

社会的信頼学

第2号

原著論文

自殺における相対リスクのベイズ推定

—経験ベイズ法と階層ベイズ法による縮約推定量の構成—紺田広明

信頼性判断における一般的信頼の限定的効果林直保子, 村上史朗

大規模小売店舗における商品目視時間・滞留時間と購買率との関係分析

.....北詰恵一, 横内俊裕

資料

発達障害の子どもたちに, 市の教育委員会とKU-RENKAが連携し,

自然キャンプを実施する意味について石田陽彦

文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業

関西大学社会的信頼システム創生センター

『社会的信頼学』投稿規程

1. 投稿者
本誌は関西大学社会的信頼システム創生センターの機関誌であり、所属を問わず随時投稿できる。
2. 著作権
本誌に掲載された論文等の著作権は社会的信頼システム創生センターに所属する。
3. 投稿原稿
投稿は社会的信頼およびその関連領域に関する原著論文、研究ノート、資料であり分野を問わない。投稿は、日本語または英語で未発表のものに限る（二重投稿は厳禁）。学術雑誌等で既に刊行された論文を『社会的信頼学』に投稿することはできない。ただし科学研究費補助金報告書や修士論文、博士論文などパブリシティの低いメディアに発表した論文やそれに修正を加えた論文を投稿することは可能である。そのような論文を投稿する際には、次の2点に留意されたい。
(1) 投稿時に編集委員長宛にその旨を連絡すること。
(2) 投稿論文が受理された場合は、その旨を注などの形で明記すること。
なお、自分の執筆した論文が投稿可能か否か判断しにくい場合は、編集委員会委員長まで問い合わせること。
4. 投稿原稿の執筆
投稿の際は、執筆要項にしたがって原稿を作成すること。
5. 投稿提出
投稿原稿は1部作成し、下記の編集委員会委員長宛に送付すること。原稿は、原則としてe-mail (step@ml.kandai.jp) から投稿する。やむを得ず郵送による場合には、下記提出先に送付すること。
〒564-8680 大阪府吹田市山手町 3-3-35 第3学舎B棟5階
関西大学社会的信頼システム創生センター
Tel/Fax 06-6368-1845
6. 投稿提出期日
随時
7. 編集
投稿の採否は編集委員会において決定する。
8. 校正
著者が自らの責任で初校校正を行う。なお、校正は編集に関わる修正（誤脱字、句読点、図表の配置、軽微な表現の訂正など）のみを対象とし、内容に関わる変更（題字、著者、キーワード、英文要旨、本文、付録）は再投稿の対象とする。

(2013/03/15 制定)

目 次

原著論文

- 自殺における相対リスクのベイズ推定
一経験ベイズ法と階層ベイズ法による縮約推定量の構成一 紺田広明 … 1
- 信頼性判断における一般的信頼の限定的効果 林直保子, 村上史朗 … 35
- 大規模小売店舗における商品目視時間・滞留時間と購買率との関係分析
北詰恵一, 横内俊裕 … 61

資 料

- 発達障害の子どもたちに, 市の教育委員会とKU-R ENKAが連携し,
自然キャンプを実施する意味について 石田陽彦 … 73

自殺における相対リスクのベイズ推定

—経験ベイズ法と階層ベイズ法による縮約推定量の構成—

紺田広明¹

【要 約】

効果的な自殺対策を行うために、地域における自殺実態の把握の重要性が認識されてきている。地域の自殺実態を表す統計指標として、相対リスクである標準化死亡比がしばしば用いられる。しかし、標準化死亡比は、人口が少ない地域において変動が大きい欠点がある。そのため、信頼性ある推定量が求められてきた。ここでは、最尤推定量、経験ベイズ推定量、階層ベイズ推定量の3種類の相対リスクの推定量を扱うこととした。兵庫県でのベイズ推定では、事前分布にガンマ分布を仮定した相対リスクの基本となる Poisson-Gamma モデルを用い、事前分布を仮定するベイズ推定の枠組みが縮約推定量を構成することを説明した。また、マルコフ連鎖モンテカルロ法による階層ベイズ推定量の構成の仕方を検討し、それぞれの推定量の特長についての整理を行った。

キーワード：自殺、標準化死亡比、階層ベイズ法、MCMC、小地域推定

1. はじめに

地域の自殺実態をあらわす指標として、標準化死亡比（standardized mortality ratio : SMR）がしばしば用いられる。SMR は、端的には実際に観察された観測死亡数と期待死亡数との比である。期待死亡数は、基準（全国など）の死亡率を、対象地域に当てはめた場合に期待される死亡数である。このことにより、この SMR は、相対リスク（relative risk）と呼ばれることがある。

通常、相対リスクは、リスク比（risk ratio）や発生率比（incidence rate ratio）などの「暴露群のリスクは、非暴露群のリスクの何倍であるか」という相対的な効果を表す用語として使用される（Gordis, 2009）。全国平均を基準とする SMR は、観測された死亡数と期待される死亡数の比と定義されるので、この値が 1 以上の場合は全国平均よりも高く、1 以下の場合は低いと相対的に判断できるところに特徴がある²。

SMR が自殺に関する統計処理に使用される主な理由は、自殺リスクへの年齢の交絡を統制している指標であるからである。一般に死亡のリスクに最も影響を与える要因は年齢であり、自殺のリスクも年齢と強く関連している。しかし、年齢構成は地域によって不均衡であるため、年齢が自殺のリスクの交絡要因となる。Rothman（2012）が検討しているように、期待死亡数の構成において交絡を統制するためには、年齢区分で層化することで交絡を統制し、その後地域（層全体）での要約値を得るために標準化した期待死亡数を求めるという方法が考えられる。ここで、標準化は、加重平均

¹ 関西大学大学院心理学研究科

² SMR は、100 倍されている場合もあり、その場合は 100 が基準となる。

をとることにより区分別の率を単一の要約値へまとめる方法である．この加重平均に用いられる重みが，基準（全国）の自殺率であるため，基準の自殺率を対象地域の年齢分布に当てはめた場合の死亡数，つまり期待死亡数となる．この期待死亡数と実際に観測された死亡数との比をとることで **SMR** となる．

その他に，この指標を利用することの利点としては，自殺統計資料では特に入手困難ことが多い，地域ごとの年齢階級別死亡数を計算に必要としない点である．しかし，**SMR** は，人口が少ない地域において変動が大きい欠点がある．そのため，最も際立った特徴を示す地域の **SMR** は，単に信頼のないデータによるためであるかもしれない．有用な解釈を行うことは不可能となってしまう．推定に際しての標準誤差が結果として大きくなるということもできる．この欠点を補うために，たとえば，**Efron & Morris (1973)** が検討しているように，ベイズ推定の枠組みによる縮約推定量が用いられることがある．全体での枠組みを利用することで，個別の推定において全体の力による説得力の借用をする縮約推定量は，標本変動による標準誤差が大きい際に，より精度の高い推定値を得ることができる．このような縮約推定量は，**Stein (1956)**，**James & Stein (1961)** が正規分布において最尤推定量よりも優越することを示してから，様々な分野で応用がなされている（数理的な応用については久保川（2004）など）．例えば，経済学の分野での最適なポートフォリオの問題（**Jacquier & Polson, 2011**），心理学の分野での個人の成長曲線の推定（**Singer & Willett, 2003**），生物学でのコウウチョウの寄生率の推定（**Link & Hahn, 1996**）などがある．特に，社会経済や疫学などの小地域推定において多く用いられている（**Maiti, 2005**）．

本稿の目的は，地域の自殺発生状況の実態を計量的に把握することに貢献することである．実態の把握を困難にしている要因の一つは，人口が少ない地域での自殺発生状況である．そこで，自殺発生状況に関する精度の高い指標を構成できるベイズ推定による方法を検討する．本稿では，ここで紹介してきた相対リスクに注目する．相対リスクは，自殺では，地域ごとの標準化死亡比として使用されている．その最尤推定量，経験ベイズ推定量，階層ベイズ推定量の 3 種類の推定量について検討することとする．したがって，**Clayton & Kaldor (1987)** などに従いながら，これらの推定量の構成と特長についてまとめ，相対リスクのベイズの推定方法の手順を紹介し，兵庫県における男性の自殺発生数を対象にして，相対リスクのベイズ推定量を求める際に前提となる仮定やその有効性を論じてみることにする．

2. 相対リスクの最尤推定量

本節では，相対リスクの推定量としての最尤推定量について検討する．まず， θ_i を，地域 i ($i=1, \dots, m$) における，1 年間の 1 人当たりの潜在的な自殺の相対リスクとする．準備として，ここでは，以下を想定しておくことにする．

- 1) 地域*i*は、それぞれ固有の自殺リスクを有している.
- 2) この自殺リスクに応じて、地域*i*は、それぞれ潜在的な自殺発生数を有している.
- 3) この自殺発生数と、全地域を総計した年齢別自殺率をもとに求められる地域*i*の自殺発生数の期待値の比を求めることができる. これを相対リスク θ_i とする³.
- 4) この θ_i は、地域*i*に固有の潜在的な相対リスクであり、直接観測することができない. そのため、実現数から推定値を計算する.
- 5) 推定量は、(1)式のようにして求められ、潜在的な自殺発生数にポワソン分布を仮定した場合⁴、この値は、 θ_i の最尤推定量となっている. つまり、

$$\hat{\theta}_i^{ML} = \frac{d_i}{e_i} \quad \dots\dots\dots (1)$$

である.

相対リスクの推定量の計算には、 d_i は地域*i*における自殺発生数であり、 e_i は

$$e_i = \sum_{h=1}^H n_{ih} P_h \quad \dots\dots\dots (2)$$

として求められる期待死亡数が選択されることが多い. ここで、 n_{ih} は、地域*i*における年齢階級 h ($h=1, \dots, H$) の人口、 P_h は基準集団（全地域）における年齢階級 h の自殺率である.

一般に、生起確率や割合などの比を推定する際には、比への要約によって分子と分母の独立した情報が失われ、また比の分布は扱いにくい問題点がある. そこで、(1)式から

$$d_i = e_i \times \theta_i \quad \dots\dots\dots (3)$$

としてモデル化を行う⁵. まず、地域*i*の自殺発生数 d_i がポアソン分布

$d_i \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Poisson}(e_i \theta_i)$ に従うと仮定する. この仮定の意味するところは、ポアソン分布

³ 相対リスク θ_i の定義域は、 $0 \leq \theta_i \leq \infty$ である.

⁴ 潜在的な自殺発生数にポワソン分布を仮定することは、自殺の発生という事象が、人口比で比較的小さいことを考えると、自然な仮定といえる.

⁵ このように割算値を回避する方法は、一般化線形モデルの文脈ではオフセット (offset) 項と呼ばれる方法である (久保, 2012; Qian, 2010).

の期待値と分散より自殺発生数の $E[d_i] = e_i \theta_i$, $\text{Var}[d_i] = e_i \theta_i$ であり, また, 潜在的な相対リスクは地域 i で異なることを仮定している. この場合, 相対リスク θ_i の確率密度関数は,

$$p(d_i) = \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!}, \quad d_i = 0, 1, \dots, \theta_i > 0 \quad \dots\dots\dots (4)$$

である.

この θ_i の最尤推定量を求める. この尤度関数は,

$$L(\theta_i) = \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!} \quad \dots\dots\dots (5)$$

である⁶. したがって, 対数尤度関数は,

$$\ell(\theta_i) = d_i \log(e_i \theta_i) - e_i \theta_i - \log(d_i!) \quad \dots\dots\dots (6)$$

となる. θ_i で偏微分して 0 とおくと,

$$\frac{\partial \ell(\theta_i)}{\partial \theta_i} = \frac{d_i e_i}{e_i \theta_i} - e_i = 0 \quad \dots\dots\dots (7)$$

となる. そのため, θ_i の最尤推定量は,

$$\hat{\theta}_i^{ML} = \frac{d_i}{e_i} \quad \dots\dots\dots (8)$$

として求められ, (1)式が θ_i の最尤推定量であることが示される⁷.

次に, この最尤推定値 $\hat{\theta}_i^{ML}$ の期待値と分散は, $E[d_i] = e_i \theta_i$, $\text{Var}[d_i] = e_i \theta_i$ を用いて,

$$E[\hat{\theta}_i^{ML}] = \frac{E[d_i]}{e_i} = \frac{e_i \theta_i}{e_i} = \theta_i \quad \dots\dots\dots (9)$$

⁶ 尤度関数 $L(\theta_i)$ は, 代数的には確率密度関数 $p(d_i)$ と同じであるが, 表記が θ_i を所与としたときの確率変数 d_i を考えることから, d_i を所与としたときのパラメータ θ_i と変更される.

⁷ より厳密には, (11)式のように $\ell(\theta_i)$ の 2 階導関数が負値となり, すべての局所最大値 (極値) の中で最大となる値が最尤推定量となる.

$$\text{Var}[\hat{\theta}_i^{ML}] = \frac{\text{Var}[d_i]}{e_i^2} = \frac{e_i \theta_i}{e_i^2} = \frac{\theta_i}{e_i} \quad \dots\dots\dots (10)$$

を得る．すなわち， $\hat{\theta}_i^{ML}$ は θ_i の不偏推定量 (unbiased estimator) である⁸．

次に， $\text{Var}[\hat{\theta}_i^{ML}]$ がクラメル・ラオの下界 (Cramér-Rao's lower bound) に等しいかを検討してみることにする⁹． $\ell(\theta_i)$ の 2 階導関数は，

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta_i)}{\partial \theta_i^2} = -\frac{d_i}{\theta_i^2} \quad \dots\dots\dots (11)$$

となるから，フィッシャー情報量 (Fisher information) は，

$$I(\theta_i) = -E\left[\frac{\partial^2 \ell(\theta_i)}{\partial \theta_i^2}\right] = \frac{E[d_i]}{\theta_i^2} = \frac{e_i \theta_i}{\theta_i^2} = \frac{e_i}{\theta_i} \quad \dots\dots\dots (12)$$

となる．そのため，

$$I(\theta_i)^{-1} = \frac{\theta_i}{e_i} = \text{Var}[\hat{\theta}_i^{ML}] \quad \dots\dots\dots (13)$$

となり， $\hat{\theta}_i^{ML}$ は θ_i の有効推定量 (efficient estimator) である．したがって， $\hat{\theta}_i^{ML}$ は，不偏性を有する推定量のクラスにおいて，一様に最小の分散を持つという意味で最適な推定量である．

3. 相対リスクのベイズ推定量

前節では，自殺発生数にポアソン分布を仮定した場合において，相対リスクの最尤推定量 $\hat{\theta}_i^{ML}$ は，有効性という推定量が持つべき望ましい性質を備えていることを示した．しかし，(10)式で示された通り，期待死亡数 e_i が小さいほど，標準誤差は大きく

⁸ 推定量 $\hat{\theta}_i$ が， $E(\hat{\theta}_i) = \theta_i$ という性質をもつ場合に不偏推定量と呼ばれる．これは，繰り返し標本を抽出してそのたびに推定値を得ると，その期待値が θ_i になることを示す．

⁹ 不偏推定量において，それ以上分散を小さくできないという分散の限界を与えるのが，クラメル・ラオの下界であり，この下界を達する不偏推定量を有効推定量または一様最小分散不偏推定量 (uniformly minimum variance unbiased estimator) という．フィッシャー情報量 $I(\theta_i)$ が正であり，微分と積分の交換が保障されるなどの正則条件のもとで， $\text{Var}(\hat{\theta}_i) \geq I(\theta_i)^{-1}$ が成立する (竹村，1991)．そのため，この下界はフィッシャー情報量の逆数として与えられる．

なる性質をもつ。言い換えれば、最尤推定量 $\hat{\theta}_i^{ML}$ は、人口が少ない小地域において実

際の死亡数 d_i の微小な変動に対しても比較的大きな揺らぎを生じる。そこで、以下で

は、この問題を回避するために、 θ_i に事前分布を仮定するベイズ推定の枠組みで縮約

推定量 (shrinkage estimator) を構成する。なお、Clayton & Kaldor (1987), Datta, Ghosh, & Waller (2000), Rao (2003), 丹後・横山・高橋 (2007) などを参考にしながら、相対リスクの基本となる Poisson-Gamma モデルを紹介してみることにする。

Poisson-Gamma モデルは、まず前と同様に、地域 i の自殺発生数 d_i はポアソン分布

$d_i \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Poisson}(e_i \theta_i)$ に従うと仮定する。ただし、 θ_i は確率変数として扱い事前分布を想

定するため、相対リスク θ_i は以下の条件付密度関数となる。

$$p(d_i | \theta_i) = \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!}, \quad d_i = 0, 1, \dots, \theta_i > 0 \quad \dots\dots\dots (14)$$

また、自殺発生数 $d_1, \dots, d_m$ は相対リスク $\theta_1, \dots, \theta_m$ が与えられたもとで互いに独立であり、空間的に近接する地域間でも自殺発生数の間には相関がないと仮定する。つまり、

$$p(d_1, \dots, d_m | \theta_1, \dots, \theta_m) = \prod_{i=1}^m p(d_i | \theta_i) \quad \dots\dots\dots (15)$$

である。

次に、潜在的な相対リスク θ_i については、ガンマ分布を想定し、 θ_i は独立同一分布 ¹⁰

するものとする。つまり、 $\theta_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Gamma}(\alpha, \beta)$ である。これは、相対リスクは地域ごと

で異なりうるが、地域全体 $\{\theta_1, \dots, \theta_m\}$ としては平均 α/β 、分散 α/β^2 であることを仮

定している ¹¹。ポアソン分布のパラメータ θ_i の事前分布としてガンマ分布を仮定する

¹⁰ 確率変数 $X_1, \dots, X_n$ が、互いに独立かつ同じ分布にしたがっている時、 $X_1, \dots, X_n$ は独立同一分布 (Independently and Identically Distributed) であるという。

¹¹ $\text{Gamma}(\alpha, \beta)$ の α は形状母数 (shape)、 β は逆尺度母数 (rate) とよばれる未知のパラメータ

のは、ガンマ分布が、ポワソン分布の自然共役事前分布となっており、そのため事後分布もガンマ分布し、計算の利便性があること、また非負の値をとって単峰の分布への近似がよいことが理由となっている¹²。確率密度関数は、

$$g(\theta_i; \alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta\theta_i), \quad \theta_i > 0, \alpha > 0, \beta > 0 \quad \dots\dots\dots (16)$$

となる。

ところで、ベイズの定理より、事後分布は、

$$\pi(\theta_1, \dots, \theta_m | d_1, \dots, d_m) = \frac{\pi(d_1, \dots, d_m | \theta_1, \dots, \theta_m) \pi(\theta_1, \dots, \theta_m)}{\int_{\Theta} \pi(d_1, \dots, d_m | \theta_1, \dots, \theta_m) \pi(\theta_1, \dots, \theta_m) d\theta} \quad \dots\dots\dots (17)$$

となる。ただし、 $d\theta = d\theta_1 \cdots d\theta_m$ とする。ここで、(15)式の自殺発生数の条件付独立と相対リスクの独立より、

$$\pi(\theta_1, \dots, \theta_m | d_1, \dots, d_m) = \frac{\prod_{i=1}^m p(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m g(\theta_i; \alpha, \beta)}{\int_{\Theta} \left\{ \prod_{i=1}^m p(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m g(\theta_i; \alpha, \beta) \right\} d\theta} \quad \dots\dots\dots (18)$$

$$= \prod_{i=1}^m \left\{ \frac{p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta)}{\int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i} \right\} \quad \dots\dots\dots (19)$$

となる。つまり、事後分布は、

$$\pi(\theta_1, \dots, \theta_m | d_1, \dots, d_m) = \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (20)$$

という関係にあり、事後分布は地域*i* ごとで考えればよいことがわかる。尤度 $p(d_i | \theta_i)$

と事前分布 $g(\theta_i; \alpha, \beta)$ から事後分布は、

$$\pi(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) = \frac{p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta)}{\int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i} \quad \dots\dots\dots (21)$$

であり、平均は α / β 、分散は α / β^2 である。

¹² ベイズ統計学では、ある尤度関数に対して事前分布と事後分布が同じ分布族に属する場合、共役事前分布 (conjugate prior) と呼ばれる。

$$= \frac{(\beta + e_i)^{\alpha + d_i}}{\Gamma(\alpha + d_i)} \theta_i^{\alpha + d_i - 1} \exp\{-(\beta + e_i) \theta_i\} \cdots \cdots \cdots (22)$$

となる¹³．すなわち，事後分布は $\theta_i | d_i \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Gamma}(\alpha + d_i, \beta + e_i)$ である．潜在的な相対リスク θ_i のベイズ推定量は，事後分布の期待値として，

$$\hat{\theta}_i^B = E[\theta_i | d_i] = \frac{\alpha + d_i}{\beta + e_i} \cdots \cdots \cdots (23)$$

として得られる¹⁴．

4. 縮約推定量としてのベイズ推定量

さて，ベイズ推定量はどのような特徴を持つのであろうか．詳細は Efron & Morris (1973)，Morris (1983) や久保川 (2004) を参照してもらうことにして，ここでは概要だけを述べる．一般に，望ましい推定量の基準として，

$$R(\theta, \hat{\theta}) = E\left\{\left(\hat{\theta}_i - \theta_i\right)^2\right\} \cdots \cdots \cdots (24)$$

がある．これは，平均二乗誤差 (mean square error) とよばれる．この基準として選択されている推定量が，先に示した最尤推定量ということになる．同じく，この基準により，事後分布から点推定量を決めた推定量は，(23)式のベイズ推定量でもある．

ここで，平均二乗誤差を基準とするならば，個別に θ_i を推定する問題を考えたものが，先に示したように，最尤推定量よりも一様に平均二乗誤差が小さい推定量は存在しないことになる．しかし，地域 i が複数である時に， $\{\theta_1, \dots, \theta_m\}$ を同時に推定することを考え，平均二乗誤差の和

$$R(\theta, \hat{\theta}) = \sum_{i=1}^m \left[E\left\{\left(\hat{\theta}_i - \theta_i\right)^2\right\} \right] \cdots \cdots \cdots (25)$$

を基準として考えると，このとき，ベイズ推定量が最尤推定量を改良することがわかっている¹⁵．つまり，ベイズ推定量は全体としての平均二乗誤差が最尤推定量よりも小さい推定量である．ただし，個々の推定値においては，必ずしも誤差が小さくなっ

¹³ (21)式から(22)式への変換は，付録2参照．

¹⁴ ここで，事後分布の期待値を点推定値とする決定は，統計的決定理論あるいは意思決定の問題に関わる (Lancaster, 2004; 竹村, 1991)．事後分布から，様々な点推定値を選択できることがベイズ統計の特徴の一つであるが，一般的に用いられる平均二乗誤差を基準による点推定値は，事後分布の期待値である (松原, 2010)．

¹⁵ Stein (1956), James & Stein (1961) により示され，個々に推定する問題で最尤推定量が許容的であるにもかかわらず，3以上では非許容的となる (久保川, 2004)．

ているとは限らないことに注意が必要である。

次に、このベイズ推定量は、実際の死亡数 d_i の微小な変動に対しても安定的になる。まず、(23)式より、

$$\hat{\theta}_i^B = \left(1 - \frac{\beta}{\beta + e_i}\right) \frac{d_i}{e_i} + \left(\frac{\beta}{\beta + e_i}\right) \frac{\alpha}{\beta} \quad \dots\dots\dots (26)$$

と変形できる。ここで、 $d_i / e_i = \hat{\theta}_i^{ML}$ であり、また α / β は事前分布 θ_i の平均となっており、すなわち、相対リスクのベイズ推定量 $\hat{\theta}_i^B$ は、地域 i における相対リスクの最尤推定量と、事前分布の平均との加重平均である。先に説明したように、事前分布の平均は相対リスクの地域全体での平均を表す。このため、ベイズ推定量は、標本での推定量を全体の推定量に縮約しており、個別の推定において全体の力による説得力の借用をしている (borrowing strength from the ensemble)。このような推定量は、縮約推定量と呼ばれる。

この縮約推定量の特長は、加重部分に注目すると、ベイズ推定値 $\hat{\theta}_i^B$ は、期待度数 e_i が多く標準誤差が小さい地域では、その地域 i での相対リスクの最尤推定値に近づき、逆に期待度数 e_i が少なく標準誤差が大きい地域では、相対リスクの地域全体の平均に近づくことがわかる。期待度数 e_i の大小によって地域 i の相対リスクを修正していることを示す。

5. 経験ベイズ法による相対リスクの推定

前節までは、ベイズ推定量 $\hat{\theta}_i^B$ が縮約推定量であることを示し、相対リスクのベイズ推定量は、ベイズの定理に基づく事後分布の期待値として求められることを説明した。ベイズ推定では、いったん事前分布を与えられれば、事後分布はベイズの定理によりいわば機械的に計算できる。問題は、事前分布の未知であるパラメータ α 、 β である。本来、ベイズ推定では、事前分布は、観測値を得る以前に利用可能な情報を表すもので、事前分布とそのパラメータはデータが得られる前に与えられる。これに対して、パラメータ α 、 β を確率変数ではない未知定数として扱い、経験的に与えるのが経験ベイズ (Empirical Bayes ; EB) 法である。経験的に与えるとは、データを利用して事前分布のパラメータを推定することを意味する。このような理由により、経験ベ

