

大阪商業大学学術情報リポジトリ

JGSS統計分析セミナー2010—Ego-Centricなネットワークを用いた「他者の影響」の分析—

| | |
|-------|--|
| メタデータ | 言語: ja 出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点 大阪商業大学JGSS研究センター 公開日: 2019-07-16 キーワード (Ja): キーワード (En): JGSS, Ego-Centric network, Liberal-Democratic Party support 作成者: メールアドレス: 所属: |
| URL | https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/757 |

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



JGSS 統計分析セミナー2010

Ego-Centric なネットワークを用いた「他者の影響」の分析

野崎 華世

大阪商業大学 JGSS 研究センター

JGSS Statistical Analysis Seminar:

Analysis of “the Others' Influences” Using Ego-Centric Network Data

Kayo NOZAKI

JGSS Research Center

Osaka University of Commerce

JGSS Research Center hosted a statistical analysis seminar on the social network analysis. This paper introduces the analysis of “the others' influences” using Ego-Centric network data. Ego-Centric network is a network of specific doers. There are various analytical methods using Ego-Centric network. This paper aims to explain models analyzing the association between the personal attitude and the personal network rather than analyzing the Ego-Centric network itself. Additionally, we illustrate the method with an example of the Liberal-Democratic Party support using JGSS data.

Key Words: JGSS, Ego-Centric network, Liberal-Democratic Party support

JGSS 研究センターでは、「社会的ネットワーク分析」をテーマに2010年度統計分析セミナーを開催した。その中でも、本稿では、「Ego-Centric なネットワークを用いた『他者の影響』の分析」の手法を紹介している。Ego-Centric なネットワークとは、特定の行為者がもつネットワークのことである。Ego-Centric なネットワークを用いた分析手法はさまざま存在する。ここでは、Ego-Centric なネットワークそのものを分析するのではなく、Ego-Centric なネットワークデータを用いて、本人がもつネットワークと本人の態度との関連について分析するモデルを紹介している。さらに、JGSS データを使った「自民党支持」に関する分析演習例を例示している。

キーワード：JGSS , Ego-Centric なネットワーク , 自民党支持

1. はじめに

統計分析のスキルアップを目指す大学院生・研究者を対象とした JGSS 研究センター主催の統計分析セミナーが、2010年8月24と25日に開催された。セミナーの講師としては、2007年の第1回セミナーから担当していただいている、シカゴ大学社会学部の山口一男教授を招聘した。

2010年の統計分析セミナーのテーマは、「社会的ネットワーク分析」であった。具体的には、「P1モデル」、「P*モデル」、「Ego-Centric なネットワークを用いた『他者の影響』の分析」、「社会的ネットワークの中心性と勢力尺度」についてであった。本稿ではとくに、JGSS データを利用した「Ego-Centric なネットワークを用いた『他者の影響』の分析」を紹介する。

安田(1997)によると、ネットワークの構造は、大きく分けると2種類に分類され、それぞれ分析の際のアプローチが異なる。ひとつは、さまざまな人々の間の関係性を表す Socio-Centric なネットワークであり、このネットワークでは、ネットワークの全体像を把握した上で、ネットワークを形成する個々の行為者間の関係性を分析する。

もう一つは、特定の行為者がもつ Ego-Centric なネットワークである。例えば、ある個人の友人関係は Ego-Centric なネットワークである。その友人同士が互いに知り合っていない場合、そのネットワークは、radial (放射状) なネットワークと呼ばれる。一方、友人同士が互いに知り合えば、それは密度が濃く、interactive (相互関連がある) なネットワークと呼ばれる。図1は、これらを図で示したものである。ここで、Sは、行為者(本人)であり、 F_1, F_2, F_3 は、友人であり、それらをつなぐ線は、2者間のネットワーク(ここでは知り合いであるかどうか)を示している。

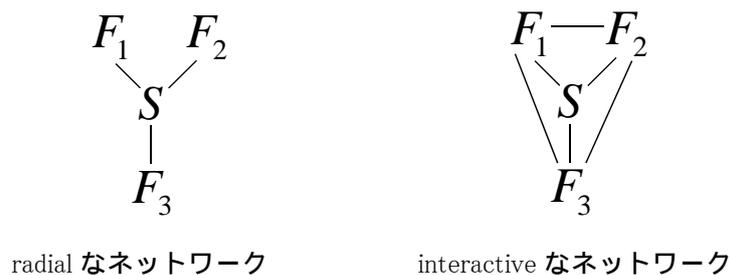


図1 ネットワークの密度による分類例

radial なネットワークでは、 F_1, F_2 間、 F_2, F_3 間、 F_1, F_3 間にネットワークが存在せず、密度の低いネットワークと言える。一方で、interactive なネットワークでは、 F_1, F_2 間、 F_2, F_3 間、 F_1, F_3 間にネットワークが存在し、密度の高いネットワークを形成している。

Ego-Centric なネットワークの分析では、これらの密度を順序尺度で表し、Ordered Logit/Probit を行う手法や、友人間のネットワークがあるかないかの2値に分類し、Logit/Probit で推計を行う手法もある。本稿では、これらのような Ego-Centric なネットワークの質そのものの分析ではなく、友人間のネットワークが行為者の選択にどのように影響するかという点に着目して分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、Ego-Centric なネットワークを用いた「他者の影響」の分析枠組みを紹介する。第3節では、統計セミナーの演習例として用いられたデータの概要を述べる。第4節では、分析に用いた変数と記述統計および推計手順、推計結果を説明する。最後に、全体の内容についてのまとめを述べる。

