参照して、臨界値（±1.96）を置き換える。有意水準（5%）を変更した場合も、対応する値に置き換える。

（連絡）

来週小テスト②（平均の推定と検定の問題＋用語の穴埋め）

前回同様、A4用紙1枚（裏表に何が書いていてもよい）は持ち込み可。

これとは別に、確率表と電卓は常にOK。

第8回「推定と検定（4）平均の差の検定」

■2つの母集団を比較する

前回までに学習した平均の推定および検定は、「1つの」母集団の特徴を推し測るためのものであった。しかし、我々が社会調査で知りたいことは、単に1つの母集団の特徴ではなく、2つの集団を比較した結果であることが多い。たとえば、調査結果を男女で比較したり、年齢層で比較したりすることがよくある（属性比較）。あるいは、去年の結果と今年の結果を比較することや（時間的比較）、日米での比較（文化・空間的比較）など、さまざまな側面から調査結果の比較はなされる。

こうした比較は、典型的にはそれぞれの集団で何らかの平均値を算出して値の大小を比べることとされる。たとえば、「男子学生の平均通学時間が15分なのに対して、女子学生の平均通学時間は20分と、5分長い」といった比較である。しかしここでわかったことは、男子学生と女子学生の標本の間で差異があるということだけである。母集団でも同じように男女に差異があるかはわからない。この標本データから、母集団でも差異があるとみなしてよいのだろうか（検定に合格するのか）。あるいは、標本の男女差から母集団での男女差はどの程度の範囲にあると区間推定できるのだろうか。このような推測を統計的に行うには、「平均の差の検定」「平均の差の推定」と呼ばれる手続きが必要となる。

■平均の差の検定

まず、前回からの延長で「検定」の手続きについて解説しよう。次のように男女差を問題にする場面を想定する。

2009年全国家族調査*では、結婚生活の満足度を1～4の4点満点で尋ねている。結婚3年目の人々（男性32名、女性28名）の調査結果によると、以下のとおり男性の方が満足度が高かった。この調査結果から、母集団（全国の結婚3年目の人々）でも、「男性の方が結婚満足度が高い」といってよいだろうか？

男性	平均 $\bar{x}_1 = 3.3$	標準偏差 $s_1 = 0.82$ (分散 $s_1^2 = 0.67$)
女性	平均 $\bar{x}_2 = 3.0$	標準偏差 $s_2 = 0.79$ (分散 $s_2^2 = 0.62$)

（※全国家族調査（NFRJ）は日本家族社会学会が1999、2004、2009年に実施した全国無作為標本調査で、家族関係や家族意識を幅広く調べている）

この場合、帰無仮説と対立仮説は次のようになる。

帰無仮説 H_0 ：男女で結婚満足度に差はない ($\mu_1 = \mu_2$)

対立仮説 H_1 ：男女で結婚満足度に差がある ($\mu_1 \neq \mu_2$)

平均の検定と同様に、まず帰無仮説が正しいと仮定する。つまり男女で結婚満足度の平均が同じだと仮定する。しかし、実際のデータでは0.3ポイントの差がある。この0.3ポイントの差が偶然の範囲内と言えるのかどうかを判断しなければならない。

通常、有意水準は5%と定める。帰無仮説が正しいときでも0.3ポイントの平均差が生じるといふ確率が5%以上あれば、この0.3ポイントの差は偶然に起こりうる範囲内とみなされる（帰無仮説を採択）。逆に、その確率が5%未満であれば、この差は偶然には表れえないもので、母集団の平均に実際に差があったのだとみなす（対立仮説を採択）。

地道に考えれば、その正確な確率を計算することは可能であるが、それは頭が混乱する。そのため、やはり検定統計量が一定の値（臨界値）を越えているかどうかで、どちらの仮説を採択するかを決定する。統計的検定の常套手段である。

平均の差の検定では、次の計算式のt値を検定統計量として用いる。この値は、帰無仮説が正しい場合、自由度 $(n_1-1)+(n_2-1)=n_1+n_2-2$ のt分布を示すことが知られている。t値がこの分布から大きくかけ離れていれば、帰無仮説が棄却されることになる。前回学習した「平均の検定」も検定統計量はt分布を利用していたが、t分布を利用する検定でもっとも多用されるのは「平均の差の検定」なので、**t検定**といえは平均の差の検定を指す。

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}}$$

この式の $S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$ は、「標本平均の差」の標準偏差で、次のように算出される。 $S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$ は、2つの標本集団のばらつき具合を標本サイズの違いを加味しながら足し合わせることで算出されている。

$$S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$$

2つのグループの標本数が等しくnの場合、簡単になる。 $\sqrt{\frac{S_1^2 + S_2^2}{n}}$

- ※ n_1 1つ目の標本グループの標本サイズ n_2 2つ目の標本グループの標本サイズ
- \bar{X}_1 1つ目の標本グループの平均 \bar{X}_2 2つ目の標本グループの平均
- S_1 1つ目の標本グループの標準偏差 S_2 2つ目の標本グループの標準偏差

結婚満足度の男女差での、実際に検定の例

- ┌ 帰無仮説 H_0 : 男女で結婚満足度に差はない ($\mu_1 = \mu_2$)
- └ 対立仮説 H_1 : 男女で結婚満足度に差がある ($\mu_1 \neq \mu_2$)

有意水準5%で平均の差の検定を行う。

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} = \frac{3.3 - 3.0}{0.21} = 1.43$$

(※ $S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$ の値は右のとおり計算)

$$S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$$

$$= \sqrt{\frac{(32-1)0.67 + (28-1)0.62}{32+28-2} \times \left(\frac{1}{32} + \frac{1}{28}\right)} = 0.21$$

自由度 $= n_1 + n_2 - 2 = 32 + 28 - 2 = 58$ のt分布（自由度60で代用）において臨界値は ± 2.00 。
 $t < 2.00$ なので、帰無仮説の採択域に入る。

「男女で結婚満足度に差がある」とはいえない。

■平均の差の区間推定

平均の差については、検定ではなく推定も当然できる。つまり、母集団でグループ間の平均の差がどの程度になるのかを、「95%の確信をもって、平均の差は〇〇～××の範囲にある」という形で区間推定することができる。

考え方自体は、平均の推定の場合とまったく同じなので省略する。結論としては、母平均の差 $\mu_1 - \mu_2$ は、危険度5%（信頼度95%）で次の信頼区間に収まると推定できる。

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - 1.96 \times S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + 1.96 \times S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$$

（ $S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}$ は平均の差の標本標準偏差、算出は検定の場合と同様）

※ただし、標本の人数が少ない場合（合計しておよそ100以下の場合）、自由度 $n_1 + n_2 - 2$ の t 分布に照らし合わせて、 ± 1.96 の値を補正する。信頼度を95%から変更する場合も、同様に確率表で対応する値を参照して置き換える。

先ほどの結婚満足度の例で、実際に平均の差の区間推定を行うと次のようになる（信頼度95%）。

$$\begin{aligned} (3.3 - 3.0) - 2.00 \times 0.21 &< \mu_1 - \mu_2 < (3.3 - 3.0) + 2.00 \times 0.21 \\ 0.3 - 0.42 &< \mu_1 - \mu_2 < 0.3 + 0.42 \\ -0.12 &< \mu_1 - \mu_2 < 0.72 \end{aligned}$$

つまり、「差異を大きく見積もれば、男性の方が平均値が0.72大きいと予想されるが、少なく見積もれば-0.12（男性の方が平均値が小さい）という予想も成り立つ」ことが95%の確信をもって推定されたことになる。

ただし、実際にはこの種の「平均の差の推定」はあまり行われたい。それぞれのグループで平均値を推定して、信頼区間の重なり具合を検討する方がわかりやすいからである。

今日のポイント

- ①平均の差の検定は、社会調査のデータ分析で頻繁に用いられる。
- ②有意水準5%で「平均の差の検定」をするためには、下式でt値を計算して、臨界値（ ± 1.96 ）を超えているかどうかを確かめる。超えていれば H_0 を棄却して H_1 を採択。