ズ法は、次節で示す完全なベイズ推定である階層ベイズ法の近似としてみなされる。本節では、経験ベイズ法について取り上げる。

まず、地域 i の事後分布の密度関数は、(21)式より、

$$\pi(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) = \frac{p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta)}{\int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i} \quad \dots\dots\dots (27)$$

であるが、密度関数の核 (kernel) は、分母の規格化定数を省略した

$$\pi(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) \propto p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) = p(d_i, \theta_i; \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (28)$$

となり、事後分布は同時分布に比例する。 $\propto$ は比例することを表す。ここで、右辺において、 θ_i はここでは推論の対象とならない局外パラメータ (nuisance parameter) として積分消去することで、

$$p(d_i; \alpha, \beta) = \int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i \quad \dots\dots\dots (29)$$

を得る。これは、パラメータ α , β のときの標本 d_i の確率密度関数であるので、すべ

ての標本 $\{d_1, \dots, d_m\}$ を所与としたときのパラメータの尤度関数は、

$$L(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^m p(d_i; \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (30)$$

$$= \prod_{i=1}^m \left\{ \int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i \right\} \quad \dots\dots\dots (31)$$

と考えられる。この尤度関数は、事後分布に比例する尤度関数を周辺化した周辺尤度 (marginal likelihood) と呼ばれる。そして、経験ベイズ法では、この周辺尤度 $L(\alpha, \beta)$ を最大にするようにパラメータを推定する。つまり、

$$\hat{\alpha}^{EB} = \arg \max_{\alpha} L(\alpha, \beta), \quad \hat{\beta}^{EB} = \arg \max_{\beta} L(\alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (32)$$

である¹⁶。このように、尤度関数を最大にする未知定数のパラメータを推定するので、推定の形式としては最尤推定法が用いられる。

ところで、(29)式は、

¹⁶ 記号「 $\arg \max$ 」は、argument of the maximum のことであり、最大値をとる引数の値を返すことを示す。

$$p(d_i; \alpha, \beta) = \binom{d_i + \alpha - 1}{d_i} \left(\frac{\beta}{e_i + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{e_i}{e_i + \beta} \right)^{d_i} \quad \dots\dots\dots (33)$$

となる¹⁷。これは $d_i \sim \overset{\text{iid}}{\text{Negative Binomial}}(\alpha, \beta)$ である。これにより、周辺尤度の尤度関数は、

$$L(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^m \left\{ \binom{d_i + \alpha - 1}{d_i} \left(\frac{\beta}{e_i + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{e_i}{e_i + \beta} \right)^{d_i} \right\} \quad \dots\dots\dots (34)$$

となり、したがって、対数尤度関数は、

$$\ell(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^m \left\{ \sum_{h=0}^{d_i-1} \log(\alpha + h) + \alpha \log \beta - (d_i + \alpha) \log(e_i + \beta) + d_i \log(e_i) \right\} \dots (35)$$

となる。最尤推定量を求めるため、 α と β でそれぞれ偏微分して、

$$\frac{\partial \ell(\alpha, \beta)}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^m \sum_{h=0}^{d_i-1} \frac{1}{\alpha + h} + m \log \beta - \sum_{i=1}^m \log(e_i + \beta) \quad \dots\dots\dots (36)$$

$$\frac{\partial \ell(\alpha, \beta)}{\partial \beta} = \frac{m\alpha}{\beta} - \sum_{i=1}^m \frac{d_i + \alpha}{e_i + \beta} \quad \dots\dots\dots (37)$$

より、上式の右边=0 と置いて、

$$\sum_{i=1}^m \sum_{h=0}^{d_i-1} \frac{1}{\alpha + h} + m \log \beta - \sum_{i=1}^m \log(e_i + \beta) = 0 \quad \dots\dots\dots (38)$$

$$\frac{\alpha}{\beta} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{d_i + \alpha}{e_i + \beta} \quad \dots\dots\dots (39)$$

となるが、(38)式と(39)式から $\hat{\alpha}^{EB}$ と $\hat{\beta}^{EB}$ の陽表解は一般に得られない (Clayton & Kaldor, 1987)。そのため、経験ベイズ法の最尤推定値は、繰り返しの数値計算によって求める。一方で、簡便には、モーメント推定を適用し、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を求めることもできる (Marshall, 1991; Rao, 2003)。まず、

$$e. = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m e_i \quad \dots\dots\dots (40)$$

¹⁷ (29)式から(33)式への変換は、付録 1 を参照。

とする．加重の標本平均

$$\hat{\theta}_{e.} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{e_i}{e.} \right) \hat{\theta}_i \quad \dots\dots\dots (41)$$

と加重の標本分散

$$s_e^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{e_i}{e.} \right) (\hat{\theta}_i - \hat{\theta}_{e.})^2 \quad \dots\dots\dots (42)$$

から，これらの期待値の方程式を作り， $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ についてのモーメント方程式を解くこ

とで，モーメント推定量は，

$$\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}} = \hat{\theta}_{e.} \quad \dots\dots\dots (43)$$

$$\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}^2} = s_e^2 - \frac{\hat{\theta}_{e.}^2}{e.} \quad \dots\dots\dots (44)$$

と求められる．このモーメント推定値は，最尤推定値における数値計算の初期値としても使用できる．

6. 階層ベイズ法による相対リスクの推定

経験ベイズ法では，事前分布のパラメータ α ， β を未知定数として，データから推定することを行った．ベイズ統計と頻度論をいわば折衷的に使用していたが，本節では，完全ベイズ法（Full Bayes approach）ともよばれる階層ベイズ法（Hierarchical Bayes approach ; HB）による相対リスクの推定について考える．しかし，階層ベイズ法では，一部のパラメータに関する周辺事後分布や期待値を求める際には高次元の積分が必要となり，事後分布は多次元になることが多く解析的な方法や古典的なモンテカルロ法では一般に計算が困難になる（たとえば，伊庭（2005）など）．そこで，階層ベイズ法では，解析的に求まらない事後分布からのサンプリングを可能にするマルコフ連鎖モンテカルロ法によるサンプリングを行う．6-1 節では，本稿で使用するマルコフ連鎖モンテカルロ法の概要について説明する．6-2 節で，Poisson-Gamma モデルの階層ベイズ法による相対リスクの推定について説明する．

6-1 マルコフ連鎖モンテカルロ法の概要

マルコフ連鎖モンテカルロ（Markov chain Monte Carlo ; MCMC）法は，マルコフ連鎖の定常分布から目標分布（ここでは事後分布）と一致するサンプルを発生させる方法であり，通常のランダムサンプリング法とは異なり，1 回前にサンプリングさ

れた値に依存させて次の値をサンプリングする方法の総称である。MCMC法について、大森（2001）、伊庭（2005）、和合（2005）、Gelman, Carlin, Stern, Dunson, Vehtari, & Rubin（2013）、Geweke, Koop, & van Dijk（2011）、Robert & Casella（2010）を参考として、本節では、MCMC法の最も一般的に使用されるギブス・サンプラーとメトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムを概説する¹⁸。

代表的なMCMC法に、ギブス・サンプラー（Gibbs sampler）がある。ギブス・サンプラーの考え方は、高次元の問題を次元の小さな複数の問題に分解して効率的に解くことである。高次元の事後分布 $\pi(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{y})$ を解析的に求められない場合であっても、未知の多次元パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ をいくつかのブロック $\{\theta_1, \dots, \theta_k\}$ に分けた完全条件付分布 $\pi(\theta_i | \{\theta_j\}_{j \neq i}, \mathbf{y})$ ($i = 1, \dots, k$) は解析的に求められる場合がある。ここで、 $\mathbf{y}$ はデータを表し、完全条件付分布とは、データを含むモデルの他の全ての確率変数が与えられた時のその量の分布である。こうした場合に用いられるのがギブス・サンプラーである。適当な初期値 $\{\theta_1^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}\}$ からスタートする（右上の添え字はループ数を表す）。まず、完全条件付分布 $\pi(\theta_1 | \theta_2^{(0)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}, \mathbf{y})$ から $\theta_1^{(1)}$ をサンプリングして、次に、 $\pi(\theta_2 | \theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)}, \mathbf{y})$ から $\theta_2^{(1)}$ をサンプリングする。これを繰り返し、最後に $\pi(\theta_k | \theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \dots, \theta_{k-1}^{(1)}, \mathbf{y})$ から $\theta_k^{(1)}$ をサンプリングする。以上を第1ループとする。次に、この第1ループでサンプリングされた $\{\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \dots, \theta_k^{(1)}\}$ からスタートして、同様に第2ループを行い、 $\{\theta_1^{(2)}, \theta_2^{(2)}, \dots, \theta_k^{(2)}\}$ をサンプリングする。これを繰り返すと、第 ℓ ループでは $\{\theta_1^{(\ell)}, \theta_2^{(\ell)}, \dots, \theta_k^{(\ell)}\}$ がサンプリングされることになる。このように、高次元の問題であっても、シミュレーションはすべて単変量になる。適切な条件のもとで、 $\ell \rightarrow \infty$ とすると、事後分布 $\pi(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k | \mathbf{y})$ に収束することが知られている¹⁹。そこで、初期値に依存する M ループまでにサンプリングされた値を捨て²⁰、その後の N ループを行ってサンプリングされた $\{\theta_1^{(\ell)}, \theta_2^{(\ell)}, \dots, \theta_k^{(\ell)}\}$ ($\ell = M+1, M+2, \dots, M+N$)

¹⁸ ギブス・サンプラーは、メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムの特別な場合である。

¹⁹ マルコフ連鎖に必要な条件は、万遍なくサンプリングするための条件であり、既約性、正再帰性、非周期性と呼ばれる（大森, 2001）。

²⁰ 初期値に影響を受けて捨てられる期間をバーンイン（burn-in）期間と呼ばれる。

は、事後分布 $\pi(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k | \mathbf{y})$ からサンプリングされた値とみなすことができる。

しかし、実際にはギブス・サンプラーでの完全条件付分布が解析的に得られない場合がある。その場合に使用されるのが、メトロポリス・ヘイスティングス (Metropolis-Hastings ; M-H) アルゴリズムである。これは、確率分布 $\pi(x)$ からサンプリングしたいが、特殊な分布であるため直接はサンプリングできない場合に用いられる。ここで、 $\pi(x)$ は目標分布と呼ばれ、規格化定数以外の部分は解析的に求められているとする。M-H アルゴリズムでは、 $\pi(x)$ を近似した容易にサンプリングができる提案分布 $h(x)$ と初期値を決め、サンプリングしたい目標分布と提案分布の違いを、定常分布として推移する条件を満たすようにする操作を含めることで、目標分布からのサンプリングを可能とするアルゴリズムである。この修正する操作は、候補の値をマルコフ連鎖の次の値として受け入れるかを判断する受理確率の計算で構成される。

提案分布 $h(x)$ を選択する一つの自然な方法は、先にサンプリングした値を検討し、続く値を生成することで、マルコフ連鎖の現在値の周辺を探索することである。最も簡単な方法としては、原点を中心にして対称な密度である平均 0 で分散 σ^2 の正規分布に従う z を用いて、 $\theta^* = \theta^{(j-1)} + z$ を候補とする。そのため、候補の値は、正規分布を提案分布とする $\theta^* | \theta^{(j-1)} \sim \text{Normal}(\theta^{(j-1)}, \sigma^2)$ となる²¹。これは、ランダムウォーク連鎖によるM-Hアルゴリズムと呼ばれ、次の手順でサンプリングする。まず、初期値 $\theta^{(0)}$ と尺度パラメータ σ^2 を決め、①提案分布 $\text{Normal}(\theta^{(j-1)}, \sigma^2)$ から候補の値 θ^* をサンプリングする。②受理確率 $P(\theta^{(j-1)}, \theta^*) = \min[R, 1]$ を計算する。ここで、 $R = \pi(\theta^*) / \pi(\theta^{(j-1)})$ である。③受理確率 $P(\theta^{(j-1)}, \theta^*)$ で $\theta^{(j)} = \theta^*$ とする。受理されない場合は $\theta^{(j)} = \theta^{(j-1)}$ とする²²。以上を繰り返すと、 $\theta^{(j)}$ の分布は適切な条件の下で $j \rightarrow \infty$ のときに目標分布に収束することが知られている。本稿では、ギブス内メトロポリス (Metropolis within Gibbs) として、ギブス・サンプラーで事後分布を単変量の完全条件付分布に分解してサンプリングする。その際、完全条件付分布からの直接サンプリングが困難な場合には、ランダムウォーク連鎖によるM-Hアルゴリズムを使用する。

MCMC 法は、理論的にはマルコフ連鎖が定常分布に収束することが示されるが、実践面ではMCMC アルゴリズムをいつ打ち切るかに明確な基準はなく、MCMC サンプルの出力から収束を事後的にチェックして試行錯誤することとなる。収束の診断は、最も基本的にはマルコフ連鎖のトレースプロット (標本経路図) を描き、サンプルが初期値への依存、逸脱や非定常的な挙動を示すかを確認することである。また、標本

²¹ 正規分布の分散 σ^2 は、尺度パラメータと呼ばれ、受理率により調整することとなる。

²² 実装においては、一様分布を用いて採用の判定を行う。

自己相関関数のプロットから、自己相関が低くパラメータ空間全体を効率的に探索していることを確認する。収束に関する統計量としては、連鎖の分布がステップの推移で変化しないことを確認する指標である Geweke (1992) の統計量が用いられる。加えて、実験的に初期値を変えた複数のマルコフ連鎖を生成し、複数の連鎖が同一の領域をカバーするかを判断する Gelman & Rubin (1992) の $\hat{R}$ 指数がしばしば使用される。収束診断には、様々な方法があるが絶対的なものはない。この点に関しては、Robert & Casella (2010)、久保 (2012) が詳しい。

実際の MCMC 法の実行においては、完全条件付分布などの MCMC 法における詳細な設定を考えなくても、モデルを指定すれば、MCMC 法の汎用計算プログラムである Stan (Stan Development Team, 2014)、JAGS (Plummer, 2013)、BUGS などで計算することが可能である。しかし、その場合であっても、MCMC サンプルの収束診断を行う必要がある。そして、初期値が影響している一定のバーンイン期間を除き、抽出した MCMC サンプルを用いて、それぞれの地域における事後分布の期待値 $\hat{\theta}_i^B = E[\theta_i | d_i]$ を得る。

6-2 Poisson-Gamma モデルの階層ベイズ推定

さて、階層ベイズ法では、経験ベイズとは異なり、事前分布のパラメータ α , β についても定数ではなく確率変数として、さらなる事前分布である $\pi(\alpha, \beta)$ を想定する²³。したがって、階層ベイズ推定では、相対リスク $\theta_1, \dots, \theta_m$ は、単に独立ではなくパラメータ α , β が与えられたもとで互いに独立である。つまり、

$$\pi(\theta_1, \dots, \theta_m | \alpha, \beta) = \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (45)$$

である。このように、地域 i の事前分布は、パラメータ α , β の条件付分布として $\pi(\theta_i | \alpha, \beta)$ と表現される。

パラメータ α , β の事前分布 $\pi(\alpha, \beta)$ について、事前に何らかの情報があれば、その情報を反映した事前分布を設定することができる。しかし、事前の情報がない場合、またできるだけ主観を排除するために、無情報事前分布 (noninformative prior distribution) がしばしば用いられる。Poisson-Gammaモデルの無情報事前分布としては、次のような提案がなされてきている。George, Makov, & Smith (1993) は、 $\alpha \sim \text{Exp}(b=1)$, $\beta \sim \text{Gamma}(a=0.1, b=1)$ と事前分布を設定して、事後分布が正則となる方法を提案している。Natarajan, Ghosh, & Maiti (1998) は、事前分布を選択す

²³ これは、事前分布と区別して、超事前分布 (hyper prior) とも呼ばれる。また、1 段目の $\pi(\theta | \alpha, \beta)$ だけでなく、2 段目の $\pi(\alpha, \beta)$ も含めた $\pi(\theta | \alpha, \beta) \pi(\alpha, \beta)$ を階層事前分布と呼ぶ場合もある。

る方法として広く使用されているジェフリーズ(Jeffreys)のルールに従って, $\alpha \propto 1/\alpha$, $\beta \sim \text{Gamma}(a=0.5, b>0)$ として²⁴, 少なくとも1つは d_i が0でない時に事後分布が正則となる事前分布を提案している. また, Lawson (2013) は, 平均10で分散100となるように, $\alpha \sim \text{Exp}(b=0.1)$, $\beta \sim \text{Exp}(b=0.1)$ としている. このように, 事前分布の選択には, 絶対的なものではなく, 事前分布の選択を変えて相対リスクのベイズ推定への影響を検討する感度分析が必要となる (Lancaster, 2004; Albert, 2009). ここでは, 事前に情報が無いとして, George, Makov, & Smith (1993) の事前分布を採用することとして展開する. したがって, 階層ベイズ法でのPoisson-Gammaモデルは,

$$\text{I) } d_i \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Poisson}(e_i \theta_i) \quad \dots\dots\dots (46)$$

$$\text{II) } \theta_i \sim \text{Gamma}(\alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (47)$$

$$\text{III) } \alpha \sim \text{Exp}(b_\alpha = 1), \quad \beta \sim \text{Gamma}(a=0.1, b_\beta = 1) \quad \dots\dots\dots (48)$$

とする.

Poisson-Gamma モデルの事後分布を求めるため, MCMC 法のギブス・サンプラーによるサンプルを抽出するための完全条件付分布を決定する. 完全条件付分布を決定するための標準的なアプローチは, 完全条件付分布が考慮中のデータとすべての確率変数の同時分布に比例することにもとづく. ここで, π は確率密度関数,

$d_{1:m} = \{d_1, \dots, d_m\}$, $\theta_{1:m} = \{\theta_1, \dots, \theta_m\}$, また θ_{-i} は $\theta_{1:m}$ から θ_i を除いた

$\{\theta_1, \dots, \theta_{i-1}, \theta_{i+1}, \dots, \theta_m\}$ を示すこととして, 本モデルでのデータとすべての確率変数

の同時分布は,

$$\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta) = \pi(d_{1:m} | \theta_{1:m}, \alpha, \beta) \pi(\theta_{1:m} | \alpha, \beta) \pi(\alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (49)$$

$$= \pi(d_{1:m} | \theta_{1:m}) \pi(\theta_{1:m} | \alpha, \beta) \pi(\alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (50)$$

$$= \prod_{i=1}^m \pi(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\alpha) \pi(\beta) \quad \dots\dots\dots (51)$$

となる. 展開の1行目は同時分布を条件付分布に分解しており, 2行目は $d_{1:m}$ は α と β に依存しないためである. また, 3行目は, モデルの設定の(15)式と(45)式から d_i と θ_i はそれぞれパラメータを与えられたもとで条件付独立であるためである.

ここで, i) θ_i の完全条件付分布は,

²⁴ 記号 $\propto$ は, 比例関係をあらわす.

$$\pi(\theta_i | d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha, \beta) = \frac{\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta)}{\pi(d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha, \beta)} \propto \pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (52)$$

$$\propto \prod_{i=1}^m \pi(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\alpha) \pi(\beta) \quad \dots\dots\dots (53)$$

$$\propto \pi(d_i | \theta_i) \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (54)$$

となる．展開の 1 行目は，分母の $\pi(d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha, \beta)$ は θ_i に関係せず定数とみなせるため， θ_i の完全条件付分布は同時分布に比例することとなる．これ以降も θ_i に関係する部分のみを残していく．モデルの設定より， $\pi(d_i | \theta_i)$ は Poisson 分布， $\pi(\theta_i | \alpha, \beta)$ は Gamma 分布であるので，上式は，

$$\propto \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) \quad \dots\dots\dots (55)$$

$$\propto \theta_i^{d_i} \exp(-e_i \theta_i) \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) \quad \dots\dots\dots (56)$$

$$\propto \theta_i^{d_i + \alpha - 1} \exp\{-(e_i + \beta) \theta_i\} \quad \dots\dots\dots (57)$$

となる．したがって， θ_i の完全条件付分布は，

$$\theta_i | d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha, \beta \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Gamma}(d_i + \alpha, e_i + \beta) \quad \dots\dots\dots (58)$$

である． m 個の $\theta_1, \dots, \theta_m$ は，それぞれ対応する死亡発生数 d_i と期待死亡数 e_i から計算されるこの完全条件付分布から抽出できる．

次に，ii) α の完全条件付分布は，

$$\pi(\alpha | d_{1:m}, \theta_{1:m}, \beta) = \frac{\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta)}{\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \beta)} \propto \pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (59)$$

$$\propto \prod_{i=1}^m \pi(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\alpha) \pi(\beta) \quad \dots\dots\dots (60)$$

$$\propto \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\alpha) \quad \dots\dots\dots (61)$$

となり，モデルの設定から， $\pi(\theta_i | \alpha, \beta)$ は Gamma 分布， $\pi(\alpha)$ は Exp 分布であるので，上式は，

$$\propto \prod_{i=1}^m \left\{ \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) \right\} b_\alpha \exp(-b_\alpha \alpha) \quad \dots\dots\dots (62)$$

$$\propto \frac{\beta^{m\alpha}}{\Gamma^m(\alpha)} \prod_{i=1}^m (\theta_i^{\alpha-1}) \exp(-b_\alpha \alpha) \quad \dots\dots\dots (63)$$

となる．これは，標準的な分布の形ではない．

最後に，iii) β の完全条件付分布は，

$$\pi(\beta | d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha) = \frac{\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta)}{\pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha)} \propto \pi(d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha, \beta) \quad \dots\dots\dots (64)$$

$$\propto \prod_{i=1}^m \pi(d_i | \theta_i) \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\alpha) \pi(\beta) \quad \dots\dots\dots (65)$$

$$\propto \prod_{i=1}^m \pi(\theta_i | \alpha, \beta) \pi(\beta) \quad \dots\dots\dots (66)$$

となり，モデルの設定から， $\pi(\theta_i | \alpha, \beta)$ 及び $\pi(\beta)$ は Gamma 分布であるので，

$$\propto \prod_{i=1}^m \left\{ \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) \right\} \frac{b_\beta^a}{\Gamma(a)} \beta^{a-1} \exp(-b_\beta \beta) \quad \dots\dots\dots (67)$$

$$\propto \beta^{m\alpha} \exp\left(-\beta \sum_{i=1}^m \theta_i\right) \beta^{a-1} \exp(-b_\beta \beta) \quad \dots\dots\dots (68)$$

$$\propto \beta^{(m\alpha+a)-1} \exp\left\{-\beta \left(\sum_{i=1}^m \theta_i + b_\beta\right)\right\} \quad \dots\dots\dots (69)$$

となる．したがって， β の完全条件付分布は，

$$\beta | d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha \sim \text{Gamma}\left(m\alpha + a, \sum_{i=1}^m \theta_i + b_\beta\right) \quad \dots\dots\dots (70)$$

である．

まとめると，ギブス・サンプラーのための完全条件付分布は，次のようになる．

$$\text{i) } \theta_i | d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha, \beta \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Gamma}(d_i + \alpha, e_i + \beta) \quad \dots\dots\dots (71)$$

$$\text{ii) } \pi(\alpha | d_{1:m}, \theta_{1:m}, \beta) \propto \frac{\beta^{m\alpha}}{\Gamma^m(\alpha)} \prod_{i=1}^m (\theta_i^{\alpha-1}) \exp(-b_\alpha \alpha) \quad \dots\dots\dots (72)$$

$$\text{iii) } \beta | d_{1:m}, \theta_{1:m}, \alpha \sim \text{Gamma} \left(m\alpha + a, \sum_{i=1}^m \theta_i + b_\beta \right) \quad \dots\dots\dots (73)$$

i), iii) は、直接的にサンプルを抽出するが、ii) は標準的な分布の形ではないので、**M-H**アルゴリズムによって抽出を行う。以上から、**Poisson-Gamma**モデルの**MCMC**法のアロリズムは表 1 のようにまとめられる²⁵。

²⁵ ここで示したものは、**MCMC**法の基本的な手法に従ったアルゴリズムであり、より効率的なアルゴリズムは考えられうる。

表 1 Poisson-Gamma モデルの MCMC 法

- (1) 初期値 ($\alpha^{(0)}$, $\beta^{(0)}$), M-H アルゴリズムの尺度パラメータ (σ^2) を決める.
- (2) $j=1, 2, \dots$ について, 次を繰り返す (ギブス・サンプラー).