2. Ego-Centric なネットワークを用いた「他者の影響」の分析

本稿では、本人にとっての「重要な他者」のネットワークが、本人のある選好に影響しているかどうかという点を分析する。重要な他者の影響を分析する際に問題となってくるのが、内生性の問題である。特定の行為者は、他者から影響を受けるだけでなく、他者に影響を与えており、逆の因果関係が生じている可能性が高い。内生性の問題に対処する方法としては、操作変数法(IV法)があげられ

る。IV法を使用するためには、説明変数とは相関があるが、誤差項とは相関のない変数 (Instrumental Variable: IV) が必要である。しかし、このような性質をもつ変数で、かつ理論的にも整合的なIVを見つけるのは難しいことが知られている。本稿の分析では、因果の方向を指定せず、関連の強さのみを示す対数オッズ比を用いることにより、内生性のバイアスを持たない分析を行っている。

本稿では、回答者本人が「自民党を支持する」ことに対する、回答者の「重要な他者の影響」を分析し考察する。具体的には、回答者の「重要な他者」が自民党支持であるかどうか、「重要な他者」が互いに知り合いであるかどうか、回答者が自民党を支持することに影響を与えているかどうかに注目する。回答者の「重要な他者」は、回答者の配偶者であったり、その他の家族や、職場の同僚であったりするかもしれないが、本稿では議論をシンプルにするために、いずれの場合も「友人」に統一して話を進める。

まず、「友人」が1人の場合を考える。Sは本人、Fは友人である。iは、本人が自民党を支持するか否かを示し、i=1であれば自民党支持、i=2であれば自民党不支持である。同様にjは、友人が自民党を支持するか否かを示し、j=1であれば自民党支持、j=2であれば自民党不支持である。P_{ij}^{SF}は、本人と友人の自民党支持に関する確率である。例えば、P₁₁^{SF}は、本人と友人の両方が自民党を支持する確率であり、P₁₂^{SF}は、本人は自民党支持であるが、友人は自民党支持ではない確率を示す。この確率の推計式を以下のように表すとする。

$$\log(P_{ij}^{SF}) = \lambda + 0.5\lambda_i^S + 0.5\lambda_j^F + 0.25\lambda_{ij}^{SF} \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^2 \lambda_i^S = \sum_{j=1}^2 \lambda_j^F = 0, \quad \sum_{i=1}^2 \lambda_{ij}^{SF} = 0, \quad \sum_{j=1}^2 \lambda_{ij}^{SF} = 0$$

λ_i^S と λ_j^F は、「1」か「-1」をとる変数とする。 λ_i^S は、本人が自民党支持をしやすい傾向、 λ_j^F は、友人が自民党支持をしやすい傾向、 λ_{ij}^{SF} は、本人と友人の意見の関連の強さを示す。

すると、(1)式から以下の式が得られる。

$$\lambda_1^S = (\log(P_{11}^{SF}/P_{21}^{SF}) + \log(P_{12}^{SF}/P_{22}^{SF}))/2 \quad (2)$$

$$\lambda_1^F = (\log(P_{11}^{SF}/P_{12}^{SF}) + \log(P_{21}^{SF}/P_{22}^{SF}))/2 \quad (3)$$

$$\lambda_{11}^{SF} = \log(P_{11}^{SF}P_{22}^{SF}/P_{12}^{SF}P_{21}^{SF}) \quad (4)$$

つまり、3つのλパラメータは、Fの値を固定してSが2番目ではなく1番目の値を取る(自民党支持である)対数オッズ((2)式)、Sの値を固定して、Fが2番目ではなく1番目の値を取る(自民党支持である)対数オッズ((3)式)、FとSの間の対数オッズ比((4)式)になっている。(2)式は友人の影響を取り去ったあとの本人の傾向を示し、(4)式は2人の結果の関連の強さを示す。

Shrout and Kandel (1981)は、ある人物とその友人によるマリファナ使用の分析において、上記3つのλパラメータが以下のように説明変数に依存する回帰モデルを考えた。

$$\lambda^S(x) = \alpha_1 + \beta_1'x \quad (5)$$

$$\lambda^F(x) = \alpha_2 + \beta_2'x \quad (6)$$

$$\lambda^{SF}(x) = \alpha_3 + \beta_3'x \quad (7)$$

(5)式、(6)式、(7)式のxには、本人の属性、友人の属性、本人と友人の関係性の属性全てを入れて推計を行っている。その結果、(5)式の本人のマリファナの使用には、本人の属性のみが影響し、(6)式の友人のマリファナの使用には、友人の属性のみが影響していることを示した。加えて、(5)式と(6)式の係数の大きさはほとんど変わらないことが示されており、どちらか一方のみの推計で十分であると考えられる。

(7) 式は、間柄関数であり、本人と友人の親しさが増すほど 2 人の行動が近いことを示した。ここでは、因果の方向—本人が友人に影響するのか、友人が本人に影響するのか—は特定しない。この分析方法は、友人が 1 人の場合は有用であるが、友人が複数いる場合は、極めて煩雑なモデルになり、例えば、友人が 2 人いる場合には、6 つの同時回帰式を推計することになる。

