

# 戦略更新におけるリンクの重みの異質性が 協力の進化に与える影響

○成田 洋平<sup>1</sup> 岩田 学<sup>2</sup> 秋山 英三<sup>3</sup>

筑波大学大学院システム情報工学研究科<sup>1</sup> 防衛省<sup>2</sup> 筑波大学システム情報系<sup>3</sup>

## 1 はじめに

囚人のジレンマ状況における協力の進化を促すメカニズムの1つとして「ネットワーク互恵」が挙げられる。ネットワーク互恵とは、集団を構成する個人が特定の相手のみと付き合いをもつような空間構造が協力の進化を促すというものである。ネットワーク互恵に関する既存研究(例えば Nowak and May [1,2])の多くでは、プレイヤー同士の相互作用の頻度や量(プレイヤー間をつなぐリンクの重み)は一律であると仮定されている。しかし、実際の社会集団における付き合いの頻度や量(リンクの重み)は必ずしも一律ではない。そこで、本研究では、リンクの重みの異質性が戦略の更新に考慮されることが協力の進化にどのような影響を与えるのかを検証する。具体的には、プレイヤーは重みの大きなリンクでつながった相手の戦略をより模倣しやすいと仮定する。

## 2 モデル

本研究では、進化ゲーム理論の枠組みを用いた、リンクの重みに異質性のあるネットワーク上での囚人のジレンマゲームを行う。

(a) 次数2の1次元レギュラーネットワーク上に1600人のプレイヤーを配置する。

(b) 各ラウンドにおいて、プレイヤーはリンクでつながれた2人の隣人とゲームを行う。各プレイヤーは「隣人全員に協力」または「隣人全員に裏切」のいずれかの戦略を取る。それぞれのゲームにおいてプレイヤーは表1の利得行列に基づいた利得を得る( $b \in (1.0, 2.0)$ )。

表1 囚人のジレンマの利得行列

	協力	裏切
協力	1.0, 1.0	0, b
裏切	b, 0	0, 0

(c) 各プレイヤーは重み  $1.0+w$  のリンクと重み  $1.0-w$  ( $w \in [0, 1)$ ) のリンクを1本ずつ保有している。各ラウンドの終わりに、プレイヤーは自分とつながりのある隣人のうち、最も評価値の高いプレイヤーの戦略を模倣し、その戦略を次のラウンドの自身の戦略とする。自分から見た隣人の評価値とは、隣人がゲームによって得た総利得に自分とその隣人のリンクの重みを乗じた値である（詳しくは図1を参照）。

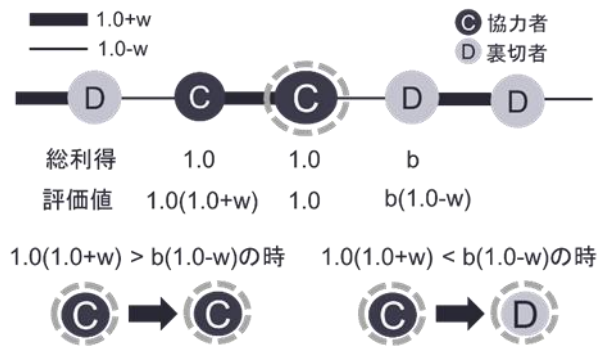


図1 戦略更新の例

(d) (b)～(c)の一連の処理を繰り返し実施する．各試行において，集団における協力者数が周期的に循環もしくは概ね収束状態となった時点で計算を打ち切る．そして，最終の一定ラウンド数における協力率（集団内の協力者の数の割合）の期間平均を算出し，500 試行の平均を最終出力値（以後，「集団協力率」と呼ぶ）とする．

### 3 結果

リンク重みの異質性が協力の進化に与える影響を調べるために，囚人のジレンマにおいて協力者を裏切る利得  $b$  が小さい場合 ( $b=1.2$ ) 及び大きい場合 ( $b=1.8$ ) を例に取り，リンク重みの異質性を示す変数  $w$  の値を変化させて (0.01 刻み) シミュレーションを行い，集団における協力者の数の割合を算出する．

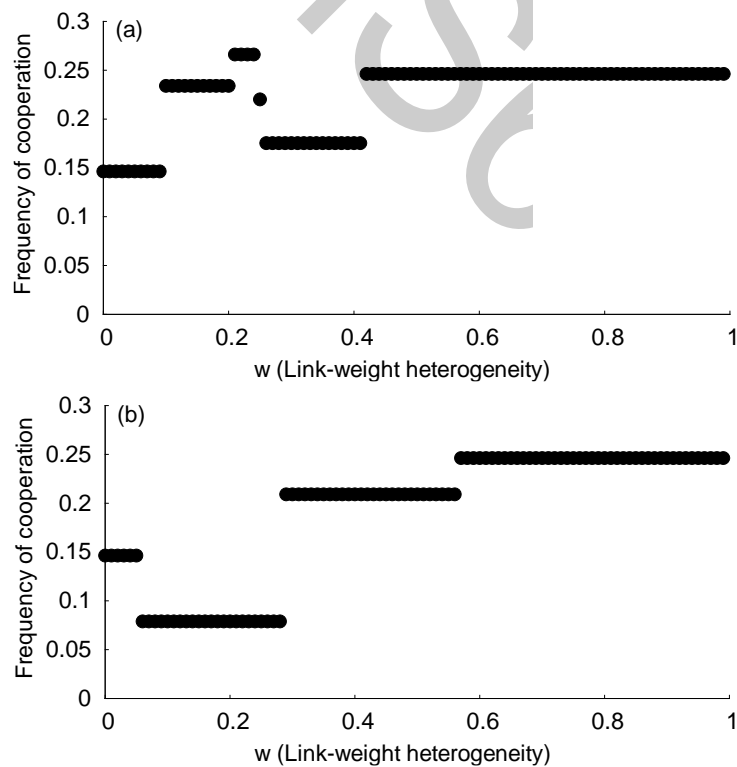


図2 リンク重みの異質性  $w$  と集団協力率: (a)は  $b=1.2$ , (b)は  $b=1.8$  のときの結果を表す

図 2(a)は  $b=1.2$  の場合の結果を、図 2(b)は  $b=1.8$  の場合の結果を示す。両方のケースに共通してみられる特徴として、リンク重みの異質性  $w$  が「ある程度大きい」と集団協力率が高くなることと、集団協力率が最大となるような最適な  $w(> 0)$  の値が存在することが分かる。また、 $w$  の変化に対して集団協力率が階段状に変化しており、その変化を起こすような  $w$  の閾値が存在することが分かる。

リンク重みの異質性が協力を進化させるメカニズムを明らかにするため、プレイヤー数の少ない小集団を考え、考える全ての戦略分布パターンについてその分布のダイナミクスを観察した。そして、協力戦略の拡大または維持が起こるためにはリンク重みの異質性がどの程度あれば良いのか、その条件を導出した。この結果、協力戦略の拡大/維持が起こるためにリンク重みの異質性  $w$  が満たすべき 4 つの条件

$$w > (2b-1.0)/(2b+1.0), w > (b-1.0)/(b+1.0), w < (2.0-b)/(2.0+b), w > b-1.0$$

を導出した。

これらの条件は小集団における条件であり、大集団での最終的な集団協力率においても成立するのかを調べる。図 3 は、導出した 4 つの条件について、 $w$  が満たすか否かの境界線を図示したものである。

