



Title	農地改革が男性の世代間移動に与えた影響の検討 : 拡張された空間自己回帰モデルを用いた試論
Author(s)	平尾, 一郎
Citation	未来共生学. 2016, 3, p. 331-357
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/56245
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

農地改革が男性の世代間移動に与えた影響の検討

拡張された空間自己回帰モデルを用いた試論

平尾 一郎

大阪大学未来戦略機構第五部門特任助教

要旨

社会学における世代間移動研究の主なテーマは社会的
不平等の発生原因の理解であり、「新しい多文化共生社会」の実現をテーマとする「未来共生学」と比べればいくぶん古典的な社会問題を扱っている。しかし、「新しい多文化共生社会」を下支えするような役割を担うことができる。空間統計学的に見れば、同分野は世代間移動表に本来的に含まれる時空間的従属性への配慮を欠いてきたため、常に方法論的な問題を抱え、制度的な議論が進んでいなかった。その問題に対処するため、拡張された空間自己回帰モデルを戦後日本における男性の世代間移動表に適合させた。用いたデータは「社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」の1985年、1995年、2005年であり、用いた変数は「父主職」と「本人の初職」である。階層分類は「SSM 総合職業分類」を7分類としたものを用い、コーホート比較法に従って6つの世代間移動表を作成した。1947年の農地改革が戦後の男性の世代間移動にどのような影響を及ぼしたのかという問いに従い、仮説として、世代間移動が平等化したとする「機会の平等化仮説」、世代間移動は不平等のままであるとする「機会の不平等の一定仮説」、そして、かつて存在した不平等が時代を経るごとに変化したとする「変化する機会の不平等仮説」を立てた。分析の結果、「機会の平等化仮説」が採択された。

目次

1. 問題の所在
 - 1.1 「新しい多文化共生社会」におけるオーソドックスな問題
 - 1.2 試論的なモデルと農地改革
2. 方法論的な問題と試論的なモデル
 - 2.1 移動表分析の従来のモデル
 - 2.2 何が問題か？
 - 2.3 試論的なモデルの利点
3. 空間統計学的なアプローチ
 - 3.1 近接性と空間重み行列
 - 3.2 空間自己回帰モデルとその拡張
 - 3.3 データと操作的定義
4. 統計的モデリング
 - 4.1 EDAの思想とその利用
 - 4.2 移動表の可視化と解釈
 - 4.3 空間重み行列の作成
 - 4.4 検証する仮説
5. 空間自己回帰モデルによる分析
 - 5.1 適合の結果
 - 5.2 可視化による採択したモデルの確認
6. 結論

キーワード

世代間移動
社会的不平等
空間自己回帰モデル
空間的従属性
多文化共生社会

1. 問題の所在

1.1 「新しい多文化共生社会」におけるオーソドックスな問題

世代間移動とは、個人の社会的地位の移動のうち親と子という世代間にわたる移動をいう。社会学の社会移動論における特に世代間移動を対象とした研究では、制度的な社会的不平等を軽減するため、主に統計的モデルを用いて社会の分析を試みてきた¹。今の日本では古い例かもしれないが、たとえば、親が小作人であれば子も小作人にならざるをえない世の中はどうであろうか。そのような社会ならば、小作人の家に生まれれば、どのように努力しても小作人にならざるをえず、たとえば、医者になることも難しい、芸術家になることも難しい、大企業に就職することも難しい、というように職業的な夢を持ちにくい世の中ではないだろうか²。つまり、その場合は社会において個人ではどのような社会的不平等が存在していることになる。

未来共生学の文脈で考えれば、このような分析枠組みはやや古典的であるかもしれない。未来共生学は「新しい多文化共生社会」を築くという理想のもとに構想されており（志水 2014; 平沢 2014; 星野 2014）、議論の焦点はいかにマイノリティを社会的に包摂するかであり、そのような観点からは本稿の枠組みは古い社会問題を扱っていることは明らかである。

しかしながら、もし、移民を受け入れる側のホスト社会におけるマジョリティにおいて、個人ではどのような社会的不平等があればどうだろうか。その場合、あらゆる社会で観察されているように、特別な技能を持たない移民の場合はなおさら、ホスト社会のマジョリティよりも不平等を被ることになる（関根 1994）。たとえば、日本においてもブラジルから日本に渡ってきた日系ブラジル人労働者はまず非正規雇用として働かなくてはならなかった（竹ノ下 2012）。すなわち、未来共生社会を考える上でも、世代間移動研究のようなオーソドックスな分析枠組みは依然重要であり、その点で同分野は「新しい多文化共生社会」を下支えする1つの分野になりうると考えられる。

1.2 試論的なモデルと農地改革

世代間移動研究は社会的不平等の原因の把握を最重要課題としてきた。先行

研究では戦後の日本社会において男性の世代間移動は機会の平等化が進んできている（鹿又 2001; 直井・盛山編 1990; 富永 1970; 1992; 富永編 1979; 安田 1971）という結論と、一定である機会の不平等がある（今田 1989; 原・盛山編 1999; 三輪 2006; 三輪・石田 2008; Ishida & Goldthorpe 1995）という結論が導かれている。しかし、これらの結論は多くの場合、開放性係数を用いれば機会の平等化、対数線形モデルを用いれば一定である機会の不平等となり、選択する方法により結論が異なる方法論上の問題がつきまわっている。

そして、方法面での問題は理論面での弱さにもつながり、どのような制度が世代間移動において社会的不平等を軽減したのか、といった制度の側面から見た社会学的な議論が難しかった。そうならざるを得ない理由は世代間移動表に開放性係数や対数線形モデルで捉えにくい時空間的従属性を含むデータの構造があるためである。本稿では同分野にとっては新しいアプローチである空間自己回帰モデルを用いて議論を進め、戦後日本の男性における世代間移動の趨勢を分析する³。

とくに制度として農地改革を取り上げる理由は、日本の世代間移動にわかりやすい形で最も大きな影響を与えたであろう制度であるためである。ここでいう日本における農地改革とは、1947年に当時アメリカの占領下にあった日本においてGHQ(General Headquarters)の指導の下、日本政府によって行われた農地の所有制度の改革である。この改革により、農地の7割ほどが地主から小作人のものになった。たとえば、R. P. Dore (1959=1966)は、農地改革を肯定的に評価しており、この制度が日本の民主主義を進める上で大きな役割を果たしたことを認めている。要するに、本稿では農地改革という制度上の変化の結果、世代間移動における機会の平等化が進んだ、という仮説を想定している。この仮説は21世紀の日本においてはあまりに常識的かもしれないが、同分野の対数線形モデルの分析結果に素直に従えば、農地改革の成果は無効であり、機会は不平等なままであるとの結果になりかねないのである。

2. 方法論的な問題と試論的なモデル

2.1 移動表分析の従来のモデル

世代間移動の分析では世代間移動表（もしくは移動表）⁴を用いる。移動表の分析では、結合指数・分離指数（Glass ed. 1954）、開放性係数といった方法や、対数線形モデルといった方法がこれまで提案されているが⁵、ここではとくに同分野でたびたび用いられる開放性係数と対数線形モデルを取り上げたい。開放性係数はS. Yasuda（1964）が結合指数・分離指数を批判して開発した係数である。それは理論的に0から1の値をとり、分析対象の社会において機会の平等が進んでいればいほど高い値をとるとされる。開放性係数は方法としてのシンプルさから現在でも用いられることがあるが、統計的検定ができない点などをL. A. Goodman（1968）らに批判され、すでに同分野では主流の方法ではなくなっている。いっぽう、対数線形モデルはL. A. Goodman（1968）により開発され、David L. Featherman et al.（1975）により世代間移動の分析で使われるようになった。対数線形モデルは変数の間に一種の線形関係を仮定し、変数や変数の連関を説明変数としてモデルを構築する方法である。現在ではR. Erikson & J. H. Goldthorpe（1992）の国際比較研究の影響もあり、同分野で主流と目される方法である。しかしながら、そのモデルは1980年代ならばM. E. Sobel（1983）とK. M. Slomczynski & T. Krauze（1984）の間で交わされた議論、1990年代ではP. Saunders（1996）とR. Breen & J. H. Goldthorpe（1999）の間で交わされたオッズ比をめぐる議論のように、常に方法面における議論にさらされてきた。