- (a) $\theta_i^{(j)}$ ($i=1, 2, \dots, m$) を発生させる.

$$\theta_i^{(j)} | d_{1:m}, \theta_{-i}, \alpha^{(j-1)}, \beta^{(j-1)} \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Gamma}(d_i + \alpha^{(j-1)}, e_i + \beta^{(j-1)})$$

- (b) $\beta^{(j)}$ を発生させる.

$$\beta^{(j)} | d_{1:m}, \theta_{1:m}^{(j)}, \alpha^{(j-1)} \sim \text{Gamma}\left(m\alpha^{(j-1)} + a, \sum_{i=1}^m \theta_i^{(j)} + b_\beta\right)$$

- (c) $\alpha^{(j)}$ を発生させる (ランダムウォーク連鎖による M-H アルゴリズム).

- ① 新しい候補点 α^* を発生させる.

$$\alpha^* \sim \text{Normal}(\alpha^{(j-1)}, \sigma^2)$$

- ② 次の受理確率を計算する.

$$P(\alpha^{(j-1)}, \alpha^* | \theta_{1:m}^{(j)}, \beta^{(j)}) = \min[R, 1]$$

ここで, $R = \exp\{\pi(\alpha^*) - \pi(\alpha^{(j-1)})\}$ であり, また

$$\pi(\alpha^*) = m\alpha^* \log \beta^{(j)} + (\alpha^* - 1) \sum_{i=1}^m \log \theta_i^{(j)} - b_\alpha \alpha^* - m \log \Gamma(\alpha^*) \text{ である.}$$

- ③ $u \sim \text{Uniform}(0, 1)$ を発生させ, $\alpha^{(j)}$ を次のように決定する.

$$\alpha^{(j)} = \begin{cases} \alpha^* & \text{if } u \leq P(\alpha^{(j-1)}, \alpha^* | \theta_{1:m}^{(j)}, \beta^{(j)}) \\ \alpha^{(j-1)} & \text{else} \end{cases}$$

- (3) 十分大きな M に対して $\theta_i^{(j)}$ ($i=1, 2, \dots, m$), $\beta^{(j)}$, $\alpha^{(j)}$ ($j=M, M+1, \dots$) を記録する.

MCMC法の実行に関して, ギブス・サンプラーの順序はサンプリングに影響しないため変更でき, 初期値には, 経験ベイズ法での最尤推定値やモーメント推定値を指定することができる. あるいは, 事後分布を近似するラプラス法などでの最適化アルゴリズムを使用して事後分布のモードと分散を指定する (Albert, 2009). M-Hアルゴリズムでは, 数値計算のアンダーフローを生じさせないために, α の完全条件付分布における密度関数は対数密度関数 $\pi(\alpha^*)$ で記述している²⁶. それにともない R は指数を

²⁶ 確率の積の計算では, 解が小さくなりすぎて桁が右にあふれてしまうことがある. この現象をアンダ

とっている．尺度パラメータは，受理率から調整する²⁷．受理率は，提案密度を正規分布としたランダムウォーク連鎖では，25～45%が良いとされ，複数のパラメータを含む場合には25%が最良の選択とされる（Albert, 2009）．

7. 計算例：兵庫県の市区町村を対象とした相対リスクの推定

自殺の相対リスク推定の計算例として，2003-07 年の兵庫県における男性の自殺発生数（厚生労働省『人口動態統計』；自殺予防総合対策センター）の相対リスクを推定することを検討してみることにする．兵庫県下 47 市区町村の相対リスクの最尤推定値と期待死亡数（対数値）の関係は図 1 に示した．相対リスクの最尤推定量における一般的な傾向として，自殺発生数が少ない地域では散らばりが大きいことがわかる．

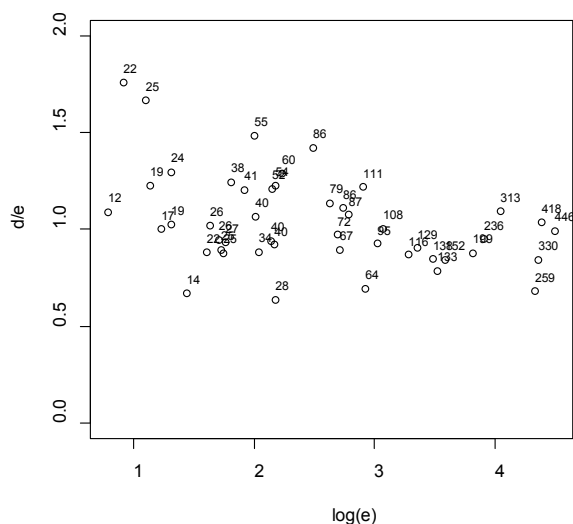


図 1 2003-07 年の兵庫県 47 市区町村における男性の自殺の相対リスクの最尤推定値

注：横軸は期待死亡数の対数，縦軸は相対リスク，数字は自殺発生数を示す．

次に，ベイズ推定による相対リスクの縮約推定量を求めてみることにする．計算では，R (R Core Team, 2013; ver. 3.0.1) を使用した²⁸．経験ベイズ法の最尤推定値は，

ーフローと呼ぶ．この問題を避けるため，確率の積の計算は対数をとることで和の計算にすることが一般的に行われる．

²⁷ 受理率は，反復を通しての受理確率の平均である．MCMC サンプル全体における受理されたサンプルの割合で表される．

²⁸ R による最尤推定法や MCMC 法の設計においては，Rizzo (2008) を参考とした．

対数尤度関数を指定してoptim関数による数値計算によって求めた²⁹. 地域全体を兵庫県として、 α と β の初期値はともに5とした.

階層ベイズ法は、表1のアルゴリズムに従い、RでMCMC法を実行した³⁰. MCMCアルゴリズムの収束診断には、Rのcoda (Plummer, Best, Cowles, & Vines, 2006) パッケージに含まれる関数を使用した. 連鎖数を3つとしてそれぞれ10万個発生させ、最初の2000個を初期値に依存する期間として捨て、さらにバッチサイズ10で間引き、それぞれの連鎖で10000個の標本を記録した. 初期値は、 $\alpha^{(0)}$ と $\beta^{(0)}$ 共に10, 75, 150 (3つの連鎖) とし、M-Hアルゴリズムの尺度パラメータ $\sigma^2 = 3.24$ とした.

MCMC法によるサンプリングの結果として、トレースプロットと事後確率密度関数を図2, 自己相関関数のプロットを図3に示した. M-Hアルゴリズムの受理率は、24.0%であった.

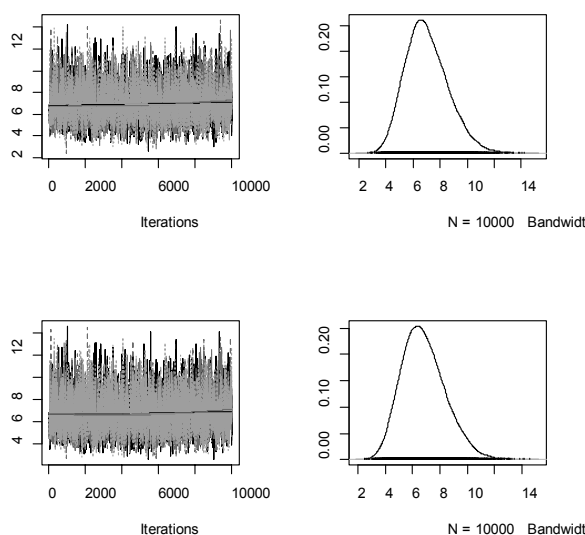


図2 トレースプロットと事後密度関数のプロット

注: 上段 α , 下段 β を示している.

²⁹ 経験ベイズ法 (最尤推定) の R コードは、付録3で示した.

³⁰ 階層ベイズ法の R コードは、付録4で示した.

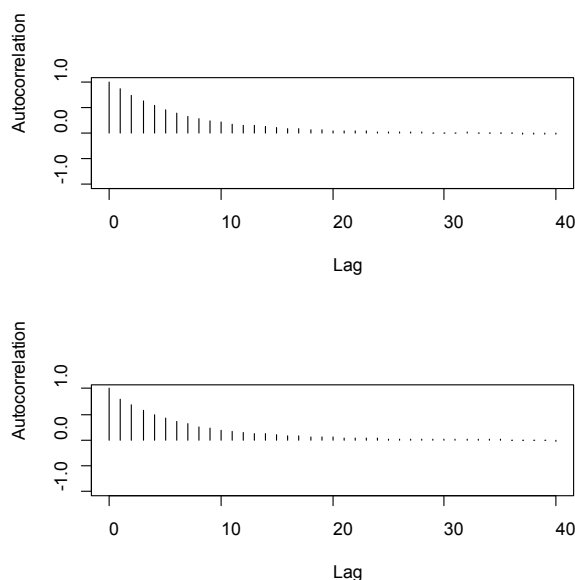


図3 自己相関関数のプロット

注：上段 α ，下段 β ，最初の連鎖における自己相関関数を示している。

収束診断を行うと，トレースプロットはランダムなノイズに近く，自己相関はラグの関数として減衰傾向を示している．また，Geweke の p 値はいずれも 0.05 より大きく，Gelman & Rubin の $\hat{R}$ 指数はともに 1 であり，サンプリングは収束していると判断した．

表 2 には，得られた MCMC サンプルから計算された α と β の事後分布の平均，標準偏差，95%信用区間の下限と上限の値，平均の標準誤差を示している．

表 2 階層ベイズ法での α ， β の推定結果

	平均	標準偏差	95%下限	95%上限	Naive SE	Time-series SE
α	7.012	1.572	4.334	10.445	0.009	0.032
β	6.812	1.603	4.097	10.299	0.009	0.031

階層ベイズ法では平均では $\alpha=7.012$ ， $\beta=6.812$ であり，この値での相対リスクは平均 1.029，分散 0.151 である．経験ベイズ法での推定結果は， $\alpha=142.448$ ， $\beta=148.560$ であり，この値での相対リスクは平均 0.959，分散 0.006 である．表 3 として，最尤推定値，経験ベイズ推定値，階層ベイズ推定値を示し，図 4 には階層ベイズ推定値と最尤推定値を示した．階層ベイズ推定値は，人口が多い地域では最尤推定値とほぼ異ならないが，人口が少ない市区町村では中央付近に縮約されていることが明確である．

表 3 相対リスクの最尤推定値，経験ベイズ推定値，階層ベイズ推定値

市区町村名	期待 死亡数	自殺 発生数	最尤 推定値	経験ベイズ 推定値	階層ベイズ 推定値
神河町	2.2	2.4	1.091	0.961	1.049
福崎町	3.4	3.4	1.000	0.960	1.022
相生市	5.7	5	0.877	0.956	0.961
宍粟市	7.4	11	1.486	0.984	1.271
南あわじ市	9.3	12	1.290	0.978	1.183
芦屋市	15	13.4	0.893	0.953	0.935
三田市	18.5	12.8	0.692	0.929	0.782
神戸市須磨区	28.6	25.8	0.902	0.950	0.927
加古川市	45.3	39.8	0.879	0.940	0.898
神戸市垂水区・西区	78.4	66	0.842	0.918	0.857

注：市区町村 10 地域のみ抜き出し示している。

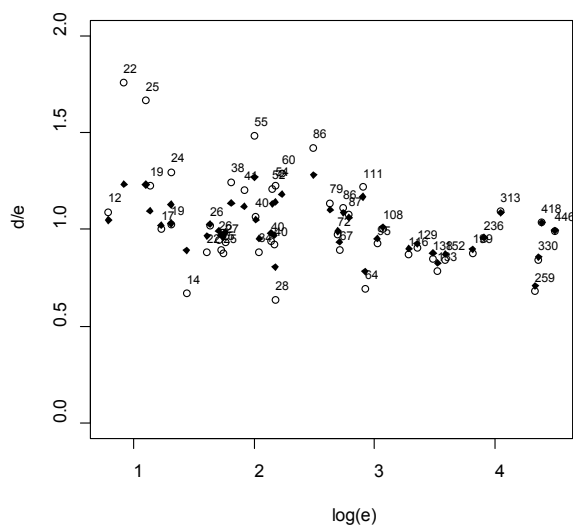


図 4 階層ベイズ推定値（黒点）と最尤推定値（白点）

注：横軸は期待死亡数の対数，縦軸は相対リスク，数字は自殺発生数を示す。

8. おわりに

本稿では，自殺の実態を把握する計量的指標として相対リスクを取り上げ，その推定方法として，最尤推定量，経験ベイズ推定量，階層ベイズ推定量について，理論的にそして実証的に検討を行った。

自殺発生数にポアソン分布を仮定した相対リスクの最尤推定量は，理論的には有効推定量であるが，人口の少ない地域において標本誤差が大きくなるという性質がある。この実証的な面での問題を回避するために，事前分布にガンマ分布を仮定した相対リ

スクの基本となる Poisson-Gamma モデルを扱った。事前分布を仮定するベイズ推定の枠組みが縮約推定量を構成することを説明した。つまり、ベイズ推定量は、地域全体の推定の力を借りることで、各地域の推定をより適切にするといえる。

ベイズ推定においては、事前分布の設定方法で 2 種類の推定法を検討した。すなわち、経験ベイズ法と階層ベイズ法である。前者は、データを利用して事前分布の定数パラメータを推定する。これに対して、後者は、事前分布のパラメータについても定数ではなく確率変数として、さらなる事前分布（超事前分布）を想定する。そのため、階層ベイズ法では、多次元の積分が必要になり、解析的に求まらない事後分布からのサンプリングを可能にする MCMC 法によるサンプリングが必要となった。Poisson-Gamma モデルの事後分布を求めるため、ギブス・サンプラーによるサンプルを抽出するための完全条件付分布を導き、ギブス・サンプラーと M-H アルゴリズムを用いたアルゴリズムを示した。

自殺の相対リスクにおける各推定値の理論的な面での特徴は次のように要約できる。まず、最尤推定値は、有効推定量であり推定量が持つべき望ましい性質を備えている。しかしその一方で、データへの依存が大きく小地域での推定精度が低くなるため、実態をあらわす正確な指標ではない。次に、階層ベイズ推定値は、縮約推定値としての性質により、小地域でも精度の高い指標である。さらに、事後分布を構成することで信用区間の構成が容易であり、指標の安定性を把握することを可能にする。ただし、事前分布の選択においては検討を要する。したがって、研究者のモデルの構成が適切であれば、小地域でも精度が高く安定した情報をもたらす。そして、経験ベイズ推定値は、階層ベイズ推定値と最尤推定値の中間の特長を持つと言える。つまり、ベイズ推定値の特長として小地域の精度は高いが、一方では事前情報を完全には活かしておらずデータに依存している近似的な手法である。

本稿では、相対リスクの推定における最も基本的な Poisson-Gamma モデルを取り上げたが、Poisson-Gamma モデルの 1 つの欠点は、空間や時間での関連を加味することができない点である。これに対処するため、事前分布にガンマ分布ではなく対数正規分布を仮定する Log-normal モデル、条件付自己回帰（conditional autoregressive；CAR）モデルなどの発展的なモデルが存在している（Lawson, 2013; Rao, 2003）。これらのモデルも今回提示したようなベイズ推定法の構成で行われている。これらに関しては今後検討していきたい。

【謝 辞】

本研究は、関西大学・社会的信頼システム創生プロジェクト（文部科学省私立大学戦略的研究基盤形成支援事業：平成 22 年度～平成 26 年度）の一部として行われたものである。本論文を作成するにあたり、与謝野有紀先生（関西大学社会学部）、清水和秋先生（関西大学社会学部）のご指導、ご助言を頂きました。深く感謝いたします。

【引用文献】

- Albert, J., 2009, *Bayesian computation with R*, Philadelphia: Springer Science+Business Media. (=2012, 石田基広・石田和枝訳『Rで学ぶベイズ統計学入門』丸善出版.)
- Clayton, D. & Kaldor, J., 1987, “Empirical bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping,” *Biometrics*, 43: 671-681.
- Datta, G., Ghosh, M. & Waller, L. A., 2000, “Hierarchical and empirical Bayes methods for environmental risk assessment”, Sen P. K. & Rao C. R. eds., *Handbook of Statistics, Bioenvironmental and Public Health Statistics 18 edition*, Amsterdam: Elsevier, 223-245.
- Efron, B. & Morris, C., 1973, “Stein’s estimation rule and its competitors- an empirical Bayes approach,” *Journal of American Statistical Association*, 68(341): 117-130.
- Gelman, A. & Rubin, D., 1992, “Inference from iterative simulation using multiple sequences (with discussion),” *Statistical Science*, 7(4): 457-511.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A. & Rubin, D. B., 2013, *Bayesian Data Analysis, Third Edition*, Broken Sound Parkway NW: CRC Press.
- George, E. I., Makov, U. E., & Smith, A. F. M., 1993, “Conjugate likelihood distributions,” *Scandinavian Journal of Statistics*, 20(2): 147-156.
- Geweke, J., 1992, “Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments (with discussion),” Bernardo, J., Berger, J., Dawid, A., and Smith, A. eds., *Bayesian Statistics 4*, Oxford: Oxford University Press, 169-193.
- Gordis, L., 2009, *Epidemiology, fourth edition*, Philadelphia: Saunders. (=2010, 木原正博・木原雅子・加治正行訳『疫学——医学的研究と実践のサイエンス』メディカル・サイエンス・インターナショナル.)
- 伊庭幸人, 2005, 「マルコフ連鎖モンテカルロ法の基礎」伊庭幸人・種村正美・大森裕浩・和合肇・佐藤整尚・高橋明彦『計算統計Ⅱ マルコフ連鎖モンテカルロ法とその周辺』岩波書店, 1-106.
- Jacquier, E. & Polson, N., 2011, “Bayesian Methods in Finance,” Geweke, J., Koop, G., & van Dijk, H. eds., *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics, First Edition*, Oxford: Oxford University Press. (=2013, 島田淳二訳「ベイズ統計のファイナンスへの応用」照井伸彦監訳『ベイズ計量経済学ハンドブック』朝倉書店, 448-528.)
- James, W. & Stein, C., 1961, “Estimation with quadratic loss,” *Proc. Fourth*

- Berkeley Symp. Math. Statist. Prob.*, 1: 361–379.
- 久保拓弥, 2012, 『データ解析のための統計モデリング入門——一般化階層モデル・階層ベイズモデル・MCMC』岩波書店.
- 久保川達也, 2004, 「スタインのパラドックスと縮約推定の世界」甘利俊一・竹内啓・竹村彰通・伊庭幸人編『統計科学のフロンティア 3 モデル選択——予測・検定・推定の交差点』岩波書店, 139-197.
- Lancaster, T., 2004, *An Introduction to Modern Bayesian Econometrics*, Oxford: Blackwell Publishing Ltd.. (=2011, 小暮厚之・梶田幸作監訳『ランカスター ベイジアン計量経済学』朝倉書店.)
- Lawson, A. B., 2013, *Bayesian Disease Mapping: Hierarchical Modeling in Spatial Epidemiology, Second Edition*, London: Chapman & Hall/CRC.
- Link, W. A. & Hahn, D. C., 1996, “Empirical Bayes estimation of proportions with application to cowbird parasitism rates,” *Ecology*, 77: 2528-37.
- Maiti, T., 2005, “Bayesian Aspects of Small Area Estimation,” Day, D. K. & Rao, C. R. eds., *Handbook of statistics volume 25 Bayesian Thinking: Modeling and Computation*, Amsterdam: Elsevier, 965-982. (=2011, 土居正明訳「ベイズ統計を用いた小地域推定」繁榊算男・岸野洋久・大森裕浩監訳『ベイズ統計分析ハンドブック』朝倉書店, 1003-1023.)
- Marshall, R. J., 1991, “Mapping disease and mortality rates using empirical bayes estimators,” *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, 40(2): 283-294.
- 松原望, 2010, 『ベイズ統計学概説——フィッシャーからベイズへ』培風館.
- Morris, C. N., 1983, “Parametric empirical bayes inference: theory and applications,” *Journal of the American Statistical Association*, 78: 47-55.
- Natarajan, K., Ghosh, M., & Maiti, T., 1998, “Hierarchical bayes quality measurement plan,” *Communications in Statistics – Simulation and Computation*, 27(1): 199-214.
- 大森裕浩, 2001, 「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』31(3): 305-344.
- Plummer, M., 2013, *JAGS (Just Another Gibbs Sampler)*, Version 3.4.0. <http://mcmc-jags.sourceforge.net/>.
- Plummer, M., Best, N., Cowles, K. & Vines, K., 2006, “CODA: Convergence Diagnosis and Output Analysis for MCMC,” *R News*, 6: 7-11.
- Qian, S. S., 2010, *Environmental and Ecological Statistics with R*, London: Chapman & Hall/CRC. (=2011, 大森浩二・井上幹生・畑 啓生監訳『環境科学と生態学のための R 統計』共立出版.)

- R Core Team, 2013, *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
<http://www.R-project.org/>.
- Rao, J. N. K., 2003, *Small area estimation*, NJ: John Wiley & Sons.
- Rizzo, M., 2008, *Statistical Computing with R*, : CRC Press. (=2011, 石井一夫・村田真樹訳『Rによる計算機統計学』オーム社.)
- Robert, C. & Casella, G., 2010, *Introducing Monte Carlo Methods with R*, : Springer Science+Business Media. (=2012, 石田基広・石田和枝訳『Rによるモンテカルロ法入門』丸善出版.)
- Rothman, K. J., 2012, *Epidemiology: An Introduction, 2nd edition*, Oxford: Oxford University Press. (=2013, 矢野栄二・橋本英樹・大脇和浩監訳『ロスマンの疫学——科学的思考への誘い 第2版』篠原出版新社.)
- Singer, J. D. & Willett, J. B., 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford: Oxford University Press. (=2012, 菅原ますみ監訳『縦断データの分析 I ——変化についてのマルチレベルモデリング』朝倉書店.)
- Stan Development Team, 2014, *Stan: A C++ Library for Probability and Sampling*, Version 2.2. <http://mc-stan.org>.
- Stein, C., 1956, "Inadmissibility of the usual estimator for the mean of a multivariate normal distribution," *Proc. Third Berkeley Symp. Math. Statist. Prob.*, 1: 197–206.
- 竹村彰通, 1991, 『現代数理統計学』創文社.
- 丹後俊郎・横山徹爾・高橋邦彦, 2007, 『空間疫学への招待—疾病地図と疾病集積性を中心として』朝倉書店.
- 和合肇編, 2005, 『ベイズ計量経済分析—マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』東洋経済新報社.

【付録 1】 周辺尤度の導出

周辺尤度³¹⁾は,

$$p(d_i; \alpha, \beta) = \int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i \quad \dots\dots\dots (A.1)$$

であり, 潜在的な相対リスク θ_i の定義域は $0 \leq \theta_i \leq \infty$ であるため, 積分区間は $\theta_i: 0 \rightarrow \infty$ となり, また, (14)式と(16)式を代入し,

$$= \int_0^\infty \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) d\theta_i \quad \dots\dots\dots (A.2)$$

$$= \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{d_i! \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \theta_i^{d_i+\alpha-1} \exp\{-(e_i + \beta)\theta_i\} d\theta_i \quad \dots\dots\dots (A.3)$$

となる. ここで, 積分部分をガンマ関数の形式に持ち込むため, $(e_i + \beta)\theta_i = t$ とおき, θ_i を t とする置換積分を行う. 積分区間は, $\theta_i: 0 \rightarrow \infty$ から $t: 0 \rightarrow \infty$ となり, $(e_i + \beta)d\theta_i = dt$ から $d\theta_i = (e_i + \beta)^{-1} dt$ となるので, (A.3)式は,

$$= \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{d_i! \Gamma(\alpha)} \int_0^\infty \left(\frac{t}{e_i + \beta} \right)^{d_i+\alpha-1} \exp(-t) (e_i + \beta)^{-1} dt \quad \dots\dots\dots (A.4)$$

$$= \frac{1}{d_i! \Gamma(\alpha)} \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{(e_i + \beta)^{d_i+\alpha}} \int_0^\infty t^{d_i+\alpha-1} \exp(-t) dt \quad \dots\dots\dots (A.5)$$

積分部分は, ガンマ関数として $\Gamma(d_i + \alpha)$ となるため³²⁾,

$$= \frac{\Gamma(d_i + \alpha)}{d_i! \Gamma(\alpha)} \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{(e_i + \beta)^{d_i+\alpha}} \quad \dots\dots\dots (A.6)$$

$$= \frac{\Gamma(d_i + \alpha)}{d_i! \Gamma(\alpha)} \left(\frac{\beta}{e_i + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{e_i}{e_i + \beta} \right)^{d_i} \quad \dots\dots\dots (A.7)$$

となる. ガンマ関数を階乗の形式になおして³³⁾,

$$= \frac{(d_i + \alpha - 1)!}{d_i! (\alpha - 1)!} \left(\frac{\beta}{e_i + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{e_i}{e_i + \beta} \right)^{d_i} \quad \dots\dots\dots (A.8)$$

$$= \binom{d_i + \alpha - 1}{d_i} \left(\frac{\beta}{e_i + \beta} \right)^\alpha \left(\frac{e_i}{e_i + \beta} \right)^{d_i} \quad \dots\dots\dots (A.9)$$

となる. したがって, 周辺尤度は, $d_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} \text{Negative Binomial}(\alpha, \beta)$ である³⁴⁾.