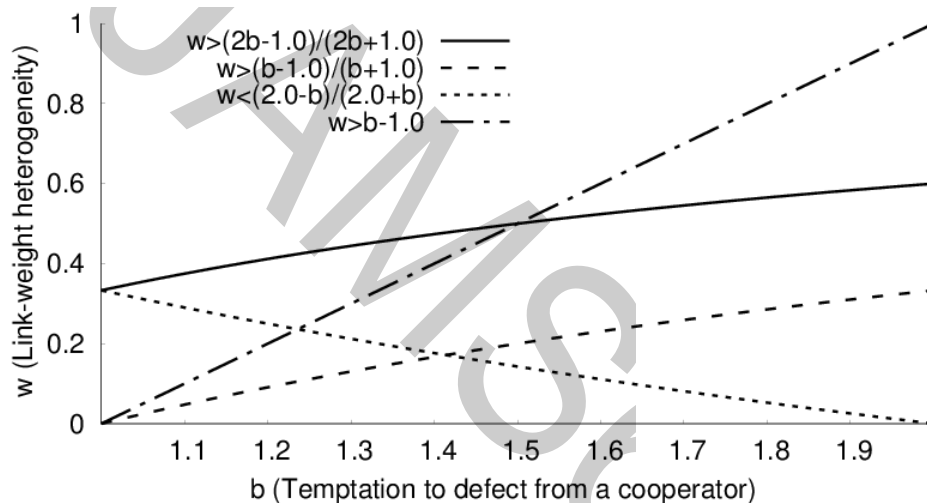


図 3 導出した協力戦略の拡大/維持条件

次に、 $w$  の 4 条件が大集団における集団協力率の変化に対応するのかを調べるため、 $w \in [0, 1)$  と  $b \in (1.0, 2.0)$  の全範囲における集団協力率を求める。図 4 は、パラメータ  $b$  と  $w$  の組合せ(0.01 刻み)に対する集団協力率を示す。パラメータ空間は集団協力率の大小により 7 つの領域に分かれている。図 4 における各領域の間の境界が、図 3 の境界とほぼ一致することを確認した。これにより、 $w$  と  $b$  の全範囲において、小集団で導出した条件が大集団における集団協力率の変化にほぼ対応することを確認した。

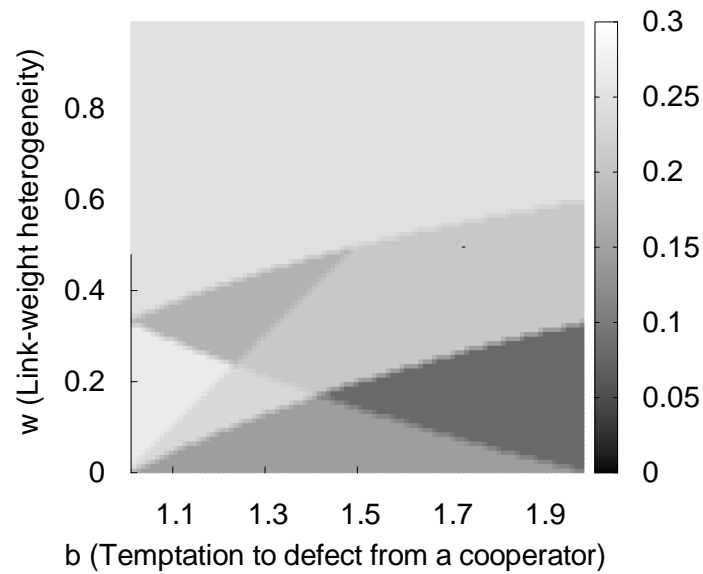


図 4 重みの異質性  $w \in [0, 1]$  と利得  $b \in (1.0, 2.0)$  の全範囲における集団協力率

#### 4 おわりに

本研究では、1次元レギュラーネットワークにおいて、リンクの重みの異質性を戦略更新の際に考慮されることが協力の進化に与える影響を分析した。シミュレーションの結果、リンクの重みにある程度異質性がある場合、異質性がない場合よりも協力が進化することが明らかになった。また、集団協力率が階段状に変化するような閾値がリンクの重みの値に存在することも確認した。更に、リンク重みの異質性が協力の進化を促すメカニズムを明らかにするために、小集団を用いた分析を行い、協力戦略の拡大/維持が発生する4つの条件を明らかにした。

#### 参考文献

- [1] Nowak, M.A. and May, R.M., 1992, "Evolutionary games and spatial chaos," Nature 359: 826-829.
- [2] Nowak, M.A. and May, R.M., 1993, "The spatial dilemmas of evolution," International Journal of Bifurcation and Chaos 3: 35-78.

# Reconsidering whether women are less selfish than men: group gender composition matters in dictator games

Kazuhito Ogawa, Akihiro Suzuki, Hiromasa Takahashi, and ○Toru Takemoto  
(Kansai University) (Yamagata University) (Hiroshima City University) (Tezukayama  
University)

## 1 Introduction

We focus on the gender differences in generosity using a dictator game experiment. Even though some previous studies investigated this using the dictator game experiment, they did not arrive at a definitive conclusion.

Bolton and Katok (1995) found that on average, women donated more than men did in single-anonymous dictator game experiments. However, this difference was not significant.

Eckel and Grossman (1998) examine the gender difference using double-anonymous dictator game experiments; double-anonymity assures not only anonymity between experimenters and dictators but also anonymity between dictators and recipients. Eckel and Grossman (1998) found that on average, female dictators donated significantly more than male dictators did. Judging from the above review, it seems that the reason for the different result between Bolton and Katok (1995) and Eckel and Grossman (1998) is the difference between single-anonymous and double-anonymous procedures.

Note that there are two important differences in experimental procedures between Bolton and Katok (1995) and Eckel and Grossman (1998). First is the difference in the anonymity procedure. Second is the gender composition of dictator participants. Eckel and Grossman (1998) compare the treatment where only female dictators are gathered and the other treatment where only male dictators are gathered. We call environments such as these “single-sex” treatments. In contrast, in the experiment of Bolton and Katok (1995), both female and male dictators are gathered in a room. We call this environment the “mixed-sex” treatment.

The difference between the single-sex and the mixed-sex treatments might account for the different result between Bolton and Katok (1995) and Eckel and Grossman (1998). This difference can be reworded as whether there is gender priming or not. This difference may affect donation rates. In the single-sex condition, female dictators may be swayed by the stereotypical view that women are generous (gender priming effect) and they may behave accordingly.

Therefore, we investigate the gender differences in double-anonymous dictator game experiments under the mixed-sex treatment. Moreover, we examine the gender priming effect comparing female dictators in the mixed-sex and in the single-sex treatments.

## 2 Hypotheses

We generated the following two hypotheses because we thought that gathering only women in one room activates

their gender stereotype (priming effect) and lets them behave generously:

**Hypothesis 1:** Female dictators under the single-sex condition donate more than female dictators under the mixed-sex condition.

**Hypothesis 2:** Under the single-sex condition, female dictators donate more than male dictators.

### 3 Methods

We conducted two types of double-anonymous dictator game experiments. They differ in the way of gathering dictators. The first is the single-sex treatment. In this treatment, we gathered only female or only male dictators in a room “A”. The other is the mixed-sex treatment. In this treatment, we gathered both female and male dictators in Room A. In both treatments, experimenters did not let it be known that the method of gathering participants was related to participants’ gender.

In the single-sex treatment, recipients were gathered in a different room from Room A, which we call Room B. Dictators and recipients never saw each other and were anonymous to each other. At the beginning of the experiment, all participants received JPY 500 as a participation fee, which was common knowledge. Then, only the dictators received the envelope containing ten JPY 100 coins. After receiving the envelope, each dictator moved to a Room C with his or her envelope, one at a time. In Room C, the dictator performed the following task all alone: Each dictator decided how much money to donate to an anonymous recipient, removed the rest of the money except for the donation from the envelope, and then put the envelope into the locked ballot box placed in Room C. After the dictator returned to Room A, the coordinator, who was selected from the participants in Room A at the beginning of the experiment, called the next dictator to move to Room C. Each dictator put the money removed from the envelope into his/her coin purse or pocket so that the other participants didn’t know the amount he or she donated. The above task was described in the instructions for the dictators. The experiment procedure was led by the coordinator. The experimenter waited outside Room A and directed each dictator to Room C.

After all the dictators had finished the task, the experimenter took the envelopes to Room B and distributed the envelopes to the recipients. The recipients opened the envelopes, checked them and wrote down the donation amount.

The procedure was the same for the mixed-sex and the single-sex treatments except the points below: 1) both female and male dictators were gathered in Room A; 2) in the mixed-sex treatment, there were two rooms, Rooms C1 and C2, instead of Room C; 3) the experimenter directed the female and male dictators to Rooms C1 and C2, respectively; 4) when distributing the envelopes to recipients, the experimenter distributed the envelopes in Room C1 first, then distributed the envelopes in Room C2.

The above procedure in the mixed-sex treatment is double-anonymous except for participants’ gender. By doing so, we can connect the sex of the dictator to her/his donation amount.

We conducted a series of treatments from November 2013 to December 2015 at Kansai University. In the

single-sex treatment, 56 female and 38 male students participated in a dictator role. In the mixed-sex treatment, 55 female and 52 male students participated in a dictator role. The same number of students as the participants in dictator roles participated in recipient roles. No individual participated more than once in a dictator role. Rewards were from JPY 500, which is a participation fee, to JPY 1500.