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} \quad \left[S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} \right]$$

※ただし、標本サイズが小さい（およそ100以下）の場合は、自由度 $n_1 + n_2 - 2$ の t 分布を参照して、臨界値（ ± 1.96 ）を置き換える。有意水準（5%）を変更した場合も、対応する値に置き換える。

(練習)

1. ある会社で社員の中から無作為に選ばれた正規雇用の20人、非正規の12人に、会社への満足度を尋ねて得点化した。その結果、正規雇用の満足度は平均50点、標準偏差10であり、非正規の満足度は平均43点、標準偏差8であった。母集団において正規と非正規の間に満足度に差があるといえるか。有意水準5%で検定せよ。

2. 2009年全国家族調査の結果から、30代前半(30~34歳)で働く男女の通勤時間を整理すると次のようになった。男性の方が8.1分通勤時間が長いことがわかる。
男性：228名、平均34.0分、標準偏差23.3分
女性：173名、平均25.9分、標準偏差20.7分
 - (1) この調査結果ら、母集団でも「男性の方が平均通勤時間が長い」と結論づけてもよいだろうか。有意水準5%で平均の差を検定しなさい。
 - (2) 現代日本社会において、30代前半の男女で通勤時間に差があるのはなぜか。あなたの意見を論理的な文章で示しなさい。

3. 大阪府の成人から300人を無作為に選び、現在の内閣を支持するかどうかを尋ねた。結果は55%が支持しているというものであった(300人全員が回答したものとする)。
 - (1) 母集団において内閣の支持率は50%より高いといえるか。有意水準5%で検定せよ。
 - (2) 先月、やはり300人に調査をしたときには、支持率が58%であったという。母集団において、先月と今月の間に差があったといえるか。有意水準5%で検定せよ。

第9回「小休止（復習）」

※来週は学術講演会。ミニツツペーパーで出席を取ります。

1. 一般に、「検定に合格」とはどういう状態を指すか。以下の（1）～（8）のそれぞれについて、正しい方に○を付けなさい。

- (1) A 調査でわかったことが母集団についても成り立つ
B 調査でわかったことが母集団については成り立たない
- (2) A 調査結果が偶然の産物にすぎない可能性が結構ある
B 調査結果が偶然の産物である可能性はほとんどない
- (3) A 帰無仮説を棄却する
B 対立仮説を棄却する
- (4) A 帰無仮説を採択する
B 対立仮説を採択する
- (5) A 手元のような調査結果が偶然に得られる確率が5%以上ある
B 手元のような調査結果が偶然に得られる確率は5%未満しかない
- (6) A 検定統計量が臨界値を超えている（臨界値の外側）
B 検定統計量が臨界値を超えていない（臨界値の内側）
- (7) A 調査結果が統計的に有意である
B 調査結果が統計的に有意ではない
- (8) A 平均の差の検定の場合、「平均の差がある」といえる
B " "、"平均の差がある"といえない

2. 次のような場合に、検定の結果はどのように判断されるのか。（1）～（4）のそれぞれについて、正しい方に○を付け、結論を具体的な文で記しなさい。

- (1) 顧客満足度調査では、男性の平均が5.5点、女性の平均が7.2点だった。平均の差を検定すると、 $t = -3.27$ で、臨界値が ± 2.02 。
⇒ 検定統計量が臨界値を [超えている・超えていない]
検定に [合格・不合格]
 H_0 を [棄却・採択]
結論（…といえる/いえないという形で）：

母集団で

- (2) 去年の4年生は選挙に行ったことのある学生が45%しかいなかったが、今年の4年生は52%いた。今年の方が選挙に行った比率が高いとってよいか、0/1のダミー変数と考えて、比率の差を検定すると、 $t = 1.44$ で、臨界値が ± 1.96 。
⇒ 検定統計量が臨界値を [超えている・超えていない]
検定に [合格・不合格]
 H_0 を [棄却・採択]
結論（…といえる/いえないという形で）：

母集団で

- (3) 小学生のテレビ視聴時間は1日1時間程度と予想していたが、調査では平均1.3時間という結果が出た。平均は1時間でないと結論づけてよいか、平均の検定をすると、 $t=1.69$ で、臨界値が ± 1.96 。

⇒ 検定統計量が臨界値を [超えている・超えていない]
検定に [合格・不合格]
 H_0 を [棄却・採択]
結論 (…といえる/いえないという形で) :

母集団で

- (4) -5 点 $\sim +5$ 点の範囲で、自分の性格を自己評価してもらったところ、平均値は -0.8 点になった。性格の自己評価は標準 (± 0) よりも低いとってよいか。平均の検定の結果は、 $t=-4.29$ で、臨界値が ± 2.04 。

⇒ 検定統計量が臨界値を [超えている・超えていない]
検定に [合格・不合格]
 H_0 を [棄却・採択]
結論 (…といえる/いえないという形で) :

母集団で

3. 「幼児期に母親が外で働くことは子どもの成長に悪い」という意見に賛成か反対かを $+2$ 点 (とても賛成) ~ -2 点 (とても反対) の5段階で答えてもらう調査を行った。996人から回答を得て、平均値が -0.52 、標準偏差が 1.25 であった。

(1) 95%の信頼度で平均得点の信頼区間を区間推定せよ。

- (2) 母集団でも、「平均値が0より小さい (全体的には、母親の仕事は有害と考えられない傾向がある)」と判断してよいであろうか。有意水準5%で検定せよ。(両側検定で)

4. ある2つの地域で5年生を20人ずつ無作為に選んで、算数の学力試験を行った。その結果、地域Aでは、平均得点が73点、標準偏差が10.0であった。一方、地域Bでは、平均得点が68点、標準偏差が8.0であった。
2つの地域で算数の学力に差があると言ってよいであろうか (平均得点に差があると言ってよいであろうか)。有意水準5%で検定を行え。(両側検定で)

5. 30代の既婚男性と未婚男性を200人ずつ調べると、自分の父親がすでに亡くなっている人の割合に違いがあった。父親の死亡率は、既婚男性では10%だったのに対して、未婚男性では19%であった。

(1) この結果から未婚男性の方が父親の死亡率が高いと一般化してよいだろうか。平均の差の検定を応用して、比率の差を有意水準5%で検定しなさい。

(2) 既婚男性と未婚男性の父親死亡率を、それぞれ95%の信頼度で区間推定しなさい。

(補足) 両側検定と片側検定

統計的検定において、帰無仮説の棄却域は正の側にも負の側にも両方設けられている。しかし、これを片側だけにすべきだ、という考え方もある。標本データで得られる情報には、ふつう方向性があるからである。

たとえば、標本データの平均通学時間が男子学生で15分、女子学生で20分だったとき、得られた情報は「男女で平均通学時間が異なる」というよりも、「女子学生の方が平均通学時間が長い」と考えるのがふつうである。この場合、対立仮説が支持される（標本データと同じ傾向が母集団についてもあてはまるとみなす） t 値の領域は、片側だけに設けられると考える方が自然であろう。

両側に帰無仮説の棄却域を設ける通常の検定を**両側検定**（two-tailed test）と呼び、情報の方向性を考えて棄却域を片側だけに限定する検定を**片側検定**（one-tailed test）と呼ぶ。棄却域のある方向によって右側検定（あるいは上側検定）、左側検定（あるいは下側検定）と呼ぶこともある。この授業では、検定は両側検定でおこなうことを前提にしているが、概念としては知っておこう。

片側検定をおこなう場合、有意水準が同じ5%でも臨界値が変わってくることに注意が必要である。なぜならば、両側検定では両方を足して5%であったのが、片側検定では一方だけで5%の面積を占めるのであるから、その臨界値はより内側になる。具体的には、両側検定における有意水準10%の臨界値が、片側検定における有意水準5%の臨界値に相当する。したがって、片側検定は、結局両側検定よりも検定の基準を甘くしていることになる。これは片側検定の使用が実際上は避けられる理由の1つである。