表1. 行に親職、列に子職を配置した移動表の変化の例（架空）

	2000年			2010年			2020年		
	W	B	F	W	B	F	W	B	F
W	20	5	5	20	5	5	20	5	5
B	5	20	5	5	20	5	5	50	5
F	10	10	40	10	30	20	10	10	10

2.2 何が問題か？

それでは、なぜこのように移動表分析では方法論的な議論が多いのだろうか。同分野における問題点を表1の例を用いて説明する。表1は行に親職であるホワイトカラー（略：W）、ブルーカラー（略：B）、農業（略：F）、列に子職である同様のものを配置した2000年、2010年、2020年という時系列の架空の移動表であり、そして、ごく一部だけ度数が変化している。2000年に農業同職が40人であったのが、2010年には農業同職が20人、農業からブルーカラーへの移動が30人となり、そして、2020年にはブルーカラー同職が50人となっている。この表を何の先入観も持たずに見れば、農村部にあった機会の不平等がブルーカラー労働者層に移っていった、というような解釈ができてもとよさそうである。すなわち、2000年においては農村部に存在する可能性のある社会的不平等を改善しうる制度を考えるべきであるが、2020年代にはそのような制度はもはや焦点ではなく、むしろ、都市部のブルーカラー層を対象に何らかの改善策を考えたほうが良いということになる。

しかしながら、表1を対数線形モデルで分析したとすると、そのモデルが一種の線形性を仮定しているため変化は検出されず「一定である」機会の不平等があるとの結論になってしまう。つまり、表1で観察される農村部から都市部への不平等の変化は、それらのセルの平均値を返すかのように単純化され、2000年代から2020年代で農村部と都市部に同じように機会の不平等があるとの結論になってしまう。そうすると、それらの不平等を改善するため、すでに不平等が見られない農村部を巻き込んだラディカルな制度が必要であるかのような分析結果になりかねないのである。

素朴に表1を解釈してもよいかもしれない。しかし、同分野では方法としての統計的モデルの影響が強く、素朴な解釈は誤差を誤って解釈している、すなわち統計に基づいた議論をしていないと見なされ、その解釈は対数線形モデルの結果よりも劣った結果とされかねない。このような理由のため、同分野では対数線形モデルの不十分な結果が正しいかのように扱われてしまい、表1のような変化は無視されてきた。

それでは、対数線形モデルのような従来のモデルで捉えにくい変化は何であろうか。このような変化は空間統計学に従えば時空間的従属性にあたる。まず、

空間的従属性とは、表1において1時点を考えて場合、ある区域（セルと同義）とその周辺の区域が相互に影響しあうデータの構造のことをいう。たとえば、表1の2000年ならば、農業同職40人と農業からブルーカラーへの移動10人の区域に着目すると、それらは一方が増えればもう一方が減るというように相互の影響を考えることができる。そのように互いの区域が影響し合っているならば、データには空間的従属性が含まれていることになる。そして、時空間的従属性とは、表1において複数時点を考えて場合、複数時点の空間的従属性を伴うデータにおいて、それらが時系列において相互に影響しあっているデータの構造のことをいう。たとえば、表1の2000年と2010年を比較すれば、2000年の農業同職40人、農業からブルーカラーへの移動10人の区域間の相互の影響は、2010年では農業同職20人、農業からブルーカラーへの移動30人という形でその影響が引き継がれている。この場合、そこにはデータの構造として時空間的従属性があると考えられる。

空間統計学を用いる様々な分野では一時点における空間的従属性、複数時点における時空間的従属性ともに、統計的検定に重大な問題を生じさせる主な原因であると指摘されている（奥村ほか 1989; 張 2010; Fortin & Dale 2005; Haining 2003; Hurlbert 1984; Legendre 1993; Legendre et al. 2002）。要するに、一種の線形性を仮定する対数線形モデルを用いて時空間的従属性をデータの構造として含む時系列の移動表を分析したとしても、そのモデルの設計部分において線形性を仮定しているため、時空間的従属性のような一種の非線形性を含むデータの動きは完全に捉えることができず、「一定である」との不完全な分析結果になってしまうのである⁶。そのため、本稿では同分野でよくなされてきた対数線形モデルを代表とする従来のモデルではなく、時空間的従属性に対応するための第一段階として、空間的従属性に対応した空間自己回帰モデルを移動表に適用したい。

2.3 試論的なモデルの利点

本稿で用いる空間自己回帰モデルの従来のモデルに対する利点は、第1に、変化の把握の容易さである。R. Breen & J. O. Jonsson (2007)は「社会的流動性における先行研究は時間的な変化の説明に成功していなかった」(Breen &

Jonsson 2007: 1804)として、彼らが利用する従来のモデルから派生したモデルの有効性を主張している。しかし、彼らのモデルも一種の線形性を仮定する対数線形モデルをベースとしているため、前述の問題を必ずしも解決したわけではなく困難は残されたままである。第2に、ブラックボックスの度合いが格段に少なくなる点である。従来のモデルは長らくブラックボックスであると批判されてきた。本稿ではEDA（探索的データ分析; Exploratory Data Analysis)の考え方に従ってデータの可視化をしているため、この問題を軽減している。第3に、モデルが節約的であるという点である。従来のモデルは低次のパラメータ推定値と高次のパラメータ推定値を含めればあまりにも多くのパラメータ推定値があったため、すべてを示すことは現実的でなかった。そのため、低次のパラメータ推定値はあたかもないものであるかのように扱われた。しかしながら、本稿のモデルはパラメータの推定値は比べものにならないほどに少なく、モデルとして節約的である。第4に、統計学的な概念ですべての議論が完結するという点である。長い歴史の中で同分野では様々な非統計学的な概念が考案された。従来のモデルも何らかの形でそのような概念に頼らなければいけなかったが、本稿のモデルは統計学的概念のみで議論できる。

3. 空間統計学的なアプローチ

3.1 近接性と空間重み行列

従来のモデルと空間自己回帰モデルの大きな違いは、前者がセルに仮定を置いてモデルを構築していくのに対し、後者はセルの近接性に仮定を置いてモデルを構築していく点にある。たとえば、 2×2 の移動表があるとする。その移動表のセルを空間統計学の考え方に従って区域(region)と呼び、区域番号を振ったものを図1に示す。ここにおいて、区域1に着目すると、その北側が区域3であり、東側が区域2である。そして斜めは北東であり区域4がそれにあたる。このような近隣の定義の基本形はチェスの駒の動き方に倣って表現されることがある（古谷 2011; Cliff & Ord 1973; Henebry 1995）。それぞれの区域の東・西・南・北に着目した近接性は図2のようになりルーク型と呼ばれる。また、それぞれの区域の北東・北西・南東・南西に着目した近接性は図3のようになりビ