## 4 Results

Table 1 summarizes our experimental results. Table 2 reports the result of a Tobit regression to investigate the gender difference and the differences in treatments. The dependent variable is the donation rate. Female\*Mixed is a dummy variable equal to 1 if the dictator participant is female and takes part in the mixed-sex treatment and 0 otherwise; Male\*Mixed is a dummy variable equal to 1 if the dictator participant is male and takes part in the mixed-sex treatment and 0 otherwise; and Male\*Single is a dummy variable equal to 1 if the dictator participant is male and takes part in the single-sex treatment and 0 otherwise.

First, the coefficient of Male\*Single is significantly negative. Female dictators donated more money than male dictators in the single-sex treatment. Hence, Hypothesis 2 is supported. On the other hand, there is no significant difference between the coefficient of Female\*Mixed and that of Male\*Mixed ( $F$ -test,  $p = 0.982$ ). There is no difference between male and female donations under the mixed-sex condition. These results indicate the possibility that the behavior of female participants changes when the female-male ratio is heavily skewed towards female.

Second, the coefficient of Female\*Mixed is significantly negative. Therefore, female dictators in the mixed-sex treatment donate less than those in the single-sex treatment. Hence, Hypothesis 1 is supported. On the other hand, no significant difference was detected between the coefficient of Male\*Single and that of Male\*Mixed ( $F$ -test,  $p = 0.804$ ). This indicates that the donation rate of women in the mixed-sex treatment is different to that in the single-sex treatment because of the priming effect, but the rates for men are not.

## 5 Conclusion

We examined the gender differences in donation behavior by a double-anonymous dictator game experiment in which we can connect the sex of the dictator to her/his donation amount. The conclusions obtained in this paper are as follows: (1) Women in the single-sex treatment donated more than those in the mixed-sex treatment although there was no difference in the donation rates of men between two treatments. (2) Women in the single-sex treatment donated more than men in the single-sex treatment, although in the mixed-sex treatment there was no significant difference in the donation rate between men and women. These results indicate that women increase the amount of their donation when there are only women in a room.

On the anonymity between the experimenter and dictator participants, our result (1) contrasts with Cadsby, Servátka, and Song (2010), which found no significant gender difference in the mean level of giving. In contrast with Cadsby et al (2010)'s experiment under single-anonymous procedures, we conducted a series of experiments

under double-anonymous procedures. Since participants under single-anonymous procedures care about an experimenter's appreciation, the average donation rate is less under double-anonymous procedures than under single-anonymous procedures. It is possible that no significant gender difference will be found under single-anonymous procedures if such participant and experimenter effects are larger than the gender priming effect.

Our result (2) is consistent with Eckel and Grossman (1998), who concluded that “women are less selfish than men.” However, we found no significant gender difference in the mixed-sex condition. Therefore, it is not enough to conclude women are less selfish than men. Rather, it is possible that women are “not” less selfish than men when there is no gender priming effect.

**Table 1** The average donation rate and the sample number in each treatment

		Mixed-sex treatment	Single-sex treatment	Total
Female	The sample number	55	56	111
	The average donation rate	0.125	0.163	0.144
male	The sample number	52	38	90
	The average donation rate	0.142	0.142	0.142
Total	The sample number	107	94	201
	The average donation rate	0.134	0.154	0.143

**Table 2** Tobit estimation result

Variables	Coefficients	Robust standard errors clustered by session
Female*Mixed	-0.087**	0.040
Male*Mixed	-0.088	0.058
Male*Single	-0.075**	0.036
Constant	0.063***	0.015

The censoring points are 0 and 1. Standard errors are clustered by session.

\*\* and \*\*\* indicate 5% and 1% significance, respectively.

## References

- Bolton, G. E. and Katok, E., 1995, “An experimental test for gender differences in beneficent behavior,” *Economics Letters* 48(3): 287–292.
- Cadsby, C. B., Servátka, M., and Song, F., 2010, “Gender and generosity: does degree of anonymity or group gender composition matter?” *Experimental economics* 13(3): 299–308
- Eckel, C. C. and Grossman, P. J., 1998, “Are women less selfish than men?: Evidence from dictator experiments,” *The economic journal* 108(448): 726–735.



# Cooperation in prisoner's dilemma by letting bygones be bygones: an inter-generational experiment

段 杰一〇(大阪府立大学)、小林 創(関西大学)、草川 孝夫(高知工科大学)  
西條 辰義(高知工科大学)、七條 達弘(大阪府立大学)

## 1 研究背景・目的

民族間や国家間で長期間にわたって続く利害関係は、世代間重複の繰り返し囚人のジレンマゲームによって表現できよう。そのような状況において、両者間での協力関係が達成できるのは、両者が相手の裏切りに対して、倫理的指針（過去を水に流す）に従って対応する場合と、ゲーム理論的な指針（非協力には報復）に従って対応する場合のどちらであろうか？ すなわち、本研究は、両者がどちらの指針に従えば、よりよい社会を実現できるのであろうかという問題に対し、実証の手法で解明する。

## 2 研究方法

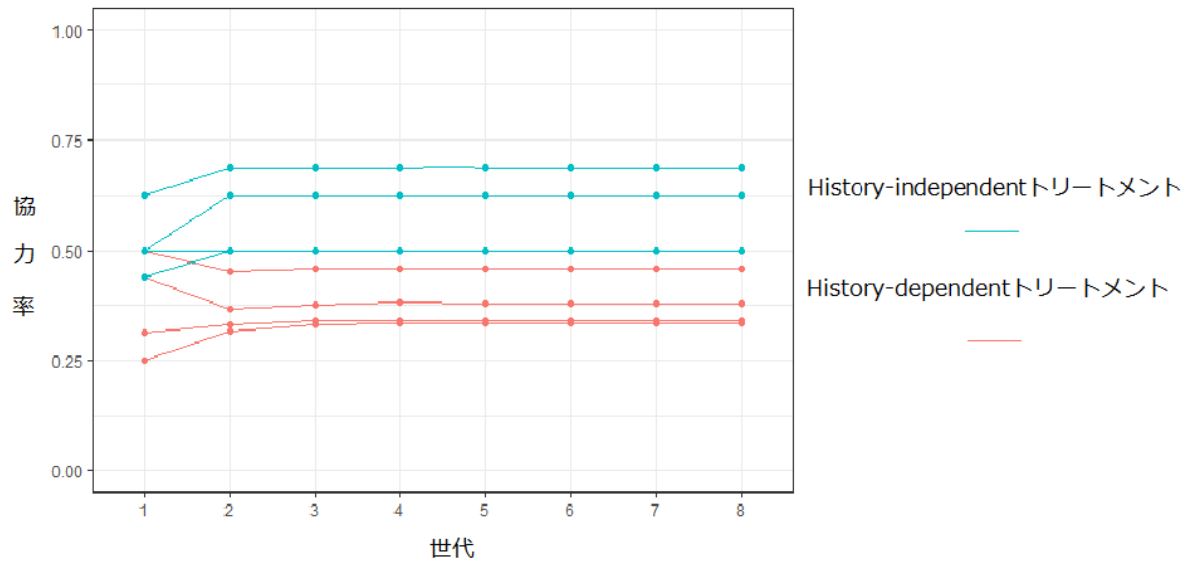
本研究は、Chaudhuri et al. (2006)の実験を発展し、無限期間の世代重複ゲームにおいて新たな実験手法を用いて、実験室で以下の二つの状況を比較する。一つは、親世代の行動を観察できないようにして、過去を水に流さざるえない状況を作る。この状況を **History-independent** トリートメントと呼び、両者の間の歴史を、あえて子供に教育しない制度と解釈できよう。もう一つは、親世代の行動を観察できないまま、子世代の行動が親世代の行動に依存できるようにして、報復が可能な状況を作る。この状況を **History-dependent** トリートメントと呼び、現実社会で採用されている、両者間の歴史を子供に教育する制度と解釈できよう。この二つの状況の下で、実験をし、被験者の協力率を比較する。実験について、各々のトリートメントは4セッションずつ、合わせて8セッション行われた。