第10回「推定と検定（5） 独立性の検定」

■クロス表についての検定

以前学習した「平均の差の検定」は、非常によく用いられる検定手続きであるが、これができるのは、注目している変数が、平均を算出できる変数、すなわち量的変数の場合である。注目している変数が質的変数の場合、同様の手続きはクロス表について検定をおこなうことに置き換えられる。

仮に次のような話を考えよう。K市に住んでいる30代で独身の男女の中から無作為に標本を抽出し、アンケート調査を行った。男女別にその結婚観（今後、結婚をするつもりかどうか）の回答をクロス集計表に整理したところ、下のような表になった。ざっと見たところ、女性の方が男性よりも「結婚をするつもり」という傾向が読める。

表1 性別と結婚観のクロス表（観察度数）

	するつもり	どちらとも いえない	しない つもり	計
男性	14 35.0%	12 30.0%	14 35.0%	40 100%
女性	28 63.6%	9 20.5%	7 15.9%	44 100%
計	42 50.0%	21 25.0%	21 25.0%	84 100%

つまり、性別と結婚観の間には何らかの関連性があるように見える。統計学では、2つの変数の間に関連性がないことを、「2つの変数は統計的に**独立**（independent）である」と言う。この例では、性別と結婚観は独立ではない、と言い換えられる。

しかし、例によって、これは標本の集計に過ぎない。母集団では独立であるにもかかわらず、偶然に偏った標本が選ばれたのかもしれない。母集団でも関係が独立でないことを確認するためには、やはり検定が必要である。帰無仮説と対立仮説は次のようになる。

H_0 : 性別と結婚観は、独立である（関連性がない）。

H_1 : 性別と結婚観は、独立ではない（関連性がある）。

このような検定を**独立性の検定**（test of independence）と呼ぶ。クロス表の検定とか、カイ二乗検定と呼ぶこともある。とくに社会調査データでは質的変数が多いので、独立性の検定は、平均の差の検定と並んでもっとも頻繁に利用される。

■期待度数の算出

検定の常套手段として、形式的な検定統計量が臨界値を超えるかどうかで帰無仮説を採択するか、それとも対立仮説を採択するかを決定する。独立性の検定で用いる検定統計量は以下のような**カイ二乗値** [χ^2 値]（chi-square）である。

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j} \quad (j \text{は何個目のセルかを表わし、} k \text{個のセルがあると定めている})$$

カイ二乗値を算出するためには、**期待度数** (expected frequency) という考え方を理解する必要がある。検定の一般的な考え方は、「帰無仮説が正しいと仮定したときに、手元にあるデータが、実際に偶然によって得られる確率が何%程度あるかを調べ、判断の根拠とする」というものであった。独立性の検定でも、帰無仮説が正しいと仮定してみるところから話が始まる。つまり、クロス表の2つの変数の間にまったく関連性がない(独立)ならば、どういったクロス表になるべきと期待されるのか、を考える。

もし帰無仮説が正しく、性別と結婚観が統計的に独立であるならば、たとえば、ある標本ケースが「男性」で「結婚をするつもり」である確率は、単純に「男性である確率」と「結婚をするつもりである確率」のかけ算で求まるはずである。それぞれの本当の確率は不明だが、データから一番もっともらしい数値を決めるならば、周辺度数(合計値)を使って割り算をすればよい。すなわち、あるケースが「男性である確率」は $\frac{40}{84}$ である。同じように、「結婚をするつもりである確率」は $\frac{42}{84}$ である。したがって、あるケースが「男性」で「結婚をするつもり」である確率は、 $\frac{40}{84} \times \frac{42}{84}$ である。

そしてケースは全部で84人いるわけだから、「男性」で「結婚をするつもり」のセル度数はこの確率が84回繰り返されて、 $\frac{40}{84} \times \frac{42}{84} \times 84 = 20$ と、20人になることが予測される。このように帰無仮説を前提として算出されるセル度数を「期待度数」と呼ぶ。

他のセルの期待度数も同様のかけ算で求まる(表2)。たとえば、「女性」で「結婚しないつもり」のセルの期待度数は、 $\frac{44}{84} \times \frac{21}{84} \times 84 = 11$ 人である。

表2 性別と結婚観のクロス表(期待度数)

	するつもり	どちらとも いえない	しない つもり	計
男性	20	10	10	40
女性	22	11	11	44
計	42	21	21	84

■期待度数を用いたカイ二乗値の算出

もともと標本データで実際に観察された度数(**観察度数[観測度数]**(observed frequency)と呼ぶ)と、理論的に計算された期待度数を比較すると、表3のように整理される。

表3 観察度数と期待度数の比較

	観察度数 O_j	期待度数 E_j
男性・するつもり	14	20
男性・どちらともいえない	12	10
男性・しないつもり	14	10
女性・するつもり	28	22
女性・どちらともいえない	9	11
女性・しないつもり	7	11
計	84	84

観察度数と期待度数の間にはいくらかのずれがある。独立性の検定で問題にしているのは、この程度のずれが偶然でも起こりうるのか、それとも偶然には起こりえないのか（確率が5%未満なのか）、ということである。そのため、検定統計量のカイ二乗値では、すべてのセルについて、標準化されたずれの程度を算出し、それを足し合わせることで全体としてのずれの大きさを評価している。今回のデータの場合、以下のようになる。

$$\begin{aligned}\chi^2 &= \frac{(14-20)^2}{20} + \frac{(12-10)^2}{10} + \frac{(14-10)^2}{10} + \frac{(28-22)^2}{22} + \frac{(9-11)^2}{11} + \frac{(7-11)^2}{11} \\ &= 1.8+0.4+1.6+1.64+0.36+1.45 = 7.25\end{aligned}$$

帰無仮説が本当に正しければ、ずれの大きさ（カイ二乗値）は図1のようなカイ二乗分布に従い、0付近の値をとるはずである¹。実際には、偶然によっていくらか0から離れた値をとるが、それが偶然ではありえない程度のずれとみなすべきかどうかは、臨界値を超えるかどうかで判別する。

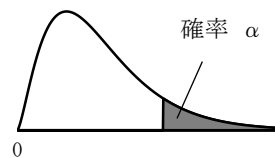


図1 χ^2 分布

臨界値はカイ二乗分布の確率表を参照するが、カイ二乗分布にも、t分布と同じように自由度が存在する。独立性の検定における自由度は、(クロス表の行数-1) × (クロス表の列数-1) である。ここでは、 $df=(2-1) \times (3-1)=2$ となる。自由度の意味は、後の回で解説する。

自由度2のカイ二乗分布の表を確認すると、有意水準5%での臨界点は5.99である。したがって、7.25というカイ二乗値は、偶然には起こりえない。帰無仮説は棄却され、対立仮説の方が採択される。つまり、母集団でも「性別と結婚観の関係が独立ではない（関連性がある）」ということができる。

■ 度数サイズの必要性

独立性の検定について、一点だけ大切な注意をしておこう。カイ二乗値を用いた検定は、各セルの期待度数がある程度大きくないと、不適切な確率を導いてしまうことがある。そのため、いずれかのセルの期待度数が5未満になることは避ける、という経験則がある。

選択肢を細かくわけすぎて、1つのセルの度数が小さくなり、この規則に違反してしまうような場合には、可能な範囲で複数の選択肢をまとめてクロス表を縮約すべきである（たとえば、「とても賛成」と「ある程度賛成」を1つの「賛成」にまとめるなど）。カイ二乗値を使わずに確率を計算する「正確検定」という技法で回避することもあるが、社会調査のデータは正確検定に耐えうるほど厳格に収集されていないことが多いので、やはりデータの身の丈にあったクロス表に縮約して、できる範囲の分析をおこなう方がよいだろう。