³¹⁾ 周辺尤度は, $p(y) = \int_{\Theta} p(y, \theta) d\theta = \int_{\Theta} p(y | \theta) p(\theta) d\theta$ で求められる.

³²⁾ ガンマ関数は, $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} \exp(-x) dx$ である.

³³⁾ ガンマ関数の性質として, $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)!$ である.

³⁴⁾ 負の二項分布の確率関数は, $p(x) = \binom{x+r-1}{x} p^r q^x$, $x = 0, 1, 2, \dots$, $p + q = 1$ である.

【付録 2】 事後分布の導出

ベイズの定理より,

$$w(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) = \frac{p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta)}{\int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i} \quad \dots\dots\dots (\text{B.1})$$

である. ここで, 分子は, (14)と(16)を代入して,

$$p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) = \frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i) \quad \dots (\text{B.2})$$

である. また, 分母は d_i の周辺尤度であり, (A.6)式を代入して,

$$\int_{\Theta_i} p(d_i | \theta_i) g(\theta_i; \alpha, \beta) d\theta_i = \frac{\Gamma(d_i + \alpha)}{d_i! \Gamma(\alpha)} \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{(e_i + \beta)^{d_i + \alpha}} \quad \dots\dots\dots (\text{B.3})$$

である. したがって, (B.1)式は,

$$w(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) = \frac{\frac{(e_i \theta_i)^{d_i} \exp(-e_i \theta_i)}{d_i!} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \theta_i^{\alpha-1} \exp(-\beta \theta_i)}{\frac{\Gamma(d_i + \alpha)}{d_i! \Gamma(\alpha)} \frac{e_i^{d_i} \beta^\alpha}{(e_i + \beta)^{d_i + \alpha}}} \quad \dots\dots (\text{B.4})$$

となり, 約分して,

$$w(\theta_i | d_i; \alpha, \beta) = \frac{(\beta + e_i)^{\alpha + d_i}}{\Gamma(\alpha + d_i)} \theta_i^{\alpha + d_i - 1} \exp\{-(\beta + e_i) \theta_i\} \quad \dots\dots (\text{B.5})$$

となる. これは, $\theta_i | d_i \stackrel{\text{ind}}{\sim} \text{Gamma}(\alpha + d_i, \beta + e_i)$ である.

【付録 3】 経験ベイズ法（最尤推定法）のための R コード

```
# Poisson-Gamma モデルの最尤推定
# データの読み込み
data <- read.csv("hyougo.csv",header=T)
d <- data$d
e <- data$e
m <- length(d)

# 目的関数（対数尤度関数）の設定，母数は theta=c(alpha,beta)
LL <- function(theta,d,e,m)
{
  alpha <- theta[1]
  beta <- theta[2]
  stand <- numeric(m)
  for(i in 1:m)
  {
    n <- d[i] + alpha - 1
    k <- d[i]
    logch <- lchoose(n,k) # 二項係数の対数
    stand[i] <- logch + alpha*log(beta) - (d[i]+alpha)*log(e[i]+beta) + d[i]*log(e[i])
  }
  loglik <- sum(stand)
  -loglik
}

# 最適化（Nelder-Mead 法）
op <- optim(c(5,5), LL, d=d, e=e, m=m, hessian=TRUE)
```

【付録 4】 階層ベイズ法の MCMC 法のための R コード

```

data <- read.csv("hyougo.csv",header=T) # データの読み込み
library(coda) # MCMC 収束診断に使用するライブラリーの読み込み
## MCMC
# データと事前分布パラメータの設定
d <- data$d # 自殺死亡数のベクトル
e <- data$e # 期待死亡数のベクトル
m <- nrow(data) # 地域の数
a1 <- 1 # alpha の事前分布 Gamma(a1,b1)の超パラメータ a1
b1 <- 1 # alpha の事前分布 Gamma(a1,b1)の超パラメータ b1
a2 <- 0.1 # beta の事前分布 Gamma(a2,b1)の超パラメータ a2
b2 <- 1 # beta の事前分布 Gamma(a2,b2)の超パラメータ b2

# alpha の完全条件付分布の対数密度関数
fa <- function(alpha,beta,theta,a,b)
{
  slthe <- sum(log(theta))
  logf <- (m*alpha)*log(beta) + (alpha-1)*slthe - b*alpha - m*loggamma(alpha)
  return(logf)
}

# MCMC の設定
chain <- 3 # 連鎖の数
alphst <- c(10,75,150) # alpha の初期値 (連鎖の数だけ準備する)
betast <- c(10,75,150) # beta の初期値 (連鎖の数だけ準備する)
# burn <- 10000 # バーンイン期間
# thin <- 10 # サンプリング間隔 (間引き)
Niter <- 102000 # MCMC の繰り返し数 (サンプリング数)
reall <- array(0, dim=c((Niter*chain), (m+3))) # 結果の格納行列を準備

# MCMC の実行
for (t in 1:chain) # ここで t は, MCMC サンプル連鎖の数 t(1,2,...,chain)である
{
  # MCMC の初期化
  alpha <- numeric(Niter) # alpha のサンプル格納ベクトルを準備
  beta <- numeric(Niter) # beta のサンプル格納ベクトルを準備
  theta <- array(0, dim=c(Niter, m)) # theta のサンプル格納行列を準備
  alpha[1] <- alphst[t] # alpha 初期値
  beta[1] <- betast[t] # beta の初期値
  #theta[1,] <- rep(0,m) # theta の初期値(今回の連鎖順番では必要なし)
  sigma <- 1.9 # ランダムウォークの尺度母数 (正規分布の標準偏差, 採択率で調整する)
  u <- runif(Niter) # 受理・棄却用の一様分布の生成
  k <- numeric(Niter) # 受理数の格納ベクトルを準備

  # ギブス・サンプラーを実行する
  for (i in 2:Niter) # ここで i は, MCMC サンプル数 i(2,3,...,Niter)である
  {
    # theta を生成する
    for (j in 1:m) # ここで j は, 地域 j(1,2,...,m)である
    {
      theta[i,j] <- rgamma(1, shape=d[j] + alpha[i-1], rate=e[j] + beta[i-1])
    }

    # beta を生成する
    sumthe <- sum(theta[i,])
    beta[i] <- rgamma(1, shape=m*alpha[i-1] + a1, rate=sumthe + b2)
  }
}

```

```

# alpha を生成する (正規ランダムウォークのメトロポリス・アルゴリズム)
y      <- rnorm(1, alpha[i-1], sigma) # 提案値の生成
logr   <- fa(y, beta[i], theta[i,], a2, b2) - fa(alpha[i-1], beta[i], theta[i,], a2, b2)
if(u[i] <= exp(logr))
{
  alpha[i] <- y
  k[i]     <- 1
}
else
{
  alpha[i] <- alpha[i-1]
}
}

# MCMC サンプリング結果の記録
result  <- cbind(alpha=alpha, beta=beta, theta=theta, k=k)
reall[[(t-1)*Niter+1):(t*Niter),] <- result
}
# MCMC 終了

```

Application of Bayesian Method to Estimating Relative Risks of Suicide in Japan

- Making Shrinkage Estimators of Standard Mortality Rate Using Empirical Bayesian Models and Hierarchical Bayesian Models -

Hiroaki KONDA

【Abstract】

Japanese suicide rate got drastically higher in 1998 and it is keeping high since then. And prevention of suicide is getting a most important political issue in contemporary Japan. In terms of effective preventions of suicide, assessing suicide risks in small areas have been regarded as an essential task, and standardized mortality rates (SMR) is generally used to showing pictures of conditions of suicide in small areas. However, SMR has disadvantages of showing excess variability in calculating it for smaller population areas such as rural districts. Therefore, getting reliable estimators of SMR is one of the most important tasks for suicide researchers and policy makers until now. In this study, we focused on maximum likelihood estimators, empirical Bayesian estimators, and hierarchical Bayesian estimators of SMR as indicators of relative suicide risks. First, we applied basic Poisson-Gamma model for areas in Hyogo prefecture in Japan and discussed that the Poisson likelihood model with Gamma prior distribution constructed the shrinkage estimators. Second, we showed how to construct hierarchical Bayesian estimator with Markov chain Monte Carlo methods. Finally, we provided a comprehensive discussion of these three estimators' features.

Keywords and Phrases: suicide, hierarchical Bayesian models, MCMC, small area estimation

信頼性判断における一般的信頼の限定的効果

林直保子¹・村上史朗²

【要 約】

信頼性判断と一般的信頼に関するこれまでの研究では、高信頼者が低信頼者よりも他者の信頼性を正確に見極められるかどうかに関して、一貫した結果が得られていなかった。本研究では、信頼性判断に用いることができる情報量に着目し、ターゲットについての情報が加算的に追加される状況において、初期情報に基づく信頼性判断に及ぼす一般的信頼の効果とその持続性について検討した。また、後続情報に対する反応パターンと個人特性の関連について検討した。その結果、1) 信頼性判断に及ぼす一般的信頼の効果は、情報が追加されるに従い速やかに消滅すること、2) 自己利益のために他者を利用しようとする傾向（道具的關係志向）の高い人ほど、ネガティブ情報が追加された際にターゲットの信頼性評価を急速に低下させないことが明らかとなった。

キーワード：信頼性判断，一般的信頼，道具的關係志向，用心

1. 問題

市民社会の諸価値観の中で最も重要なもののひとつが信頼であることは、多くの社会学者が指摘してきたことである。社会関係資本に関する議論においても、信頼はその重要な構成要素として扱われており、信頼の機能に関する分析も数多く提出されている(e.g., Brehm, & Rahn, 1997; Cook, 2001; Hardin, 2002; Kramer & Cook, 2004; Putnam, 1993, 2000)。

信頼をめぐる議論には種々の流れがあるが、その一つは、進化ゲーム論的アプローチを取り入れたものである。そこでは、高い信頼感をもつことが、機会費用の高い社会において適応的だとされる(山岸, 1998, 1999)。この議論は「信頼の解き放ち理論(山岸, 1998)」として整理されているが、ここで扱われている信頼感は、「一般的信頼」に関するものであり、特定の個人に対する個別的信頼感とは異なる³。「信頼の解き放ち理論」は、高い信頼と他者の人間性についての「見極め能力」が社会関係の流動性が高い社会では共進化すると想定し、「賢くだまされない高信頼者」を描き出すとともに、「人間性を見抜く社会的知性に欠けた低信頼者」をそれに対照するものとして想定している。

しかし、林と与謝野による一連の研究は、上記の想定と矛盾する結果を示しており、「信頼の解き放ち理論」の一般性に関しては検討すべき点が多い。これらの点を踏まえ、本稿ではまず、一般的信頼と信頼性判断の問題をめぐる、改めて検討すべき点を整理したい。

¹ 関西大学社会的信頼システム創生センター， 関西大学社会学部

² 奈良大学社会学部

³ この一般的信頼は「相手についての情報がない場合の相手の信頼性に対する“デフォルト値”（山岸, 1998, p350）」として定義される。

1-1 一般的信頼と信頼性の見極め

一般的信頼と信頼性判断の関連性については、菊池・渡辺・山岸(1997)の先駆的な研究により、一般的信頼の高い人々は低い人々に比べ他者の人間性をより正確に推定できることが報告されている。この知見は、「信頼の解き放ち理論」の重要な基礎となっており、高信頼者が騙されやすいお人好しではないことの実証的根拠のひとつを提供する。菊池らの実験は、参加者が30分間の集団討議後に囚人のジレンマをプレイし、そこでの行動選択を互いに予測するものであった。菊池らはこの実験の結果として、高信頼者は低信頼者よりも、他参加者の行動選択を正確に予測することを報告した。

Hayashi & Yosano(2005)は、菊池ら(1997)の用いた見極め課題の問題点、すなわち、囚人のジレンマにおける行動予測が、信頼性判断の課題として適切ではない点を指摘した上で、分配委任ゲームを用いる以外は菊池らとほぼ同様の実験手続きにより、一般的信頼と信頼性判断の関連を再検討した⁴。その結果、一般的信頼は、意見の対立といったグループでの情報提供の量をコントロールした場合、見極めの精度に対して一切の効果をもたなかった。集団内に共有された人間性情報、人数等の効果をコントロールした場合、見極めの精度を規定するのは一般的信頼ではなく、他者の社会規範の内面化に関する想定が重要であった⁵。その後の林らによる一連の研究(林・与謝野,2010;林,2011a,2011b,2011c)は、集団討議における討議の内容や雰囲気により信頼性判断の材料が変化することを避けるため、討議場面の映像を刺激として用いた信頼性判断実験を行い、人々の信頼感と他者の信頼性判断の正確さには関連がないことを報告した。さらに、映像を用いる実験では、実験参加者がターゲット人物の信頼性を判断するために考慮したい情報が必ずしも与えられないという限界を克服するため、林(2012)はターゲット人物との対面コミュニケーションに基づき信頼性判断を行う実験を行い、一般的信頼と信頼性判断の間に相関がないことを報告した。

一方、品田・山岸・Krasnow(2010)は、ターゲットの顔を数秒間視聴し、その情報のみからターゲットの利他性を判断する課題をもちいて、高信頼者は低信頼者よりも他者の利他性の判断能力が優れているという結果を報告した。品田らの実験では、刺激人物が物語を読み上げる場面を撮影し、その最後の部分(「めでたしめでたし」と読み上げる部分)のみを取り出し、参加者に提示した。その結果、その刺激人物が数か月前にプレイした独裁者ゲームにおいて利他的にふるまったかどうかについての予測の正確さは、高信頼者の方が低信頼者よりも高かった。

このように、信頼感と信頼性の関連については、必ずしも一貫した結果が得られて

⁴ 囚人のジレンマでは、プレイヤーが搾取への恐れから非協力行動をとる場合があるため、非協力を選択した個人の信頼性の低さを必ずしも意味しない。一方、分配委任ゲームにおける分配者の役割では、搾取を恐れることなく自由に分配額を決定できるため、信頼性判断の課題としてより適切である。

⁵ Hayashi&Yosano(2005)で用いられた「規範の内面化の想定」因子を構成する項目は、「法律を守るのは良識ではなく、罰をうけるからである」、「ほとんど人は自分の幸せを第一に考えている」、「嘘が有利でも、たいていの人は真実を話す」、の3項目であった。

いない⁶。信頼感と信頼性の精度の間の正の相関を示した品田らの実験では、数秒間の表情が情報として提示されているのみであり、判断に用いることができる情報がきわめて限られている。一方、林らによる一連の研究では、集団討議場面における対人的振る舞いや発言等比較的多くの情報が提示されていた。このようにターゲット人物についての情報が多く提示される条件では、信頼感と信頼性判断の精度の間に相関がみられないことから、他者一般に対する信頼である一般的信頼の高さが他者の信頼性判断の正確さに関連するのは、相手に関する情報がきわめて少ない場合に限られるという可能性が考えられる。

ところで、「信頼の解き放ち理論」が想定する「賢くだまされない高信頼者」と「人間性を見抜く社会的知性に欠けた低信頼者」の対照的なパタンの実証的根拠として、上記の「見極め実験」とは別に、他者の人間性情報に対する敏感さと一般的信頼の関連を検討した「敏感さ実験」がある。下記に、「敏感さ実験」をめぐる議論を整理する。

1-2 一般的信頼と情報に対する敏感さ

一般的信頼と情報に対する敏感さについての実証研究は、小杉・山岸(1998)が出発点である。小杉・山岸(1998)は場面想定法を用いて、他者の信頼性の欠如を示唆する情報が与えられたとき、一般的信頼の高い人々が、一般的信頼の低い人々よりも急速に他者の信頼性判断を低下させることを示した。山岸(1998)はこの実験結果に基づき、「他者一般を信頼する傾向が強い人間は、通常考えられているように『騙されやすいお人よし』ではなく、むしろ逆に、他人が信頼できるかどうかを示唆する情報に対して敏感」(p19)であるとし、これを高い信頼感を支える社会的知性の存在の根拠とした。

林・与謝野(2005)は、小杉・山岸(1998)の実験を再検討し、対象人物の信頼性のデフォルト推定値（＝一般的信頼）の測定方法を修正した上で実験を行い、高信頼者のみが他者の信頼性情報に対して敏感に反応するのではなく、低信頼者は他者のポジティブ人格情報に敏感に反応するため、高信頼者と低信頼者は対称な反応パターンを有していることを示した。林・与謝野(2005)はさらに、一般的信頼が低く、他者の信頼性情報に敏感であることでリスクを回避しながら見知らぬ他者の信頼性情報評価しつつ、機会を拡大する「リスク回避型機会拡大戦略」と、一般的信頼を高く保ちつつ、他者の信頼性の欠如を示す情報に敏感に反応して信頼感を下げていく「リスク許容型機会獲得戦略」の2種類を想定し、人々のもつ社会的資源との関連で、これらの戦略の存在を示した。

⁶ 具体的には、参加者は、ターゲット人物が独裁者ゲームにおいて、平等分配ないし利他的に分配した可能性を%で推測した。品田らの実験では、見極めの対象として独裁者ゲームにおける分配額が用いられている点で、分配委任ゲームを用いた林らの一連の研究とは異なっている。両者の結果の違いを解釈するにあたり、独裁者ゲームでは分配者は一方的に分配額を決定するため、「自分を信頼して分配を委任した相手に対する分配」という応報的側面が含まれる分配委任ゲームとは異なり、品田らが適切に述べているように人々の「利他性」の見極め課題になっている点を考慮する必要がある。

1-3 信頼性の見極めと信頼性情報の処理

一般的信頼とそれを支える社会的知性をめぐる問題は、上述したように、信頼性を見極めと信頼性情報の処理のふたつの研究の流れに分類することができる。そして、信頼性を見極めに関しては、判断に用いることができる情報が少ない場合に限り、一般的信頼と信頼性判断の精度との間に正の相関が報告されている⁷。一方、信頼性情報の処理に関するこれまでの研究は、相手にに関する情報がまったくない状況からわずかな情報のみが得られる状況についての信頼戦略を問題としてきており、情報が多く与えられる場合については検討がなされてこなかった⁸。このように、一般的信頼と信頼性判断に関する一連の先行研究の結果を情報量に関して整理することにより、一般的信頼はターゲット人物に関する情報がきわめて限られる場合にのみ信頼性判断に関連している可能性が示唆される。本研究は、信頼性判断と一般的信頼の関係を統合的に理解するためには信頼性情報の情報量を操作した実証研究が必要であるとの立場に立ち、調査研究を行った。

1-4 本研究の目的

先述のとおり、一般的信頼と信頼性判断の関連が報告されている先行研究はいずれも、ターゲット人物についての情報がきわめて限られている状況を扱っている。「相手についての情報がない場合の相手の信頼性に対する“デフォルト値”」である一般的信頼の効果が、判断に用いることができる信頼性情報が増えるにしたがって消滅する場合、一般的信頼の果たす役割は、当初想定されたものよりも限定的なものとなるだろう。多くの情報にもとづいて判断がなされる現実の重要な対人的意思決定場面において一般的信頼は意味をもたないことになるからである。勿論、多人数の社会的ジレンマ等、「他者一般」との相互作用においては一般的信頼は重要な役割を果たすと考えられるが、個別の限定交換に入ろうとするか否かの意思決定において果たす役割は小さなものになると考えられる。そうであるなら、「解放理論」が想定したような「機会費用の節約」に関する一般的信頼のもつ効果については、再度の検討が必要になるだろう。本研究では、特定の人物についての情報が徐々に加算されていく状況における一般的信頼の効果の持続性について検討することを第一の目的としている。

ところで、信頼性判断に用いることができる情報が加算的に増えていく状況を考えてみると、信頼性の初期判断とは別に、ターゲット人物について情報がどの程度蓄積されれば信頼性判断をしてよいと考えるかという判断留保についての戦略が考えられる。判断留保戦略がどのような個人特性と関連しているのかを探索的に検討することが本

⁷ 菊池ら(1997)の研究は、情報が多い場合の信頼性判断の正確さと一般的信頼の高さとの関連を報告しているが、菊池らの実験における見極め課題の性質を考慮し、ここでは除外して考える。

⁸ 小杉・山岸(1998)、林・与謝野(2005)の実験は、「年寄りの手をひいて横断歩道を渡っていた(ポジティブ情報)」、「並んでいる列に割り込んでいた(ネガティブ情報)」など、行動予測を求められている場面とは直接関係のない情報が、一つまたは二つ与えられるというものであった。

研究の第二の目的である。人が他者に関する信頼性判断を留保する理由として、相手のネガティブな側面について情報探索を継続する場合と、ポジティブな側面について情報探索を継続する場合が考えられる。相手についてのネガティブな情報が得られる可能性に注意が向く傾向は、先行研究において一般的信頼の対概念として位置づけられていた「用心」と強く関連していると予測できる。用心は、「他人から騙される可能性を常に意識しておく必要がある」という意識であり、ネガティブ情報の探索はリスク回避のための情報探索として解釈できる。一方、ポジティブな側面についての情報探索は、機会拡大のための情報探索として解釈できる。機会拡大に対して消極的な個人は、相手の信頼性の欠如を示唆する情報がわずかでも得られれば、初期の段階で「信頼できない（しない）」という判断を下すことでリスクを回避することができるが、それは潜在的な機会を失うことを意味する。逆に、信頼性を示唆する情報を継続して収集することにより機会を獲得する可能性を探索することもできる。本研究では、機会獲得に対する積極性に関して、「道具的關係志向性」という概念を提唱し、信頼性判断、とくに判断留保戦略との関連性を検討する。本研究で取り上げる道具的關係志向とは、対人関係を自分が利益を得るための道具として捉える傾向であると位置づける。道具的關係志向が強い人は、信頼性の低い側面のある相手であっても、全体的に自分にとってのメリットが期待できる相手であれば、関係構築を志向すると考えられる。

1-5 信頼性情報と信頼性判断

上述のとおり、本研究では他者についての信頼性情報が加算的に提示される状況における信頼性の初期判断と、後続情報に対する反応パターンを問題としている。この目的のため、本研究では、後続情報が比較的大きな情報価値をもつよう、初期情報のみに基づく判断が、後続情報をも考慮した多数の情報に基づく判断と乖離する情報提示パターンを採用した。より具体的には、初期に提示される少数の情報がターゲット人物の信頼性の高さを示唆するものであり、情報が加算されるにつれその人物の信頼性の欠如を示唆する情報が多数提示される下降情報系列と、初期に提示される少数の情報がターゲット人物の信頼性の欠如を示すものであり、情報が加算されるにつれその人物の信頼性の高さを示唆する情報が多数提示される上昇情報系列の2種類を設定した。これら2系列の情報をもちいて信頼性判断と一般的信頼、用心、道具的關係志向の関連について検討した。より具体的には、1)初期情報に基づく信頼性判断に及ぼす一般的信頼の効果とその持続性の検討、2)上昇系列における後続のポジティブ情報に対する敏感さに及ぼす用心と道具的關係志向の効果、3)下降系列における後続のネガティブ情報に対する敏感さに及ぼす用心と道具的關係志向の効果の3点について検討する。

2. 予備調査1

前節で述べたように、本調査では初期情報のみに基づく判断と全体情報を用いた判

断が乖離するような情報のセットを用いる。このようなセットは種々のパタンが考えられるが、もっとも単純には、初期情報では信頼性が低いが次第に信頼性の高さを示唆する情報が与えられ、全ての情報を総合すると信頼性の高さを示す上昇系列と、初期情報では信頼性が高いことを示唆する情報が与えられるが、次第に信頼性の欠如を示す情報が与えられ、全ての情報を総合すると信頼性の低さを示す下降系列が考えられる。ここでは、これら二種類の系列の質問紙を作成するために予備調査1を行った。予備調査1は、信頼性情報に用いるシナリオの選定を行うこと、および各場面において登場人物がとる、信頼性が異なると想定される3種の行動について、信頼性情報価値の基礎情報を収集することを目的に行われた。

2-1 方法

予備調査1では、登場人物である「Aさん」が置かれた状況（例：とても疲れている夜中に、普段そんな時間には電話をかけてこない友人からAさんに電話があった。Aさんは…）と、その状況でAさんがとる行動（例：疲れているので明日話を聞くとだけ伝えて電話を切った）がセットで提示され、回答者は提示された情報に基づき質問に回答した。調査は、近畿圏内のふたつの4年制大学において実施された。調査票は、心理学関連の授業時間内に配布・回収を行った。