## 3 結果・考察

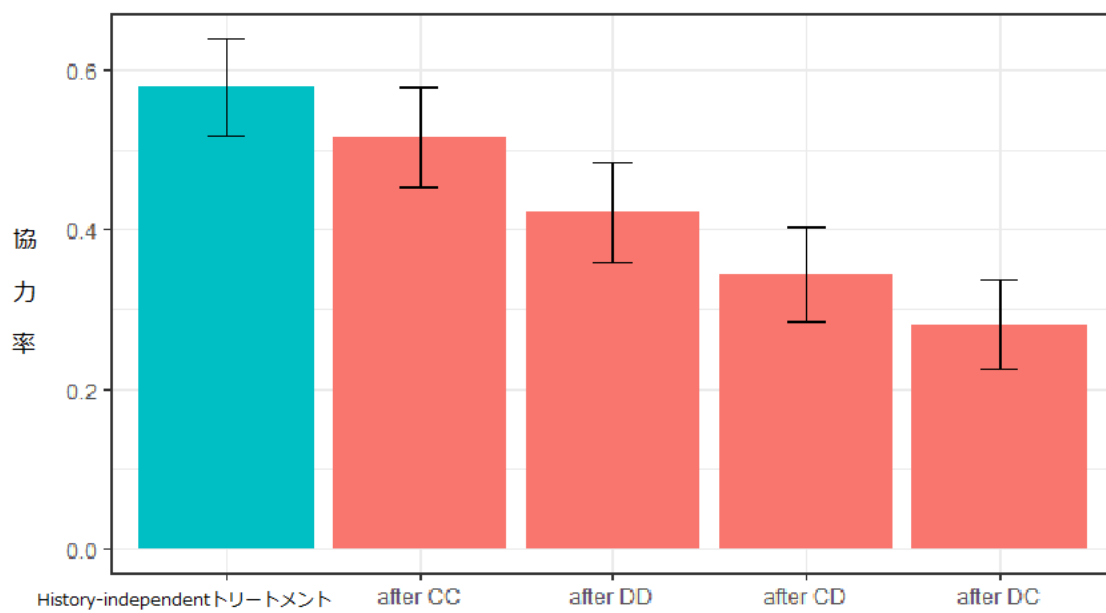
実験の結果は、図1と図2のように示されている。図1によると、**History-dependent** トリートメントの協力率は、**History-independent** トリートメントより全面的に低い傾向がある。図2は、親世代が残ったすべての可能な行動歴史の下での子世代の協力率を表されている。図2によると、親世代の行動歴史が示さない場合と行動歴史が協力的な行動を示す場合において、子世代の協力率が一番高いことが示されている。一方、親世代の両方の中で、一方が協力的な行動を示し、一方が非協力的な行動を示した場合、子世代の協力率が一番低くなる傾向を示されている。

本研究は、ゲーム理論的な指針（非協力には報復）に従うときより、倫理的指針（過去を水に流す）に従うときに人がより協力的な行動を示すこともありうることを実証した。しかし、この実験結果は今回の実験のパラメーターだけによって生じたものであるか、それとも普遍的な結果であるかという点については、今後の課題として、検証し続ける必要がある。

(図 1)各世代の下での協力率



(図 2)各歴史の下での協力率



## 文献

Chaudhuri A. , Graziano S. and Maitra . P(2006), “Social Learning and Norms in a Public Goods Experiment with Inter-Generational Advice”, Review of Economic Studies, 73, 357–380

# A Generative Model for Action and Hierarchical Bayes Estimation

Hiroshi Hamada  
(Tohoku University)

## 1 Outline

The purpose of this study is to propose a sociological theory that equip three desirable features. First, it can explain broad range of action and psychology. Second, the theory can provide a rigorous micro-macro linkage though mathematical formalization. Third, the theory can be tested empirically by Bayesian statistical analysis.

As a demonstration of the theory, we construct a model that explain income distribution and estimate posterior distribution of parameters by Bayesian estimation with MCMC method. Using nationwide survey data, SSP2015 and SSM 2015, we analyze the change of distribution of parameters, success probability  $p$  and interest rate  $b$ , by age. The fitness of the model with generative process is better than the generalized linear model without specific mechanism. Moreover, the results illuminate how random chance and cumulative effect, that are indicated by the model based parameters, affect overall income inequality.

## 2 Model

### 2.1 Basic Assumptions

A generative model for income distribution proposed by Hamada (2004; 2016) assume that people in a society experience repeatedly random chances of gaining capital interest with a success probability  $p$ . People gain additional capital as an interest when they succeed and incur a cost when they fail randomly. The model showed that the capital distribution approaches a lognormal distribution through accumulation of individual action that is expressed by Bernoulli random variable. Notations are as follows:

- $n$  times random chance with success ( $p$ ) and failure ( $1 - p$ ) where  $p \in (0, 1)$ .
- $y_0 \in \mathbb{R}^+$ : an initial capital,  $b \in (0, 1)$ : an interest rate.
- The investment cost is  $y_t b$  at time  $t$ .
- Success:  $y_t = y_{t-1} + y_{t-1} b$ .
- Failure:  $y_t = y_{t-1} - y_{t-1} b$ .

**Proposition 1** (The probability density function of a capital distribution). The probability density function of a capital distribution that is derived from repeated investment games is

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi npqA^2}} \frac{1}{y} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(\log y - BAnp)^2}{npqA^2}\right\}$$

where  $A = \log \frac{1+b}{1-b}$ ,  $B = \log y_0 + n \log(1-b)$ .

See Hamada(2016) for proof.

One of useful implications from this model is that the Gini index of income distribution  $\Lambda(\mu, \sigma^2)$  can be written as a function of  $\sigma$ (Aitchison and Brown 1957). Namely,

$$G = 2 \int_{-\infty}^{\sigma/\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx - 1, \quad \sigma^2 = np(1-p) \log \left( \frac{1+b}{1-b} \right)^2.$$

### 3 Estimation of posterior distributions of parameters

By Proposition 1, the distribution of  $Y$  generated by the model can be specified as

$$Y \sim \Lambda(\log y_0 + n \log(1 - b) + \log \frac{1+b}{1-b} np, npq \left( \log \frac{1+b}{1-b} \right)^2).$$

The generative model claims that not only capital  $y$  is subject to the lognormal distribution but also its parameters are fully determined by theoretical concepts such as a success probability  $p$  and an interest rate  $b$ . These systematic relationship among parameters can be properly described by the hierarchical Bayes model which assumes that parameter  $p$  and  $b$  are subject to unknown probability distributions. In general, we assume

$$p(p, b | \mathbf{Y}) = \frac{p(\mathbf{Y} | p, b) p(p, b)}{\int \int p(\mathbf{Y} | p, b) p(p, b) dp db}.$$

Hierarchical model is defined as

$$\begin{aligned} Y &\sim \Lambda(\mu_j(p, b), \sigma_j^2(p, b)), p_j \sim \text{Beta}(a_{j1}, b_{j1}) \\ b_j &\sim \text{Beta}(a_{j2}, b_{j2}), n_j \sim \text{Pois}(\lambda_j), \lambda \sim \text{Unif}(1, 1000). \end{aligned}$$

$\mu_j(p, b)$ , and  $\sigma_j^2(p, b)$  have group level variance, since same age group  $j$  experience nearly equal time of random chance. For each  $j$ , the explicit form of functions of  $\mu_j(p, b)$  and  $\sigma_j^2(p, b)$  are

$$\begin{aligned} \mu_j(p, b) &= \log y_0 + n_j \log(1 - b_j) + \log \frac{1 + b_j}{1 - b_j} n_j p_j \\ \sigma_j^2(p, b) &= n_j p_j q_j \left( \log \frac{1 + b_j}{1 - b_j} \right)^2. \end{aligned}$$

Note that these relationship are not probabilistic but deterministic (Kruschke 2015). Figure 1 and 2 show a part of results of analysis.

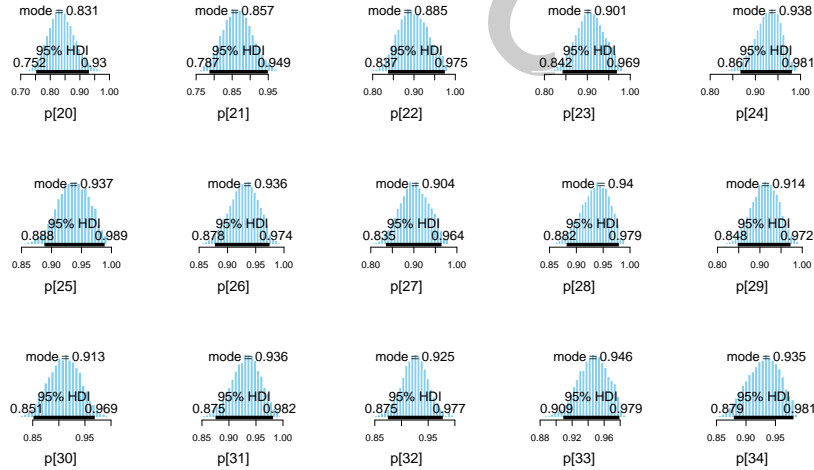


Figure 1: Posterior distributions and HDI of random chance  $p$ .  $p[20]$ - $p[34]$  correspond to age group from  $j = 20$  to  $j = 34$

Figure 1 suggests that a random chance gradually increases with age.