¹ 実際には、本当にずれが0になるということも、できすぎた偶然でほとんどありえない。平均的には、カイ二乗値の自由度相当のずれが生じる確率が高い。だからカイ二乗分布の形は0ではなく、0から少し離れたところが一番盛り上がっている。

今日のポイント

- ①クロス表に対する独立性の検定は、社会調査のデータ分析で頻りに用いられる。
- ②有意水準5%で「独立性の検定」をするためには、観察度数 O_j と期待度数 E_j^{*1} を元に、下式でカイ二乗値を計算して、臨界値 *2 を超えているかどうかを確かめる。超えていれば H_0 を棄却して H_1 を採択。

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(O_j - E_j)^2}{E_j}$$

※1 たとえば、下表のセルaの期待度数は $\frac{72}{127} \times \frac{88}{127} \times 127 = 49.9$ と算出できる。

	Y=1	Y=2	計
X=1	a	b	72
X=2	c	d	45
計	88	39	127

※2 自由度=(クロス表の行数-1)×(クロス表の列数-1)のカイ二乗分布で確認する。

(練習)

2008年実施の全国調査JGSS-2008では、安楽死を法律で認めることへの意識を尋ねている。30代の回答者と70代の回答者で結果を比較するために、下の表を作成した。

	安楽死に賛成か			計
	はい	いいえ	わからない	
30代の回答者	116 ()%	8 ()%	40 ()%	164
70代の回答者	178 ()%	20 ()%	93 ()%	291
計	294	28	133	455

注：質問文は「不治の病におかされた患者が、痛みを伴わない安楽死を望んでいるとします。その家族も同意している場合に、医者が安楽死を行なえる法律をつくるべきだと思いますか」

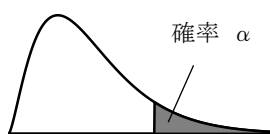
- (1) 比較に適するように行%か列%を記入して、30代と70代の標本の間にもどのような違いがあるか記述しなさい。
- (2) この表に見られるような世代と意識の関連性が、母集団についてもあてはまると考えてよいか。独立性の検定をおこなって判定しなさい。なお、検定のためにはまず期待度数を算出する必要がある。(割り切れない期待度数は、小数点以下第一位くらいまで求めれば、ほとんど誤差なく計算できる)

(期待度数)	安楽死に賛成か			計
	はい	いいえ	わからない	
30代の回答者				164
70代の回答者				291
計	294	28	133	455

(連絡)

来週小テスト③ (平均の差の検定、独立性の検定)

【カイ二乗分布 (χ^2 分布) の確率表】



自由度	α			
	0.1	0.05	0.01	0.001
1	2.71	3.84	6.63	10.83
2	4.61	5.99	9.21	13.82
3	6.25	7.81	11.34	16.27
4	7.78	9.49	13.28	18.47
5	9.24	11.07	15.09	20.52
6	10.64	12.59	16.81	22.46
7	12.02	14.07	18.48	24.32
8	13.36	15.51	20.09	26.12
9	14.68	16.92	21.67	27.88
10	15.99	18.31	23.21	29.59
11	17.28	19.68	24.72	31.26
12	18.55	21.03	26.22	32.91
13	19.81	22.36	27.69	34.53
14	21.06	23.68	29.14	36.12
15	22.31	25.00	30.58	37.70
16	23.54	26.30	32.00	39.25
17	24.77	27.59	33.41	40.79
18	25.99	28.87	34.81	42.31
19	27.20	30.14	36.19	43.82
20	28.41	31.41	37.57	45.31
21	29.62	32.67	38.93	46.80
22	30.81	33.92	40.29	48.27
23	32.01	35.17	41.64	49.73
24	33.20	36.42	42.98	51.18
25	34.38	37.65	44.31	52.62
26	35.56	38.89	45.64	54.05
27	36.74	40.11	46.96	55.48
28	37.92	41.34	48.28	56.89
29	39.09	42.56	49.59	58.30
30	40.26	43.77	50.89	59.70

注：それぞれの自由度のカイ二乗分布で、確率 α に対応する臨界値だけを記している。

※一応もう一度お知らせしておきますが、配布プリントは授業後にWebにアップしています。とくに、確率表はずっと使うので、なくしたら各自で取得しておいてください。

<http://www2.itc.kansai-u.ac.jp/~tyasuda/>



第11回「補足と統計分析ソフトでの実際」

■比率の差の検定

計量社会学では、平均の差の検定と同じように、比率の差の検定をおこないたい場面が多い。たとえば、ある大学で1年生と2年生を200人ずつ調べたとき、アルバイトをしている割合が52%と58%という違いがあったとする。このとき、母集団でも学年によってアルバイト率が違うとあってよいだろうか。

比率の差の検定は、ダミー変数における平均の差の検定の応用と考えることもできるし、比率からクロス表を再現して独立性の検定で対応することもできる。いずれのやり方でも結論は同じになるので、どちらを用いてもかまわない。ただし、それぞれのグループの人数が少ないとき（およそ100人未満のとき）にはダミー変数で平均値を考えることに無理が生じるので、その場合は独立性の検定を利用する方がよい。

ダミー変数で平均の差の検定をした場合

$$1 \text{ 年生} \quad n_1 = 200, \quad \bar{X}_1 = 0.52 \quad s_1 = \sqrt{0.52 \times (1 - 0.52)} = 0.50$$

$$2 \text{ 年生} \quad n_2 = 200, \quad \bar{X}_2 = 0.58 \quad s_2 = \sqrt{0.58 \times (1 - 0.58)} = 0.49$$

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}} = \frac{0.52 - 0.58}{0.05} = -1.2$$

$$\left[S_{\bar{X}_1 - \bar{X}_2} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} = \sqrt{\frac{199 \times 0.50^2 + 199 \times 0.49^2}{398} \times \left(\frac{1}{200} + \frac{1}{200} \right)} = 0.05 \right]$$

自由度 ∞ のt分布（標準正規分布）で、有意水準5%の臨界値は ± 1.96 なので、 H_0 を採択。

「アルバイト率に差がある」とはいえない。

クロス表で独立性の検定をした場合

	バイトしている	していない	計
1年生	104 (52%)	96 (48%)	200
2年生	116 (58%)	84 (42%)	200
計	220	180	400

↓

(期待度数)

	バイトしている	していない	計
1年生	110	90	200
2年生	110	90	200
計	220	180	400

$$\chi^2 = \frac{(104-110)^2}{110} + \frac{(96-90)^2}{90} + \frac{(116-110)^2}{110} + \frac{(84-90)^2}{90} = 1.45$$

自由度 $(2-1) \times (2-1) = 1$ のカイ二乗分布で、有意水準5%の臨界値は3.84なので、 H_0 を採択。

「アルバイト率に差がある」とはいえない。

■あとは同様

ここまでに、以下のような推定・検定の手続きを学習してきた。

- ・平均の推定
 - ・平均の検定
 - ・平均の差の検定
 - ・独立性の検定
 - ・比率の差の検定
- } (比率の推定・検定を含む)
- (推定もできるが、あまり利用しない)
- (平均の差の検定の応用でも、独立性の検定でもOK)

社会調査の分析で頻繁に用いられる推測統計の手続きは、以上である。(とくに検定については)他の種類の手続きを用いることもあるが、推定・検定の基本的な考え方さえわかっているならば、検定統計量が変わるだけで、有意水準に対応する臨界値を超えていれば検定に合格(対立仮説を採択)という方針に変わりはなく、同じように扱えばよい。

たとえば、相関係数(2つの量的変数の関係性を $-1\sim+1$ の範囲で表す)が統計的に有意(母集団でも相関がある)かどうかを検定したければ、その検定統計量は下のとおりである。この数値が自由度 $n-2$ における t 分布の臨界値を超えていれば、検定に合格ということになる。

$$t = \frac{r}{\sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}}}$$

■統計分析ソフトでの実際の推定・検定

統計的検定では、決められた検定統計量について、有意水準に相当する値(臨界値)を調べ、それを超えるかどうかで帰無仮説を採択するか、対立仮説を採択するかを決めてきた。算出された検定統計量の値ごとに対応する確率を載せていると、膨大な表になってしまうため、区切りになる重要な値の対応だけを掲載していたわけである

例：自由度1のカイ二乗分布では.....