ショップ型と呼ばれる。そして、東・西・南・北、北東・北西・南東・南西に着目した近接性は図4のようにクイーン型と呼ばれる。



図1. 区域の例

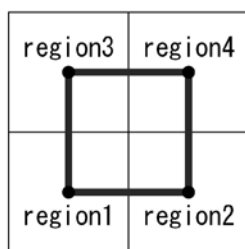


図2. ルーク型の近隣の定義

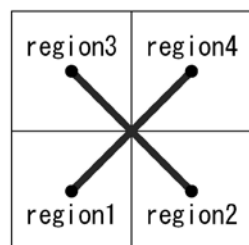


図3. ビショップ型の近隣の定義

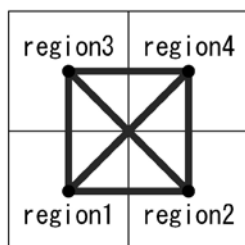


図4. クイーン型の近隣の定義

このように区域の間の近接性を仮定し、近隣ならば1、近隣でないならば0というようにして2値の値を割り当てたものが空間重み行列である。図2は式1、図3は式2、図4は式3のように表現できる。

$$W_{\text{rook}} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (1)$$

$$W_{\text{bishop}} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$W_{\text{queen}} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (3)$$

ここにおいて、行は着目している区域であり、列は着目される側の区域である。したがって、着目している区域と着目される区域が同一であることはあり得ないため、左上から右下への対角は必ず0になる。また、着目している区域と着目される区域は必ず入れ替わるため、どの空間重み行列も対称行列になる。また、 2×2 の移動表であるならば、 4×4 の空間重み行列となる。移動表のセル数が多くなればなるほど、大きな空間重み行列が必要となり、後述のように本稿の分析では 7×7 の移動表を用いるため、 49×49 の空間重み行列が利用されることになる。そのように大きい空間重み行列を式1～式3のように行列で示すことは難しいため、本稿では空間重み行列における近接性を図2～図4のような図を用いて表現する。

3.2 空間自己回帰モデルとその拡張

空間自己回帰モデルは、空間的従属性への対応を目指して発展してきたモデルであり、区域間の近接性を表現した行列を用いてモデルを構築する。そのモデルはA. D. Cliff & J. K. Ord (1973)がアイデアを示し、L. Anselin (1988)が洗練させたものであり、近年、とくに空間統計学の利用が活発である計量経済学でたびたび用いられている (Anselin 2010; Lacombe 2004)。移動表分析の従来のモデルと同様に、空間自己回帰モデルは移動表を全体パーセントに変換して分析する (中谷ほか 2004; 谷村 2010)。

最もシンプルな空間自己回帰モデルを式4に示す。

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \alpha \mathbf{1} + \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon} &\sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \quad (4)$$

ここにおいて、 $\mathbf{y}$ が従属変数、 ρ が空間的従属性パラメータ、 $\mathbf{W}$ は空間重み行列、 α は切片、 $\mathbf{1}$ は切片のためのベクトル、 $\boldsymbol{\epsilon}$ は誤差である。誤差 $\boldsymbol{\epsilon}$ は平均0、

分散 $\sigma^2\mathbf{I}$ の正規分布が仮定されている。このモデルは通常の回帰モデルによって推定される分布と、空間的従属性を仮定した分布からなる混合正規分布をベースとしたモデルである。つまり、 ρ が通常の回帰モデルによって推定される分布と空間的従属性を仮定した分布のラグランジュ乗数に当たる。ラグランジュ乗数は複数の分布の合わさる点を求めたときの最も適合する解である（金谷 2005）。端的に言えば、全体パーセントの分布と空間重み行列で仮定された分布の合わさる点を求めたときの最も適合する解ということになる。

移動表には複数の空間的従属性がデータの構造として含まれているため（平尾 2011）、本稿では上記のモデルをD. J. Lacombe（2004）に倣って拡張したモデルを用いる。一般的にラグランジュ乗数は複数個用いることが可能である（金谷 2005；堤・瀬谷 2012）。そのため、式4における ρ を $\rho_1, \rho_2, \dots, \mathbf{W}$ を $\mathbf{W}_1, \mathbf{W}_2, \dots$ のように拡張できる。このような拡張を一般化すると、

$$\mathbf{y} = \sum_{i=1}^m \rho_i \mathbf{W}_i \mathbf{y} + \alpha + \epsilon$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})$$
(5)

とできる。ここにおいて m は ρ や $\mathbf{W}$ の個数である。このモデルは通常の回帰モデルによって推定される分布と、空間的従属性を仮定した m 個の分布からなる混合正規分布を仮定したモデルである。本稿ではこの式5のモデルを用いて分析を行うが、式5の対数の最尤推定量は、

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{y} - \alpha - \sum_{i=1}^m \rho_i \mathbf{W}_i \mathbf{y})' (\mathbf{y} - \alpha - \sum_{i=1}^m \rho_i \mathbf{W}_i \mathbf{y}) + \ln |\mathbf{I} - \sum_{i=1}^m \rho_i \mathbf{W}_i| \quad (6)$$

となる。ここにおいて N はセル数、もしくは区域数である。

3.3 データと操作的定義

用いるデータは「社会階層と社会移動全国調査（SSM調査）」の1985年、1995年、2005年である。SSM調査は日本全国に居住する20～69歳までの男女を母集団として、それぞれ選挙人名簿より層化二段無作為抽出された個人を対象

として実施された。用いた変数は父親が一生の中で主としてついた職業である「父主職」と対象者が一生の中で初めてついた職業である「本人の初職」であり、コーホート比較法（安田 1971）の考え方に従って移動表を作成した。ここでは議論のしやすさを考慮して男性の移動表のみ分析する。1985年以降のSSM調査データを用いたのは、今後の男女比較のしやすさのためである。移動表は1940年代から1990年代までの6つが形成された。なお、1930年代と2000年代はケース数が少なかったためそれぞれ1940年代と1990年代に含めた。分類は「SSM総合職業分類」（1995年 SSM調査研究会 1995）の12分類を7分類に縮小したものを用いた。すなわち、自営（略：Self）、専門（略：Prof）、大企業ホワイトカラー（略：Wh. L, 大ホワイト）、中小企業ホワイトカラー（略：Wh. S, 小ホワイト）、大企業ブルーカラー（略：Bl. L, 大ブルー）、中小企業ブルーカラー（略：Bl. S, 小ブルー）、農業（略：Farm）である。管理のケース数は少なかったため専門に含めている。この階層分類はある程度の順序性を仮定している。この分類を用いた理由は、社会的地位や職業威信の高低、また収入・名声などの社会的資源の配分から考えれば、分析のしやすさとともに、もっともらしさを確保できると考えたためである。なお、「自営」については、自律性の高さや他の階層から見た特殊性のため1番目に配置している⁷。

4. 統計的モデリング

4.1 EDAの思想とその利用

EDA（探索的データ分析；Exploratory Data Analysis）とはJ. W. Tukey（1977；1980）やE. E. Leamer（1978）の広めた統計分析における思想である。EDAを思想抜きに考えれば普通の記述統計と全く変わらないが、思想とみなされる理由は、当時の複雑になりすぎた統計的モデルに対し、アンチテーゼのように素データをじっくり見ることの重要性を主張したためである。この思想は空間統計学では特に重視されており、Haining（2003: 359）やAndrienko & Andrienko（2006）が空間統計学におけるEDAの利用の仕方を定式化している。そのモデリングの流れを端的に言えば、素データを可視化した上で入念に観察して、その後、パラメータ設定や仮説の生成をし、そして、モデルを構築する。また、