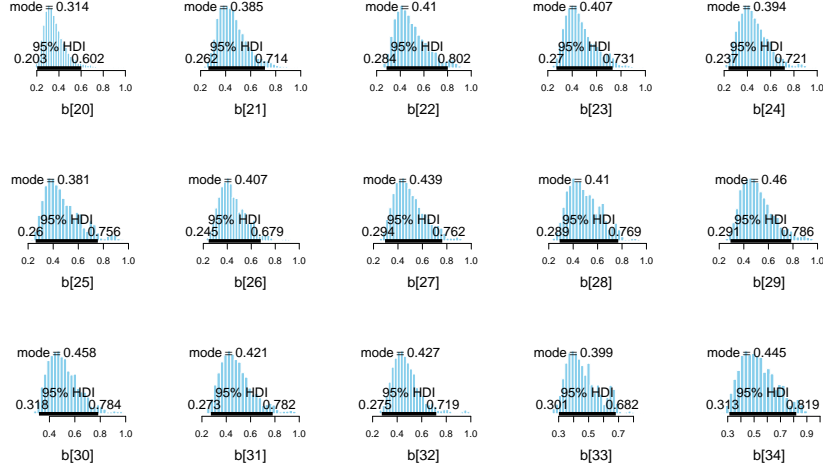


Figure 2: Posterior distributions of an interest rate  $b$ .  $b[20]$ - $b[34]$  correspond to age group from  $j = 20$  to  $j = 34$

Figure 2 suggests that an interest rate  $b$  gradually increases with age. As an advantage of hierarchical Bayes model, it is easy for us to include a generalized linear model, such as logistic regression with explanatory variable, into the model. Suppose the following relation where a variable  $x$  represents years of education.

$$\begin{aligned}
 Y &\sim \Lambda(\mu_j(p, b), \sigma_j^2(p, b)), p : \text{success probability}, b : \text{interest rate} \\
 \mu_j(p, b) &= \log y_0 + n_j \log(1 - b) + \log \frac{1 + b}{1 - b} n_j p \\
 \sigma_j^2(p, b) &= n_j p q \left( \log \frac{1 + b}{1 - b} \right)^2, n_j : \text{random chance for age group} \\
 n_j &\sim \text{Pois}(\lambda_j), \lambda \sim \text{unif}(1, 1000) \\
 \log \frac{p}{1 - p} &= \beta_0 + \beta_1 x, \log \frac{b}{1 - b} = \beta_2 + \beta_3 x, \beta_k \sim N(\mu_k, \sigma_k) \quad (k = 0, 1, 2, 3)
 \end{aligned}$$

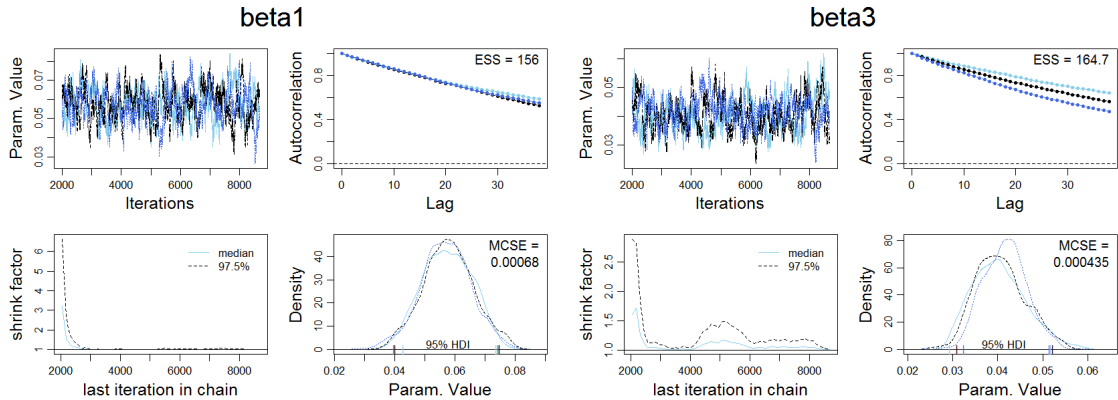


Figure 3: Posterior distributions of  $\beta_1$  and  $\beta_3$  (effect of education on success chance and interest rate).

Penalized deviance<sup>1</sup> of statistical models shown in Table 1 suggests that clustered generative model with explanatory variable fits data relatively well.

Table 1: Penalized Deviance

Model	Null	GLM	Clustered GMI	Clustered GLM+EX	Clustered GMI+EX
Mean Deviance	38958	38789	38719	38598	38620
Penalty	1.72	3.122	97.41	94.11	39.03
Penalized Deviance	38960	38792	38817	38692	38659

\* GLM: generalized linear model, GMI: generative model, EX: explanatory variable

## 4 General Framework

Our analysis can be an example of general framework. The theory is built through the following procedures.

- Specify micro level action by random variable (ex. Bernoulli random variable)
- Generate a distribution of outcome (ex. income distribution) through aggregation of individual action (composite random variables)
- Specify parameters of outcome distribution(ex.  $\mu, \sigma$ ) as a deterministic function of model parameters (success chance  $p$ , interest rate  $b$ , and random chance  $n$ ).
- Built in these functions into hierarchical Bayesian model to estimate posterior distribution of parameters
- Check fitness of the model

In general, on the one hand mathematical models for social action often lack empirical support, on the other hand empirical statistical analysis lack theoretical explanation. Our approach can integrate these two methodological streams. We can apply this theoretical framework for a broad range of action whose distribution is observed empirically. Moreover we can easily incorporate preexisting generalized linear models into our model.

## References

- Hamada, H., 2016, A Generative Model for Income and Capital Inequality, *Sociological Theory and Method*, 31(2): 242-60.
- Kruschke, J. K., 2015, *Doing Bayesian Data Analysis: A Tutorial with R, JAGS, and Stan*, Second Edition, Academic Press.

$$DIC(k) = 2\bar{D}(\theta_k) - D(\bar{\theta}_k), D(\theta_k) = -2\log p(\mathbf{Y}|\theta_k), \bar{D}(\theta_k) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (-2\log p(\mathbf{Y}|\theta_k^{(j)}))$$

# 地位へのマッチングからみる賃金格差の生成過程

——正規／非正規雇用を事例として——

麦山 亮太  
(東京大学大学院)

## 1 問題の所在

賃金は、労働から得られる報酬として最も中心的かつ重要な指標であり、その多寡は人々の生活水準を大きく左右し、社会経済的不平等を生み出す源泉である。社会階層研究はこうした賃金の格差が社会における地位 (position) と結びついて生じていると想定してきた (Granovetter 1981)。地位の存在を前提とすると、重要な役割を果たすのが地位へのマッチングである。しかしこれまで、地位へのマッチングと賃金決定に関する研究は別々の文脈でなされ、実証的に両者を結びつける試みはほとんどなされてこなかった。

そこで本研究では、学術的にも社会的にも大きな関心を集めてきた雇用形態 (正規／非正規雇用) を事例に、地位へのマッチングが賃金格差の生成にとっていかなる役割を果たしているかを検討する。正規／非正規雇用と賃金格差の関係については主として両者の間の賃金格差に関する研究が主である (太郎丸 2014; 有田 2016 など)。これに対して本稿はここにマッチングの視点を導入し、雇用形態内の賃金格差の生成過程により焦点を当てる。