χ^2 値		知りたい確率
2.71	⇔	10%
3.84	⇔	5%
6.64	⇔	1%
10.83	⇔	0.1%

しかしながら、コンピュータ(統計分析ソフト)を使って、検定を実行させた場合には、このような配慮をする必要がなくなる。算出された検定統計量に正確に対応した確率を計算してくれるからである。そのような確率のことを**有意確率**(significance probability)と呼ぶ。有意確率は記号「 p 」あるいは「 p 値 (p -value)」と表され、「 $p=.043$ 」といった表現で示される(この場合、有意確率が4.3%、つまり標本で得られたようなデータが偶然に得られる確率は4.3%という意味)。

そのため、統計分析ソフトを使う場合は、有意確率が有意水準を下回っているかどうか

(通常は5%未満、つまり「 $p < .05$ 」かどうか)を確認するだけで、検定に合格か不合格かを判断できる。非常に簡単である。

有意確率が 5%未満 ($p < .05$)
 ⇒検定に合格したので、調査結果は統計的に有意(信頼して母集団についてものをいってよい)

有意確率が 5%以上 ($p \geq .05$)
 ⇒検定に不合格なので、調査結果は統計的に有意でない(データを鵜呑みにするのは危険)

図1、2に、**統計分析ソフトSPSS**を用いて平均の差の検定と独立性の検定をおこなった場合のアウトプットを示した。調査データ分析の実践では、こういったアウトプットの読み取りに慣れることが必要になる。なお、有意確率だけを見ればよいので、他の数値(自由度と検定統計量)は要らないのではないかと思えるかもしれないが、有意確率は自由度と検定統計量を根拠として概算されているので、レポート等ではこれらの情報も明記することがふつうである。

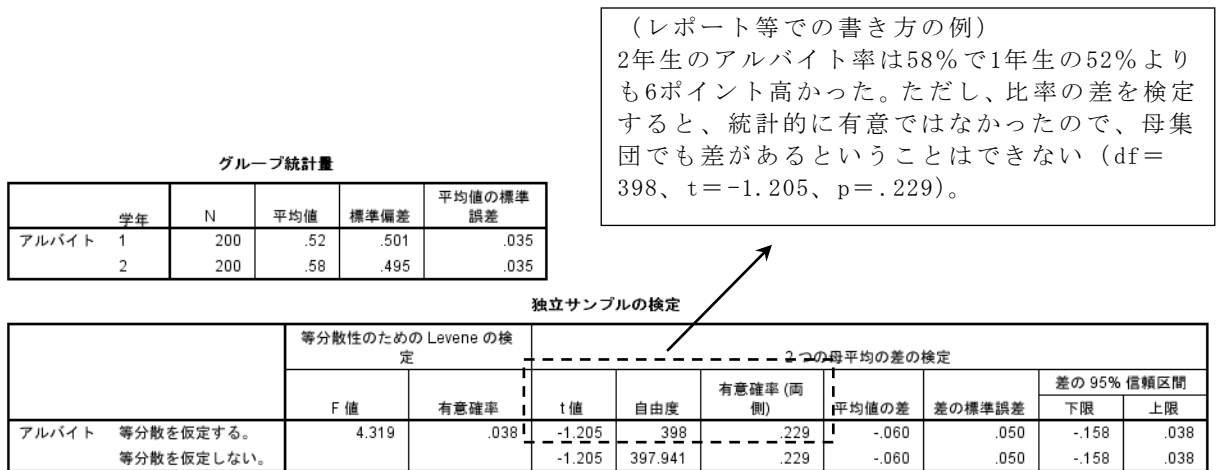


図1 SPSSの出力例(「平均の差の検定」を応用した「比率の差の検定」)

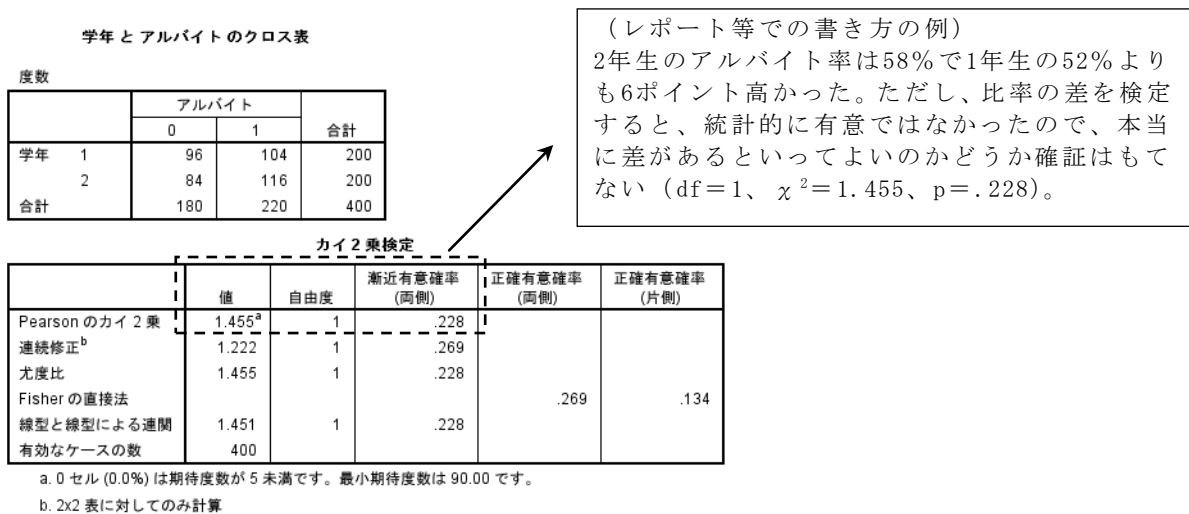


図2 SPSSの出力例(「独立性の検定」を応用した「比率の差の検定」)

■補足：自由度の意味

これまで、自由度〇〇のt分布、自由度××の χ^2 分布というように、「自由度」という言葉をほとんど何の断りもなしに使用してきたが、簡単に説明しておこう。抽象的に表現するならば、自由度とは「ある確率分布について自由に（確率的に）値が決まる数値の個数」である。

具体的に考えよう。たとえば、独立性の検定では、自由度が（クロス表の行数-1）×（クロス表の列数-1）であった。この検定では、帰無仮説が正しければ、各セルの度数は期待度数のようになることが予想される。しかし、それは「必ず期待度数どおりでなければならない」ということではない。期待度数からいくらかずれた「自由な（確率的な）」値をとることができる。ただ、全てのセル度数が完全に自由なわけではない。期待度数を求める際に、周辺度数（周りの合計値）を利用して、確率を定めている。このため、自由な中でも周辺度数は固定されていなければならない。例えば、図3の3×4のクロス表では、太枠の中の度数を自由に決めると、網がけの部分の度数は自動的に決まることになる。このため、3×4のクロス表では、独立性の検定の自由度は、(3-1)×(4-1)=6となるのである。

	B ₁	B ₂	B ₃	B ₄	計
A ₁					20
A ₂					30
A ₃					50
計	20	20	30	30	100

自由でない

図3 自由度の考え方

自由度の大きさは、確率にしたがって自由に動ける値の個数を表しているのので、自由度が大きいとそれだけ χ^2 値が大きくなる可能性が高い。そのため、同じ $\chi^2=6.55$ であっても、自由度の大きさによって意味が異なる。例えば、自由度が2の場合、「自由に動ける値が2個しかないにもかかわらず、6.55もの χ^2 値（期待度数との乖離の度合いを表す）を示している」とみなされ、帰無仮説は棄却されることになる。一方、自由度が10の場合、「10個もの自由に動ける値があるにもかかわらず、 χ^2 値（期待度数との乖離）は6.55にしかなくない」と評価され、帰無仮説が採択されることになる。