したがって、本稿では、単純化したモデルを考え、それを複数の友人がいる場合に拡張する。上述したように、(5) 式と (6) 式の情報量はほとんど同じであるから、より信頼のおける本人の推計式である (5) 式のみを採用する。そして、全く別の情報を用いる (7) 式を加え、(5) 式と (7) 式でモデル化を進めた上で、友人の数を増やすモデルに拡張する。

いま仮に、友人の影響を制御した本人の結果（ここでは自民党支持）と、本人と友人の結果の類似の程度（本人と友人の自民党支持の一致度）に何が影響するかには関心があるが、本人の影響を制御した友人の結果（友人の自民党支持）に何が影響するかには関心が無いとする。すると (1) 式は、以下のロジットモデルに還元される。

$$\log\left(\frac{P_{ij}^{SF}(\mathbf{x})}{1-P_{ij}^{SF}(\mathbf{x})}\right) = \lambda_1^S(\mathbf{x}) + 0.5\lambda_{1j}^{SF}(\mathbf{x}), \lambda_{12}^{SF}(\mathbf{x}) = -\lambda_{11}^{SF}(\mathbf{x}) \quad (8)$$

P_{ij}^{SF} は、 j が与えられた時に i が 1 をとる確率である。 $\lambda_1^S(\mathbf{x})$ は、本人の傾向、 $\lambda_{ij}^{SF}(\mathbf{x})$ は、本人と友人の関連の強さを示す。ここで、 $\lambda_1^S = \alpha_0 + \alpha_1' \mathbf{x}^S$, $\lambda_{11}^{SF} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{z}^{SF}$ とするなら

$$\log\left(\frac{P_{y^S}}{1-P_{y^S}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1' \mathbf{x}^S + \beta_0 D^F + \beta_1' \mathbf{z}^{SF} D^F \quad (9)$$

を得る。 D^F は、 $y^F = 1$ のとき、すなわち友人が自民党支持の場合に 0.5、 $y^F = 0$ のとき、すなわち友人が自民党を支持しない場合に -0.5 を取る標準化されたダミー変数である。このとき \mathbf{x}^S は本人の属性で、その係数 α_1 は本人の自民党支持への影響を示す。一方、 \mathbf{z}^{SF} は本人と友人に対称な変数で、その係数 β_1 は結果についての本人と友人の結果の関連の強さへの影響を表す。(9) 式は、第 4 項に、 \mathbf{z}^{SF} に関する交差項のような変数が組み込まれているが、主効果である \mathbf{z}^{SF} そのものは入っていない特殊なモデルとなっている。

第 3 項、第 4 項は、もともと対数オッズ比である λ_{11}^{SF} からきている。 λ_{11}^{SF} は、本人と友人の間の因果関係の方向性を明らかにしないまま関連を示したものであるので、この変数自体は、バイアスをもっていない。そのため、このモデルでは、本人の結果が友人に影響するにも関わらず、 D^F の内生性による係数のバイアスの問題が起こらない。もう一つ重要な点は、 \mathbf{z}^{SF} が対称的な変数であることである。対称的な変数とは、2 人の間柄変数、例えば、両方の地位の平均、地位の差の絶対値といったものを指す。本人だけの属性や友人だけの属性を入れることはできない。そのため、係数 β_1 の解釈は、本人の結果（自民党支持）への影響ではなく、 λ_{11}^{SF} への影響、つまり本人と友人の結果の関連の強さ（自民党支持の一致度）への影響を示す。

続いて、友人が 2 人の場合を考える。2 人の友人の影響に交互作用効果があると仮定すると、以下の式が得られる。

$$\log\left(\frac{P_{y^S}}{1-P_{y^S}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1' \mathbf{x}^S + \lambda^{SF_1} D^{F_1} + \lambda^{SF_2} D^{F_2} + \lambda^{SF_1 F_2} D^{F_1} D^{F_2} \quad (10)$$

ここで、 F_1 は友人 1 であり、 F_2 は友人 2 である。第 3 項は、本人と友人 1 との関連、第 4 項は、本人と友人 2 との関連、第 5 項は、友人 1 と友人 2 の交互作用効果である。そして、以下のように友人の影響のあり方は、2 人の友人で同じであると仮定する⁽¹⁾。

$$\lambda_1^{SF_1} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{z}^{SF_1}, \quad \lambda_1^{SF_2} = \beta_0 + \beta_1' \mathbf{z}^{SF_2}$$

また、以下のように、友人間の関係の有無のダミー変数を r と表わし、それが直接本人の結果に影響し、さらに、友人間の交互作用効果にも影響すると仮定する。

$$\alpha_0 = \alpha_{01} + \alpha_{02} r^{F_1 F_2}, \quad \lambda^{SF_1 F_2} = \delta_0 + \delta_1 r^{F_1 F_2}$$

これらを合わせると、最終的に以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{P_{y^s}}{1 - P_{y^s}}\right) = & \alpha_{01} + \alpha_{02} r^{F_1 F_2} + \alpha_1' \mathbf{x}^s + \beta_0 (D^{F_1} + D^{F_2}) \\ & + \beta_1' (\mathbf{z}^{SF_1} D^{F_1} + \mathbf{z}^{SF_2} D^{F_2}) + \delta_0 D^{F_1} D^{F_2} + \delta_1 r^{F_1 F_2} D^{F_1} D^{F_2} \end{aligned} \quad (11)$$