Sørensen and Kalleberg (1981) のマッチングの理論にもとづき、正規雇用を閉鎖的雇用関係、非正規雇用を開放的雇用関係とみなし、賃金格差の生成についての仮説を導出する。正規雇用において賃金は競争的にでなく、制度的に決定する。雇用主は、求職者を雇い入れるかどうかを観察可能な背景特性にもとづいて決定する。ここでの背景特性がたんに雇い入れるかどうかの決定にとどまらず、賃金を決定する要因として重要となる。一方で非正規雇用では賃金は競争的に決定するためこうした関連は見られない。加えて、マッチング段階で看取された背景特性は訓練可能性 (Thurow 1975 = 1984) の指標として機能する。言い換えれば、正規雇用者として典型的な者ほど、後に多くの訓練を施される (異なるジョブ・ラダーのもとに置かれる) ため、勤続にしたがって賃金がより大きく上昇する。以上は、以下の2つの仮説として定式化される。

**仮説 1:** 正規雇用となる確率が高いほど、正規雇用に就いた場合に得られる賃金はより高くなるが、非正規雇用に就いた場合に得られる賃金には影響しない。

**仮説 2:** 正規雇用となる確率が高いほど、勤続年数にともなってより大きく賃金が増加する。したがって、マッチング段階で存在した格差は時間の経過にしたがって拡大していく。

## 2 方法

地位ごとの賃金関数と、地位へのマッチングを決定する割当関数を同時推定するモデルを用いる（同様のモデルとして Eliason（1995）など）。用いるデータは 2005 年 SSM 調査データである。分析に用いるサンプルは調査時点で有業かつ被雇用、農業を除く 20~59 歳の男女 2830 ケースのうち、分析ごとに用いる変数に欠損があるケースおよび外れ値を除いた 2270 ケース（正規雇用、非正規雇用）である。割当を決めるモデルの独立変数は、入社時年齢、外部経験年数、初職入職時の中断の有無、入職後の就業中断経験、性別、配偶者の有無、学歴である。賃金関数の独立変数は、性別、配偶者の有無および性別との交差項、学歴、調査時年齢、勤続年数、職業、割当関数から得られたミルズ比である。

### 3 結果および議論

分析の結果、正規雇用への割当確率が高いほど、正規雇用において高い賃金が得られることが示された。一方で非正規雇用において割当確率は賃金決定に対して効果を持たず、また賃金に影響する変数も少ない。この結果は仮説 1 を支持する。加えて、正規雇用に入る確率が高いほど勤続年数による賃金上昇率はより高く、マッチング段階で生じた格差は拡大していく傾向にある。一方で非正規雇用においてはこうした関連は見られない。以上は仮説 2 の予測を支持する結果である。

分析の結果は、地位へのマッチングが、賃金格差の生成過程において無視できない影響をおよぼしていることを示す。機会の不平等を社会学が、結果の不平等を経済学が担うという分業のなかで、社会学の視点から賃金格差の生成過程を明らかにする研究は立ち遅れている。本稿の提示した枠組みは、こうした研究を結びつけ、新たな説明を提供するための一里塚である。

### 付記

分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJDA データアーカイブより「2005 年 SSM 日本調査, 2005」(2015SSM 研究会データ管理委員会) の個票データの提供を受けた。本研究は SSJDA 参加者公募型二次分析研究会「現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析」における成果の一部である。

### 文献

- 有田伸, 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学——非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会。
- Eliason, Scott R. 1995. “An Extension of the Sorensen-Kalleberg Theory of the Labor Market Matching and Attainment Processes.” *American Sociological Review* 60(2):247–71.
- Granovetter, Mark. 1981. “Toward a Sociological Theory of Income Differences.” Pp. 11–48 in *Sociological Perspectives on Labor Markets*, edited by Ivar Berg. London: Academic Press.
- Sørensen, Aage B. and Arne L. Kalleberg. 1981. “An Outline of a Theory of the Matching of Persons to Jobs.” Pp. 49–74 in *Sociological Perspectives on Labor Markets*, edited by Ivar Berg. London: Academic Press.
- Thurow, Lester C. 1975. *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*. Basic Books. (=小池和男・脇坂明訳, 1985, 『不平等を生み出すもの』同文館。)
- 太郎丸博, 2014, 「正規／非正規雇用の賃金格差要因——日・韓・台の比較から」落合恵美子編『親密圏と公共圏の再編成——アジア近代からの問い』京都大学出版会, 155-175。



# 未婚化の影響を考慮した学歴同類婚の趨勢

## ——多重代入法の応用による反実仮想的な分析——

打越 文弥  
(東京大学大学院)

### 1 目的

本報告の目的は、日本における学歴同類婚の趨勢を、近年の未婚化の影響を踏まえて評価することにある。階層結合とは社会経済的地位がカップルの間である傾向性を持つことであり、社会階層論では同じ地位同士の結合（同類婚）が社会開放性の観点から検討されてきた。個人が持つ特徴の中でも、学歴に基づく同類婚が社会的不平等の文脈で注目される（Blossfeld and Timm 2003）。日本の階層結合の趨勢について、最新の知見では学歴同類婚は緩やかな弱体化の傾向にあるとされる（Miwa 2007）。

階層結合の趨勢に関する既存研究の課題として、近年の日本社会で進行する未婚化の影響を考慮に入っていないという指摘がある（鹿又 2016）。仮に未婚化がどの階層においても一様に生じている場合には推定に問題は生じないが、未婚から結婚に至る過程に階層差があることは既存研究から明らかである。

未婚化を踏まえた上で階層結合を評価する方法として二つの方法が考えられる。一つが、未婚から結婚に移行する段階で学歴などによる差が見られるかを検討できる動学的モデル（生存分析）を採用することである。もう一つが、仮に未婚化が生じていなかったとすれば、すなわち増加する未婚者が「仮に結婚していたら」学歴同類婚の趨勢はどのように変化するかを反実仮想的に考える方法である。

本報告では、後者のアプローチを検討する。反実仮想的な階層結合の趨勢を明らかにするために、ここでは未婚者の仮想的な配偶者を欠損データ的一种として捉え、代入法を用いて配偶者学歴を代入する。代入法では一般に全ての変数に対して共通の分布（多変量正規分布）を想定しており、用いる変数全てが質的なデータは例外的な位置付けにあった（Enders 2010: 272-274）。これに対して、対数線形モデルを用いた質的データの欠損値代入の方法が存在する（Schafer 1997）。本報告では、この手法を応用する。

### 2 方法とデータ

日本におけるクロス集計表を用いた欠損データ分析の先駆的な試みとして保田時男の研究（保田 2000）があげられる。ただし、保田が用いているのは欠損メカニズムと呼ばれる、データの欠損が生じる原因の中で、欠損が欠損データそのものによって生じる MNAR（Missing Not At Random）を許容するものである。これに対し、MNAR は欠損データの確率を記述するパラメータの情報を得ているという強い仮定を置いており（Enders 2010: 13-14）、近年では多重代入法と呼ばれる、ある変数の欠損が他の変数と関係しているが当該変数自体とは関係しない MAR（Missing At Random）を想定する手法が主流となっている。多重代入法の中でも、本報告は Schafer（1997）によって発展させられた対数線形モデルを応用した手法を用いる。通常の対数線形モデルと同様に、この手法の特徴は高次の連関を許容できる点に

ある．多重代入には R パッケージの `cat` を，代入後の分析には LEM (Vermunt 1997) を用いた．本報告では社会階層と社会移動全国調査 (SSM) の 1985 年から 2015 年データを使用する．分析では，本人 (R)・配偶者 (S) 学歴，出生コーホート (C)，性別 (G) を用いる．配偶者学歴以外の欠損は削除した．

### 3 結果

はじめに多重代入で用いる対数線形モデルを確定した．観測データによる分析から，4 変数のうち 3 変数の関連を認める対連関モデルを基準に節約的なモデルを検討した結果，R, S, G 以外の 3 変数の関連を認める[RSC][RCG][SCG]を採択した．このモデルをもとに，以下のように多重代入を行う．欠損データの寄与分を考慮した上でパラメータの最尤化を行うのは複雑であり，Fuchs (1982) らが発展させた EM アルゴリズムが用いられる．このアルゴリズムは二つのステップにわかれ，E ステップで欠損パターンに対しパラメータに従った度数を割当て，M ステップで想定したモデルに対してこれを最尤化する．