同じように平均の検定等で用いたt分布の自由度も考えることができる。平均の検定の自由度は「n-1」であった。これは、平均の検定では、平均値だけは一定に保たなければならないために、最後の1人の値だけは自由に決めることができないためである。平均の差の検定では、2つのグループの平均値をそれぞれ一定にしなければならないので、 n_1+n_2-2 が自由度になる。

■補足：検定結果の正確な意味

検定の結果から下される判断は、誤っている可能性が非常に低い（普通は5%未満）からこそ、信頼される。ただ、誤った判断の仕方にも2種類あることに注意しなければならない

(表1)。

表1 検定の2種類の誤り

		真実	
		対立仮説が正しい	帰無仮説が正しい
検定の判断	対立仮説を採択	正解	第1種の誤り (危険度は有意水準未満)
	帰無仮説を採択	第2種の誤り (危険度は??)	正解

本当は帰無仮説が正しいのに誤って対立仮説が正しいと判断してしまうことを、**第1種の誤り【第1種の過誤】**(Type I error)と呼ぶ。手続きに沿って検定を行えば、我々が第1種の誤りを犯す確率は、有意水準未満(つまり、通常は5%未満)になる。第1種の誤りを犯す確率は、十分に低くなるようにコントロールされているわけである。このように、第1種の誤りを犯す危険性をなるべく小さくしようとするのは、我々が「母集団について〇〇とわかった」というときには、十分に慎重でなければならないからである。

一方で、本当は対立仮説が正しいのに誤って帰無仮説が正しいと判断してしまうことを、**第2種の誤り【第2種の過誤】**(type II error)と呼ぶ。検定の手続きは、第1種の誤りを犯すことはほとんど防いでくれるが、第2種の誤りは基本的に容認する。これは誤って「〇〇とわかった」ということに比べれば、「〇〇とはわからなかった」という誤りの方が罪が小さいからである。「帰無仮説が正しい」という判断は、正確には「どちらの仮説が正しいのかわからないので、対立仮説が正しいと主張するのは差し控えておき、とりあえず偶然の結果(帰無仮説)と考えておくことにしよう」といった程度のものなのである。

(練習)

ある市で街の再開発への賛否を尋ねる標本調査をおこなったところ、北部の住人は300人中66%が賛成で、南部の住人は300人中59%が賛成、という結果が出た。

- 1) 「北部の方が賛成率が高い」といってよいかどうか。ダミー変数の平均の差の検定とみなして、比率の差を有意水準5%で検定してみよう。
- 2) 上の検定を片側検定の設定でおこなったとすると、結論は変わるか確かめてみよう。
- 3) 2) の検定の判断がもし誤りであるとすれば、それは第1種の誤り、第2種の誤りのいずれか。
- 4) 同じデータについて、独立性の検定の応用で、比率の差を検定してみよう。

今日のポイント

- ① 比率の差の検定はできるようになっておこう
(※平均の差の検定の応用でも、独立性の検定の応用でも、どちらでもよい)
- ② 統計分析ソフトでの検定は、直接、有意確率(p)が5%未満かを見ればよい
- ③ 検定に関して、以下の補足的な事柄は知っておこう
自由度の意味、第1種の誤りと第2種の誤り

第12回「回帰分析」

（連絡：今後の予定）

次回、まとめの話の後に、最後の小テストをします（1/17）。

（内容は、比率の差の検定、統計分析ソフトでの実際、各種の補足事項＋回帰分析）

小テスト合計点 60 点以上が危ない人だけ、その場で採点します。

残りの時間で、小テストの追試＋質問の受付をします。

※小テストの追試

4 回の小テストの合計が 60 点未満の者が対象。

小テストの追試 4 つのうち好きな部分だけ受けてもらって、点数を置き換える。

持ち込み・電卓使用は従来通り。その場で採点する。

※学期末試験

穴埋め 30 点＋推定・検定 40 点＋論述 30 点。

回帰分析は学期末試験の範囲外（来週の小テストのみ）。

持ち込み全て可。**確率表、電卓（携帯不可）は必ず持ってくること。**

■○○分析とは

世の中には、「○○分析」という名称が付いた分析技法が無数にある。一般に、○○分析は、3 つ以上の変数を同時に扱うもので、まとめて**多変量解析** (multivariate analyses) と呼ばれる。これまでに我々が学習してきたことは、1 つの変数の分布を記述すること、2 つの変数の関係性を記述すること（計量社会学 1）、および、それぞれの推定・検定（計量社会学 2）である。すでにややこしいのに、3 つ以上の変数を同時に扱って……というとなんか難しく手を出してはいけない世界のように感じるかもしれない。しかし、そのようなことはない。多変量解析は、これまでに学習した基本的な統計技法のいくつかを組み合わせでパッケージ化したものにすぎない。

つまり、○○分析のそれぞれのパーツは、すでに学習していることでだいたい理解できるものばかりなのである。大切なことは、それらのパーツを組み合わせで結局何をしようとしているのか、という「その技法全体の目的」と、その目的を果たすために「各パーツが果たしている役割」を理解することである。その点にだけ注意すれば、○○分析を恐れる必要はない。

■回帰分析とは

具体的に、**回帰分析** (regression analysis) を例にして考えよう。回帰分析は多変量解析（○○分析）の中でもっとも有名で、よく使用され、他の○○分析の基礎にもなっているものなので、多変量解析に入門するためには、これをまず理解しなければならない。

回帰分析は、ある1つの変数の値を他の複数の変数で説明しようとする。表1は典型的な回帰分析の結果である。学術論文などで、実際にこのような形で出版される。分析対象は子育て中の妻であり、夫婦関係の満足度が高い妻や低い妻がいる理由を分析している。一つの常識的な見方として、「夫の家事参加が多い方が妻の満足度は高い」という予想が成り立つ。しかし、この分析者は、役割期待という社会学的概念に照らし合わせると、この味方だけでは不十分と考えた。つまり、夫も家事をするという役割を妻が期待している場合に限って、夫の家事参加が満足度を与えるのであって、夫の家事役割を妻が期待していなければ、いくら夫が家事をしても妻は満足しない、と予想される。下の回帰分析では、この仮説を調査データから検証している。

表1 回帰分析の結果の例（妻から見た夫婦関係の満足度が従属変数）

	偏回帰係数							
	自営・自由業 (n=104)		常勤 (n=107)		パート・アルバイト (n=275)		専業主婦 (n=400)	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
定数	2.305	3.318	2.156	2.633	1.143	2.124	3.036	3.734
結婚年数	-.031	-.003	-.041	-.043	.004	-.017	-.026	-.018
結婚年数2乗	.001	.000	.001	.001	.000	.001	.000	.000
親・義理の親同居ダミー	.185	.025	-.101	-.166	.041	.032	-.089	-.135
妻の最終学歴ダミー	-.254	-.200	.037	.085	.112	.129	.088	.088
世帯年収	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
末子0~6歳ダミー	-.120	-.431	-.534	-.380	.085	-.055	-.884**	-.985**
末子7~12歳ダミー	.279	.241	-.432	-.265	-.041	.011	-.752*	-.822**
末子13~18歳ダミー	.258	-.002	-.116	-.068	.006	-.029	-.656**	-.739**
末子19歳以上ダミー (RG)								
妻の性別役割意識	.076	.060	-.026	-.056	.047	-.014	.198***	.122*
夫の情緒的サポート	.209**	.194**	.314***	.319***	.271***	.250***	.155***	.142***
夫の家事参加度	.082*	.030	.092**	.049	.090***	.047*	.062***	.038*
期待充足度		.103***		.083**		.080***		.079***
R ²	.203	.332	.454	.512	.286	.341	.201	.257
Adjusted R ²	.107	.243	.390	.449	.256	.311	.179	.233

※*p<.05, **p<.01, ***p<.001

出典: 李基平 2008 「夫の家事参加と妻の夫婦関係満足度--妻の夫への家事参加期待とその充足度に注目して」『家族社会学研究』 vol. 20, no. 1, pp. 70-80.