回答者 大学生107名（男性45名、女性62名）が質問紙に回答した。

質問紙の構成 質問紙は、52種類のシナリオ（登場人物であるAさんがおかれた状況の説明）と、その状況でAさんがとった行動のセットが提示され、シナリオと行動の各セットについて、「このような人は、あなたと同じ大学の学生で何%いると思いますか（問1）」、「このような人は、どの程度信頼できますか（問2）」、「この情報は、Aさんが信頼できるかどうか判断するために、どの程度役に立ちますか（問3）」の3項目に回答を求めた。問1は0～100%の範囲で回答を求め、問2と問3は1（まったく信頼できない／まったく役に立たない）～7（とても信頼できる／とても役に立つ）の7件法で回答を求めた。質問紙は各シナリオ状況で登場人物であるAさんがとる行動が異なる3種類を作成し、ランダムに配布した。

2-2 結果

52種類のシナリオと各々のシナリオ状況における3種類の行動について、「このような人は、あなたと同じ大学の学生で何%いると思いますか？」という問1への回答の平均値を求めたところ、最大で76.3%、最小で17.7%であった。また、「この情報は、Aさんが信頼できるかどうか判断するために、どの程度役に立ちますか？」という問3への回答の平均値は最大6.0、最小で1.8であった⁹。各項目の信頼性判断（問2）

⁹ この予備調査では、信頼性判断と直結する情報と関連性の低い情報を弁別することも目的としており、信頼性判断と関連性が低いと想定される行動情報も含まれていた。ただし、本研究では行動情報と信頼性

の平均値と標準偏差を付表 1 に示した。これら信頼性判断の値に基づき、予備調査 2 および本調査に用いる項目の選定を行った。具体的には、シナリオと組み合わせる行動の信頼性情報としての情報価値の分散を確保するため、各シナリオ 3 種類の行動情報の信頼性評価の平均値の最大値と最小値の差が大きなものから順に 30 場面を選定した。

3. 予備調査 2

予備調査 1 の結果に基づき選定した 30 場面のシナリオと行動のセットを用いて、本調査で用いる上昇系列と下降系列の 2 種類のシナリオ・行動セットを作成するために、予備調査 2 を行った。予備調査 2 は、本調査におけるシナリオの提示順序を決定するための基準情報を得ることを目的としている。予備調査 1 で選定した 30 のシナリオについて、それぞれ 3 種類の行動情報を同時に提示することで、各刺激の信頼性情報価値を確認することを目的に、予備調査 2 を実施した。

3-1 方法

予備調査 2 では、予備調査 1 の結果に基づき選定した 30 場面のシナリオと、その状況で A さんがとる 3 種類の行動情報すべてがセットで提示され、回答者は提示されたそれぞれの行動情報について SD 法項目に回答した。調査は、近畿圏内のふたつの 4 年制大学において実施された。調査票は、心理学関連の授業時間内に配布・回収を行った。

回答者 大学生 42 名（男性 19 名、女性 23 名）が調査票に回答した。

質問紙の構成 質問紙は、表紙と 30 ページの質問ページから構成された。表紙を除く各ページには、冒頭に登場人物がおかれた状況を説明する説明文が提示され、続いてその状況において登場人物のとる、信頼性が異なると想定される 3 種類の行動が提示された。回答者はそのそれぞれの行動について 9 対の形容詞対に対し、5 件法で評価した。形容詞対は、信頼性のふたつの側面（誠実さと能力）を測定することを目的に、あたたかい—つめたい、よい—わるい、まじめな—ふまじめな、信頼できる—信頼できない、強い—弱い、優れた—劣った、誠実な—誠実でない、有能な—有能でない、合理的な—非合理的な、の 9 対を用いた。

3-2 結果

予備調査 2 では、各回答者は 30 シナリオ×3 行動情報の刺激のそれぞれに対して 9 対の SD 法項目に回答しているが、ここでは、本調査に用いる情報の提示順序を決定することを目的とするため、信頼性判断（信頼できる—信頼できない）の項目のみに焦点を絞り、結果を報告する。

判断の関連性については検討対象としていないため、以降はこの点については扱わない。

付表 2 に示される信頼性判断の値に基づき、本調査で用いる項目の提示順序の決定を行った。具体的には、上昇系列の作成においては、「信頼できる—信頼できない」の評定において、各シナリオと組み合わせられる 3 行動情報の中で最も信頼性評価の高いものを、評定値の高いものから 20 項目を選定し、第 11 試行から第 30 試行まで、最終試行にもっとも信頼性評価が高いものが出現するよう順に配置した。次に、予備調査 2 で用いた 30 のシナリオのうち上記で用いた 20 シナリオを排除した 10 シナリオに関して、3 行動情報の中で信頼性評価の値が中間に位置したもの（ニュートラル情報）を選び、それら 10 行動情報を信頼性の低いものから高いものの順に並べ、第 1 試行から第 10 試行までに配置した。同様に、下降系列の作成においては、「信頼できる—信頼できない」の評定において、3 行動情報の中で最も信頼性評価の低いものを、信頼性の低いものから順に 20 項目選定し、信頼性の高い順に 20 個並べ、これに先立ち、ニュートラル情報を信頼性の高い順から 10 情報配置した。

4. 本調査

一般的信頼と他者の信頼性判断に関する先行研究の結果を踏まえ、情報が加算的に提示される状況における信頼性判断と、その判断パターンに及ぼす一般的信頼、用心、道具的關係志向性の効果を検討するために、予備調査 1 および予備調査 2 で作成した情報セットを用いて本調査を行った。なお、本調査では、一般的信頼、用心、道具的關係志向性と関連が想定される複数の個人特性も測定し、概念間の相関関係を確認することも目的の一つとした。

4-1 方法

調査は、近畿圏内のふたつの 4 年制大学において実施された。調査票は、心理学関連の授業時間内に配布・回収を行った。回答者は本調査の 1 週間から 3 週間前に、一連の心理尺度を含む事前調査票に回答した。2 種類の調査票は回答者が特定されないよう記入された ID 記号によりマッチングし、分析に用いた。

回答者 事前調査の回答者は大学生 113 名、本調査の回答者は大学生 120 名であった¹⁰。マッチングにより事前調査と本調査の両方への回答が確認されたのは大学生 76 名であった。

事前調査票の構成 事前調査票は、一般的信頼尺度・用心尺度(山岸, 1998; Yamagishi & Yamagishi, 1994), 制御焦点尺度日本語版 (Lockwood, Jordan, & Kunda, 2002; 尾崎, 2006), 樂觀主義尺度日本語版(中村, 2000; Scheier & Carver, 1985), および本研究で独

¹⁰ 本調査では、提示される各場面における登場人物の「A さん」はすべて同一人物であり、各ページで提示される情報を読んで、それまでの情報を総合して質問に答えるよう教示された。しかし、各場面の情報に対し独立に信頼性を評価していると思われる回答者が含まれていたため、基準を設けてそれらの回答者のデータを分析から除外した。具体的には、連続する 2 回の回答間の変動の絶対値を計算し、その平均値が 25 を超える回答 10 名分を分析から除外した。

自に作成した道具的關係志向尺度から構成された。

本調査質問紙の構成 予備調査 2 の結果に基づき、上昇系列条件と下降系列条件についてそれぞれ 30 場面（各場面 1 つの行動情報を含む）を用いた。質問紙は、表紙と 30 ページの質問ページ、および事後質問項目（14 項目）から構成された。表紙と事後質問項目を除く各ページには、冒頭に登場人物がおかれた状況を説明する説明文とそこで登場人物がとる行動が提示された。続いて、「A さんが信頼できる人かどうか、今のあなたのお気持ちで評定してください」、「上のあなたの判断にどの程度自信がありますか。確信の程度を回答してください」、「A さんは人を裏切るような人だと思いますか」の 3 項目について、それぞれ 0～100 の値で回答を求めた。

4-2 結果

4-2-1 事前質問紙の分析

一般的信頼・用心尺度 一般的信頼尺度の 6 項目について最尤因子分析を行い、一因子構造を確認した上で、加算平均を求め一般的信頼尺度得点とした($\alpha=.85$)。また、用心尺度 7 項目について最尤因子分析を行い、一因子構造を確認した上で加算平均を求め、用心尺度得点とした($\alpha=.79$)。

楽観的自己感情・悲観的自己感情尺度 楽観的自己感情尺度 4 項目について最尤因子分析により一因子構造を確認した上で、信頼性係数の値を参考に 1 を削除し、3 項目の加算平均を求め楽観的自己感情得点とした($\alpha=.68$)。悲観的自己感情尺度 4 項目について最尤因子分析により一因子構造を確認した上で、信頼性係数の値を参考に 1 項目を削除し、3 項目の加算平均を求め悲観的自己感情得点とした($\alpha=.70$)¹¹。

制御焦点尺度 促進焦点因子（8 項目）、予防焦点因子（8 項目）それぞれについて最尤因子分析により一因子構造を確認し、加算平均を尺度得点として用いた（促進焦点因子: $\alpha=.84$, 予防焦点因子: $\alpha=.74$ ）。

道具的關係志向尺度 道具的關係尺度に関しては、当初 7 項目により測定したが、探索的因子分析の結果を参考に 3 項目を削除し、4 項目で 1 因子を構成し、因子得点を道具的關係志向得点とした。道具的關係尺度の項目と因子負荷量を表 1 に示した。

尺度得点間の相関 各尺度得点間の相関係数を表 2 に示した。一般的信頼は楽観的自己観と正の、悲観的自己観と負の有意な相関を示していた。また、一般的信頼は促進焦点得点と有意な正の相関を示していたが、予防焦点得点とは有意な相関をもたなかった。一方、予防焦点尺度は用心と有意な正の相関を示した。道具的關係志向は用心と有意な正の相関を示していた。この結果は、他者を利用しようとする人ほど他

¹¹ 分析に用いた項目は、楽観的自己感情に関して「結果がどうなるかはっきりしない時は、いつも一番良い面を考える」、「いつもものごとの明るい面を考える」、「自分の将来に対しては非常に楽観的である」の 3 項目、悲観的自己感情に関して「自分に都合よくことが運ぶだろうなどとは期待しない」、「ものごとが自分の思い通りに運んだためしがない」、「自分の身に思いがけない幸運が訪れるのを当てにすることは、めったにない」の 3 項目である。

者から利用されることを恐れていることを示唆している。また、道具的關係志向と用心は、楽観的・悲観的自己感情得点、制御焦点得点との間に類似した相関パターンを示した。

表 1 道具的關係志向尺度の最尤因子分析

項 目	因子負荷量
自分にとってメリットのない対人関係に割く労力はほどほどにしておく方がよい	0.73
人が他人と付き合うのは、いずれ自分に利益をもたらしてくれると考えているからである	0.47
人が出世を望むのは、他人を自分の思い通りに動かしたいからである	0.45
特技をもつ人と知り合いになっておくと、なにかと便利である	0.42

表 2 尺度得点間の相関係数

	一般的信 頼	用心	道具的関 係志向	楽観的自 己感情	悲観的自 己感情	促進焦点 得点	予防焦点 得点
一般的信頼	1						
用心	-.45**	1					
道具的関係志向	-.23 *	.54**	1				
楽観的自己感情	.26**	-.08	-.13	1			
悲観的自己感情	-.22 *	.27**	.20 *	-.29**	1		
促進焦点得点	.39**	-.21 *	-.24 *	.20 *	-.18	1	
予防焦点得点	-.09	.27**	.16	-.28**	.33**	.03	1

*: <.05, **: <.01

4-2-2 初期の情報評価と各尺度得点の相関

次に、本調査と事前調査のデータをマッチングした上で、各情報系列 30 回の信頼性判断を 5 回毎の 6 ブロックに分割し、信頼性判断のブロック平均値を求めた上で、ターゲット人物の信頼性についての初期判断と各尺度得点の相関係数を計算した(表 3)。

表 3 信頼性の初期判断と各尺度得点の相関

	一般的信 頼	用心	道具的関 係志向	楽観的自 己感情	悲観的自 己感情	促進焦点 得点	予防焦点 得点
上昇系列における1回目の信頼性評価 (n=46)	-.11	-.04	-.16	.06	-.12	.21	-.06
下降系列における1回目の信頼性評価 (n=31)	.27 +	-.08	-.26 +	.13	-.06	.05	-.06
上昇系列における第1ブロックの信頼性評価 (n=46)	-.06	-.20	.01	.35	-.28	.18	-.35+
下降系列における第1ブロックの信頼性評価 (n=31)	.25+	-.18	-.35 *	.14	-.06	.21	.03

+ : <.10, * : <.05

一般的信頼は、下降系列における 1 回目の信頼性評価($r=.27, p<.10$)、および第 1 ブロックの信頼性評価($r=.25, p<.10$)との間に正の相関を示した。下降系列における初期情報は信頼性の高さを示す情報であり、一般的信頼の高い人々がこれらに基づきターゲット人物の信頼性を高く評価する傾向があったことを示している。

道具的関係志向は下降系列における 1 回目の信頼性評価($r=-.26, p<.10$)、および第 1 ブロックの信頼性評価と負の相関を示しており($r=-.35, p<.05$)、道具的関係志向の高い

人ほど、初期の高信頼性情報に対し、ターゲット人物の信頼性を低く評価していた。初期の信頼性判断と用心の間には有意な相関は見られなかった。

なお、下降系列における一般的信頼と信頼性評価の相関は第2ブロックでは消滅していたが、道具的關係志向と信頼性評価の相関は第2ブロックにおいても有意だった（一般的信頼： $r=.05$, ns.; 道具的關係志向： $r=-.34$, $p<.05$ ）。

4-2-3 初期の情報に対する敏感さ

初期の信頼性情報に対する敏感さと一般的信頼、用心、道具的關係志向の関連を検討するために、1回目の判断から2回目の判断への変化の絶対値（初回変化量）とこれらの尺度得点の相関係数を求めたところ、下降系列において一般的信頼と初回変化量の間に正の相関がみられた（ $r=.36$, $p<.05$ ）。この結果は、一般的信頼の高い回答者が、信頼性の高さを示唆する1個目の情報が与えられたとき、同様に信頼性の高さを示唆する2個目の情報に対して、敏感に反応して評価を変化させていたことを意味する。用心、道具的關係志向と変化量の間の相関係数も正の値を示したが、有意水準には至らなかった（用心： $r=.13$, ns.; 道具的關係志向： $r=.21$, ns.）。上昇系列においては、一般的信頼、用心、道具的關係志向のいずれも、初回変化量との間に有意な相関をもたなかった（順に $r=-.02$, $-.09$, $-.06$ ）。

下降系列の初期変化量に対し、一般的信頼、用心、道具的關係志向を独立変数とした重回帰分析を行ったところ、一般的信頼の有意な正の効果および道具的關係志向の有意傾向が見られた（表4）。同様に、2回目から3回目への変化量、3回目から4回目への変化量を従属変数に、重回帰分析を行った（表4）。その結果、一般的信頼の正の効果は2回目から3回目への変化量で有意傾向となり、3回目から4回目への変化量に対しては効果をもたなかった。

表4 下降系列における初期の変化量に対する一般的信頼の効果

従属変数:	下降系列		
	第1試行-第2試行	第2試行-第3試行	第3試行-第4試行
	β	β	β
一般的信頼	0.50**	0.27 +	-0.06
用心	0.22	0.30 +	0.00
道具的關係志向	0.25 +	0.18	0.32 +
決定係数	.28	.16	.12

+: <1.0 , **: $<.01$

4-2-4 ブロック平均の変化と信頼、用心、道具的關係志向の関連

後続情報に対する反応パターンと一般的信頼、用心、道具的關係志向の関連性を検討するために、各ブロック間の信頼性評価の変化を従属変数にしたステップワイズ法に

よる重回帰分析を行った（表 5）。

その結果、上昇系列、下降系列ともに、第 5 ブロックから第 6 ブロックへの変化に対して用心の効果が有意であった。すなわち、上昇系列においては、用心が高い人ほど最終ブロックに向けて信頼性評価を上昇させていたのに対し、下降系列においては、用心が高い人ほど信頼性評価を低下させない傾向にあった。

表 5 各ブロック平均間の変化の重回帰分析（ステップワイズ法）

従属変数：	上昇系列	下降系列		
	第5ブロック-第6ブロック	第2ブロック-第3ブロック	第4ブロック-第5ブロック	第5ブロック-第6ブロック
	β	β	β	β
一般的信頼	-	-	-	-
用心	0.37 *	-	-	0.30 *
道具の関係志向	-	0.34 *	0.30 *	-
決定係数	0.13	0.12	0.09	0.09

また、下降系列において第 2 ブロックから第 3 ブロックへの変化と、第 3 ブロックから第 4 ブロックへの変化に対する道具の関係志向の正の効果が有意であった。下降系列においては第 1 ブロックで提示される情報がもっとも高い信頼性を示唆する情報であり、第 2 ブロックではほぼニュートラルな情報が、第 3 ブロック以降にターゲット人物の信頼性の欠如を示す情報が提示される。したがって、上記の効果は、情報の指し示す信頼性がネガティブ情報へと変化した段階で、道的関係志向の高い回答者ほど信頼性評価を低下させなかったことを意味している。

5. 考察

本研究では、他者の信頼性判断と一般的信頼に関する先行研究の知見を踏まえ、信頼性情報が加算的に追加され、ひとりの人物についての情報が最終的に 30 個まで蓄積される場合の反応パターンが一般的信頼を含めた個人特性とどのように関連しているかを検討することを目的とし、調査研究を行った。本研究で用いた信頼性情報は、初期情報は信頼性の欠如を示すが、後続情報では高信頼性情報が提示される上昇系列と、初期情報は信頼性の高さを示すが、後続情報では低信頼性情報が提示される下降系列の 2 種類であった。これら 2 種類の情報系列について、初期の信頼性判断と後続情報に対する反応パターンにおよぼす一般的信頼、用心、道具の関係志向の効果を検討した。

5-1 一般的信頼と信頼性判断

初期の信頼性判断に及ぼす一般的信頼の効果は下降系列においてのみ見られた。下降系列においては、初期情報は信頼性の高さを示唆するため、この結果は一般的信頼の高い回答者が初期の高信頼性情報に基づき、ターゲットの信頼性を高く評価したことを示している。また、初期の信頼性評価の変化についての分析結果も、一般的信頼

の高い回答者が初期情報に影響され、信頼性評価を大きく変動させていたことを示している。ただし、信頼性評価の変動に関する一般的信頼の効果は、第 3 試行から第 4 試行への変化では消滅しており、高信頼者の情報に対する敏感な反応は限定的なものであることが明らかとなった。

一方、上昇系列では一般的信頼の効果は見られず、林・与謝野(2005)により示された高信頼者と低信頼者の反応パタンの対象性の知見とは矛盾する結果であった。しかし、林・与謝野では、ターゲット人物についての情報がまったくない状態から、情報が 1 個、2 個追加された場合の判断を扱っていたのに対し、上記分析で検討した初回信頼性判断は、すでにポジティブ情報（下降系列）、ネガティブ情報（上昇系列）が 1 個与えられた状態であるというデザインの相違点がある。本研究のデザインでは、低信頼者が 1 個目のポジティブ情報に対してどの程度敏感に反応したかを検討することはできないが、下降系列において一般的信頼の効果が 2 回目までにとどまり、3 回目では有意傾向、4 回目で消滅したことを考慮すると、下降系列では低信頼者が第 1 番目のポジティブ情報に大きく反応することで、その後の効果が見られなかった可能性が残される。この点については再度の検討が必要であろう。

5-2 信頼性判断と道具的關係志向、用心

後続情報への反応パターンと道具的關係志向、用心の関連を検討するために、30 回の判断結果を検討した。その結果、下降系列について、道具的關係志向の継続的影響が確認された。すなわち、初期のポジティブ情報に続いて次第にネガティブ情報が追加されるとき、道具的關係志向の高い回答者はそれらのネガティブ情報に敏感に反応して信頼性評価を低下させるのではなく、ゆるやかに低下させる傾向があった。この結果は、ターゲットのポジティブな側面に目をむけ、自己利益のため相手を利用する可能性をさぐる傾向として測定した道具的關係志向が、後続情報への反応に予測通りの影響をもっていたことを示している。ただし、道具的關係志向は下降系列の初期判断において負の効果を示しており、道具的關係志向は初期のポジティブ情報に対して一般的信頼とは逆の効果をもっていた。つまり、初期情報に対する反応と後続情報に対する反応を併せて考えると、わずかな情報に基づき他者の信頼性を高く評価し、後続情報に対しては敏感に反応しない高信頼者と、限られた情報に対して信頼性を高く評価するのではなく、むしろターゲットの性質を慎重に見極めようと後続情報に反応した高道具的關係志向者という対照的なパターンが確認された。

一方、用心の効果は判断の最終局面に限定的なものであることが示された。上昇系列、下降系列のいずれにおいても、第 5 ブロックから第 6 ブロックへの変化には用心の効果が有意となった。本研究では当初、用心はターゲットについてのネガティブな情報探索と関連すると予測していたため、上昇系列においてはポジティブ情報に対する反応の慎重さ、下降系列においてはネガティブ情報に対する敏感さとして効果があ

らられると予想された。しかし分析の結果、用心の効果は極めて限定的であり、最終的なブロック平均の変化に影響するにとどまった。本調査は 30 場面の情報がそれぞれ 1 枚の調査票に記述されており、ターゲットについての情報があといくつ提示されるかが明らかな状況であった。したがってこの最終ブロックにおける用心の効果は、信頼性判断の最終的な着地点を決めるにあたり「調整機能」を果たしたと解釈できる。この最終判断への調整機能としての用心の役割に関しては、今後、情報数を変化させた調査や、最終的な情報数が回答者に示されない方法を用いることにより検証が可能である。

5-3 信頼性情報に対する反応パターンに関する分析の必要性

本研究では、30 個の情報を順次提示し、各時点での信頼性評価を測定した。そして、初期情報に基づく信頼性評価と、後続情報に対する信頼性判断の変化を 5 試行毎のブロックについて計算し、分析を行った。しかし、回答者の回答パターンにかかわらず 5 試行のブロックをあてはめ、ブロック平均値を求める方法では、多様な信頼性判断パターンの特徴を十分にとらえきれているとはいえない。今後は、判断の収束がどの時点で生じたかが明確となるような調査デザインや、一連の信頼性判断のパターンを一定の基準でカテゴリ化することにより、信頼性判断についてのより多くの知見を蓄積されることが期待される。

【引用文献】

- Brehm, J. & Wendy R., 1997, "Individual-level Evidence for the Causes and Consequences of Social Capital", *American Journal of Political Sciences* ,41(3): 999-1023.
- Cook, K. S. ed., 2001, *Trust in Society*, New York: Russell Sage Foundation.
- Fukuyama, F., 1995, *Trust: The social virtues and the creation of prosperity*, Glencoe, IL: Free Press.
- Hardin, R., 2002, *Trust and Trustworthiness*, New York: Russell Sage Foundation.
- 林直保子, 2011a, 「他者の信頼性の判断の正確さと信頼」『日本心理学会第 75 回大会発表論文集』, 81.
- 林直保子, 2011b, 「他者の信頼性判断の正確さに関する調査研究」『日本認知科学会第 28 回大会』, 275-277.
- 林直保子, 2011c, 「信頼性判断の正確さと社会的経験」『日本社会心理学会第 52 回大会発表論文集』, 236.
- 林直保子, 2012, 「社会関係の多様性と信頼性判断」『日本社会心理学会第 53 回大会発表論文集』, 150.
- 林直保子・与謝野有紀, 2005, 「適応戦略としての信頼：高信頼者・低信頼者の社会的知性の対称性について」『実験社会心理学研究』 44(1): 27-41.

- Hayashi, N. & Yosano, A., 2005, "Trust and Belief about Others: Focusing on Judgment Accuracy of Others' Trustworthiness," *Sociological Theory and Methods*, 37: 59-80.
- 林直保子・与謝野有紀, 2010, 「信頼, 社会的経験, 信頼性判断」『日本社会心理学会第 51 回大会発表論文集』 620-621.
- 菊地雅子・渡邊席子・山岸俊男, 1997, 「他者の信頼性判断の正確さと一般的信頼——実験研究」『実験社会心理学研究』, 37(1): 23-36.
- 小杉素子・山岸俊男, 1998, 「一般的信頼感と信頼性判断」『心理学研究』 69: 349-357.
- Kramer, R. M. and Cook, K. S. ed. *Trust and Distrust in Organizations*. New York: Russell Sage Foundation.
- Lockwood, P., Jordan, C. H., & Kunda, Z. (2002). "Motivation by positive or negative role models: Regulatory focus determines who will best inspire us", *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(4), 854-864.
- 中村陽吉編, 2000, 『対人場面における心理的個人差——測定の対象についての分類を中心に』ブレーン出版.
- 尾崎由佳, 2006, 「制御焦点尺度邦訳版作成の試み」『日本グループ・ダイナミックス学会第 53 回大会発表論文集』, 228-229.
- Putnam, R.D. (1993). *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Putnam, R.D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. NY: Simon Schuster.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S., 1985, "Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies", *Health Psychology*, 4: 219-247.
- 品田瑞穂・山岸俊男・Krasnow, M., 2010, 「社会的知性としての一般的信頼」『日本グループ・ダイナミックス学会第 57 回大会発表論文』, 30-31.
- 山岸俊男, 1998, 『信頼の構造：こころと社会の進化ゲーム』 東京大学出版会.
- 山岸俊男, 1999, 『安心社会から信頼社会へ：日本型システムの行方』 中央公論新社.
- Yamagishi, T. & Yamagishi, M., 1994, "Trust and commitment in the United States and Japan", *Motivation and Emotion*, 18(2), 129-166.