その作業工程を何度も繰り返して、データをきっちりと表現できる適切なモデルを作るべきである、ということである。同様に、空間自己回帰モデルの開発で重要な役割を果たしたCliff & Ord (1981)もデータの構造を考慮した上での空間重み行列の作成を推奨している。そのため、ここでは移動表のデータの構造を把握するために、移動表を可視化して観察し、その後、その観察を受けた上で空間重み行列を作成して、実際の分析を行っていきたい。

4.2 移動表の可視化と解釈

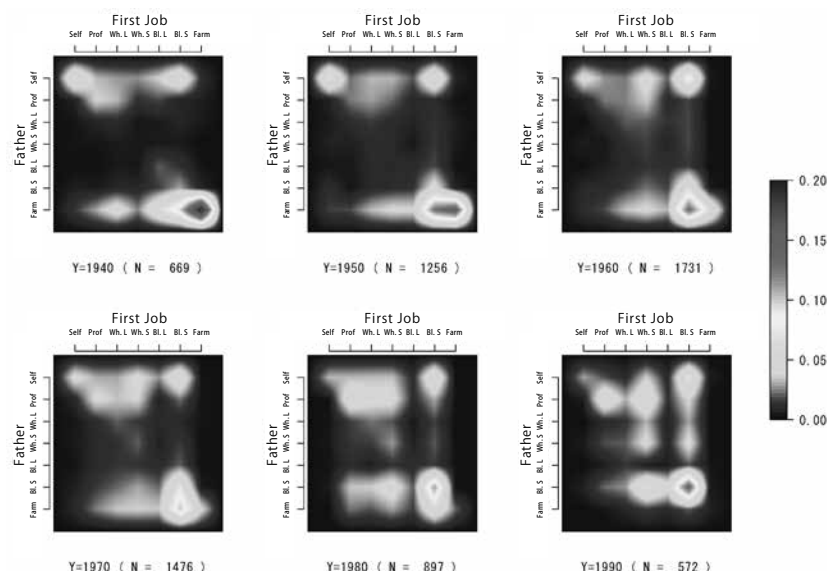


図5. EDAの考え方に従った男性の世代間移動表の可視化

1940年代から1990年代の6つの男性の移動表の全体パーセントを算出し図5のように可視化した。図5の右端の凡例は全体パーセントの大小を示している。それぞれの図の縦軸が父主職で、横軸が本人の初職である。それらの分類は前述のとおり、自営(Self)、専門(Prof)、大ホワイト(Wh. L)、小ホワイト(Wh. S)、大ブルー(Bl. L)、小ブルー(Bl. S)、農業(Farm)である。まず、1940年代を見たい。ケース数は669人であり移動表の総度数が669人であることがわかる。

目立つ傾向は親が農業を主職とするならば、子も農業を初職にすること、すなわち農業同職の多さであり、同様に自営同職も多い。とくに、親が農業の場合、大ブルー、小ブルー、農業への移動が多く、それらより少ないが大ホワイトへの移動の傾向も見ることができる。また、親が専門ならば、専門や大ホワイトに就く傾向がある。親が自営の場合、子は自営か小ブルーに就きやすい傾向を読み取れる。

これらの特徴を1940年代から観察できるが、その傾向はどのように変化していったのであろうか。1940年代では農業同職、自営同職が目立っていたが、時代を経るごとに農業からの流出、自営からの流出が増えていき、1990年代では農業同職、自営同職の傾向はもはや確認できなくなり、代わりに小ブルー同職、専門同職の傾向を見て取ることができる。このような時代の変化に加え、農業や小ブルーから専門や大ホワイトへの移動の傾向、つまり上昇移動の傾向は、1970年代あたりより目立ち始めている。そして、1990年代では専門、大ホワイトから小ホワイトや小ブルーへの下降移動の傾向を確認することができる。このようなことから、図5を見る限りでは、1940年代にあった農業同職を中心とした機会の不平等は、1970年代以降の農業や小ブルーからの上昇移動、専門や大ホワイトからの下降移動を伴いつつも、1990年代では小ブルー同職を中心とした機会の不平等へと変化しているように見える。

4.3 空間重み行列の作成

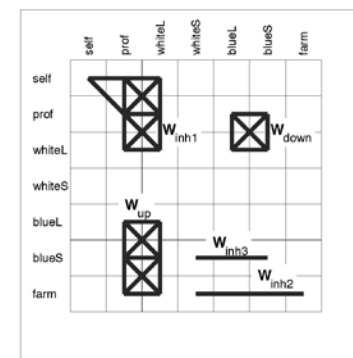


図6. 作成された空間重み行列

以上のような図5の観察を受けて、世代間移動の変化を捉えるために、図6で示される $\mathbf{W}_{inh1}$ 、 $\mathbf{W}_{inh2}$ 、 $\mathbf{W}_{inh3}$ 、 $\mathbf{W}_{up}$ 、 $\mathbf{W}_{down}$ という5つの空間重み行列を作成した。これらの空間重み行列はHaining (2003: 359)やAndrienko & Andrienko (2006)のモデリングの流れに従い、時系列の移動表を可視化し移動表の変化を把握した上で何度か予備的分析を行って作成したものである。 $\mathbf{W}_{inh1}$ は、自営同職、専門、大ホワイトの交換的な移動を捉えることを目的としている。つまり、親が自営、専門、大ホワイトならば、子も自営、専門、大ホワイトになりやすい程度を把握するために作成している。ただし、自営の階層的な特殊性のため、親が専門、大ホワイトの場合は近接性を仮定していない。つぎに、 $\mathbf{W}_{inh2}$ は1940年代の農業同職を中心としたパーセントの集中を捉えるために作成した。それは、親が農業ならば、子が小ホワイト、大ブルー、小ブルー、農業に移動する程度を把握するためである。また、 $\mathbf{W}_{inh3}$ は図5の1990年代の小ブルー同職を中心としたパーセントの集中を捉えるために作成した。つまり、親が小ブルーならば、子は小ホワイト、大ブルー、小ブルーまでの移動にとどまる程度を示すために作成している。

ここで仮定した $\mathbf{W}_{inh1}$ 、 $\mathbf{W}_{inh2}$ 、 $\mathbf{W}_{inh3}$ でのパーセントの集中は、従来の同分野の先行研究に従えば機会の不平等と考えることができよう。なぜならば、それらへのパーセントの偏りは親が自営、専門や大ホワイトならば専門や大ホワイトになりやすいこと、また、親が小ブルーや農業ならば専門や大ホワイトになりにくいことを表しているためである。なお、式5のとおり空間重み行列 $\mathbf{W}_i$ には同数の空間的従属性パラメータ ρ_i を伴うが、 $\mathbf{W}_{inh1}$ 、 $\mathbf{W}_{inh2}$ 、 $\mathbf{W}_{inh3}$ に付随する ρ_{inh1} 、 ρ_{inh2} 、 ρ_{inh3} を、便宜上それぞれ階層の継承性（上層）パラメータ、階層の継承性（農業）パラメータ、階層の継承性（小ブルー）パラメータと呼んでおく⁸。

そして、図6における $\mathbf{W}_{up}$ は、図5の親が農業、小ブルー、大ブルーであり、子が専門や大ホワイトに移動することを捉えるために用いる。すなわち、農業、小ブルー、大ブルーからの上昇移動の程度と考えることができる。 $\mathbf{W}_{down}$ は、図5の親が専門、大ホワイトであり、子が小ブルーや大ブルーへの移動することを捉えるために用いる。つまり、専門や大ホワイトの下降移動の程度と考えることができる。 $\mathbf{W}_{up}$ 、 $\mathbf{W}_{down}$ でのパーセントの集中は機会の平等の良い証拠