注: データは「夫婦の生活意識に関する調査」。生命保険文化センターが2004に20~49歳の既婚男女3000人を対象に実施(2355人回収)。分析は、子どもがいる有配偶女性に絞り、データに欠損がない886人を使用。

従属変数の「夫婦関係の満足度」は1~5点の5点満点の尺度。独立変数の「夫の家事参加度」は、5つの家事項目について、5点満点で測定したものを合計した5~25点の25点満点の尺度。同じように、夫の期待する夫の家事参加の水準を25点満点で尋ね、その差を取ったのが独立変数の「期待充足度」である。

回帰分析の目的は、ある1つの変数の値がなぜ人によって異なるのかを、別の複数の変数を原因として説明しようとする。説明を与えたい1つの変数を**従属変数**(dependent variable)と呼び、その原因と考える変数のことを**独立変数**(independent variable)と呼ぶ。結果変数と原因変数とか、目的変数と説明変数と呼ばれることもある。ここでは、妻の満足度が従属変数であり、夫の家事参加の絶対量や、その家事参加が妻の期待をどの程度満たしているか(期待充足度)が独立変数である。他にも原因と考えられる事柄が独立変数になる。

つまり、分析者は、「妻の満足度という従属変数にとって、夫の家事参加の絶対量よりも、その期待充足度の方が重要な独立変数だ」ということを回帰分析によって示そうとしている。

■回帰分析でパッケージ化されているもの

表1ではたくさんの数値が並んでいるが、この回帰分析では、次の3つの手続をパッケージ化している。

- ①それぞれの独立変数が従属変数に対してどのくらい強く関係しているか
→回帰係数
- ②それぞれの関係性は統計的に有意か
→t値による回帰係数の検定
- ③全体として複数の独立変数で従属変数の値がどのくらい説明できているか
→決定係数

具体的に読んでみよう。

①回帰係数は、各独立変数の横に並んでいる数値である。表1の「自営・自由業」の「モデル1」では結婚年数の横に「-.031」という数値があるのは、「結婚年数が1年長くなれば、妻の満足度は0.031点だけ低くなる」という関係性を示している（-0.31と読み間違えないように注意）。ちなみに、満足度は1～5の5点満点なので、ほとんど関係ないことがわかる。

②そして、それぞれの関係性（回帰係数）が偶然でないかどうかを検定する。検定の結果は、検定統計量t値をもとに有意確率（p値）をコンピュータに算出させているが、これらは表1では有意確率の具体的な値を省略し、それがどのくらい小さかったか（どのくらい統計的に有意だったか）ということだけを*の記号で表現している。一般的に、5%を切っていれば*1つ、さらに1%を切っていれば*2つ、0.1%も切っていれば*3つで表す。検定の数が多いときには、このような簡便法が常套手段である。自営・自由業についてのモデル1の場合、夫の情緒的サポートや夫の家事参加度だけが、それぞれ1%水準、5%水準で統計的に有意な原因として認められている。

③決定係数は R^2 という記号で表わされている。これは、複数の独立変数の情報から得られる従属変数の予測値と、実際の従属変数のデータの間の相関係数の2乗で算出できる（だから、相関係数の記号Rの2乗で表現されている）。決定係数の意味は、この回帰分析によって従属変数の値が人々によってばらばらであることの何%くらいが説明できたのか、ということである。たとえば、自営・自由業についてのモデル1では R^2 が「.203」とあるが、これはこれらの独立変数によって自営・自由業の妻の満足度の違いが20.3%説明できることを意味する。ただし、ふつうは人数の少なさや独立変数の数を考慮に入れて、この説明力をやや割り引いて解釈する。すぐ下の調整済み決定係数（adjusted R^2 ）がそれでありふつうはこちらを用いる。この場合は10.7%しか説明できていないと考える。

■パッケージの中身は知っているものか？

さて、さっぱり知らない用語ばかりが出てきて、「話が違う！」と思うかもしれない。しかし、ここで行なわれていることは、すべてすでに学習してきた基本的な手続きの範囲内の姿勢である。すなわち、①は、2つの変数の関係を1つの数値で表わそうとする姿勢であり、相関係数やユールのQなどでこのようなことを学習してきた。ここではそれが**回帰係数**

(regression coefficient) という初めて見る概念になっただけである。そして、むしろその意味は相関係数よりもわかりやすい(独立変数が1ポイント増えれば、従属変数が何ポイント増えるのかという具体的な数値)。

同じように、②で行なわれている検定は、独立性の検定や平均の差の検定でおこなってきたことと同じで、2つの変数の関係性を検定している。その検定統計量であるt値の計算式は知らずとも、結果として出てきた検定結果の意味は理解できるはずである。

そして、③も2つの変数の関係を1つの数値で表わす姿勢で、①と同じである。ただ、その2つの変数の一方が「予測値」という変わったものなだけに過ぎない。また、その**決定係数**(coefficient of determination)の読み取り方も「何%説明できているか」という非常に具体的な意味である。

やや乱暴かもしれないが、このようにこれまでに学習してきた1つ1つの手続きとその姿勢が理解できていれば、未知の〇〇分析についても恐れる必要はない。もちろん、もっと深く「回帰係数とはどうやって算出されるんだろう?」「なぜその算出でよいのだろう?」といったことを知ろうと思えば、一定の集中的な学習が必要である。ただ、そのような深い学習をしていなければ回帰分析の結果を読めない、あるいは自分で使えない、ということはまったくない。実際の数値の計算は統計分析ソフトがおこなってくれる。これまで学習してきた基本的な姿勢さえしっかり身につけていれば、十分に読みこなせるはずである。また、少し勉強すれば十分に使いこなせるので、この先も、ぜひ自信をもって取り組んでほしい。(※社会学研究法aでは、実際に統計分析ソフトを使って〇〇分析に取り組む)

(練習)

1. 下の表は、月給をもらっている30代の女性について、月給の額(円)を従属変数とした回帰分析をおこなった結果である。この結果を読み取ってみよう。

	回帰係数
定数	-18553.81
年齢	1620.41
勤続年数	6772.44 ***
中3時の成績 [1-5]	33703.64 **
n = 56	
調整済みR ² = .283	

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

月給を説明する要因として設定した独立変数は、全部で()つだが、このうち、()の影響力は統計的に有意な効果が確認されなかった。他のものは有意水準5%で統計的に有意(検定に合格)であり、とくに()は有意水準を0.1%にしても有意な効果が認められる。回帰係数の値を見ると、たとえば勤続年数が3年長くなると、月給が約()円高くなることがわかる。総合すると、これらの独立変数で30代女性の中での月給の個人差が()%説明できることになる。

2. 表1で示した回帰分析からは、結局、分析者が思ったとおりの結果が得られているのか。夫の家事参加の度合いよりも、期待充足度の方が重要という予想が支持されているかどうか、数値を読み取りなさい。

第13回「まとめ」

■学習してきたこと

この講義では、計量社会学（社会調査データの分析）で用いる推測統計の技法について、1つずつ学習してきた。実際に取り組んだのは、以下の推定・検定の手続きであるが、他の統計量（たとえば相関係数）についても、基本となる考え方は同じである。

- ・平均の推定
 - ・平均の検定
 - ・平均の差の検定
 - ・独立性の検定
- }（比率の推定・検定にも応用できる）
- }（比率の差の検定にも応用できる）

また、最後には、回帰分析を例にして、より高度な分析技法もすでに学習している考え方のパターンをパッケージ化したものにすぎないことを、体験した。さらに、講義の初めの方では、推測統計の基盤になる無作為抽出と中心極限定理について、理解を深めたはずである。