この(11)式を基に、最尤法を用いたロジスティック回帰を行うことにより、自民党支持に対する「重要な他者」の影響を推計することができる。

第1項は定数項である。第2項は、友人間が知り合いであるかどうかの影響を示す。radialなネットワークをもつ人と interactive なネットワークをもつ人では、態度や行動が異なると言われている。radialなネットワークをもつ人はよりリベラルであり、interactive なネットワークをもつ人はより保守的であるとされている⁽²⁾。自民党を支持することが保守的な態度であるとすれば、本分析においては、radialなネットワークをもつ人よりも、interactive なネットワークをもつ人の方が、自民党を支持する傾向が強いという仮説を検討することになる。第3項は、本人の属性が本人の自民党支持にどう影響するかを示している。

第4項以降は、本人と友人の態度の一致度への決定要因分析となっている。そのため、第4項は、本人と友人の態度の一致度への影響を分析する際の切片にあたるものである。

第5項は、友人1との間柄変数(\mathbf{z}^{SF_1})に友人1が自民党支持であるかどうかというダミー変数をかけたものに、友人2との間柄変数(\mathbf{z}^{SF_2})に友人2が自民党支持であるかどうかというダミー変数をかけたものである。友人の影響のあり方は同じであると仮定しているので、その係数(β_1)でくくっている。

第6項は、平均的に友人1と友人2のあいだに交互効果があるかどうかを示す。第7項は、友人のあいだに関係があれば、友人の影響は増えるかどうかを示す。友人のあいだに関係がある場合は、ない場合に比べて、友人の影響力が増すというシナジー効果(相乗効果)があることが考えられる。その効果は、交互作用効果の係数である δ_1 で判別し、正の効果があればシナジー効果をもつと考えられる。第5項、第6項も第4項と同じく本人と友人の態度の一致度(ここでは、自民党支持の一致度)への影響を表わす。

同様に、友人が3人以上の場合は、以下の式に拡張できる。

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{P_{y^s}}{1 - P_{y^s}}\right) = & \alpha_{01} + \alpha_{02} (r^{F_1 F_2} + r^{F_1 F_3} + r^{F_2 F_3})/3 + \alpha_1' \mathbf{x}^s + \beta_0 (D^{F_1} + D^{F_2} + D^{F_3}) \\ & + \beta_1' (\mathbf{z}^{SF_1} D^{F_1} + \mathbf{z}^{SF_2} D^{F_2} + \mathbf{z}^{SF_3} D^{F_3}) + \delta_0 (D^{F_1} D^{F_2} + D^{F_1} D^{F_3} + D^{F_2} D^{F_3}) \\ & + \delta_1 (r^{F_1 F_2} D^{F_1} D^{F_2} + r^{F_1 F_3} D^{F_1} D^{F_3} + r^{F_2 F_3} D^{F_2} D^{F_3}) \end{aligned} \quad (12)$$

このように、友人の数が増えても、分析は可能である。本稿では、友人が2人の場合、つまり、(11)式の場合について、演習で紹介された事例を解説する。

3. データの概要

JGSS 統計セミナーでは、日本版総合的社会調査 (JGSS) の 2003 年データ (以下 JGSS-2003) が使用された。JGSS-2003 留置 B 票では、対象者のネットワークに関して詳細に尋ねている。本稿での分析対象は、留置 B 票に回答した 20~79 歳の男女である。なお、調査の概要は表 1 の通りである。

表 1 JGSS-2003 の概要

| | |
|-------|---------------------------------------|
| 調査時期 | 2003 年 10~11 月 |
| 調査地域 | 日本全国 |
| 調査対象 | 2003 年 9 月 1 日時点で満 20 歳以上 89 歳以下の男女個人 |
| 標本数 | 7,200 人 |
| 抽出方法 | 層化 2 段無作為抽出法 |
| 調査方法 | 面接および留置調査 (留置は A・B の 2 種類) |
| 有効回答数 | 留置 A 票 : 1,957 ケース、留置 B 票 : 1,706 ケース |
| 回収率 | 留置 A 票 : 55.0%、留置 B 票 : 48.0% |

JGSS-2003B 票では、name generator を用いて、個人のネットワークの把握を試みている。具体的には、回答者に、自らにとって重要な人物である「悩みを相談する相手」を列挙してもらい、回答者とそれらの人物との関係性 (家族、友人、仕事仲間など) やそれらの人物の属性 (性別、学歴など) さらに、それらの人物の間関係性を回答してもらう手法である。これは、アメリカの 1985 年の GSS (General Social Survey) において、初めて全国規模のレベルで用いられた手法である。日本の全国調査では、採用されることが少なく、その意味で、JGSS-2003 は貴重なデータとなっている。

さらに、JGSS-2003 では、「悩みを相談する相手」以外に、「政治の話をする相手」と「仕事の相談相手」についても同様の枠組みで調査を行っており、3 つのネットワークの重なりを調べることができる点も特徴的である。詳しくは、中尾・池田・安野 (2003)、池田 (2005)、中尾 (2005)、安野 (2005) を参照されたい。