となろう。ここでも、 $\mathbf{W}_{up}$ 、 $\mathbf{W}_{down}$ に付随する ρ_{up} 、 ρ_{down} をそれぞれ上昇移動パラメータ、下降移動パラメータと呼んでおく。

4.4 検証する仮説

以上の空間重み行列を用いて以下の3つの仮説を検証する。まず、戦後の日本社会において機会の平等化が進んできたとする「機会の平等化仮説」である（鹿又 2001; 直井・盛山編 1990; 富永 1970; 1992; 富永編 1979; 安田 1971）。この仮説を支持するほとんどの先行研究は、開放性係数の値の上昇を根拠として機会の平等化という結論を導いている。ここでは、階層の継承性（上層、農業、小ブルー）パラメータの低下、上昇移動・下降移動パラメータの増加のいずれかがあれば機会の平等化の証拠とする。仮にこの仮説が正しければ、戦後の農地改革などの制度上の変革の結果、機会の平等化が進んだということになる。

つぎに、日本社会に一定である機会の不平等があるとする「機会の不平等の一定仮説」である（今田 1989; 原・盛山編 1999; 三輪 2006; 三輪・石田 2008; Ishida & Goldthorpe 1995）。この結論はほとんどの場合、対数線形モデルの分析結果より導かれる。ここでは、とくに階層の継承性（上層、農業、小ブルー）パラメータが一定であったり、どの時代も同じモデルが採択され続ける場合をこの仮説の証拠とする。仮にこの仮説が正しければ、戦前の機会の不平等は現在でも残っている、ということになる。そして、制度の観点では機会の平等を実現するためには、農地改革よりもさらにラディカルな制度が必要となろう。

最後に、「変化する機会の不平等仮説」を立てる。昔は農業同職中心の機会の不平等があったが、近年では小ブルー同職中心の機会の不平等がある、という仮説である。これは図5の結果を受けて検証するために立てた仮説である。このような仮説は、変化を捉えにくかった従来のモデルではまず検証されない。仮説が正しければ、古い時代ほど階層の継承性（農業）パラメータが高く、新しい時代ほど階層の継承性（小ブルー）パラメータが高くなる。この仮説のとおりなら、農地改革により農業同職を中心とした機会の不平等は改善できたが、近年になり小ブルー同職を中心とした機会の不平等が形成されており、小ブルー同職中心の機会の不平等を是正するため、何らかの制度が要請されることになろう。

5. 空間自己回帰モデルによる分析

5.1 適合の結果

式5の拡張された空間自己回帰モデルにおいて、作成された空間重み行列を用いて1940年代から1990年代の男性の移動表の分析を行った。以下に移動表に適合させたモデルのフルモデルを示す。

$$Y = \rho_{inh1} W_{inh1} Y + \rho_{up} W_{up} Y + \rho_{down} W_{down} Y + \rho_{inh2} W_{inh2} Y + \rho_{inh3} W_{inh3} Y + \alpha + \epsilon \quad (7)$$

この式において、空間重み行列 W_{inh1} , W_{up} , W_{down} , W_{inh2} , W_{inh3} は図6で設定したものである。空間的従属性パラメータ ρ_{inh1} , ρ_{up} , ρ_{down} , ρ_{inh2} , ρ_{inh3} は空間重み行列に従って最尤法で推定される推定量である。本稿の分析において用いたプログラムは、J. LeSage & R. K. Pace (2009)を元に書き加えたものであり、用いたソフトウェアは数値計算ソフトの Octave である。

分析結果を表2に示す。表の縦軸は1940年代から1990年代までの6時点を表しており、それぞれの時代の移動表にモデルを当てはめている。したがって、それぞれの年代で式7の ρ_{inh1} , ρ_{up} , ρ_{down} , ρ_{inh2} , ρ_{inh3} , α の値が推定されている。また、1940年代から1990年代までの変化の把握に好ましい4つのモデルを時代ごとに適合させている。全てのモデルは式7で示したものを後述のように操作して導いている。なお、以下の議論の中心は ρ_i が有意であるかどうかであり、そして、その値の大小である。その値が有意であれば設定した W_i はモデルとして意味があることになり、また、 ρ_i の値が高ければ高いほど W_i で設定されている区域が他の区域に対してパーセントの高い偏りを持つことになる。

モデル1において、式7を $W_{inh2}=0$, $W_{inh3}=0$ とした。それは W_{inh1} , W_{up} , W_{down} のみで移動表を説明できるモデルである。このモデルの意味は、世代間移動は農業や小ブルーの階層の継承性がわからなくとも、上層の階層の継承性と上昇移動と下降移動さえわかれば、世代間移動を全て説明できるということである。モデル1は、 ρ_{inh1} の推定値が1940年代と1980年代で有意であるが、それ以外の年代では傾向を捉えきれていない。

モデル2では W_{inh2} を許容した。このモデルはモデル1に加えて農業の階層

の継承性を把握しなければ世代間移動を捉えることができない、とするものである。モデル2は1940～70年代で ρ_{inh2} は有意であり、農業同職を中心とする階層の継承性の偏りが分かる。また、 ρ_{inh1} が1940～50年代、1970～80年代で有意である。モデル2はモデル1と比べて1950年代、1970年代において階層の継承性（上層）パラメータが有意性を示しているが、 W_{inh2} を投入したことにより、 W_{inh1} の違いが明瞭となったためであろう。

モデル3では、モデル1から W_{inh3} のみ許容したが、 ρ_{inh3} はどの時代も有意でない。そして、フルモデルであるモデル4ではモデル2と比べると1960年代の ρ_{inh1} 、1980年代の ρ_{up} と1990年代の ρ_{inh1} と ρ_{inh3} が有意である。

モデルの適合度は尤度比統計量（LL）を用いて計算された赤池情報量規準（AIC）とベイズ情報量規準（BIC）を用いる。AICはパラメータ数を、BICはセル数を考慮に入れてモデルのデータに対する適合の度合いを示している。簡単に言えば、それらの規準はどれだけシンプルにモデルがデータを表しているのかを判定している。モデルはシンプルであればあるほど、またデータに適合していればいるほど、理論的な議論の可能性が増すため好ましい。それらの値が低いモデルの方がそうでないモデルに比べて、モデルがシンプルにデータにより適合していることになる。なお、AICとBICの値が矛盾する際には、AICの値を優先している。

まず、1940年代のAICを見ると、モデル1は190.41、モデル2は181.46、モデル3は191.73、モデル4は181.89であり、最も低い値はモデル2のものである。また、BICも同じ傾向を示している。そのため、1940年代ではモデル2が採択される。そのようにして以降でもモデルを比較していくと、1940～60年代ではモデル2が採択され、1970～80年代ではモデル4が、1990年代ではモデル3が採択された。

採択されたモデルを見ていくと、1940年代では階層の継承性（上層）パラメータ ρ_{inh1} が0.13、階層の継承性（農業）パラメータ ρ_{inh2} が0.38でそれぞれ有意である。すなわち、上層と農業からの移動に際立った偏りがあるため、1940年代の日本社会には明らかな機会の不平等があることがわかる。その傾向は1950年代でも続くが、 ρ_{inh2} の値は0.38（1940年代）から0.28（1950年代）へと下がり、農業同職中心の階層の継承性の傾向は和らいでいることが分かる。そ

して、1960年代では階層の継承性（上層）パラメータ (ρ_{inh1})は有意でなくなる。1970年代のモデル4では、階層の継承性(上層)パラメータは再び有意であるが、階層の継承性（農業）も有意である。この傾向が変化するのは、1980年代であり階層の継承性(農業)パラメータ(ρ_{inh2})は有意でなくなり、上昇移動パラメータ (ρ_{up})が初めて有意性を示す。ただし、階層の継承性（上層）は有意であり続けている。そして1990年代ではモデル3が採択されたが、そこでは切片 α を除くすべてのパラメータで有意性が検出されない。