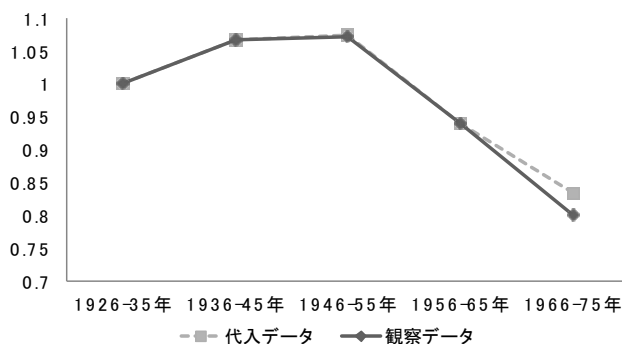


図1. 対数乗法モデルの層別効果

このステップを収束するまで繰り返す．代入プロセスは 10 回とした．観察・代入データ双方に本人性別に基づき本人・配偶者学歴を夫・妻学歴へ変換し三重クロス表を作成した．夫・妻の学歴について対角セルに値を与えるデザイン行列を作成，この同類婚パラメータがコーホートにより変化するかを対数線形・乗法モデルの層別効果で検討した．適合度検定から対数乗法モデルで層別効果に曲線的変化を仮定するモデルが採択された．

### 4 考察

分析結果から，未婚化が進んだ近年のコーホートで観察データの方が同類婚傾向が弱まることが示唆される．未婚傾向は同類婚傾向の強い低・高学歴で観察されるため，代入によってこれらの層が階層結合に対して寄与した可能性が考えられる．大会当日の報告では，その他の代入法についても試みる．

付記：本研究は JSPS 科研費特別推進研究事業（課題番号 25000001）に伴う成果の一つであり，本データ使用にあたり 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た．本分析は ver.050a のデータを用いた．

#### 文献

- Blossfeld, H.-P. and A. Timm. 2003. *Who Marries Whom?*. Springer.
- Enders, C. K., 2010. *Applied Missing Data Analysis*, Guilford Press.
- Fuchs, Camil. 1982. "Maximum Likelihood Estimation and Model Selection in Contingency Tables with Missing Data." *Journal of the American Statistical Association*, vol.77: 270-278.
- 鹿又伸夫, 2016, 「学歴同類婚の終焉？」第 89 回日本社会学会大会報告資料, 九州大学.
- Miwa, S. 2007. "Long-Term Trends in Status Homogamy." Pp. 140-60 in *Deciphering Stratification and Inequality*, edited by Y. Sato. Trans Pacific Press.
- Schafer, J. L. 1997. *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Chapman & Hall.
- Vermunt, J. K. 2016. *LEM: a General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg University.
- 保田時男, 2000, 「クロス集計表における欠損データの分析」『理論と方法』15(1), 165-180.

# 重要な他者は、社会関係資本か、相対的剥奪の根源か？

——精神的健康、主観的健康感、主観的幸福感を用いた検討——

辻 竜平・大信田友紀・古里由香里  
(信州大学)

## 1 問題

さまざまな「重要な他者」の存在（アクセス可能性）は、豊かな「社会関係資本」を構成するものであるから、その存在は、精神的健康、主観的健康感、主観的幸福感に対して正の効果を持つと考えられる。しかし、次のようにも考えられよう。自分の周囲にいる重要な他者は、比較の対象でもある。家族・親戚、職場、地域社会などの中で、自分が相対的に低い地位にとどまっているという認識を持つ人々は、相対的剥奪感を持ち、かえって精神的健康、主観的健康感、主観的幸福感が低いかもしれない。では実際に、自分の周囲にいる重要な他者は、どのような効果を持っているのだろうか？ さらに結果から、「社会関係資本」とは何かについて再検討する。

## 2 データ

マクロミル社に登録しているアンケートモニターの中から、20～69歳の人々を対象としたインターネット調査を行った。性別、年齢層（5歳刻みの10層）、居住地域（7区分）が人口比と一致するようにサンプルの割り当てを行い、サンプルサイズが合計500人となるようにデータを収集した（予備サンプルは不使用）。回収は、2016年11月25日21:48～11月26日20:15までであった。

## 3 変数

### ●目的変数（3つ）

1. 精神的健康：K6（6項目、0～24点）の日本語版（Furukawa *et al.*, 2008）を用いた。
2. 主観的健康感：「現在のあなたの健康状態は、いかがですか。」と尋ね、5段階で回答を求めた。
3. 主観的幸福感：「現在のあなたは、幸せですか。」と尋ね、5段階で回答を求めた。

いずれも、得点が高いほど、程度が良好であるようにスケールの反転などを行った。

### ●説明変数（「他者」に関わる主な変数2つ）

あらかじめ「あなたはふだん、以下の人々や集団とどのくらいの頻度でつきあいをされていますか。」と問うて、つきあいが「全くない」か「該当する人がいない」場合を除き、次ページの1と2を問うた。「人々や集団」（人間関係）としては、「家族」、「親戚」、「小・中学校の友人・知人」、「高校の友人・知人」、「専門学校・大学の友人・知人」、「短大・高専の友人・知人」、「大学・大学院の友人・知人」、「ネット上の友人・知人」、「職場の人々」、「その他の仕事関係の組織」、「地縁的な組織」、「スポーツ・趣味・娯楽のグループ」、「ボランティア・NPO・市民活動のグループ」、「その他」の14種類について問うた。

1. 集合や集団における他者の重要さ:「あなたは、以下の人々や集団のことがどのくらい重要ですか。重要さを 1 から 10 までの数字でお答えください。とても重要なときが 1, 全く重要でないときが 10 になるとお考えください。(また、その人々や集団として、複数のものがある場合は、最も活動量の多いものについてお答えください.)」として回答を求めた。
  2. 集合や集団における自己の地位:「仮に、以下の人々や集団に所属する人々を、さまざまな観点から総合的に判断して、上から順に 1 から 10 の層に分けるとすれば、あなた自身はどの層に入りますか。(また、その人々や集団として、複数のものがある場合は、最も活動量の多いものについてお答えください.)」として回答を求めた。人々や集団(人間関係)としては、上と同じである。
- これら 2 つの質問については、次のように処理した。

- a. 14 種類の人間関係のうち「その他」を除く 13 種類を次の 5 種類(二重カギ括弧で表記)のカテゴリに統合した。『家族・親戚』:「家族」,「親戚」,『学校関係』:「小・中学校の友人・知人」,「高校の友人・知人」,「専門学校の友人・知人」,「短大・高専の友人・知人」,「大学・大学院の友人・知人」,『仕事関係』:「職場の人々」,「その他の仕事関係の組織」,『アソシエーション』:「ネット上の友人・知人」,「スポーツ・趣味・娯楽のグループ」,「ボランティア・NPO・市民活動のグループ」,『地縁』:「地縁的な組織」。
- b. まず、「他者の重要さ」については、最も重要が 10 点、「自己の地位」については、最も高い層が 10 点となるようにした。その上で、5 種類のカテゴリの各々において、「他者の重要さ」については、それぞれを構成する小項目の最大値を得点とした。「自己の地位」については、「他者の重要さ」で最高得点となった小項目について、それと対応する「自己の地位」の得点をその得点とした。(小項目が複数ある場合には、それらの平均値とした。)なお、5 種類のカテゴリの各々を構成する小項目が全て欠損値の場合は、他者の重要さについては 1 点、自己の地位については 5.5 点を与えた。
- c. 「他者の重要さ」と「自己の地位」に関わる交互作用を検討するため、それぞれについてセンタリングを行って交互作用項を作成した。

## 4 結果

主効果のみのモデルと、それに交互作用項も入れたモデルを検討した。交互作用項を入れたモデルでは、VIF 値が 3.5 を超えるもの(1 つ)や 2.0 を超えるもの(9 つ)もあったが、主効果のみのモデルと交互作用項を入れたモデルで、対応する標準化偏回帰係数には大きな違いはなかったため、交互作用項を入れたモデルについて報告する(表 1)。

精神的健康(K6)については、単相関では、「家族親戚の中の地位」に正相関、「学校関係交互作用」と「仕事関係交互作用」に正相関があったが、重回帰分析では、人間関係に関わる効果はなかった。

主観的健康感については、単相関では、「重要さ」、「地位」、「交互作用」の多くの項目に正相関があったが、重回帰分析では、「地縁の中の地位」に正の効果、「地縁交互作用」に弱い負の効果があった。

主観的幸福感についても、「重要さ」、「地位」、「交互作用」の多くの項目に正相関があったが、重回帰分析においては、「家族親戚の中の地位」、「地縁の中の地位」に正の効果、「地縁の重要さ」に弱い負の効果があった。