具体的には、次のように尋ねた (http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_quest/JGSS2003_Self-Administered_QuestionnaireB.pdf)。最初に「重要なことを話したり、悩みを相談する人」を思い浮かべてもらい、その内の 4 人について、名前あるいは頭文字、愛称などを、回答者に手渡したメモ用紙に記入してもらう。4 人に満たなくても構わない。誰も思い浮かばない場合は書かなくて良い。相談相手が 4 人以上いる場合は、その人数も回答してもらう。さらに、名前などを記入した最大 4 人の相談相手がお互いに知り合いであるかどうかを尋ね、ネットワークの密度を測定する。「政治的な話題の相手」と「仕事の相談相手」についても同様の形式で尋ねた。この 3 つの分野の相談相手として複数回あげられた人物を特定し、3 つの分野のネットワークの重複についても測定している。最後に、相談相手ひとりひとりの属性に関しては、性別、年齢、学歴、支持政党、回答者との親密度などを尋ね、ネットワーク内の属性の差を検討することができるように設計されている。

4. 「他者の影響」の分析例 JGSS-2003 データに基づく自民党支持への友人の影響

4.1 分析に用いる変数と記述統計量

JGSS-2003 では、「悩みの相談相手」を最大 4 人まであげてもらっているが、4 人をあげた回答者は、1,706 人のうち 467 人 (27%) しかおらず、彼らに限定すると、サンプル・サイズが極端に減ってしまう。一方、1 人だけをあげた回答者のデータでは、友人間のネットワークの影響を考察することができない。そこで、今回の分析では、4 人のうち回答者が 1 番目 (A 欄に記入) と 2 番目 (B 欄に記入) にあげた人物のみを分析対象とする。本分析では前述したように、家族や配偶者も「友人」として扱い、2 名の友人を A、B と呼ぶ。分析対象を以上のように限定したために、友人が 1 人 (353 人; 21%) または全くいない (152 人; 9%) 回答者は、分析から外れており、セレクション・バイアスは

存在している。

回答者が誰を何番目にあげるかは、回答者の判断に任されており、重要な順にあげてもらうことは求めているが、Aの属性とBの属性に近い可能性は高い。その可能性を下げるために、3人(337人; 20%)または4人をあげている場合には、乱数を発生させてランダムに2人を選ぶ方法も考えられるが、本稿では、回答者が最初にあげた2人のデータを用いている⁽³⁾。

被説明変数は、自民党を支持しているかどうかであり、「現在、あなたはどの政党を支持していますか。」という問いに「自民党」と答えた人を1、それ以外を0としている。

説明変数は、(11)式に対応して作成した。第1項は定数項である。第2項である $r^{F_1 F_2}$ は、友人が互いに知り合いであるかを示し、知り合いであれば1、知り合いでなければ0をとるダミー変数である。

第3項は、回答者の属性である。本分析では、年齢(10歳刻みでダミー変数を作成; 20歳代がベース)、性別(男性を1とするダミー変数)、学歴(小・中卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒; 高校卒をベースとする3つのダミー変数)、婚姻状態(既婚者を1とするダミー変数)、非就労ダミー(収入を伴う仕事をしていない人を1とするダミー変数)、都市規模(大都市、その他の市、群部; 大都市をベースとする2つのダミー変数)、AとBの関係性に関するダミー(AとBが知り合いの場合に1とするダミー変数)を用いている。

第4項は、 F^1 (友人A)と F^2 (友人B)それぞれの自民党支持を足したものであり、Aが自民党支持であれば、 D^{F_1} は0.5、そうでなければ、-0.5、同様にBも自民党支持であれば、 D^{F_2} は0.5、そうでなければ-0.5となる。

第5項は、本人との関係からみた友人Aの属性と自民党支持のダミー変数(自民党支持であれば0.5、そうでなければ-0.5と)をかけたものと、本人との関係からみた友人Bの属性と自民党支持のダミー変数をかけたものを足し合わせた変数である。友人の属性としては、本人と友人の性差(本人と友人の性別が異なると1、同じならば0をとる変数)、本人と友人の学歴の差の絶対値、本人と友人の親密度(「それほど親しくない」を-1、「親しい」を0、「とても親しい」を1とする変数)、本人と友人の会話の頻度(「年に数回」を1、「月に1回程度」を2、「週に1回程度」を3、「週に数回」を4、「ほとんど毎日」を5とする変数)、本人と友人のあいだでの政治的な話しの有無(「話題になった」を1、「話題にならなかった」を0とする変数)のほか、「友人」が配偶者(配偶者であれば1、それ以外は0のダミー変数)であるかどうか、「友人」が職場関係の人(職場の上司・同僚・部下の場合は1、それ以外は0のダミー変数)であるかどうかを分析に組み込んだ。

第6項は、A、Bそれぞれの自民党支持ダミーの積に、友人Aと友人Bが知り合いかどうかというダミー変数をかけたものになる。

以上の変数の記述統計量を表2に示す。無回答のケースを分析から除いた結果、全体のサンプル・サイズは1,007となった。そのうち、自民党支持者は31%であった。既婚者は全体の75%、学歴では高卒が一番多い。男女比はやや男性が多い。友人Aと友人Bが知り合いである割合は85%であった。