以上の分析の結果、ある1つのモデルがどの時代でも採択され続けたわけではなく、時代により移動のパターンが異なるため、「世代間移動の一定仮説」は棄却されよう。それに対し、「機会の平等化仮説」は ρ_{inh1} 、 ρ_{inh2} の漸次的な低下、1980年代の上昇移動の増加といった証拠より、採択されたと考えて良いだろう。そして「変化する機会の不平等仮説」は、1990年代においてモデル4では階層の継承性（小ブルー） ρ_{inh3} は有意性を示しておりその傾向はあるのかもしれない。しかしながら、モデル4は棄却されモデル3が採択されており、そこでは階層の継承性(小ブルー) ρ_{inh3} は有意でないため、この仮説は棄却されよう。

表2. 式7の拡張された空間自己回帰モデルを男性の世代間移動表に適合させた結果[†]

	Model 1				Model 2				Model 3				Model 4			
	coef	p	z	指標 [‡]	coef	p	z	指標 [‡]	coef	p	z	指標 [‡]	coef	p	z	指標 [‡]
1940年代																
α	1.44 ***	0.00	0.25	-101.21	1.20 ***	0.00	0.22	-84.73	1.35 ***	0.00	0.23	-89.87	1.12 ***	0.00	0.22	-83.90
ρ_{inh1}	0.11 *	0.05	190.41		0.13 **	0.05	121.48		0.11 *	0.05	191.72		0.14 **	0.04	191.89	
ρ_{inh2}	0.02 -	0.09	198.87		0.06 -	0.06	182.81		0.03 -	0.09	203.08		0.07 -	0.08	195.13	
ρ_{inh3}	-0.01 -	0.14			0.03 -	0.15			0.00 -	0.14			0.04 -	0.13		
ρ_{up1}					0.30 ***	0.11							0.39 ***	0.11		
ρ_{up2}									0.20 -	0.23			0.27 -	0.21		
1950年代																
α	2.50 ***	0.19	-74.43		2.34 ***	0.17	-67.26		2.53 ***	0.10	-74.25		2.20 ***	0.18	-56.69	
ρ_{inh1}	0.08 -	0.03	156.85		0.07 *	0.05	148.53		0.06 -	0.03	160.51		0.07 *	0.03	147.38	
ρ_{inh2}	-0.26 -	0.06	166.31		-0.04 -	0.05	157.80		-0.05 -	0.05	171.86		-0.03 -	0.05	180.82	
ρ_{inh3}	-0.03 -	0.08			0.00 -	0.07			-0.02 -	0.08			0.01 -	0.07		
ρ_{up1}					0.20 ***	0.07							0.29 ***	0.07		
ρ_{up2}									0.08 -	0.15			0.13 -	0.13		
1960年代																
α	2.45 ***	0.30	-86.07		2.22 ***	0.29	-95.26		2.37 ***	0.30	-97.52		2.11 ***	0.29	-84.35	
ρ_{inh1}	0.07 -	0.05	206.14		0.09 -	0.05	202.91		0.08 -	0.05	207.05		0.09 *	0.05	202.77	
ρ_{inh2}	0.04 -	0.08	215.60		0.06 -	0.06	213.87		0.05 -	0.08	219.40		0.07 -	0.08	215.85	
ρ_{inh3}	0.06 -	0.09			0.08 -	0.09			0.07 -	0.09			0.09 -	0.08		
ρ_{up1}					0.28 *	0.12							0.29 **	0.11		
ρ_{up2}									0.19 -	0.19			0.23 -	0.18		
1970年代																
α	2.52 ***	0.24	-87.23		2.32 ***	0.24	-84.19		2.43 ***	0.24	-88.05		2.20 ***	0.24	-82.71	
ρ_{inh1}	0.09 -	0.04	184.55		0.09 *	0.04	180.39		0.08 *	0.04	184.89		0.10 **	0.04	179.41	
ρ_{inh2}	0.05 -	0.05	194.01		0.07 -	0.05	191.74		0.06 -	0.05	198.04		0.08 -	0.04	192.88	
ρ_{inh3}	0.03 -	0.09			0.03 -	0.06			0.01 -	0.09			0.04 -	0.08		
ρ_{up1}					0.28 *	0.10							0.27 **	0.10		
ρ_{up2}									0.20 -	0.18			0.23 -	0.15		
1980年代																
α	1.84 ***	0.28	-96.89		1.58 ***	0.26	-95.44		1.53 ***	0.28	-95.58		1.57 ***	0.27	-94.03	
ρ_{inh1}	0.12 *	0.05	203.33		0.12 **	0.05	202.87		0.12 *	0.05	203.17		0.13 **	0.05	202.06	
ρ_{inh2}	0.10 -	0.06	212.84		0.11 -	0.06	214.22		0.10 -	0.06	214.89		0.12 *	0.06	215.30	
ρ_{inh3}	0.05 -	0.12			0.07 -	0.12			0.06 -	0.12			0.08 -	0.11		
ρ_{up1}					0.25 -	0.16							0.27 -	0.15		
ρ_{up2}									0.26 -	0.21			0.29 -	0.20		
1990年代																
α	1.80 ***	0.27	-100.53		1.77 ***	0.27	-95.46		1.75 ***	0.26	-93.39		1.71 ***	0.26	-92.14	
ρ_{inh1}	0.10 -	0.08	201.11		0.10 -	0.06	202.93		0.11 -	0.08	199.85		0.12 *	0.08	206.27	
ρ_{inh2}	0.03 -	0.10	210.57		0.03 -	0.10	214.28		0.05 -	0.09	213.00		0.05 -	0.09	213.51	
ρ_{inh3}	0.10 -	0.11			0.10 -	0.11			0.12 -	0.11			0.12 -	0.11		
ρ_{up1}					0.10 -	0.22							0.14 -	0.22		
ρ_{up2}									0.30 -	0.18			0.36 *	0.18		

- †. 有意性検定の結果は有意確率pについて *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ で表せられる。
‡. 指標は上から順に尤度比統計量(LL)、赤池情報量規準(AIC)、ベイズ情報量規準(BIC)である。
計算式は $AIC = -2LL + 2(\text{パラメータ数})$, $BIC = -2LL + 2 \log(\text{セル数})$ である。

5.2 可視化による採択したモデルの確認

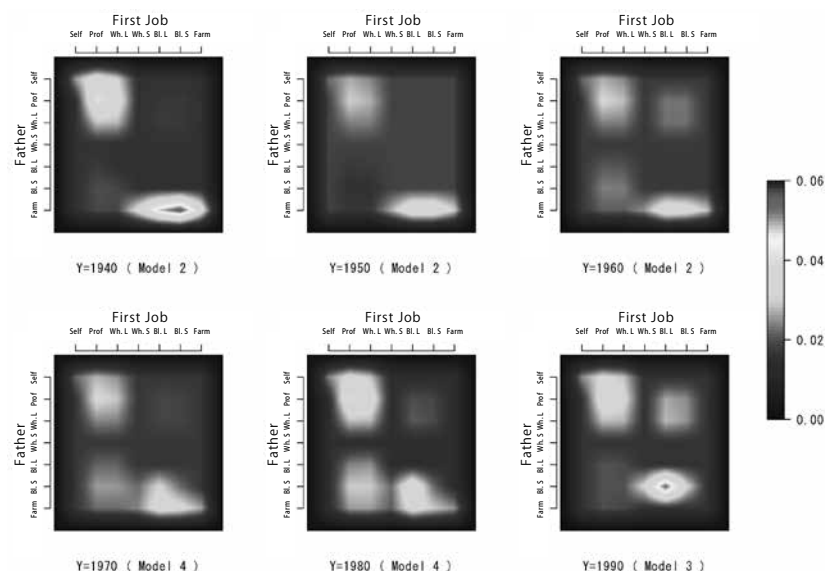


図7. 採択されたモデルの可視化⁺

＋. 1940～60年代はモデル2、1970～80年代はモデル4、1990年代ではモデル3がそれぞれ採択されたため、それらのモデルの推定量を計算して可視化している。