他の注目すべき変数としては、「一般的信頼」は、3 つの従属変数のいずれに対しても正の効果があった。また、「結婚」は、「主観的健康感」と「主観的幸福感」に対して正の効果、「精神的健康」に対して弱い正の効果が認められた。

表1 3つの指標に対する重要さと地位の効果 (N = 499)

	精神的健康		主観的健康感		主観的幸福感	
	$\beta$	r	$\beta$	r	$\beta$	r
他者の重要さ						
家族親戚の重要さ	0.00	0.06	0.00	0.11 *	0.09	0.33 ***
学校関係の重要さ	-0.01	0.00	-0.03	0.19 ***	-0.02	0.18 ***
仕事関係の重要さ	0.07	0.06	0.08	0.21 ***	0.05	0.15 **
アソシエーションの重要さ	-0.08	-0.02	0.06	0.12 **	0.06	0.16 ***
地縁の重要さ	-0.04	0.04	-0.04	0.10 *	-0.09 †	0.13 **
自己の地位						
家族親戚の中の地位	0.08	0.13 **	0.05	0.15 ***	0.22 ***	0.34 ***
学校関係の中の地位	0.00	0.04	0.07	0.18 ***	-0.02	0.16 ***
仕事関係の中の地位	-0.02	0.05	0.01	0.16 ***	0.08	0.15 **
アソシエーションの中の地位	-0.02	0.01	-0.07	0.07	-0.06	0.09 †
地縁の中の地位	0.04	0.05	0.18 **	0.14 **	0.15 *	0.16 ***
交互作用						
家族親戚交互作用	0.08	0.03	0.07	-0.01	0.01	-0.18 ***
学校関係交互作用	0.03	0.07 †	0.01	0.11 *	0.01	0.11 *
仕事関係交互作用	0.02	0.08 †	0.06	0.14 **	-0.06	0.07
アソシエーション交互作用	0.01	0.02	0.04	0.10 *	0.01	0.12 **
地縁交互作用	-0.04	0.04	-0.12 †	0.10 *	-0.04	0.15 ***
一般的信頼	0.10 *	0.16 ***	0.22 ***	0.28 ***	0.24 ***	0.38 ***
性別 (1:女性)	-0.03	-0.02	-0.03	0.01	-0.06	-0.13 **
年齢	0.20 ***	0.25 ***	-0.15 **	-0.07	-0.06	0.08 †
年齢 2 乗	0.13 **	0.09 *	0.08 †	0.09 *	0.14 ***	0.19 ***
結婚 (ダミー)	0.09 †	0.18 ***	0.12 *	0.09 *	0.14 **	0.23 ***
教育	0.05	0.07	0.10 *	0.15 ***	-0.01	0.00
職業 (基準: 作業系)						
無職	-0.02	0.00	-0.05	-0.12 **	0.06	0.09 *
農業	0.00	-0.01	-0.02	0.00	0.00	0.00
サービス	0.00	-0.07	0.02	-0.02	0.02	0.00
事務	0.13 *	0.09 *	0.13 *	0.09 *	0.06	0.00
管理	0.08 †	0.09 *	0.04	0.03	0.03	0.03
専門	0.06	0.07	0.09 †	0.10 *	0.08	0.09 *
等価世帯所得 (対数)	0.02	0.06	0.05	0.13 **	0.04	0.08 †
F	2.80 ***		4.12 ***		7.01 ***	
R <sup>2</sup>	.14		0.20		0.29	
Adj. R <sup>2</sup>	.09		0.15		0.25	

## 5 考察

「精神的健康」を測定する K6 は、うつ病や不安障害などの精神疾患をスクリーニングすることを目的とした心理的ストレス尺度である。渡邊 (2014) は、さまざまな集合や集団への「所属」(「アクセス可能性」ではあるが、重要な集合や集団なのかは問われていないので、「単純なアクセス可能性」とでも呼べるような関係)と精神的健康との間に関連があることを指摘した。しかしながら、従来の研究に見られるような、集団に所属すると精神的健康が変化するという結果は、そのメカニズムがいくらかでも恣意的に解釈できてしまう可能性がある。本研究では、残念ながら「精神的健康」に対する何らかの人間関係の効果は認められなかったが、少なくとも「精神的健康」と関わっているのは、さまざまな「他者の重要さ」や、その中での「自己の地位」以外のものだということはわかった。

「主観的健康感」については、単相関では、他者の重要さにも自己の地位にも多くの項目で正相関が見られたが、重回帰分析では、「地縁の中の地位」に正の効果、「地縁の交互作用」に弱い負の効果が認められるのみであった。主効果の解釈であるが、地域の人々というのが、「世間の縮図」として認識されており、その中で総合的に見て自己が高い地位を占めていると思う人は、その一側面として自己の健康状態もよいと認識しているという可能性がある。あるいは、健康な人がさまざまな活動を経て総合的

に高い地位を占めることができるようになるが、それを確認する場として、地域の人々が参照されている可能性もある。交互作用としては、地縁は重要な存在ではなく、地縁における地位が高い人と思っている人の「主観的健康感」が高かった。地域社会の人々を単なる知人と思えるときに、上述の効果がより鮮明に現れるということである。

「主観的幸福感」については、単相関では、他者の重要性にも自己の地位にも多くの項目で正相関が見られたが、重回帰分析では、「家族親戚の中の地位」、「地縁の中の地位」に正、「地縁の重要性」に弱い負の効果が認められるのみであった。家族親戚の中の地位については、家族のために自分でお金を稼いだり子育てや介護をしたりすることや、親戚の中で主導的な役割を果たすことなど、家族親族という基礎集団の中で自分の地位が高いと感じられることが、全体として幸福感につながると考えられる。地縁については、「地位」については正の、「重要性」については弱い負の効果が見られた。地縁が重要であると思う人は、その土地で暮らしていくために地域社会の人々を重要であると思う一方、義務的負担の多い地縁的な関係が煩わしく感じられたりするために幸福感は低いのかかもしれない。他方、地域の中で自分が高い〔低い〕地位にいると感じる人は、比較対象としての地域の人々を参照して、自分がよい〔悪い〕暮らし向きであることを確認することによって幸福感を持つ〔不幸に感じる〕のだろう。

「主観的健康感」と「主観的幸福感」において、他者の中の自分の地位が効果を持つことが示されたが、これは、自分の周囲の重要な他者が、相対的剥奪の根源となっている可能性を示唆するものである。

「重要な他者」の存在（アクセス可能性）は、豊かな「社会関係資本」を構成するものであるから、そのような存在は、精神的健康、主観的健康感、主観的幸福感に対して正の効果を持つと考えられてきた。しかし、つきあいのある「他者の重要性」は、それらに対してほとんど効果が認められないばかりか、地縁が重要だと思う人の主観的幸福感は低い傾向があった。つきあいのある他者の中での「自己の地位」については、家族親戚の中での地位が主観的幸福感に、地縁の中での地位が主観的健康感と主観的幸福感に、それぞれ正の効果を持っていた。従来の研究においては、さまざまな種類の他者を知っているか（「単純なアクセス可能性」）や、それらの他者からのサポートを受けるかどうか（「サポートへのアクセス可能性」）が問われていた。しかし、単純なアクセス可能性だけでは、それがどういうメカニズムでさまざまな目的変数と関係しているのかがわかりにくいことが多いので、その説明は場当たりのになりがちであった。また、サポートへのアクセス可能性が、精神的健康、主観的健康感、主観的幸福感を高めることは理解できる。しかし、他者との関わり方は、サポートだけではないだろう。サポートの側面のみを取り上げて「社会関係資本」を定義するのは、あまりにも狭いのではないだろうか。人々の関係はほかにもさまざまな形態がありえ、また複合的でもある。ネガティブな結果を生み出す側面を「資本」と呼んでよいのかは議論があるだろうが、どういう種類の人々とのどういう種類の関係を持つことが、どういった効果をもたらすのかについて、もっと広く具体的に検討する必要があるだろう。また、それによって、単純なアクセス可能性を説明変数にするときにより適切な場当たりの説明ではなく、より明確な説明を行うことも可能になるだろう。

## 文献

渡邊大輔, 2014, 「地域の社会関係資本はだれの健康に影響するのか? : 精神的健康と社会関係資本」, 辻竜平・佐藤嘉倫編著, 『ソーシャル・キャピタルと格差社会』東京大学出版会。