表 2 記述統計量

| | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|--------------------------|-------|------|-------|------|
| 自民党支持 | 0.31 | 0.46 | 0 | 1 |
| 年齢:20代 | 0.14 | 0.34 | 0 | 1 |
| 30代 | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| 40代 | 0.17 | 0.37 | 0 | 1 |
| 50代 | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| 60代 | 0.19 | 0.40 | 0 | 1 |
| 70代 | 0.11 | 0.31 | 0 | 1 |
| 既婚 | 0.75 | 0.43 | 0 | 1 |
| 学歴:小・中卒 | 0.15 | 0.36 | 0 | 1 |
| 高卒 | 0.48 | 0.50 | 0 | 1 |
| 高専・短大卒 | 0.16 | 0.36 | 0 | 1 |
| 大学・大学院卒 | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 |
| 男性 | 0.61 | 0.49 | 0 | 1 |
| 無職 | 0.35 | 0.48 | 0 | 1 |
| 市群規模:大都市 | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 |
| その他の市 | 0.57 | 0.50 | 0 | 1 |
| 郡部 | 0.22 | 0.42 | 0 | 1 |
| A、B は知り合いかどうか | 0.85 | 0.35 | 0 | 1 |
| A の自民党支持 | -0.15 | 0.48 | -0.5 | 0.5 |
| B の自民党支持 | -0.21 | 0.45 | -0.5 | 0.5 |
| A の自民党支持+B の自民党支持 | -0.36 | 0.82 | -1 | 1 |
| A と本人の性別の差の絶対値*A の自民党支持 | -0.10 | 0.48 | -1 | 1 |
| +B と本人の性別の差の絶対値*B の自民党支持 | | | | |
| A と本人の学歴の差の絶対値*A の自民党支持 | -0.23 | 0.80 | -3 | 2.5 |
| +B と本人の学歴の差の絶対値*B の自民党支持 | | | | |
| A と本人の親密度*A の自民党支持 | -0.64 | 1.54 | -2 | 2 |
| +B と本人の親密度*B の自民党支持 | | | | |
| A と本人との会話の頻度*A の自民党支持 | -1.31 | 3.38 | -5 | 5 |
| +B と本人との会話の頻度*B の自民党支持 | | | | |
| A と政治的な会話をするか*A の自民党支持 | -0.07 | 0.54 | -1 | 1 |
| +B と政治的な会話をするか*B の自民党支持 | | | | |
| A は配偶者*A の自民党支持 | -0.05 | 0.36 | -0.5 | 0.5 |
| +B は配偶者*B の自民党支持 | | | | |
| A は職場関係の人*A の自民党支持 | -0.03 | 0.20 | -1 | 1 |
| +B は職場関係の人*B の自民党支持 | | | | |
| A の自民党支持*B の自民党支持 | 0.15 | 0.20 | -0.25 | 0.25 |
| A、B は知り合いかどうか | | | | |
| *A の自民党支持*B の自民党支持 | 0.13 | 0.19 | -0.25 | 0.25 |

4.2 推計結果

表 3 は、本人の自民党支持に関するモデルをロジスティック回帰で推計した結果である。

「友人 A と友人 B が知り合いかどうか」を示す $r^{F_1 F_2}$ の係数は、0.86 で強い正の関係にある。アメリカでは、密度の濃いネットワーク (interactive なネットワーク) を持つ人が保守的であると言われていたが、日本においても、友人同士が互いに知り合いである密度の濃いネットワークを持つ人と自民党を支持することが正の関係にあることが分かった。

次に、本人の属性を見ると、自民党支持と「年齢」との間に有意な関連があることが分かった。とくに、40 代以上では、20 代よりも多くの方が自民党を支持する傾向にある。さらに、「学歴」を見ると、大卒・大学院卒であれば、高卒よりも自民党支持が減る傾向にある。その他、「婚姻状態」、「都市規模」など本人属性に関する変数については、関連が見られなかった。

表の下半分は、本人が自民党を支持することに対する、友人 A の態度と友人 B の態度が及ぼす影響についての推計結果である。

自民党支持に関する、本人と友人 (A または B) の態度は一致する傾向にある。とくに、友人との会話に「政治の話題が出てくる」場合には、本人と友人がともに自民党を支持している傾向が強い。友人との間の「会話の頻度」よりも、会話の中に「政治の話題が出てくる」ことの方が、支持政党の態度の一致を生みやすいことが示された。

さらに、「友人」が「配偶者」である場合に、ともに自民党を支持している傾向がみられる。配偶関係にある人と、政治政党の一致度が高い理由は、2 つ考えられる。ひとつは、同じ政党を支持する人が出会い、結婚しやすい可能性、もう一つは、一緒に暮らしていく中で互いの考え方が似てくる可能性である。いずれの可能性もあるように思われる。結婚に際して、支持する政党が同じである人を求めることはめったにないであろうが、政治に限らず考え方が保守的であるかどうかは、価値観が合うかどうかと関連しており、支持政党が一致することは、間接的に結婚するかどうかに影響していると思われる。もちろん、日々の生活において、夫婦が影響し合って同じ支持政党を選んでいる可能性も高い。本人と友人との「性差」、「学歴の差」、「親密度」や「職場関係の人であるかどうか」は支持政党の一致度に影響はなかった。

また、シナジー効果を示す最後の交差項も有意ではなく、友人同士の間での支持政党の一致は、本人と友人の支持政党が一致することにシナジー効果を与えないことが分かった。

表 4 は、男女別の推計結果である。自民党を支持するかどうかや、本人と友人の間での自民党支持の一致度に関しては、女性よりも男性の方がネットワークの影響を受けていることが分かった。