以上の分析で採択されたモデルを可視化して図7に示す。1940年代では上層の階層の継承性、農業中心の階層の継承性が目立っており、明らかに機会の不平等があることが分かる。つまり、1940年代においては親が自営、専門、大ホワイトであれば、子もそのような職業につきやすいが、親が農業であれば子は農業かブルーカラーにつきやすい。様々な要因があるとはいえ、たとえば農家に生まれれば専門職や大ホワイトにつくことが容易でないということである。しかしながら、農地改革の影響もあり、そのような傾向は1950年代、1960年代、1970年代と弱まっていく。そして、1980年代には上昇移動の可能性がそれまでと比べて明らかに生じていることがわかる。農業やブルーカラーから専門、大ホワイトへの移動が観察でき、その段階では階層的な障壁はほとんどない。

要するに、1940年代から1970年代までは農村部を中心にどのような家庭に生まれたかがその後の社会的地位を決めうる形で社会的不平等は存在したが、

1980年代以降にはそれは消え失せたと考えることができる。1990年代では小ブルー同職中心の傾向を図より読み取れはするが、1990年代のモデル4は棄却されモデル3が採択されているため、それはあくまで印象的なものであり、1980年代から次の時代への過渡期と考えても良いのかもしれない。

6. 結論

以上のように、本稿では世代間移動研究を未来共生学が目指す「新しい多文化共生社会」を下支えできうる1つの分野として、特に制度としての農地改革を取り上げて議論した。かつて、日本の農村部にあった機会の不平等は農地改革により時代を経るごとに緩和されていき、1980年代には完全に消滅した。この結果を見れば、世代間移動において存在する不平等を完全に解消する制度の効果が現れるのは一世代ほどの年月がかかる、と考えても良いのかもしれない。

本稿の分析からは世代間移動における不平等は、1980年代以降目立つ形では検出されておらず、戦後の日本社会では機会の平等化が進んできたと考えることができる。そのため、未来共生学の文脈で言えば、ホスト社会におけるマジョリティ側は十分に「新しい多文化共生社会」を受け入れる素地を、かつての日本の社会よりは備えていると考えることができよう。とはいえ、本稿の分析結果では検出されなかったが、1990年代以降に都市部を中心とした機会の不平等が生じつつある可能性にも今後、注意を払う必要がある。

方法論的な観点では、本稿では特に移動表に本来的に含まれる複数の空間的従属性に敏感に反応する拡張された空間自己回帰モデルを用いて分析を行った。その結果、世代間移動は常に変化しており、従来のモデルが示していた一定である機会の不平等は起こりえない、ということが明らかになった。今後の課題としては、とくに時空間的従属性に対応した時系列におけるより節約的なモデルを構築したい。そのようなモデルがあれば同分野に蓄積されている国際比較データをより利用しやすくなり、複数の社会における世代間移動と制度の関係を比較することができる。たとえば、農村部にひどい不平等のありそうな社会において、それを改善するような制度の必要性を指摘できるだろうし、また、より理想的な世代間移動を生み出す社会における制度の理解も進むだろう。

謝辞

本稿の執筆にあたり2名の匿名の査読者から貴重なコメントを頂いたこと、記して感謝いたします。

付記

「社会階層と社会移動全国調査(SSM調査)」の1985年、1995年、2005年のデータの使用に当たり、2005年社会階層と社会移動調査研究会の許可を得ました。

注

- 1 本稿は統計的モデルなどの煩雑な議論を含んでおり、筆者の技量や紙幅の都合を考えても、どうしても説明不足が生じる。以下に本稿の説明を補う文献・論文を挙りたい。開放性係数については安田（1971）、また、本稿が依拠する社会学的な統計の考え方（たとえば、有意性検定、モデルを複数立てることの意義、モデル選択の規準としての尤度比統計量（LL）、赤池情報量規準（AIC）やベイズ情報量規準（BIC）の用い方）についてはA. Agresti（1990）や太郎丸（2005）、対数線形モデルについてはIshii-Kuntz（1994）、空間統計学や空間自己回帰モデルについては谷村晋（2010）やJ. LeSage & R. K. Pace（2009）、また、最小二乗法、最尤法、ラグランジュ乗数を用いたモデルの拡張については金谷（2005）を参照されたい。開放性係数と対数線形モデルの方法論的な問題や、空間統計学における空間的従属性、時空間的従属性や空間自己回帰モデルについては平尾（2011）でも議論されている。
- 2 たとえば、親が小作人として一生懸命働いている姿を見て、自分も小作人になるような夢を持ったとする。その場合は個人的な要因として一般的な世代間移動研究では考察の外に置かれる。世代間移動研究における職業選好の問題についてはとくにA. Swift（2004）で議論されている。
- 3 世代間移動研究は男性中心主義的であるとの批判が根強くある。たとえば、J. Acker（1973）は分析枠組み自体が家長長制を前提としていると批判している。本稿も男性のみの分析であるが、女性の世代間移動を考えたとなると、男性とは全く異なる理論枠組みが必要であるため、本稿では男性のみを議論の対象としている。
- 4 世代間移動研究の文脈では、行に親職、列に子職を配置したクロス集計表を世代間移動表や移動表と慣行的に呼んでいる。移動表の例は表1を参照されたい。
- 5 その他にも2000年代以降の新たな統計的モデルの提案としては、J. Gershuny（2002a, b）の複合的な分析の試み、鹿又伸夫（2004）の階層の継承性に焦点を絞ったロジスティック回帰分析の試み、近藤博之（2006）の対応分析を移動表に適用した試みがある。
- 6 一種の線形性を仮定して設計されている対数線形モデルはどのようにしても時系列の移動表に含まれる時空間的従属性を捉えることができない。平尾（2011: 105-120）では対数線形モデルの限界を統計的検定により示し、どのような問題があるのかを議論している。

- 7 日本社会の通念から考えれば、上層・下層という考え方はあまり気持ちの良い考え方ではない。しかし、社会的不平等の把握を優先した場合、このような考え方をどうしても持ち込む必要がある。その議論はA. Swift（2004）やJ. Rawls（1971 = 1979）に詳しい。また、後述の「上昇移動」「下降移動」の語については同分野でたびたび用いられており、わかりやすさのために用いている。
- 8 「階層の継承性」とは、同分野でよく使われる用語であるが、親の階層が子の階層に引き継がれやすい特徴のことである。ほとんどの場合、同分野では親・子のデータしか分析で用いないため、親の階層が子の階層、孫の階層に影響を及ぼすことは意味していない。