これらの技術は、社会調査のデータを用いて計量社会学を実践する上で直接役に立つ。あえてもう一度強調しておくが、大切なことは正確に計算をこなすことではない。推測統計の考え方を理解することである。つまり、何を目的としてそんな手続きをしているのかを忘れないことや、帰無仮説、有意水準といった概念（用語）を正しく理解していることが重要である。これまで、実際に数式を追ったり電卓を叩いて計算をしたりしてきたのは、すべてその考え方を理解し、身体に染みつかせるためである。

この講義で「太字」で取り上げた用語を羅列してみた。これらの用語がどのような場面で、何のために使われているか、すべて説明できるならば、推測統計の考え方は身につけているだろう。自信を持って活用してほしい。

計量社会学

記述統計

推測統計

母集団

標本 [サンプル]

母数

標本統計量

[あるいは単に統計量]

無作為抽出

[ランダム・サンプリング]

中心極限定理

質的変数

量的変数

基本統計量

平均値

標準偏差

正規分布

標準正規分布

標準得点

[標準化得点、z値、標準値]

標準化 [z-変換]

統計的推定 [あるいは単に推定]

統計的検定 [あるいは単に検定]

区間推定

点推定

信頼度

信頼区間

スチューデントのt分布

[あるいは単にt分布]

自由度

帰無仮説

対立仮説

検定統計量

臨界値

採択域

棄却域

有意水準

独立

カイ二乗値 [χ^2 値]

期待度数

観察度数 [観測度数]

両側検定

片側検定

第1種の誤り [第1種の過誤]

第2種の誤り [第2種の過誤]

有意確率

統計分析ソフト SPSS

多変量解析

回帰分析

従属変数

独立変数

回帰係数

決定係数

■最後のメッセージ①：無作為な標本との乖離

推測統計の学修を終え、社会学に活用しようとする皆さんに対して、最後に、3つのメッセージを發しておきたい。1つ目は、「実際の社会調査の標本は無作為ではない」ということに関係する。たとえば、皆さんが卒業研究のために、大教室の授業を借りて学生から調査データを集めたとする。これは当然、無作為ではない。また、本格的な社会調査では無作為抽出が普通だが、求めに応じて協力してくれる人は半分程度であることが多い。このデータも、純粹に無作為な標本にはならない（協力的な人に偏っている）。

にもかかわらず、社会調査の分析には、無作為が重要な前提のはずの推測統計を適用する。なぜか。社会学にたずさわる者は、皆、この疑問に対して何らかの答えをもっていないなければならない。1つの回答は、理想状態を想定した推定や検定の結果によって、データが持つ価値の上限を知ることができる、ということであろう。つまり、「手元の標本データが理想的な状態（無作為）で収集されたとするならば、母集団は〇〇%の確率で××だ」と推測しているわけであるから、実際の推測の精度は「必ず」それよりも劣る。データが持つ情報量は、推測統計の適用によって得られる結果が最大限だということになる。

そして、その最大限からどの程度劣っているのか、どういう方向に歪みがあるのかを考えるためには、理想状態（無作為な標本）から現実の標本がどのように乖離しているのかを検討することによって、慎重に推理するしかない。これは統計的な話ではなく、もっと広い話（場合によっては、経験則に基づく感覚的な話）である。

推理を適切におこなうには、標本と母集団のそれぞれについて、できるだけ豊かな知識を持つことが望まれる。大阪の大学生が母集団と考えて、関西大学の授業の受講生に調査をおこなったのであれば、まず、大阪の大学生について得られる知識を可能な限り収集しなければならない。また、調査に協力した受講生の特徴を可能な限り知ろうとしなければならない。これには、統計的情報も質的情報も含まれ、観察やインタビューなどの質的研究との協力も不可欠になる。母集団の範囲を想定せずに標本調査のデータを分析することは、もちろん論外である。無作為から乖離しているからこそ、母集団と標本を意識することがことさら重要になる。

■最後のメッセージ②：反証できることにこそ価値がある

次に、仮説が正しいということを確認する「検証」だけが計量社会学の目的ではない、ということ強調しておきたい。統計的検定の手続きを身に付けると、検定に合格することがデータ分析の目的であるかのように勘違いしてしまう人がいる。

検証は大切であるが、より大切なことは予想外の「反証」である。つまり、当然データはこうなっているだろうと予想していたのに、そうではなかった、という事実の方が重要なのである。反証は、新しい発見の出発点となる。だから、調査結果が予想とまったく違った、あるいは検定に合格できなかった、というときに、がっかりする必要はない。むしろ、自分の頭の中にはなかった意外な事実から、新しい考え方が発現できる可能性を喜ばなければならない。

もちろん、反証を基に、よりよい考え（理論、仮説）をまとめあげることができるかは不透明で、いつもうまくいくわけではない。というか、うまくいかないことの方が多い。しかし、少なくとも、反証から目をそらし、「仮説どおり」という検証にばかり目を向けるのは、計量社会学の態度ではない。それではデータを分析している意味がない、ということ肝に銘じてほしい。一般に、人間は「こうじゃないかな」という仮説を確認しようとするとき、自分の予測と合致する事例ばかりに目を向けてしまう傾向がある（確証バイアス

ス)。データは、そんな我々の傾向とは関係なく、ただ冷徹に反証を示してくれるからこそ、価値がある。

■最後のメッセージ③：不確実性への意識

初回に、推測統計の考え方について説明する中で次のことを強調した。学修を終えた今であれば、ここで強調したことがある程度具体的に感じられるのではないだろうか。

まだ中身を学修していないので、ピンと来ないかもしれないが、推測統計は次のような思考方法を持っている。この考え方は科学の中ではとても珍しく、画期的なものであった（ラオ 1993:第2章）。

不確実な知識 + 不確実性の度合いについての知識 = 有益な知識

例) 天気予報

明日は雨でしょう + 降水確率は70%です = 役に立つ

同じデータ（天気図）でも、明日の天気は正確にはわからない。
過去のデータを集め、おそらく雨だろうという予想をする（不確実な知識）。
どのくらい不確実なのかを分析し、推し測る（不確実性の度合いについての知識）。
70%の確率で雨（有益な知識）。

推測統計の手続きは、その答えを確実・正確に出すことを放棄し、一定の不確実性を許容する。「5%の確率で間違えることはありえるのだけれども」という言い訳をした上で、結論を出す。

ただし、ここでポイントになるのは、不確実なことを許容するのだけれどもどの程度不確実なのかは精密に考える、ということである。つまり、「間違える確率は5%」と数値で明確にする。統計は不確実なので間違いを犯すが、不確実性の度合いを精密に考えているおかげで、どこで間違えた可能性が高いのかを振り返り、反省、吟味することができる。そして、数値化されている不確実性は、皆で共有できる。それぞれの研究の反省、批判、改善について、他人が関わるのが容易になる。

この発想こそが社会学に取り組む皆さんに必ず身に付けてほしい考え方である。人間の行動・心理・社会現象については、正確には分からないことが多すぎる。物理学のような厳密さを求めると、その研究は一步も進まない。しかし、同時に、あいまいさを無限に許容するわけではない。それぞれの研究がどの程度のあいまいさをもって進められているのかという情報は、皆で共有しなければならない。

周りの数人の事例をもとに「大学生とはこういうものだ」と想像してしまうことがある。自分の家族や親戚だけをもとに現代日本の家族像を思い浮かべてしまうことがある。それぞれ、そういったことがあっても構わない（思考の出発点になる）。しかし、そのとき同時に、自分の考えの根拠がどのくらい弱いものなのか気になってしまう、その不確かさを他人にもはっきり表明せずにはいられない、そんな感性を身に付けてほしい。そして、より強い根拠を得て不確実性を下げる方法を常に探求してほしい。これは、数字を使うかどうかにかかわらず、よりよい社会調査を求める姿勢である。情報の不確実性への意識は、社会学部の学生であれば誰もが留意すべき、極めて重要な考え方なのである。