自民党支持に対しては、男性は、「友人間の繋がり」があるほど、「年齢」が高くなるほど、自民党支持が多く、「学歴」では高卒より大学・大学院卒の方が、自民党支持が少なく、高学歴者ほど保守的ではない傾向にある。一方女性では、「友人間の繋がり」は自民党支持に影響しない。さらに、「年齢」に関しても 60 代、70 代でのみ 20 代よりも自民党支持が多くなり、学歴に関しては関連がなかった。

男性では、自民党支持に関して、本人と友人 (A または B) の態度が一致する傾向が観察されたが、この傾向は女性には見られなかった。友人との会話に「政治の話題が出てくる」場合には、男性では本人と友人の自民党支持の一致度が、顕著に上昇する。女性の場合も、友人との会話に「政治の話題が出てくる」場合、本人と友人の自民党支持の一致する傾向がみられるが、統計的に有意ではない。

ただし、男女別に分けることによって、サンプル・サイズが減少したことによって、効果をとらえることができなかつた可能性も否定できない。とくに女性のサンプル・サイズは小さい。

以上の結果をまとめると、友人が互いに密なネットワークを形成している人、年齢が高い人では、自民党支持が多く、保守的である可能性が高い。一方、大学・大学院卒の学歴が高い人では、自民党支持が下がる。友人と自分の自民党支持の一致度では、友人との会話が多いから影響を受けるのではなく、会話の中に「政治の話題が出てくる」人ほど、一致度が高くなる。とくに男性でその傾向が強い。また、配偶者とも自民党支持の一致度が高くなることが分かった。

表3 推計結果(全体)

| 説明変数 | 係数 | 標準誤差 |
|-------------------------------|-----------|------|
| A、B は知り合いかどうかダミー | 0.86 *** | 0.29 |
| 年齢ダミー(ベース:20代) | | |
| 30代 | -0.31 | 0.40 |
| 40代 | 0.70 * | 0.39 |
| 50代 | 0.74 * | 0.39 |
| 60代 | 1.34 *** | 0.39 |
| 70代 | 1.28 *** | 0.43 |
| 男性ダミー | -0.31 | 0.20 |
| 学歴ダミー(ベース:高卒) | | |
| 小・中卒 | -0.16 | 0.25 |
| 高専・短大卒 | -0.17 | 0.28 |
| 大学・大学院卒 | -0.67 ** | 0.26 |
| 既婚ダミー | -0.07 | 0.22 |
| 無職ダミー | 0.31 | 0.21 |
| 市群規模ダミー(ベース:大都市) | | |
| その他の市 | 0.06 | 0.24 |
| 郡部 | 0.32 | 0.28 |
| A の自民党支持ダミー+B の自民党支持ダミー | 1.23 * | 0.66 |
| A と本人の性別の差の絶対値*A の自民党支持ダミー | -0.25 | 0.35 |
| +B と本人の性別の差の絶対値*B の自民党支持ダミー | | |
| A と本人の学歴の差の絶対値*A の自民党支持ダミー | -0.18 | 0.15 |
| +B と本人の学歴の差の絶対値*B の自民党支持ダミー | | |
| A と本人の親密度*A の自民党支持ダミー | -0.09 | 0.33 |
| +B と本人の親密度*B の自民党支持ダミー | | |
| A と本人との会話の頻度*A の自民党支持ダミー | 0.03 | 0.11 |
| +B と本人との会話の頻度*B の自民党支持ダミー | | |
| A と政治的な会話をするかダミー*A の自民党支持ダミー | 0.84 *** | 0.25 |
| +B と政治的な会話をするかダミー*B の自民党支持ダミー | | |
| A は配偶者ダミー*A の自民党支持ダミー | 0.89 ** | 0.43 |
| +B は配偶者ダミー*B の自民党支持ダミー | | |
| A は職場関係の人ダミー*A の自民党支持ダミー | -0.21 | 0.50 |
| +B は職場関係の人ダミー*B の自民党支持ダミー | | |
| A の自民党支持ダミー*B の自民党支持ダミー | 0.71 | 1.08 |
| A、B は知り合いかどうかダミー | -0.37 | 1.16 |
| *A の自民党支持ダミー*B の自民党支持ダミー | | |
| 定数 | -1.86 *** | 0.47 |
| -2 対数尤度 | 824.691 | |
| Cox & Snell R ² | 0.346 | |
| Nagelkerke R ² | 0.487 | |
| n | 1,007 | |

注) *p<0.10、**p<0.05、***p<0.01 である。

表4 推計結果(男女別)