参考文献

- 1995年SSM調査研究会
1995『SSM産業分類・職業分類(95年版)』1995年SSM調査研究会。
- 今田高俊
1989『社会階層と政治』東京大学出版会。
- 奥村誠・足立康史・吉川和広
1989「空間相互作用をとりいれた地域モデルの推定法」『土木計画学研究・論文集』7: 115-22。
- 金谷健一
2005『これなら分かる最適化数学——基礎原理から計算手法まで』共立出版。
- 鹿又伸夫
2001『機会と結果の不平等——世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房。
2004「移動機会格差の変動分析——ロジスティック回帰モデルの応用」『理論と方法』19(2): 251-64。
- 近藤博之
2006「移動表による職業的地位尺度の構成——オーディネーション技法の応用」『理論と方法』21(2): 313-32。
- 志水宏吉
2014「未来共生学の構築に向けて」『未来共生学』1: 27-50。
- 関根政美
1994『エスニシティの政治社会学』名古屋大学出版会。
- 竹ノ下弘久
2012「社会階層をめぐる制度と移民労働者——欧米の研究動向と日本の現状」『三田社会学』171: 79-95。
- 谷村晋
2010『地理空間データ分析』共立出版。

- 太郎丸博
2005 『人文・社会科学のためのカテゴリカル・データ解析入門』ナカニシヤ出版。
- 張長平
2010 『都市の空間データ分析』古今書院。
- 堤盛人・瀬谷創
2012 「応用空間統計学の二つの潮流——空間統計学と空間計量経済学」『統計数理』60(1): 3-25。
- 富永健一
1970 「社会移動の趨勢分析 1955-1965 年」『社会学評論』21(1): 2-24。
1992 『現代日本社会 第6巻 問題の諸相』東京大学出版会。
- 富永健一編
1979 『日本の階層構造』東京大学出版会。
- 直井優・盛山和夫編
1990 『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会。
- 中谷友樹・谷村晋・二瓶直子・堀越洋一
2004 『保健医療のための GIS』古今書院。
- 原純輔・盛山和夫編
1999 『社会階層——豊かさの中の不平等』東京大学出版会。
- 平尾一朗
2011 『世代間移動研究における方法の再検討』大阪大学大学院人間科学研究科 2011 年度博士論文。
- 平沢安政
2014 「未来共生学の可能性と課題」『未来共生学』1: 51-79。
- 古谷知之
2011 『R による空間データの統計分析』朝倉書店。
- 星野俊也
2014 「未来共生学のすすめ」『未来共生学』1: 11-25。
- 三輪哲
2006 「JGSS 累積データ 2000-2003 にみる現代日本の世代間社会移動パターン」『日本版 General Social Surveys 研究論文集 5——JGSS で見た日本人の意識と行動』pp.47-58、大阪商業大学比較地域研究所。
- 三輪哲・石田浩
2008 「戦後日本の階層構造と社会移動に関する基礎分析」『2005 年 SSM 調査シリーズ 1 2005 年 SSM 日本調査の基礎分析——構造・趨勢・方法』pp.73-94。
- 安田三郎
1971 『社会移動の研究』東京大学出版会。
- Acker, J.
1973 Women and Social Stratification: A Case of Intellectual Sexism. *The American Journal of Sociology* 78(4): 936-45.
- Agresti, A.
1990 *Categorical Data Analysis*. New York: Wiley.
- Andrienko, N. & G. Andrienko
2006 *Exploratory Analysis of Spatial and Temporal Data*. New York: Springer.
- Anselin, L.
1988 *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
2010 Thirty Years of Spatial Econometrics. *Papers in Regional Science* 89(1): 3-25.
- Breen, R. & J. H. Goldthorpe
1999 Class Inequality and Meritocracy: A Critique of Saunders and an Alternative Analysis. *British Journal of Sociology* 50(1): 1-27.
- Breen, R. & J. O. Jonsson
2007 Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden. *American Journal of Sociology* 112(6): 1775-810.
- Cliff, A. D. & J. K. Ord
1973 *Spatial Autocorrelation*. London: Pion Limited.
1981 *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion Limited.
- Dore, R. P.
1959 *Land Reform in Japan*. London: Oxford University Press. (= 1966、並木正吉・高木径子・蓮見音彦訳『日本の農地改革』岩波書店。)
- Erikson, R. & J. H. Goldthorpe
1992 *The Constant Flux: a Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Featherman, D. L., F. L. Jones, & R. M. Hauser
1975 Assumptions of Social Mobility Research in the U. S.: the Case of Occupational Status. *Social Science Research* 4(4): 329-60.
- Fortin, M. J. & M. R. T. Dale
2005 *Spatial Analysis: a Guide for Ecologists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gershuny, J.

- 2002a Beating the Odds (1): Inter-Generational Social Mobility from a Human Capital Perspective. *ISER Working Papers* (17).
https://www.iser.essex.ac.uk/files/iser_working_papers/2002-17.pdf
 (2015/9/18 アクセス)
- 2002b Beating the Odds (2): A New Index of Intergenerational Mobility. *ISER Working Papers* (18).
https://www.iser.essex.ac.uk/files/iser_working_papers/2002-18.pdf
 (2015/9/18 アクセス)
- Glass, D. V. ed.
 1954 *Social Mobility in Britain*. London: Routledge.
- Goodman, L. A.
 1968 The Analysis of Cross-Classified Data: Independence, Quasi-Independence, and Interactions in Contingency Tables with or without Missing Entries. *Journal of the American Statistical Association* 63(324): 1091–131.
- Haining, R.
 2003 *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Henebry, G. M.
 1995 Spatial Model Error Analysis Using Autocorrelation Indices. *Ecological Modelling* 82: 75-92.
- Hurlbert, S.
 1984 Pseudoreplication and the Design of Ecological Field Experiments. *Ecological Monographs* 54(2): 187-211.
- Ishida, H. & J. H. Goldthorpe
 1995 *Social Mobility in Contemporary Japan: Educational Credentials, Class and the Labour Market in a Cross-National Perspective*. London: Macmillan Press.
- Ishii-Kuntz, M.
 1994 *Ordinal Log-Linear Models*. London: Sage Publications.
- Lacombe, D. J.
 2004 Does Econometric Methodology Matter? An Analysis of Public Policy Using Spatial Econometric Techniques. *Geographical Analysis* 36(2): 105-18.
- Leamer, E. E.
 1978 *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Nonexperimental Data*. New York: John Wiley and Sons.
- Legendre, P., M. Dale, M. Fortin, J. Gurevitch, M. Hohn, & D. Myers
 2002 The Consequences of Spatial Structure for the Design and Analysis of Ecological Field Surveys. *Ecography* 25(5): 601-15.
- Legendre, P.
 1993 Spatial Autocorrelation: Trouble or New Paradigm? *Ecology* 74(6): 1659-73.
- LeSage, J. & R. K. Pace
 2009 *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press.
- Rawls, J.
 1971 *A Theory of Justice*. Massachusetts: Harvard University Press. (= 1979、矢島鈞次・篠塚慎吾・渡部茂『正義論』紀伊國屋書店。)
- Saunders, P.
 1996 *Unequal But Fair?: A Study of Class Barriers in Britain*. London: IEA Health and Welfare Unit.
- Slomczynski, K. M. & T. Krauze
 1984 Should the Framework of Structural vs. Circulation Mobility be Abandoned? If So, not because of Faulty Logic. *American Sociological Review* 49(6): 850-2.
- Sobel, M. E.
 1983 Structural Mobility, Circulation Mobility and the Analysis of Occupational Mobility: A Conceptual Mismatch. *American Sociological Review* 48(5): 721-7.
- Swift, A.
 2004 Would Perfect Mobility be Perfect? *European Sociological Review* (20) 1: 1-11
- Tukey, J. W.
 1977 *Exploratory Data Analysis*. Reading: Addison-Wesley Publishing Company.
 1980 We Need Both Exploratory and Confirmatory. *The American Statistician* 34(1): 23-5.
- Yasuda, S.
 1964 A Methodological Inquiry into Social Mobility. *American Sociological Review* 29(1): 16-23.