付表 1 予備調査 1 で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差

シナリオ	行動	信頼性評価	
		平均値	標準偏差
1	とても疲れている夜中に、普段そんな時間には電話をかけてこない友人から A さんに電話があった。A さんは・・・	4.89	1.28
	a) 疲れているので明日話を聞くとだけ伝えて電話を切った	3.43	1.20
	c) 電話に出なかった	3.95	1.00
2	A さんがキャンパス内を歩いていると、卒論研究のアンケートに協力して欲しいと声をかけられた。A さんは・・・	3.80	0.99
	b) 反応せずに歩み去った	3.29	1.05
	c) 快くアンケートに協力した	4.76	0.93
3	A さんがジュースの空き缶を手に持って歩いているときに、目の前の日用雑貨の店で「燃えるゴミ」のゴミ箱を見つけた。A さんは・・・	3.09	1.07
	b) 店で少額の買い物をし、缶を引き取って欲しいと頼んだ	3.62	1.30
	c) あきらかに缶を持ち帰った	5.17	0.88
4	試験のために、A さんは友人と担当を決めて授業のノートを分担して取ることにした。A さんは・・・	2.54	0.95
	b) 普段通りにノートを取った	4.47	1.31
	c) 友人が見て理解しやすいように、他の授業よりも丁寧にノートを取った	5.58	1.16
5	A さんの所属するサークルのクリスマス会でプレゼント交換がある。プレゼントを買いに行った A さんは・・・	4.94	1.24
	b) 仲の良い友人は喜びそうだが、他の人は興味を持たないものを買った	3.80	0.90
	c) 自分の欲しいものを買った	4.14	0.80
6	友人たちと話しているとき、AKB48 の中で誰が良いかという話になった。AKB48 を全く知らない A さんは・・・	3.66	0.87
	b) 正直に知らないと答えた	5.51	1.07
	c) AKB48 なんでもくたらないと答えた	3.69	0.82
7	バイトの同僚からシフトを替わって欲しいと頼まれた。その日には頑張れば調整可能な別の予定が入っていた A さんは・・・	5.26	1.09
	b) スケジュール管理がなっていないと同僚に脱教した	4.15	1.33
	c) 先約が優先だと断った	4.49	0.93
8	友人たちと話しているとき、「犬と猫のどちらが好きか」という話になった。A さんは・・・	3.95	0.68
	b) 猫が好きだと答えた	4.50	0.96
	c) どちらも好きではないと答えた	4.03	0.73
9	A さんが自転車に乗っていると雨が降ってきた。A さんは・・・	4.43	0.85
	b) 濡れたままでいた	4.09	0.95
	c) 傘をさした	3.95	0.52

付表1 予備調査1で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

10	自転車に乗っているBさんがいた。Bさんは道路の真ん中をふらふらと走っています。Bさんを避けるために、後ろから車に乗っているAさんは、・・・	a) 「ピーツ」と強めにクラクションを鳴らした	4.00	0.84
		b) 「ブツ」と弱めにクラクションを鳴らした	4.80	0.99
		c) Bさんが道路の端に寄るまで待った(クラクションは鳴らさなかった)	4.41	1.04
11	道路の真ん中を横一列に歩いている集団がいた。後ろから自転車に乗ったAさんは	a) ベルを鳴らした	4.43	0.88
		b) 集団が道路の端に寄るまで待った(ベルは鳴らさなかった)	4.71	1.09
		c) 無理やり集団を追い越した	3.92	0.76
12	自宅でくつろいでいるときに、Aさんの携帯電話に友人からメールが届いた。それにAさんは・・・	a) すぐに返信した	4.97	0.86
		b) 1時間ほど時間をおいて返信した	3.71	0.87
		c) 半日ほど時間をおいて返信した	3.41	1.01
13	友人に1,000円を借りたが相手はそのことを忘れているようだ。Aさんは・・・	a) 借りたお金のことは言わず、1,000円分を相手におごった	3.37	1.44
		b) 相手が気がつくまで何もしなかった	2.74	1.56
		c) 相手に1,000円を返した	5.70	1.13
14	Aさんが散策をしていたらマツタケがたくさん生えていた。もちろん他人の土地であるが、だれも見ている人はいない。Aさんは・・・	a) マツタケを採れるだけ採って持ち帰った	2.43	1.04
		b) マツタケを1つだけ採って持ち帰った	2.86	1.09
		c) マツタケには手を付けなかった	5.46	0.90
15	Aさんが遊園地に行ったら知らない子供がひとりで泣いている。そのときAさんは・・・	a) 声をかけて、一緒に親を探す	5.66	1.00
		b) 声をかけて、係員のところへ連れて行く	6.03	0.87
		c) 見て見ぬふりをする	3.19	0.81
16	Aさんは、インフルエンザにかかったが、すぐに病院で薬を処方してもらったため、体は楽になった。しかし、まだ他人に感染させてしまう恐れがあることがわかっていく。ちょうど友人と映画を見に行く約束の日で、以前からその予定をとっても楽しみにしていた。Aさんは・・・	a) マスクをして行っった	3.46	1.52
		b) マスクをせず行っった	2.74	1.16
		c) 約束は断り、自宅で静養した	5.49	0.80
17	友人の運転でドライブに出かけたところ、食事の際、運転手である友人がビールを注文した。Aは運転免許を持っている。Aさんは・・・	a) 何もいわず、電車で帰ると伝えた	2.97	1.56
		b) ビールを飲まないよう注意した	5.86	1.46
		c) ビールを飲むのを黙認した	2.46	1.12
18	Aさんは電車に乗っていたら、切符をなくしてしまった。降りた駅で、駅員に伝えたとこころ、「どこから乗りましたか?」と聞かれた。乗車した区間の料金は500円ほどである。Aさんは・・・	a) 乗った駅より少し近い駅名を伝えた	2.66	1.08
		b) 正直に乗った駅名を伝えた	5.71	1.20
		c) 最低料金の範囲内の駅名を伝えた	2.27	0.96

付表 1 予備調査 1 で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

19	A さんが友人と「携帯オフ車両」に乗ったとき、友人が携帯でメールを打ち始めた。A さんは・・・	a) 自分もメールをチェックした	3.06	1.11
		b) 自分は携帯を使わないが、友人には注意しなかった	3.97	0.83
		c) 友人に「携帯オフ車両だよ」と注意した	5.30	0.70
20	A さんはひとりで電車で乗り、車内でジュースを飲んでいたら、うっかり座席にこぼしてしまった。A さんは・・・	a) 座席をハンカチ等でできるだけ拭いた上で、近くに座り、誰かが座りそうになったら、「そこ汚れています」と伝えた	5.51	1.27
		b) そのまま離れた座席に移動した	3.09	1.16
		c) 座席をハンカチ等で拭いた上で、離れた座席に移動した	4.00	1.00
21	A さんはレポートの締め切りを忘れていて、前日になってそのことに気付いた。友人に電話したところ、「じゃあ見せてあげるよ」と言われた。A さんは・・・	a) 友人のレポートを参考に、自分の意見を加えて書いた	3.43	1.22
		b) 友人の申し出を断り、すべて自分で書いた	5.34	1.28
		c) ほとんど丸写しした	2.70	0.88
22	A は飲食店でアルバイトをしている。勤務終了の時間になったのでタイムカードを押そうとした瞬間、お客さんがどつとお店に入ってきた。その店ではたいてい、アルバイトは時間通りに勤務を終了する。そのとき A さんは・・・	a) 見て見ぬふりをしてタイムカードを押した	3.57	1.15
		b) 店が落ち着くまで残った	5.97	2.72
		c) 店長に「時間なのであがってもいいですか?」と相談した	3.62	0.86
23	荷物をたくさんもったおばあさんが、最めの交差点を歩いた。信号が点滅し始めた。このままではおばあさんは間に合わないであろうである。後ろを歩いていた A さんは・・・	a) おばあさんの荷物をもって「よかったですよ」と言った	5.77	1.06
		b) 「大丈夫ですか」と声をかけた	5.89	1.23
		c) 見て見ぬふりをした	3.27	1.19
24	A は B からある歌手の DVD を借りている。3 日だけ借りると B に伝えたが、気が付くと 1 週間がたっていた。しかし、できればもう少し手元においておきたい。B は DVD を貸したことを忘れていた。A さんは・・・	a) B と会話するのを避けた	2.60	1.04
		b) 「もう少し借りていてもいいかな」と B に尋ねた	5.11	0.90
		c) B が DVD の話題を出すまで待った	2.76	0.93
25	A が街を歩いていると外国人に英語で声をかけられた。どうやら、どうすれば〇〇駅につくのか、と尋ねているようだ。A は〇〇駅の間いかけを無視した。英語で説明する自信がない。A さんは・・・	a) I' m sorry, I don' t know といった	3.77	0.94
		b) 外国人の間いかけを無視した	3.11	1.32
		c) 一緒に駅まで連れて行ってあげた	5.54	0.80
26	A が受けている授業でレポート提出課題を出された。べ切は 1 週間後。A さんは・・・	a) べ切の 3 日前にレポートを提出した	4.83	1.07
		b) べ切のちょうど 30 分前に提出した	3.80	0.99
		c) レポートを提出しなかった	3.05	0.88
27	A が服屋でジーパンを見ていると、店員が別のジーパンを強く勧めてきた。A は予算 1 万円と考えていたが念をいれて財布には 1 万 5 千円入れている。そのジーパンは 1 万 3 千円である。A さんは・・・	a) 店員のセールストークに負けて、そのジーパンを買った	3.74	0.70
		b) 店員のセールストークはきくが、しっかりと断った	4.97	1.06
		c) 店員のセールストークを無視した	4.46	0.69

付表1 予備調査1で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

28	A は日帰り旅行に行った。旅行の帰り際、A さんは・・・	a) 仲の良い友人の分だけお土産を買った	4.14	0.49
		b) サークルのメンバーみんなにお土産を買った	5.00	1.04
		c) 自分の気に入ったものだけを自分用に買って帰り、旅行に行ったことは周囲に黙っていた	3.65	0.86
29	A はおなかがいっていたのでファミレスに入った。席に着くとすぐに料理を頼んだ。しかし、いくら待っても料理がこない。A さんは・・・	a) 料理がくるまでひたすら我慢した	4.06	1.00
		b) 店員を呼んで、注文が通っているか確認した	4.68	1.07
		c) 店員を呼んで、「いつになったらくるんだ」と怒った	3.51	1.07
30	今日は A の友人の誕生日である。その友人とは親しい仲である。しかし、その日は友人と都合が合わずえない。A は翌日会った時に誕生日のお祝いをしようと考えている。この日、A さんは・・・	a) メールも電話もしなかった	3.74	1.09
		b) その友人に電話し、「明日会ったときにお祝いしようね」と伝えた	5.24	1.18
		c) 簡潔に「誕生日おめでとう」とお祝いメールを送った	4.92	0.86
31	A は〇〇サークルに所属しています。この日は朝から△△大学に集合して活動をする予定ですが、A は寝坊をしてしまい、時計を見た時には集合時間から5分が過ぎていました。急いでいけば、活動に参加できます。〇〇サークルの部長に A さんは・・・	a) 「風邪をひいたので、休ませてください」とウソをついた	2.97	0.92
		b) 「寝坊をしたので、今から急いでいきます」と伝えた	4.86	1.29
		c) 「携帯電話を電車で置き忘れて、落とし物センターにとりに行っています。今から行きます。」とウソをついた	2.81	1.05
32	A は一人暮らしをしている。A が住むアパートではゴミは燃えるゴミ・燃えないゴミ・その他の分別をしなければならぬことになっている。ゴミを出しに行くとき、A さんは・・・	a) 全く分別しないで捨てる	2.43	1.15
		b) たまに分別して捨てないことがある	3.63	1.19
		c) 毎回分別して捨てるに行く	5.32	0.67
33	A は友人からボイスレコーダーを借りていた。しかし、あるときその友人から「ボイスレコーダーを早く返してほしい」と言われたので返そうと思ったのだが、家の中を探しても見当たらない。どうやらなくしてしまったらしい。A さんは・・・	a) なくしたことを知られたくないので、新しく同じものを買って返した	3.31	1.57
		b) 「教室で机の上において席を外している間に盗まれた」とウソをついた	1.94	1.37
		c) 正直に「なくしてしまった」と友人に伝えた	4.78	1.25
34	A は商店街を自転車で通り過ぎようとしたところ、そこには自転車通行禁止の標識があることに気付いた。しかし、そのときはあまり商店街を歩く人は見当たらなかった。A さんは・・・	a) 自転車で乗って商店街をつきった	3.20	0.96
		b) 商店街に入る手前で自転車から降りて、押して歩いた	5.63	0.97
		c) 迂回した (遠回りになるが、別の道を走ることにした)	5.32	0.85
35	A は同じゼミの後輩とお酒を飲みに行くことになった。しかし、持ち金は自分と後輩の両方を出すとすっからかんになってしまっほうどギリギリだった。A さんは・・・	a) 後輩の分も含め全額おごった	4.89	1.16
		b) 後輩とは割り勘をした	4.20	1.08
		c) 後輩より少し多めに出した	4.65	0.95

付表1 予備調査1で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

36	Aは買い物をして、Aはある商品を手に取ってレジの前まで行ったが、レジ前で買うかどうか考え直し、結局それを買わなかった。その商品をAさんは・・・	a) その商品が置いてあった場所に返した	5.23	0.97
		b) とりあえず近くにあった別の商品の棚に返した	3.17	1.27
		c) 店員に元の所へ戻してもらおう頼んだ	3.81	0.78
37	Aは電車の優先座席に座っている。今回乗り合わせた電車は混んでいて、Aがみた限りではすべての座席は埋まっていた。するとある駅にいったときに1人の老人が乗車して、Aの前に入った。その老人はつえをついていた。Aさんは・・・	a) 寝たふりをした	2.74	0.98
		b) 「どうぞ、ここに座ってください」と老人がAの前に立った瞬間、すぐに席を立ててゆずった	5.77	0.97
		c) しばらく周りの人たちの様子を見てから「どうぞ」と席をゆずった	5.32	0.92
38	Aはボウリング場に遊びに来ていた。遊び終わって外に出ようとしたとき、外は雨が降っていた。Aは傘をもってきていない。そして同時に、遊びすぎたため、残金はほとんどなく、傘を買うお金もなかった。Aさんは・・・	a) 雨がやむまで待った	4.03	0.17
		b) 外の傘たてにあって他の客のものであろう濡れた傘を使った	2.49	1.40
		c) 濡れたまま帰った	4.16	0.44
39	Aはクラスの委員長である。Aさんは・・・	a) 立候補して委員長となった	4.66	1.06
		b) クラス内の友人から推薦されて委員長となった	4.85	1.21
		c) じゃんけんで負けて委員長となった	3.84	0.50
40	Aは喫煙家であり、タスポをもっている。そしてAには仲のよい未成年の友人がいる。ある時その友人が「タバコを買いいたいからタスポを貸してほしい」と頼んできた。タスポをAさんは・・・	a) 「今回だけだぞ」といって貸した	2.86	1.38
		b) 貸さなかった	5.21	1.72
		c) 「いつでも貸してやる」といって貸した	2.46	1.33
41	Aが散歩していると、ある道路の道端に子猫が捨てられているのを見つけた。子猫は雨に打たれて弱っているように見える。その子猫をAさんは・・・	a) 雨の当たらないところに移動してあげた	5.34	0.97
		b) 見て見ぬふりをした	3.53	1.38
		c) 雨の当たらないところに移動して、近くのコンビニでミルクを買ってきて飲ませてあげた	5.03	1.21
42	Aは今日中に提出しなければならぬレポートを提出し忘れた。Aはルーズでよくレポートを〆切までに提出しないことが多い。それにしびれをきらした教員がAに「もっと〆切を守りなさい」と忠告した。それを聞いたAさんは・・・	a) 教員の目を見ず「すみません」ぶっきらぼうにいった	2.51	1.10
		b) 教員の目を見て「すみません」と頭をさげた	4.74	1.48
		c) 「すみません」とは言わず、「バイトが忙しかつたのです」と理由を述べた	2.81	1.17
43	Aはお昼時にファーストフードの店に入ったところ、非常にレジが込み合っていた。Aさんは・・・	a) 隙を見てあいた列に割り込んだ	2.43	1.09
		b) あきらめて別の店にいった	4.46	0.89
		c) 列の一番後ろに並んだ	4.62	0.68

付表 1 予備調査 1 で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

44	友人から誕生日にプレゼントをもらった A。来週はその友人の誕生日である。その友人に A さんは・・・	a) A がもらった額と同じくらいのプレゼントを友人に贈った	4.71	0.89
		b) A がもらった額よりも高めのプレゼントを友人に贈った	4.69	0.96
		c) A がもらった額よりも低めのプレゼントを友人に贈った	3.68	0.63
45	バイト中にミスをしてしまったことに気づいた A。他の人はまだそのことに気づいていません。ミスしたことを A さんは・・・	a) 誰かが気づいても、白を切る (知らないふりをする)	2.86	0.85
		b) 自分から報告して謝る	5.57	1.38
		c) 誰かが気づいたら謝る	3.08	0.83
46	A がお寺巡りをしていると、お寺の前で無人の野菜販売をしているところがあった。そこには金額がかかれた野菜と「ここにお金を入れてください」と書かれた集金箱が置かれているだけである。そこで野菜をかうと思った A さんは・・・	a) 一銭も払わずに野菜をもつていった	1.97	1.01
		b) 選んだ分の野菜を全額集金箱に入れた	5.49	1.29
		c) 一部の野菜の分だけ集金箱に入れた	2.49	1.15
47	A はある日友人と遊ぶ約束をした。約束の日の当日、A さんは集合時間の・・・	a) 10 分前に着いた	5.46	0.92
		b) ちょうどについた	4.60	1.17
		c) 10 分遅れて着いた	3.30	0.78
48	A は道端にサイフが落ちていたのを発見した。サイフの中身をチェックしたところ 10 万円が入っていた。サイフを A さんは・・・	a) 財布から 1 万円だけ抜きとって警察に届けた	2.00	0.94
		b) 財布と全額 10 万円を警察に届けた	6.00	1.33
		c) 現金 10 万円を抜き取り、サイフをそのまま道端に置き去った	1.81	0.91
49	今日は入学式。新 1 年生である A は、初対面の人たちと出会う。そのとき A さんは・・・	a) 相手から話しかけられたら、自分からも話題をふる	4.43	0.78
		b) 自分から人に話しかける	4.60	0.91
		c) 相手から話しかけられても、自分からは話題はふらない	3.81	0.52
50	A は高校生である。A はある日、自分のクラスでいじめられている生徒を発見した。その生徒と A は特別親しい仲ではないと思っている。その場を見た A さんは・・・	a) 見て見ぬふりをした	3.14	1.06
		b) その生徒をいじめめる連中にやめるよう、直接言った	5.77	1.22
		c) その場では何もしなかったが、後で担任に報告した	4.68	1.00
51	A は食事に料理店へきている。料理を頼むが、出た料理は自分が注文したものと違うものであった。A さんは・・・	a) 料理が違うことを店員に言って取り替えてもらう	4.47	0.86
		b) 料理が違うことは伝えるが、出てきた料理をそのまま食べる	4.49	1.01
		c) 何も言わず、出てきた料理を食べて帰る	3.86	0.87
52	A は飲食店でアルバイトをしている。接客を担当しているが、お客さんに出す料理を A さんは・・・	a) 1 日に何度もつまみ食いをする	2.38	0.95
		b) たまに 1 回だけつまみ食いをする	2.69	1.51
		c) つまみ食いはしない	4.57	1.15

付表 2 予備調査 2 で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差¹⁾

シナリオ	行動	信頼性評価	
		平均値	標準偏差
1	A さんがジュースの空き缶を手に持って歩いているときに、目の前の日用雑貨の店で「燃えるゴミ」のゴミ箱を見つけた。	2.43	0.72
	a) A さんは、「燃えるゴミ」のゴミ箱に缶を捨てた。	3.11	0.87
	b) A さんは、店で少額の買い物をし、缶を引き取って欲しいと頼んだ。	3.69	0.81
2	試験のために、A さんは友人と担当を決めて授業のノートを担当して取ることにした。	1.71	0.71
	a) A さんは、その授業を何度か欠席してしまい、友人にノートを渡せなかった。	3.95	0.72
	b) A さんは、その授業を何度か欠席してしまい、友人にノートを渡せなかった。	4.56	0.69
3	友人に 1,000 円を借りたが相手はそのことを忘れていたようだ。	2.61	1.05
	a) A さんは、相手が気がつくまで何もしなかった。	1.57	0.79
	b) A さんは、相手に 1,000 円を返した。	4.28	0.71
4	A さんが散策をしていたらマツタケがたくさん生えていた。もちろん他人の土地であるが、だれも見ている人はいない。	1.54	0.71
	a) A さんは、マツタケを採れるだけ採って持ち帰った。	2.18	0.89
	b) A さんは、マツタケを 1 つだけ採って持ち帰った。	4.18	0.80
5	A さんが遊園地に行ったら知らない子供がひとりで泣いている。	4.52	0.74
	a) そのとき A さんは、声をかけて、一緒に親を探す。	4.61	0.55
	b) そのとき A さんは、声をかけて、係員のところへ連れて行く。	2.24	0.83
6	A さんは、インフルエンザにかかったが、すぐに病院で薬を処方してもらったため、体は楽になった。しかし、まだ他人に感染させてしまう恐れがあることがわっている。ちょうど友人と映画を見に行く約束の日で、以前からその予定をととても楽しみにしていた。	2.68	0.92
	a) A さんは、マスクをして行った。	1.60	0.72
	b) A さんは、マスクをせず行った。	4.03	0.79
7	友人の運転でドライブに出かけたところ、食事の際、運転手である友人がビールを注文した。A は運転免許を持っていない。	2.73	1.22
	a) A さんは、何もいわず、電車で帰ると伝えた。	4.46	0.61
	b) A さんは、ビールを飲まないよう注意した。	1.80	0.78
8	A さんは電車で乗っていたら、切符をなくしてしまった。降りた駅で、駅員に伝えたところ、「どこから乗りましたか?」と聞かれた。乗車した区間の料金は 500 円ほどである。	1.89	0.78
	a) A さんは、乗った駅より少し近い駅名を伝えた。	4.35	0.70
	b) A さんは、正直に乗った駅名を伝えた。	1.63	0.81
9	A さんが友人と「携帯オフ車庫」に乗ったとき、友人が携帯でメールを打ち始めた。	2.33	0.78
	a) A さんは、自分もメールをチェックした。	2.77	0.72
	b) A さんは、自分は携帯を使わないが、友人には注意しなかった。		

		c) Aさんは、友人に「携帯スマホ画面だよ」と注意した。	4.05	0.78
付表2 予備調査2で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)				
10	Aさんはひとりで電車で乗り、車内でジュースを飲んでいたら、うっかり座席にこぼしてしまった。	a) Aさんは、座席をハンカチ等でできるだけ拭いた上で、近くに座り、誰かが座りそうになったら「そこ汚れています」と伝えた。	4.38	0.80
		b) Aさんは、そのまま離れた座席に移動した。	1.72	0.76
		c) Aさんは、座席をハンカチ等で拭いた上で、離れた座席に移動した。	2.95	0.95
11	Aさんはレポートの締め切りを忘れていて、前日になってそのことに気付いた。一緒にいた友人に、「じゃあ見せてあげよう」と言われた。	a) Aさんは、友人のレポートを参考に、自分の意見を加えて書いた。	2.86	0.78
		b) Aさんは、友人の申し出を断り、すべて自分で書いた。	4.06	0.86
		c) Aさんは、ほとんど丸写した。	1.73	0.80
12	Aは飲食店でアルバイトをしている。勤務終了の時間になったのでタイムカードを押さそうとした瞬間、お客さんがどっとお店に入ってきた。その店ではたいてい、アルバイトは時間通りに勤務を終了する。そのとき、	a) Aさんは、見て見ぬふりをしてタイムカードを押した。	2.67	0.82
		b) Aさんは、店が落ち着くまで残った。	4.33	0.76
		c) Aさんは、店長に「時間なのであがってもいいですか?」と相談した。	3.64	0.98
13	荷物をたくさんもったおばあさんが、長めの交差点を歩いた。信号が点滅し始めた。このままではおばあさんは間に合わないだろうである。	a) 後ろを歩いていた Aさんは、おばあさんの荷物をもって「よかつたらご一緒にますよ」と言った。	4.45	0.71
		b) 後ろを歩いていた Aさんは、「大丈夫ですか」と声をかけた。	4.13	0.80
		c) 後ろを歩いていた Aさんは、見て見ぬふりをした。	2.34	0.81
14	AはBからある歌手のDVDを借りている。3日だけ借りるとBに伝えたが、気が付くと1週間がたっていた。しかし、できればもう少し手元においておきたい。BはDVDを貸したことを忘れていたようだ。	a) Aさんは、Bと会話するのを避けた。	1.64	0.76
		b) Aさんは、「もう少し借りていてもいいかな」とBに尋ねた。	3.81	0.91
		c) Aさんは、BがDVDの話題を出すまで待った。	2.06	0.80
15	Aが街を歩いていると外国人に英語で声をかけられた。どうやら、どうすれば〇〇駅につくのか、と尋ねているようだ。Aは〇〇駅の間所を知っているが、英語で説明する自信がない。	a) Aさんは、I'm sorry, I don't know. といった。	3.09	0.85
		b) Aさんは、外国人の問いかけを無視した。	1.99	0.84
		c) Aさんは、一緒に駅まで連れて行ってあげた。	4.47	0.68
16	Aは〇〇サークルに所属しています。この日は朝から△△大学に集合して活動をする予定ですが、Aは寝坊をしてしまい、時計を見た時には集合時間から5分が過ぎていました。急いでいけば、活動に参加できます。	a) 〇〇サークルの部長に Aさんは、「風邪をひいたので、休ませてください」とウソをついた。	1.93	0.78
		b) 〇〇サークルの部長に Aさんは、「寝坊をしたので、今から急いでいきます」と伝えた。	3.67	0.84
		c) 〇〇サークルの部長に Aさんは、「携帯電話を電車で置き忘れて、落とし物センターにとりに行っていました。今から行きます。」とウソをついた。	1.86	0.81
17	Aは一人暮らしをしている。Aが住むアパートではゴミは燃えるごみ・燃えないごみ・その他の分	a) ごみを出しに行くとき Aさんは、全く分別しないで捨てる。	1.64	0.76
		b) ごみを出しに行くとき Aさんは、たまに分別して捨てないことがある。	2.40	0.73