| 説明変数 | 男性 | | 女性 | |
|----------------------------|-----------|--------|----------|---------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| A、Bは知り合いかどうかダミー | 0.89 ** | 0.38 | 0.81 | 0.50 |
| 年齢ダミー(ベース:20代) | | | | |
| 30代 | -0.05 | 0.58 | -0.53 | 0.62 |
| 40代 | 1.26 ** | 0.56 | 0.10 | 0.61 |
| 50代 | 1.10 * | 0.56 | 0.35 | 0.59 |
| 60代 | 1.51 *** | 0.58 | 1.34 ** | 0.58 |
| 70代 | 1.17 * | 0.62 | 1.72 ** | 0.71 |
| 学歴ダミー(ベース:高卒) | | | | |
| 小・中卒 | -0.17 | 0.34 | -0.29 | 0.42 |
| 高専・短大卒 | -0.45 | 0.34 | -0.01 | 0.64 |
| 大学・大学院卒 | -1.15 ** | 0.47 | -0.39 | 0.33 |
| 既婚ダミー | -0.17 | 0.29 | -0.12 | 0.40 |
| 無職ダミー | 0.28 | 0.27 | 0.25 | 0.39 |
| 市群規模ダミー(ベース:大都市) | | | | |
| その他の市 | 0.39 | 0.32 | -0.31 | 0.39 |
| 郡部 | 0.30 | 0.38 | 0.45 | 0.43 |
| Aの自民支持ダミー+Bの自民支持ダミー | 2.30 ** | 0.96 | 0.44 | 0.95 |
| Aと本人の性別の差の絶対値*Aの自民支持ダミー | -0.24 | 0.47 | -0.32 | 0.59 |
| +Bと本人の性別の差の絶対値*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aと本人の学歴の差の絶対値*Aの自民支持ダミー | -0.27 | 0.22 | -0.14 | 0.22 |
| +Bと本人の学歴の差の絶対値*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aと本人の親密度*Aの自民支持ダミー | -0.74 | 0.48 | 0.58 | 0.47 |
| +Bと本人の親密度*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aと本人との会話の頻度*Aの自民支持ダミー | 0.11 | 0.16 | -0.12 | 0.17 |
| +Bと本人との会話の頻度*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aと政治的な会話をするかダミー*Aの自民支持ダミー | 0.97 *** | 0.36 | 0.70 * | 0.38 |
| +Bと政治的な会話をするかダミー*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aは配偶者ダミー*Aの自民支持ダミー | 0.96 | 0.59 | 0.95 | 0.67 |
| +Bは配偶者ダミー*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aは職場関係の人ダミー*Aの自民支持ダミー | -0.51 | 0.76 | 0.33 | 0.75 |
| +Bは職場関係の人ダミー*Bの自民支持ダミー | | | | |
| Aの自民支持ダミー*Bの自民支持ダミー | 2.21 | 1.41 | -1.50 | 1.83 |
| A、Bは知り合いかどうかダミー | -1.97 | 1.51 | 2.05 | 1.95 |
| *Aの自民支持ダミー*Bの自民支持ダミー | | | | |
| 定数 | -2.44 *** | 0.67 | -1.54 ** | 0.68 |
| -2 対数尤度 | | 467.05 | | 334.907 |
| Cox & Snell R ² | | 0.36 | | 0.36 |
| Nagelkerke R ² | | 0.51 | | 0.49 |
| n | | 615 | | 392 |

注) *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01 である。

5. おわりに

本稿では、2010 年度統計分析セミナーで紹介された分析のうち「Ego-Centric なネットワークを用いた『他者の影響』の分析」についての解説を行った。具体的には、JGSS-2003 のデータを用いて自民党支持に対するネットワークの影響を考察した。実際のセミナーでは、講師がモデルの枠組みを説明し、その使用方法を受講者と共に実践する演習形式を取っていた。そのため、本稿での分析もさらなる改善や修正が必要であると考えられる。しかし、その中でもいくつか興味深い結果が得られた。

第一に、自分と友人との関係だけでなく、友人同士の間に関わりがあるという密度の濃いネットワーク (interactive なネットワーク) を持つ人は、より自民党支持が多いということが分かった。第二に、年齢の高いほど自民党支持が多いということも明らかとなった。第三に、よく話をする友人よりも「政治的な話題をする」友人がいる人は、本人と友人との自民党支持の態度が一致しやすいことが分かった。

JGSS-2003 は、Ego-Centric なネットワークの分析に対応できる貴重なデータであるが、関連する研究はまだ多くない。本稿で紹介した分析手法も一事例に過ぎないが、本稿が、さらにネットワーク分析の理論的枠組みやモデルを学び、分析するきっかけとなれば幸いである。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2003 年度) 東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫、代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子、事務局長: 大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

[注]

- (1) 但し、より親しい人が 1 で、次に親しい人が 2 というような友人の順番に意味がある場合は、この仮定が成り立たなくなる可能性があるので注意が必要である。
- (2) 特にアメリカの場合、密度の低い radial なネットワークを持つ人は都市に多く、リベラルが多い傾向にある。一方で、密度の高い interactive なネットワークを持つ人は農村部に多く、より保守的である傾向にある。このように地域効果の見かけの効果かもしれないので、地域をコントロールした上での分析が必要である。
- (3) 悩みの相談相手として 2 人をあげていた回答者は、397 人 (23%) である。

[参考文献]

- 池田謙一, 2005, 「政治的・非政治的ネットワークは社会関係資本を育み、政治のリアリティを規定するか - JGSS-2003 ソーシャルネットワーク項目群の分析 - 」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』4: 169-203.
- 中尾啓子, 2005, 「複合ネットワークの概要 3 種類の社会ネットワークの複合と重複」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』4: 131-152.
- 中尾啓子・池田謙一・安野智子, 2003, 「JGSS-2003 ネットワークモジュールに向けて—予備調査の結果報告—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』2: 193-205.
- Shrout, Patrick E., and Kandel, Denise B., 1981, “Analyzing Properties of Dyads Determinants of Similarity of Marijuana Use in Adolescent Friendship Dyads,” *Sociological Method & Research*, 9(3): 363-374.
- 安田雪, 1997, 『ネットワーク分析—何が行為を決定するか』新曜社.
- 安野智子, 2005, 「JGSS - 2003 にみるパーソナル・ネットワークと政治意識」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』4: 153-167.