	別をしなければならぬことになる。	c) ごみを出しに行くとき A さんは、毎回分別して捨てに行く。	4.24	0.68
付表 2 予備調査 2 で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)				
18	A は友人からボイスレコーダーを借りていた。しかし、あるときその友人から「ボイスレコーダーを早く返してほしい」と言われたので返そうと思ったのだが、家の中を探しても見当たらない。どうやらなくしてしまっただけらしい。	a) A さんは、なくしたことを知られたくないので、新しく同じものを買って返した。 b) A さんは、「教室で机の上において席を外している間に盗まれた」とウソをついた。 c) A さんは、正直に「なくしてしまっただけ」と友人に伝えた。	2.84 1.28 3.56	1.11 0.47 1.20
19	A は商店街を自転車通り過ぎようとしたところ、そこには自転車通行禁止の標識があることに気付いた。しかし、そのときはあまり商店街を歩く人は見当たらなかった。	a) A さんは、自転車に乗って商店街をつききった。 b) A さんは、商店街に入る手前で自転車から降りて、押して歩いた。 c) A さんは、迂回した (遠回りになるが、別の道を走ることになった)。	2.29 4.02 3.90	0.79 0.81 0.81
20	A は買い物をしている。A はある商品を手に取ってレジの前で行ったが、レジ前で買うかどうか考え直し、結局それを買わなかった。	a) その商品を A さんは、その商品が置いてあった場所に返した。 b) その商品を A さんは、とりあえず近くにあって別の商品の棚に返した。 c) その商品を A さんは、店員に元の所へ戻してもらおうよう頼んだ。	3.95 2.23 3.23	0.78 0.80 0.90
21	A は電車の優先座席に座っている。今回乗り合わせた電車は混んでいて、A がみた限りではすべての座席は埋まっていた。するとある駅についたときに 1 人の老人が乗車して、A の前に立った。その老人はつえをついていた。	a) A さんは、寝たふりをした。 b) A さんは、「どうぞ、ここに座ってください」と瞬間、すぐに席を立ててゆずった。 c) A さんは、しばらく周りの人たちの様子を見てから「どうぞ」と席をゆずった。	2.05 4.33 3.80	0.86 0.76 0.74
22	A は喫煙家であり、タスポをもっている。そして A には仲のよい未成年の友人がいる。ある時その友人が「タバコを買いいたいからタスポを貸してほしい」と頼んできた。	a) タスポを A さんは、「今回だけだぞ」といって貸した。 b) タスポを A さんは、貸さなかった。 c) タスポを A さんは、「いつでも貸してやる」といって貸した。	2.17 4.12 1.71	0.99 0.81 0.89
23	A はレポートを提出し忘れた。A はルーズでよくレポートを不切までに提出しないことが多い。それにしびれをきたらした教員が A に「もっと不切を守りなさい」と忠告した。	a) それを聞いた A さんは、教員の目を見ず「すみません」とぶっきらぼうにいって返した。 b) それを聞いた A さんは、教員の目を見て「すみません」と頭を下げた。 c) それを聞いた A さんは、「すみません」とは言わず、「バイトが忙しかっただけです」と理由を述べた。	1.79 3.40 2.03	0.77 0.87 0.84
24	A はお昼時にファーストフードの店に入ったところ、非常にレジが込み合っていた。	a) A さんは、隙を見てあいた列に割り込んだ。 b) A さんは、あきらめて別の店にいった。 c) A さんは、列の一番後ろに並んだ。	1.70 3.10 3.57	0.76 0.36 0.66
25	バイト中にミスをしてしまったことに気づいた A。他の人はまだそのことに気づいていません。	a) ミスしたことを A さんは、誰かが気づいても、白を切る (知らないふりをする)。 b) ミスしたことを A さんは、自分から報告して謝る。 c) ミスしたことを A さんは、誰かが気づいたら謝る。	1.52 4.35 2.66	0.73 0.77 0.88

付表2 予備調査2で用いたシナリオと行動の組み合わせと信頼性評価の平均値と標準偏差 (続き)

26	Aがお寺巡りをしているところ、お寺の前で無人の野菜販売をしているところがあった。そこには金額がかかれた野菜と「ここにお金を入れてください」と書かれた集金箱が置かれているだけである。	a) そこで野菜を買おうと思ったAさんは、一銭も払わずに野菜をもっていった。	1.16	0.39
		b) そこで野菜を買おうと思ったAさんは、運んだ分の野菜の代金を全額集金箱に入れた。	4.32	0.80
		c) そこで野菜を買おうと思ったAさんは、一部の野菜の分だけ集金箱に入れた。	1.63	0.72
27	Aはある日友人と遊ぶ約束した。	a) 約束の日の当日、Aさんは、集合時間の10分前に着いた。	4.36	0.71
		b) 約束の日の当日、Aさんは、集合時間ちょうどに着いた。	3.80	0.72
		c) 約束の日の当日、Aさんは、10分遅れて着いた。	2.21	0.74
28	Aは道端にサイフが落ちているのを発見した。サイフの中身をチェックしたところ10万円が入っていた。	a) Aさんは、サイフから1万円だけ抜きとって警察に届けた。	1.54	0.77
		b) Aさんは、サイフと全額10万円を警察に届けた。	4.59	0.74
		c) Aさんは、現金10万円を抜き取り、サイフをそのまま道端に置き去った。	1.19	0.51
29	Aは高校生である。Aはある日、自分のクラスでいじめられている生徒を発見した。その生徒とAは特別親しい仲ではないと思っている。	a) その場を見たAさんは、見て見ぬふりをした。	2.33	0.80
		b) その場を見たAさんは、その生徒をいじめる連中にやめるよう、直接言った。	4.40	0.76
		c) その場を見たAさんは、その場では何もしなかったが、後で担任に報告した。	3.72	0.84
30	Aは飲食店でアルバイトをしている。Aは接客を担当している。	a) お客さんに出す料理をAさんは、1日に何度もつまみ食いをする。	1.57	0.71
		b) お客さんに出す料理をAさんは、たまにつまみ食いをしない。	1.99	0.82
		c) お客さんに出す料理をAさんは、つまみ食いはしない。	3.89	0.82

調査項目は「信頼できる(1)～信頼できない(5)」のスケールで提示されたが、本表では「信頼できない(1)～信頼できる(5)」に変換済みの数値を表した。

Limited Effect of General Trust in Judgment of Others' Trustworthiness

Nahoko HAYASHI, Fumio MURAKAMI

【Abstract】

In previous studies on general trust, empirical evidence of the relationship between general trust and judgment accuracy of others' trustworthiness is not consistent. In this study, focusing on the amount of information that can be used to determine the target's trustworthiness, we examined the effect of general trust on evaluations of initial information and subsequent information. We also examined the relationship between individual psychological characteristics and the pattern of reaction to subsequent information. The results of the study suggest that the effect of general trust on the evaluation of trust information disappears rapidly in accordance with information to be added. In addition, the results showed that those people who tend to think of trying to make use of others in order to promote their self-interest (with a high instrumental relationship-oriented score) do not lower their evaluation of the target's trustworthiness rapidly in response to subsequent negative information.

Keywords and Phrases: judgment of trustworthiness, general trust, instrumental relationship-oriented scale, caution

大規模小売店舗における 商品目視時間・滞留時間と購買率との関係分析

北詰恵一¹，横内俊裕²

【要 約】

消費者行動の伝統的な分析手法の一つに動線分析があるが、従来の動線分析による消費者の買上金額は動線長あるいは滞留時間に比例して増大すると考えられてきた。しかしそれには動線長が無限大に増加すると買上金額も同様に増加するという問題がある。そこで、アイマークレコーダを用いた、人が商品を選択あるいは選択しない時点での視点や視線の動向を観察することで、店舗内購買意思決定過程を分析し、滞留時間や平均目視時間と購買率との関係を分析した。その結果、商品選択が商品目視時間、商品ラベル目視時間、年齢などに関係があること、また、購買行動が滞留時間や平均目視時間と必ずしも線形の関係にないことを確認したが、最適な状況を知るに足る当てはまりの良い関数形を得ることはできなかった。しかしながら、買い物客の視線を追尾し、ビデオ撮影とアンケートを組み合わせる実験手法は、必要な情報収集にとって有効であることを明らかにした。

キーワード：購買行動、意思決定過程、視線計測システム

1. はじめに

大規模小売店がより高い利益を得るためには、一連の消費者行動に総合的かつ適切に作用する取組みが求められるが、その最終段階である来店した消費者が商品の購買に及ぶよう誘導するには、店舗内における空間レイアウトや商品配置等の諸要因が消費者行動に及ぼす影響を把握し、来店者に興味を持って行動に移してもらうための仕掛けが必要である。通常、商品の値引き、新製品の導入と配置、企画製品の販売などによってそれらを行う事が考えられるが、さらに、顧客の潜在的な需要を掘り起こすことによる販売の促進とともに、他の類似店舗に比べて売上げを上げるための他店舗とは異なる戦略が必要となる。

大規模小売店の売上増加を図るには、顧客数増加と客単価増加の2つのアプローチ方法が考えられる。近年、1店舗あたりの顧客数は微増している一方で、客単価の伸び率はマイナスである。客単価を上げるには購買点数を増加させることが効果的であるものの、消費者の購買行動特性を把握した上である商品との関連性のある商品を購入させる同時購買を促進させる状況を推測する事は困難である。もちろん、同時購買を促進させる手段として、店内のレイアウトを変更する事などが有効と考えられるが、実際の店内レイアウトを実験の一環として頻繁に変更する事は現実的ではない。また、一般に店内滞在時間が長いと顧客の購買機会が増加するため購買点数が増加する事が予想されるが、この場合も実験による検証は困難である。

消費者行動論の主要な研究分野の1つである消費者の買物行動についての研究は、

¹ 関西大学社会的信頼システム創生センター，関西大学環境都市工学部

² 株式会社 NS ソリューションズ関西

買物場所としての店舗の選択に関わる「店舗間購買行動」の研究と、選択された特定店舗内での買物行動である「店舗内購買行動」についての研究の2つに大別される。すなわち、前者が、消費者の「空間的行動」の側面に強く照射した研究であるのに対して、後者は、一旦足を踏み入れた小売店舗内において消費者はどのように商品を購入するのかという「特定状況下の購買行動」を直接取扱う研究である。そして、これまでに比較的豊富な研究成果が蓄積されている前者に対して、後者はその研究と体系化が著しく遅れてきた研究領域であった1)。

「特定状況下の購買行動」に着目するとき、消費者の店舗内購買意思決定過程(以降、意思決定)に影響を与える状況要因としては「買物状況要因」と「店舗内状況要因」の2つの要因群が考えられ、これらの要因及びその相互作用が購入予定商品または予定外商品の意思決定に対して促進的ないし阻害的に作用しつつ、結果として購入商品集合が形成される事となる1)。

本研究はこれらのうち、これまであまり明確にされてこなかった、商品目視時間・滞留時間と購買率との関係に焦点をあて、相互にどのような関係が見いだせるかを、実測データをもとに分析することを目的とする。

2. 実験の基本的考え方と方法

マーケティング理論において「4P」と呼ばれる、製品(product)、価格(price)、広告・販売促進(promotion)、販売現場(place)の4ファクターや、「QCDF」と呼ばれる、品質(quality)、コスト(cost)、納期(delivery)、フレキシビリティ(flexibility)の4ファクターを競争力要素と位置付け、それらを意識して販売戦略を組立てる事が一般的である2)。

一方で、消費者の店舗内での行動に関しては、明確な購入目的がないために小売店が最初に予測、設定した通路に沿って進む「非計画購買」と、消費者自身が明確な購入目的を予めもって買い物に来る「計画購買」が存在することが知られている。ただし、消費者の行動特性を把握して消費者の購買行動を予測することは通常困難であり、顧客の購買の判断も小売店舗内の商品配置や品揃え、天候・気候などの他の要因も大きく依存する。

前述のように店舗側のレイアウト変更や買い物客の滞在時間と購買行動の関係を自然な形で知ることは困難である。このため、上記のような購買行動と各要因との関係を知る手法を工夫する必要がある。

本実験では、実際の大規模小売店を対象店舗とし、そこで日常買い物している近隣住民の協力を得て、各買い物客の視線を追尾しつつ実際に買い物をしてもらうことで、その関係性分析に必要な情報を集める方法を採用した。各買い物客の考えは、事前・事後のアンケートで把握し、詳細な買い物行動はビデオで撮影することで、1人1人の買い物行動を多面的に情報として得ることとした。これにより、必ずしも自然な買い物行動にはならないが、一方で普段の状況にできるだけ近い形での買い物行動情報を

得られることが期待できる。

実際には、関西スーパー駅前店(兵庫県伊丹市中央 1-1-1、以降、関西スーパー)の協力のもと、兵庫県伊丹市鈴原地区を対象にアイマークレコーダ(株式会社ディテクト；View Tracker, 図 2-1a, 図 2-1b)を用いて、人が商品を選択／非選択した時点での視点や視線の動向を観測する事で、意思決定を分析する事を目的とする。



図 2-1a アイマークレコーダの装着(正面) 図 2-1b アイマークレコーダの装着(横)

店舗内購買行動(以降、購買行動)を分析する代表的な手法の 1 つに「動線分析」が挙げられる。動線分析とは、買物行動をする一般消費者を後方から極秘に追跡し、移動経路と立寄ったポイント、買上商品を記録するといった手法である。これは「買上金額(客単価)が店舗内の移動距離(動線長)や滞留時間によって決まる」といった考え方に基づく分析法であり、以下のように定式化されているものが一般的である。

買上金額(客単価)

$$= \text{動線長(滞留時間)} \times \text{立寄率} \times \text{買上率} \times \text{買上回数} \times \text{商品単価} \quad \dots (2-1)$$

$$\text{※立寄率} = \frac{\text{総立寄回数}}{\text{動線長}} \quad (\text{単位動線長あたりの立寄回数})$$

$$\text{※買上率} = \frac{\text{総買上回数}}{\text{総立寄回数}} \quad (\text{立寄ったうちでの買上の割合})$$

$$\text{※買上回数} = \frac{\text{総買上回数}}{\text{総買上回数}} \quad (\text{買上 1 回あたりの購入回数})$$

上式から分かるように、一般的には買上金額(客単価)は動線長や滞留時間に比例して増加するとされているが、動線長や滞留時間が無限大になると買上金額(客単価)が無限大になるわけではない。すなわち、購買行動には必ず買上金額(客単価)を最大化する制約が存在する最適化問題と捉える事ができる。しかし、動線分析を最適化問題として捉える事は一般的ではないのが現状である。

消費者は意思決定を行う際、たくさんの情報を視覚的に捉えている。そこで、一連の購買行動をアイマークレコーダによって観測・記録する。記録された動画を分析し、

消費者が何を何秒目視するかによって選択／非選択の意思決定をするのかを分析する。

本実験では、観測者がテーマを設定し、アイマークレコーダを装着した被験者(以降、被験者)はそのテーマに基づいて自らの判断で関西スーパー内を動きながら商品を探査し、被験者が自らの意思で複数の商品を選択する。実験後、観測者はアイマークレコーダに記録されたデータを抽出し、OTRS(ジャシィ株式会社;Operation Time Research Software)を用いて要素時間を計測、グラフ化を行い、R 言語を用いて重回帰分析を行い、その結果を考察する。実験の前後には被験者に対し、アンケートを実施し、その結果も分析の対象とする。買い物客がどのような考えのもとで購買行動を行ったかを知るために、アンケートを実施する。アンケートは2種類(事前アンケート、事後アンケート)で、それぞれのアンケートを図 2-2、図 2-3 に示す。

■ 事前アンケート

●ご自身について教えてください。

年齢	10歳未満 / 10代 / 20代 / 30代 / 40代 / 50代 / 60代 / 70代以上	性別	男性 / 女性
身長	～150cm / 150～160cm / 160～170cm / 170～180cm / 180cm～	家族の人数	() 人

●(いつ)の(何)を買いに来たのかを教えてください。

いつ	何
今日	朝食 / 昼食 / 夕食 / おやつなど / その他()
明日	朝食 / 昼食 / 夕食 / おやつなど / その他()
明後日	朝食 / 昼食 / 夕食 / おやつなど / その他()
明後日を含む1週間分	朝食 / 昼食 / 夕食 / おやつなど / その他()
その他()	朝食 / 昼食 / 夕食 / おやつなど / その他()
備考・特記事項	

●本日お越しいただいた交通手段を教えてください。

①徒歩 / ②自転車 / ③その他()

●スーパーマーケットで買物をするときに利用する店舗について教えてください。

①関西スーパー駅前店をいつも利用している / ②関西スーパーの他店をいつも利用している / ③他のスーパーマーケットをいつも利用している
--

●以下の質問に対して当てはまる数字に“○”をつけてください。

直感で商品を選ぶ	1	2	3	4	5	じっくり商品を選ぶ
商品説明を読まない	1	2	3	4	5	商品説明を読む
商品をあまり比較しない	1	2	3	4	5	商品をよく比較する
値段を気にしない	1	2	3	4	5	値段を計算して買う
料理のイメージをして食材を買う	1	2	3	4	5	ひとつひとつの品物をイメージして買う

●買物をするときの判断基準を教えてください。また、その中でも特に重要な項目の番号を1つ教えてください。

①価格 / ②賞味期限・消費期限 / ③品質 / ④POP広告 / ⑤値引き / ⑥店員の呼び込み / ⑦銘柄(ブランド) / ⑧過去の購入経験 / ⑨原材料の産地 / ⑩チラシ / ⑪クーポン / ⑫その他()

特に重要な項目の番号 →

●本日の買物の予算を教えてください。予算を考えておられない場合は本日の買物の予想金額を教えてください。

	円
--	---

ありがとうございます。引続き、実験を宜しくお願い致します。

記入日時	月 日 () , : ~ :		
天候	晴 / 曇 / 雨 / 雪 / その他()	記入者	

図 2-2 事前アンケート票

■ 事後アンケート

No.

表

●具体的な内容(キーワード等)をお伺いします。

商品名 (銘柄名)	()
購買の分類	来店する前から購入することを決めていた / 店の商品等を見て購入した / 購入していない
購買・非購買の決め手となった判断基準を1つ、下記の項目から選択してください。	
①価格 / ②賞味期限・消費期限 / ③品質 / ④POP広告 / ⑤値引き / ⑥店員の呼び込み / ⑦銘柄(ブランド) / ⑧過去の購入経験 / ⑨原材料の産地 / ⑩チラシ / ⑪クーポン / ⑫その他()	
商品名 (銘柄名)	()
購買の分類	来店する前から購入することを決めていた / 店の商品等を見て購入した / 購入していない
購買・非購買の決め手となった判断基準を1つ、下記の項目から選択してください。	
①価格 / ②賞味期限・消費期限 / ③品質 / ④POP広告 / ⑤値引き / ⑥店員の呼び込み / ⑦銘柄(ブランド) / ⑧過去の購入経験 / ⑨原材料の産地 / ⑩チラシ / ⑪クーポン / ⑫その他()	
商品名 (銘柄名)	()
購買の分類	来店する前から購入することを決めていた / 店の商品等を見て購入した / 購入していない
購買・非購買の決め手となった判断基準を1つ、下記の項目から選択してください。	
①価格 / ②賞味期限・消費期限 / ③品質 / ④POP広告 / ⑤値引き / ⑥店員の呼び込み / ⑦銘柄(ブランド) / ⑧過去の購入経験 / ⑨原材料の産地 / ⑩チラシ / ⑪クーポン / ⑫その他()	
商品名 (銘柄名)	()
購買の分類	来店する前から購入することを決めていた / 店の商品等を見て購入した / 購入していない
購買・非購買の決め手となった判断基準を1つ、下記の項目から選択してください。	
①価格 / ②賞味期限・消費期限 / ③品質 / ④POP広告 / ⑤値引き / ⑥店員の呼び込み / ⑦銘柄(ブランド) / ⑧過去の購入経験 / ⑨原材料の産地 / ⑩チラシ / ⑪クーポン / ⑫その他()	
記入日時	月 日 () , : ~ :
天候	晴 / 曇 / 雨 / 雪 / その他()
記入者	

図 2-3 事後アンケート票

実験は、以下の条件(表 2-1、表 3-2)で本実験及び解析を執り行う。

表 2-1 実験・解析条件

場所	関西スーパー駅前店 1 階
日時	2012 年 12 月 8 日(土)~14 日(金) 13 時~18 時
被験者	20 代~70 代の男女計 21 名 (内、有効記録動画 19 サンプル)
使用器具	View Tracker(株式会社ディテクト) iVIS HF S11(キヤノン株式会社), HDC-SD9-S(パナソニック株式会社)
解析 ソフト	Operation Time Research Software(ジャシィ株式会社) R x64 2.13.0(フリーソフト)

表 2-2 目視時間の分析に対する変数の設定

y	商品選択
x1	商品探索時間
x2	商品目視時間
x3	商品価格目視時間
x4	商品ラベル目視時間
x5	商品説明目視時間
x6	表示板目視時間
x7	POP 広告目視時間
x8	季節
x9	時間帯
x10	天気
x11	年齢
x12	性別
x13	身長
x14	交通手段
x15	予算

※y 及び x8～x15 は離散値であり，x1～x7 は 0～100 の連続値の変数である

3. 実験の結果

以下に特徴的な実験結果を 2 サンプル(20 代男性，60 代女性)示す。

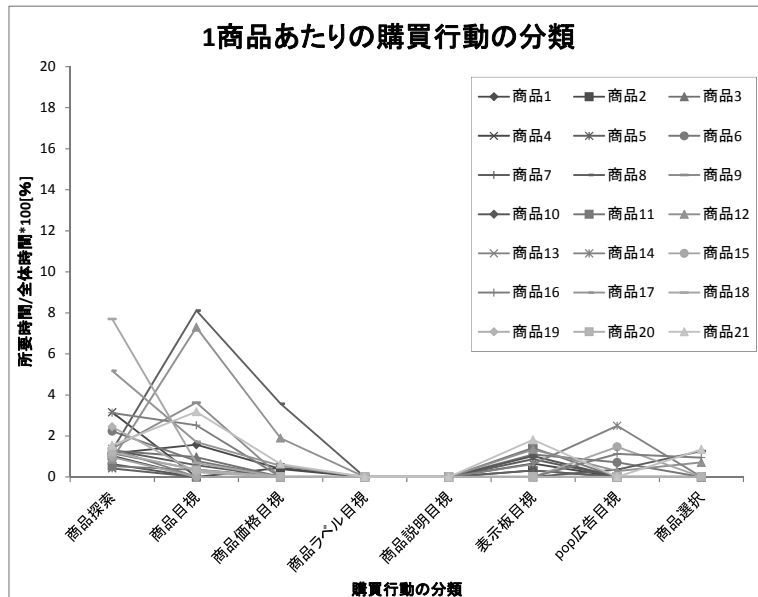


図 3-1 20 代男性の全商品に対する結果

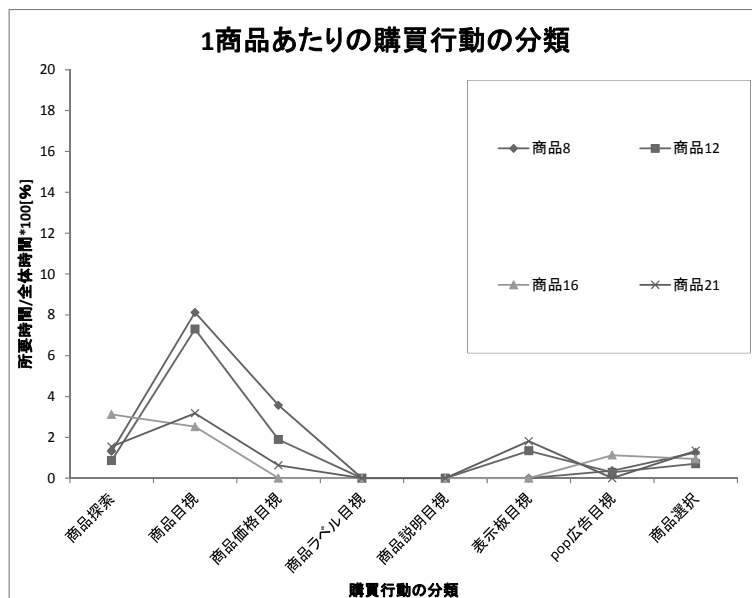


図 3-2 20 代男性の購入した商品のみに注目した結果

表 3-1 20 代男性のまとめ

	購買	非購買
総目視時間 [sec]	164.7	216.1
確率	0.4325	0.5675
平均目視時間 [sec]	41.18	12.71
最大目視時間 [sec]	55.7	31.9
最小目視時間 [sec]	29.4	2.8

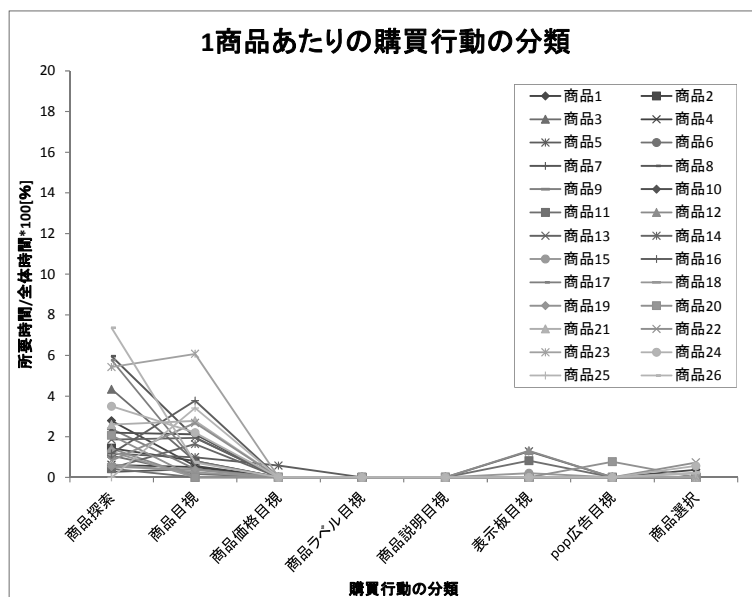


図 3-3 60 代女性の全商品に対する結果

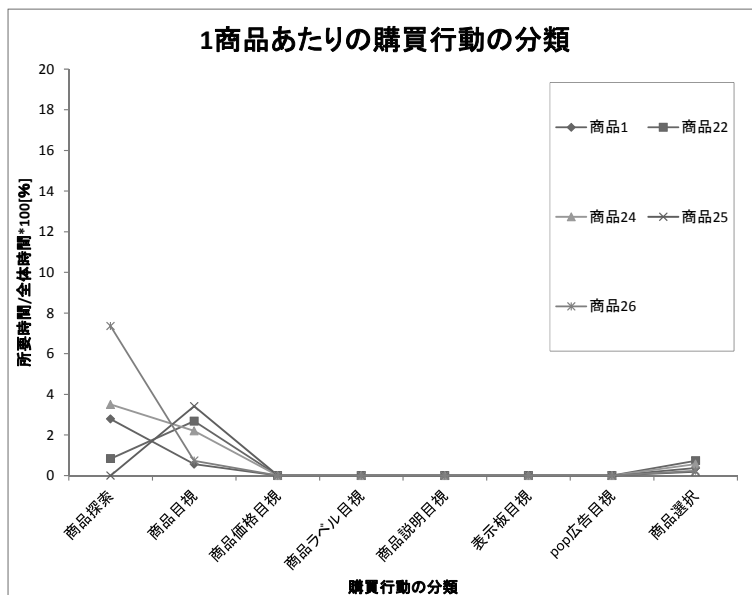


図 3-4 60 代女性の購入した商品のみに注目した結果

表 3-2 60 代女性のまとめ

	購買	非購買
総目視時間 [sec]	153.3	432.6
確率	0.2616	0.7384
平均目視時間 [sec]	30.66	20.6
最大目視時間 [sec]	48.8	67.4
最小目視時間 [sec]	21.1	4

表 3-3 重回帰分析の結果

intercept	x1	x2	x3	
-0.3921	0.001168	0.01425	0.02716	
x4	x5	x6	x7	
0.02157	-0.002538	-0.02905	-0.02427	
x8	x9	x10	x11	
NA	-0.01689	NA	0.05785	
x12	x13	x14	x15	
0.1177	0.03149	0.04761	0.01278	
standard error	R-squared	F-statistic	p-value	
0.4475	0.2235	8.523	2.915E-15	
Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.162	-0.4059	0.03631	0.4177	0.8574

図 3-1～3-4 より、被験者(=消費者)は購買／非購買にかかわらず価格や POP 広告を目視する時間に比べて商品を目視する時間が圧倒的に長いことがわかる。このことから価格情報は日常の価格と比較することはあっても意思決定の最大の要因とは言い切れない。また、新商品や特売などの POP 広告であったとしても目視時間は長くなく効果的に作用しているとは言い切れない。

表 3-1～3-2 より、買上金額（客単価）と動線長（滞留時間）は比例していないことが分かり、かつ買上金額（客単価）と目視時間も比例していないことが分かる。このことから、最適な動線長（滞留時間）や目視時間が存在し、それを算出する式が潜在的に存在すると考えられる。

表 3-3 より、商品目視時間(x2)、商品ラベル目視時間(x4)、年齢(x11)に有意性が認められた。しかし決定係数が 0.2235 と低い数値にとどまったことから、この回帰式が行動を説明しきれたとは言えない。人の意思決定は社会科学的事象であるため、決定係数が高い数値が見込めないと考えられる。また、年齢には若干の偏りが認められるため、全ての年齢層のサンプルを収集することで改善を図ることが必要であろう。

4. まとめ

本実験では、実際の大規模小売店の買い物客にアイマークレコーダを用いて、人が商品を選択／非選択した時点での視点や視線の動向を観測する事で、意思決定を知る手法を提案し、それに基づき実測を行い分析した。その結果、商品目視時間・滞留時間と購買行動との関係は、必ずしも線形ではないことが認められたが、最適時間を知るための十分な関数形を得るには至らなかった。

今後の課題として、より多くの人を被験者とし、季節、天候、時間変動を考慮したデータを収集・分析することがあげられる。また、得られたデータから動線分析についてによりあてはまりの良い関数式を提案する必要がある³。

【謝 辞】

最後に、本実験にご協力賜った、株式会社関西スーパーマーケット、伊丹市立伊丹高等学校畑井克彦先生、伊丹市鈴原地区社協の皆様、および実験をサポートしてくれた学生に謝意を表したい。

【参考文献】

田島義博・青木幸弘, 1989, 『店頭研究と消費者行動分析 ―店舗内購買行動分析とその周辺―』, 誠文堂新光社.

藤本隆宏, 2001, 『生産マネジメント入門 I 【生産システム編】』, 日本経済新聞社.

³ 本稿は、関西大学大学院理工学研究科横内俊裕の修士論文を加筆修正したものである。

An Analysis of Relation between Staying or Visual Time and Rate of Purchase in a Department Store

Keiichi KITAZUME, Toshihiro YOKOUCHI

【Abstract】

A traffic analysis, one of the traditional analytic methods of consumer behavior, has shown that amount of expenditure is in proportion to the length of traffic or staying time in a shop. However, it means that the longer traffic is, the more expenditure is to infinity. The current paper investigates the relation between staying or visual time and rate of purchase in a real shop by observing consumer's line of sight and view point by using the Eye-Mark Recorder and analyzing the decision making process. The results show that consumer's choice behavior has relationship with his/her visual time of goods and their labels and his/her age. In addition, they suggests that the rate of purchase does not always have linear relation with the traffic or staying time, but cannot find the optimal situation. In this investigation, the experiment method of observing consumer's line of sight with recording video and making a questionnaire survey is effect to correct the required information.

Keywords and Phrases: consumer behavior, decision making process, eye-tracking system

発達障害の子どもたちに、 市の教育委員会とKU-RENKAが連携し、 自然キャンプを実施する意味について¹

石田陽彦²

【要 約】

この短い資料の中で、筆者は広汎性発達障害の子どもたちと自然の中で行うキャンプについて、行う意味とその方法を簡単に示した。また、この広汎性発達障害児との自然キャンプは葛城市教育委員会の協力でKU-RENKAが実施してきたものである。

キーワード：レジリエンス、沢登り、ライフ・サポート

1. 自然体験活動の効果

「軽度の発達障害のある子どもたちには自然体験活動を行うことが良い効果をもたらす」と聞かれた方も多いと思う。その言葉の真意はどういうことなのだろうか。「自然」そのもののの中に、彼らの心や魂の何か、を回復するのがあるのだろうか？それはものごとをぼんやり考えている時にはあながち否定できないにしても、ややオカルト的と言うか神秘的すぎて、わざわざ彼らに自然体験キャンプを積極的に奨励する根拠としてはほど遠い気がする。ならば自然体験活動にSSTや行動療法的手法を取り入れて、社会になじむための訓練的の場として「自然の場」を活用し社会適応的な訓練をするのだ、ということは単に訓練の場として自然の中で活動を行っただけであって、「自然体験活動が発達障害児に効果がある」ということを正当化することにもならないような気がする。その程度ならば、わざわざ遠くまで来て大自然の中でする必要もない、と言うことになる。

では、軽度発達障害の子ども達にはなぜ自然体験活動が良い効果をもたらすのか？

絶対正解などはありません。彼らが今後歩んでいく成長の未来的予測においてどのように育ててほしいかという希望と、訓練で身につける処世術ではなく、ここで彼らが「ある体験」をすることによって、これから先の自らの生き方にどのように希望を見出すか、を考えながら関わる深い思慮が必要なのである。パッケージングされたマニュアルの対応によって大人にとって都合のよいSST的な行動形成をするのではなく、ただ、そこでかかわるリーダー（大人）と子どもが他では体験できないような深い人間関係を体験できるようにするのだというゆるぎないエフォートが必要である。このようなかかわりを持つためには、自然の中でソーシャルスキルトレーニングを子どもに施すという安易な発想ではなく、関わるリーダー（大人）の方が子どもたちを成長させ

¹ KU-RENKA は、Kansai University, Resilience Network Center in Katsuragi Area の略である。葛城市内にSTEPが設置している発達障害児の支援施設であり、石田を中心として運営されている。

² 関西大学社会的信頼システム創生センター、関西大学臨床心理専門職大学院

るためにどのような関係性を育んでいくことが必要なのかということに関して、しっかりと理解を持つておく必要がある。

ここは発達障害論を語る場ではないのでこまかな説明まではできないが、K U - R E N K A が葛城市教育員会と協力し、独) 曾爾青少年自然の家で行ってきた発達障害児にかかわる自然体験活動キャンプは、大自然の中で「自然に」生まれる状況を利用して、他では体験できない非常に濃い人間関係を子どもたちにリーダー（大人）との間で体験してもらった場所なのであり、これが「ある体験」の内容であり、そのような関係体験が短期間に子ども達に驚くべき大きな変化、成長を促してきた所以である。

2. 体験の観点から見たアクティビティーの意味

2-1 エフォート

すべてのアクティビティーについて説明することは困難なので、一番重要視しているアクティビティーのもつ意味を「ある体験」の観点から説明しましょう。

その前にリーダーが子どもたちに実行する「子どもが他では体験できないような深い人間関係を体験できるようにするのだ、というゆるぎないエフォート」について簡単に箇条書きにて説明しよう。

- ① みんなとなかよく同じことをすることを強要しない。好き嫌いがあって当たり前。
- ② みんなと同じペースで活動することを強要しない。けれど、みんなができるまで待つ。

あくまでやろうと自らすすんでやる気になるまで待つ。全体のプログラム構成を柔軟に変えてでも、参加者全員が自ら活動し始めるまで待つ。

- ③ 困ったことをしても「ここは叱るところ」と教育的な解釈をして叱ることはしない。なぜなら、困ったこともそれをせずにはいられない＝したい、ことが問題行動の誘引だと解釈し、したい理由をゆっくり聞こうと努力する。
- ④ 丁寧な言葉の選択をする。

たとえば「友達のところに行って遊んでおいで」は子供にとって理解不能な言葉が2つもある。ここに集まっている子どもたちは彼にとって「友達」ではない集まりである。「遊んでおいで」と言われても遊び道具もないし、なにをどう遊ぶのかもわからない。この場合「遊んでおいで」ではなく単に「みんなのところに行っておいで」が適切な指示なのである。

- ⑤ 絶対に逃げない、はなさないで向き合う関わり。

困った事態が起きた場合、全体プログラムを遂行するためにその子への個人的にかかわりをやめてプログラムの遂行に安易に向けてしまわない。何時間でもその子と1対1で向き合う。

つまり、その場において社会的に見て適応的な行動を子どもに臨むのではなく、レジリエンスを高めるようなかかわりを常に考えることである。

2-2 代表的な「沢登り」のアクティビティーについて

このようなエフォートを胸に子どもとの活動を行うと、自然の中で行う「沢登り」という課題が、彼らの苦手とするいくつもの問題を克服するために、自然（無意識に）に行われる人間関係を凝縮したものであることが理解されよう。

沢に足を踏み入れた瞬間、冷たい水が彼らの皮膚感覚を刺激する。履いた靴の中に砂が入ってこようなものなら、感覚過敏をもつ子なら、靴を脱ぎ砂を払うことに必死になり前には全く進めない。歩き始めても川底は石がごろごろしており、なかなかまっすぐは進めない。それどころかバランスを崩してこけそうになってばかりで、一人では一歩も前には進めない。隣にいるリーダーの手や腰を思わず必死につかむ。少しずつ慣れてはくるものの、だんだん歩くのも嫌になってくる。でも後ろをみると誰もいない。戻ることは許されない気持ちになる。リーダーや他の子に励まされ、また一歩ずつゆっくり歩み始める。途中に大小の滝がいくつかあり、それを見ただけで怖くて後ずさりする。しかし、最初はリーダーの手を借りてなんとか引き上げられていた子も、終盤の滝に来ると自ら登ろうとして足腰や手に思いきり力をいれてバランスを保って滝を登り切ろうとする。深い足のつかない水たまりに出くわすと、そこを何とか回避して進もうとする努力をする子もいれば、その中に恐る恐る入って渡り切ろうと努力する子も出てくる。

子どもたちがそれぞれの運動能力や感覚を研ぎ澄まして沢を歩ききる3時間は、リーダーを介して彼らが人間関係を強烈にかつ無意識に必要とする3時間である。この沢登りには軽度の発達障害の子供たちがもっとも苦手とされる課題が凝縮されているともいえる。それらはラーニングセットの学習、注意の方向の学習、感覚統合の学習であるといえるが、それ以上にこの学習効果を導くために必要なのが、濃厚な人間関係を基盤にしているということである。

そして、このような濃厚な人間関係の形成は一見日常でも行えそうであるが、実は日常には同時に人間関係の形成を逆に阻害してしまう否定的な問題も多く存在しているという事実がある。であるから、非日常的なキャンプという場面でこそ、彼らにとって好ましい濃厚な人間関係をもとに日常ではなしえない多くの経験と安心感が得られる。そのことによって自尊感情や自己効力感が育まれ、リーダーが子どもたちに望むレジリエンスの形成が短期間になされやすいのである。

2-3 非日常的なレジリエンス形成活動と学校教育

このような試みは、学校教育とは相まみえない一面を呈しているかも知れない。しかし、非日常的に子どもたちにレジリエンスを与えることは結果的に学校教育において最大の効果が出ていることもこれまでのキャンプに参加した子供たちの適応度において証明されてきた。軽度発達障害の子供たちの成長には、学校教育で学ぶべきことと、学校教育では学べないことを明確に区別し、成長・発達の車の両輪として非日常的にレジ

リエンスを高める方法として、学校外教育の一環として葛城市が実施してきた取り組みが今後も続けられるべきことは重要なのは間違いない。このことも学校教育と一線を画するKU－RENKAの支援活動の有益性を示すものである。

3. 脳の個性の理解へ

精神科における診断基準がアメリカのDSMを用い始めてから、すべての精神科疾患が「症」や「病」から「障害」という言葉に置き換えられている。このことが発達障害児の治療的？かかわりにも大きな影響を与えてしまっている。なぜなら「障害」という単語を用いた診断はその子の脳に生理学的な問題があり「治らないもの」として理解されがちだからである。発達障害は脳のどこかに傷があるものでもないなく、脳の機能が傷んでいるのでもない。単に生まれる前から持っている脳の個性の差でしかない。また、逆に言うなら、脳機能の問題として統合失調症が神経伝達物質の過剰な分泌によっておこるものであると断定されているが、その分泌を調節する薬物を投与されても完全に治った例を見たことがない。脳科学は進歩し理解が深まった一面もあるが、脳が起こしていると思われる問題（障害）を治療できるほど進んではない、このことを認識して濃厚な人とのかかわりによってこそ彼らの成長と発達を促すことが現状ではもっとも重要なのだと伝えたいと思う。

4. まとめにかえて

発達障害者への社会復帰への取り組みは急務に思われている。その理由は、成長した発達障害者の精神疾患の罹患率の多さと、NET・ひきこもりに至る若者の多さゆえである。幼い段階から診断されうるこの障害に対して、医療的視点からより、心理・療育的視点からの早期支援が有効なのは明白であるが、教育や指導があまりにも訓練的になりすぎ、障害児の心の成長を無視したかのような、健常者に合わせる社会適応訓練になりすぎてしまっていることに警鐘を鳴らす意味を込めて、我々はこのような取り組みを進めている。

成果は、単に形成された適応的行動の多さによって評価されるものではなく、その児の成長後の人生に対する満足度でしか図ることはできない、と言うトータル・ライフサポートという気の長い視点でのかかわりをKU－RENKAは葛城市で実践しようとしている。

**Research Note of the “KU-RENKA” Program
- Practical Supports for Pervasive Development Disorder Children -**

Haruhiko ISHIDA

【Abstract】

This short paper explained about the meaning and the simple method of outdoor experience classes with pervasive development disorder children, which are blessed with rich natural environment. The pervasive development disorder children’s outdoor experience classes are carried out by KU-RENKA (Kansai University, Resilience Network Center in Katsuragi Area) in cooperation with Katsuragi city board of education.

Keywords and Phrases: resilience, swamp climbing, life-support

『社会的信頼学』執筆要項

1. 原稿は、横書きとし、ワードプロセッサで印字されたものとする。読みやすい印字を心がけること。投稿された原稿は返却しないため、必ず控えをとること（なお、編集事務局ではすべての機種やソフトに対応できる とは限りません。投稿ご希望の方はあらかじめ編集事務局にご相談ください。）
2. 投稿原稿は和文または英文とする。
3. 原稿 1 編の刷り上がりページ数の上限（図表、注、引用文献、要約を含む）は、原則として以下の通りとし超過分については編集事務局へ相談すること。

原著論文：	20 頁
研究ノート：	10 頁
資料：	7 頁

4. 原稿の書式は以下の原則に従うこと。
 - a. 論文、研究ノート、資料には和文題目、執筆者名、和文要約（500 字程度）、キーワード（3～5 語）を記したものを第 1 頁に書き、続いて本文、参考文献の順に記す。最後に、英文タイトル、執筆者名、英文要約（200 語程度）、英文キーワード（keywords & phrases）をつける。ただし、英文の原稿には、邦文要約は不要とする。
 - b. 原稿第 1 頁目に脚注として投稿者の所属機関を書き、最終頁（英文題目と同頁）には、投稿者の所属機関の英訳を脚注に記す。
 - c. 原稿は A4 判の用紙を使って 40 字×35 行とする。題目は 14 ポイント、アブストラクトは 10 ポイント、本文は 11 ポイントとし、脚注は 9 ポイントとする（テンプレート参照）。
 - d. 英数字はアラビア数字とし、原則として半角文字を使用する。
 - e. 章・節・項の見出しは次のようにする。

章 1. 2. 3. ... （ゴシック体）

節 1-1. 1-2. 2-1. 2-2.

項 1-1-1. 1-1-2. 2-1-1.
 - f. 図表、注、引用文献は、原稿の該当箇所にあらかじめ挿入する。作成はすべて執筆者が行ない、図表の印刷時の仕上がりについても執筆者の責任とする。原

稿はB5縮小するため、縮小したときの仕上がりを考えて、図の大きさ、濃淡、線の太さなどを決め、作成すること。その他は下記に従うこととする。

ア) 図・表・写真の挿入は、直接行う。

イ) 図・表・写真は、カラー印刷にするのかの指定をする（原則モノクロ）。

ウ) 特殊な図版、表、折込、色刷り等はあらかじめ編集委員会と相談する。

エ) 図・表・写真の番号は下の例に従い、本文中ではゴシック体で示す。図表番号のつけかたは、日本社会学会「社会学評論スタイルガイド」に依拠する。

（例：Table 1, 表 1, Fig. 1, 図 1, Photo 1, 写真 1）

- g. 引用文献の参照の仕方および文献リストの形式は、日本社会学会「社会学評論スタイルガイド」（<http://www.gakkai.ne.jp/jss/bulletin/guide4.php>）に依拠すること。
- h. 注は本文中に 1) のように番号を入れ、頁末尾にまとめる。
- 5. 印刷の書式は編集委員会の定めるものとし、原則として著者による責任校正は1回だけ行なうものとする。ただしこの際、誤字・脱字の訂正以外は認められない。
- 6. その他、不明の点や、上の執筆要項に依れない事情のある方は、編集委員会事務局に相談すること。英文で投稿する場合も同じとする。

（2013/03/15 制定）

執筆者一覧

(論文掲載順)

紺田広明	関西大学大学院心理学研究科・博士後期課程	h.konda.1204@gmail.com
林直保子	関西大学社会学部・教授 関西大学社会的信頼システム創生センター・ 副センター長	nhayashi@kansai-u.ac.jp
村上史朗	奈良大学社会学部・准教授	murakami@daibutsu. nara-u.ac.jp
北詰恵一	関西大学環境都市工学部・准教授 関西大学社会的信頼システム創生センター・ 研究員	kitazume@kansai-u.ac.jp
横内俊裕	株式会社 NS ソリューションズ関西	yokouchi.toshihiro.ah7@jp. nssol.nssmc.com
石田陽彦	関西大学臨床心理専門職大学院・教授 関西大学社会的信頼システム創生センター・ 研究員	t080129@kansai-u.ac.jp

【編集委員会】

編集委員長	与謝野有紀
編集委員	林直保子 草郷孝好

社会的信頼学

第2号

発行日 2014年3月31日

発行 関西大学社会的信頼システム創生センター
〒564-8680 大阪府吹田市山手町3丁目3番35号

電話 06-6368-1845

e-mail step@ml.kandai.jp

印刷 株式会社 遊文舎

Trust and Society

Vol. 2

Articles

Application of Bayesian Method to Estimating Relative Risks of Suicide in Japan

- Making Shrinkage Estimators of Standard Mortality Rate Using Empirical Bayesian Models and Hierarchical Bayesian Models -

----- Hiroaki KONDA

Limited Effect of General Trust in Judgment of Others' Trustworthiness

----- Nahoko HAYASHI, Fumio MURAKAMI

An Analysis of Relation between Staying or Visual Time and Rate of Purchase in a Department Store

----- Keiichi KITAZUME, Toshihiro YOKOUCHI

Letter

Research Note of the "KU-RENKA" Program

- Practical Supports for Pervasive Development Disorder Children -

----- Haruhiko ISHIDA

Research Center for Social Trust and Empowerment Process (STEP),
Kansai University