The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	世代間移動研究における方法の再検討
Author(s)	平尾, 一朗
Citation	大阪大学, 2012, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/1047
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

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

The University of Osaka

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

博士学位論文

平尾　一朗

2011 年 12 月

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

博士学位論文

平尾　一朗

2011 年 12 月

概要

平尾　一朗[†]

世代間移動とは親と子といった世代の間における社会的地位の移動を意味する。多くの研究では分析対象である社会の世代間移動表を分析して、その社会における機会の平等のある・なしを判断する。本研究ではこのような世代間移動研究における方法を再検討する。本稿の構成は大きく分けて 3 つあり、基本的な概念と問題設定、概念や分析枠組みについての再検討、そして、統計学的な問題の発見から統計的モデルの試論である。

まず、基本的な概念と問題設定までを扱った章の概略を述べたい。第 2 章「基本的な概念と方法」において、同分野における一般的な概念と方法を確認する。世代間移動表がどのようなデータ構成になっており、どういったものを指しているのかを示す。そして、開放性係数を代表とする指標によるアプローチと、対数線形モデルを代表とする統計的モデルによるアプローチの基本的な考え方を述べる。

第 3 章「先行研究といくつかの論点」において、先行研究の要約を中心に議論を進めていく。ただし、先行研究は機会の平等に言及するかしないか、方法が開放性係数か対数線形モデルか、により議論の雰囲気が異なっている。そのため、2 つの問いに従って先行研究をまとめた。第 1 の問いは機会の平等という社会規範がどのように同分野に持ち込まれたかである。というのも、機会の平等について全く言及せずに議論を終える研究もあり、やや混乱的であるためである。ここでの考察の結果、筆者はこの考え方を自覚的に持ち込んだのは安田三郎であると考えている。第 2 の問いは社会的流動性の語がどのように広まったかである。結果として、この概念は John H. Goldthorpe らによって広められたと考えて良いように思われる。この章の最後の節において、開放性係数と対数線形モデルで実際の移動表を分析し、開放性係数ならば機会の平等化を、対数線形モデルならば機会の不平等が結論となることを確認する。

以上のような問題設定を受けて、概念や分析枠組みについての再検討を行う。第 4 章「機会の平等の再検討」において、機会の平等・不平等の判断の不明瞭さの理由を議論する。この章の機会の平等の再検討は 3 つの検討によって構成される。第 1 に、マクロ社会学としての世代間移動研究の検討である。Adam Swift の完全移動批判を参考に、ミクロ、社会規範との接合の不十分さを指摘する。第 2 に、ミクロ水準の移動結果の検討であ

[†] e-mail: ichirohirao@gmail.com

る。社会規範との接合のため移動結果に伴う価値を社会的価値、家族的価値、個人的価値と分類する。第 3 に、価値の仮定によるマクロ水準の世代間移動の検討である。分類した価値を仮定して移動表の完全移動、完全非移動という極類型を分析する。これらの検討の結果、移動に伴う価値を考慮すれば、移動表に対して、機会の平等を基準として想定すべきでないこと、それに対し、機会の不平等を基準として想定できることが分かった。本章では、ミクロ・マクロ・リンクの問題を改善するためのひとつの方法として、比較的観点を強調した機会の平等化・不平等化という判断の方法を示す。

第 5 章「『構造』移動の再検討」において、構造移動 vs. 循環移動の分析枠組みがどのように形成され、指標から統計的モデルへのパラダイム転換の際にどのように扱われたのかを検討する。構造移動概念は安田三郎が開放性係数を発明する過程で生み出した概念であり、開放性係数があって初めて有意味な概念である。1983 年に Michael Sobel は対数線形モデルにおいて構造移動 vs. 循環移動の枠組みを用いるべきでない、と主張した。それは、統計学的な問題を社会学的な概念で覆い隠してしまっては、統計学的に解決できる問題も解決できなくなる、という意味ではないだろうか。この章では開放性係数の算出という目的を除いては、構造移動は用いるべきでない、という結論に達している。

最後に、統計学的な問題の発見から統計的モデルの試論までの概略を述べる。第 6 章「EDA の活用」において、探索的データ分析（EDA）の考え方に従い、移動表を可視化してデータを観察した。可視化した理由は同分野において社会学的な理論を含んだ議論があまりされていないためである。その結果、印象論的ではあるが、これまでに指摘されてこなかった変化する機会の不平等を捉えることができた。つまり、1940 年代の男性では農業同職中心で機会の不平等があったが、1990 年代の男性では中小ブルーカラー同職中心のそれへと変化していた。また、同分野の理論的な発展を阻害していたかもしれない移動表に含まれる特殊なパターンを発見した。そのパターンは空間統計学に従えば時空間的自己相関である。さらに、空間的自己相関の検定である Moran's I と時空間的自己相関の検定である Griffith's STI を移動表に対して実施し、それらの存在を統計学的にも確認した。

第 7 章「新しいアプローチ」において、近年飛躍的に発展していると言われる空間統計学の考え方を同分野に導入する。また、空間的自己相関の検定としての Moran's I、時空間的自己相関の検定としての Griffith's STI、そして、統計的モデルとしての空間自己回帰モデルを取り上げる。

第 8 章「空間自己回帰モデルを用いたモデリングの試論」において、第 1 の分析では対数線形モデルが移動表に含まれる時空間的自己相関に十分に対応しているかどうかを確認するため、ラグランジュ乗数検定を実施する。その結果、対数線形モデルは時空間的自己相関への対応が不十分であることがわかった。第 2 の分析では時空間的自己相関への対応の前段階として、空間自己回帰モデルを用いて移動表に対するモデリングを試みる。その結果、男性と女性ともに機会の平等化傾向が示された。今後の同分野におけるモデリングでは、複数の時空間的自己相関への対応を目指すべきである、という結論に達している。

本研究を通じて明らかになった今後の課題を述べると、最も重要なことは、世代間移動表に複数個含まれる時空間的自己相関に対応した統計的モデルを構築することである。空

間統計学の近年の発展は目覚ましいと言われるため、他分野との連携を模索すれば十分に解決できる問題であるはずである。このような統計学的な問題を解決したあとの課題ではあるが、以下のような課題がある。

第 1 に、機会の平等化・不平等化を如何に定義するかである。機会の平等化が以前よりも進んだため、これまで以上に議論の精度を高めていく必要がある。第 2 に、社会構造をどのように扱うかである。近年、必要性が認識されている制度と世代間移動レジームについての議論のために重要であると思われる。第 3 に、統計的モデルに拠らない素朴な移動表の解釈である。可視化された移動表の解釈は必ずしも容易ではない。その理由は、EDA の研究者である Natalia Andrienko らによると、我々の用いる言語そのものが線形であり非線形の対象の表現が難しいためである。そのため、今後何らかの工夫が必要であると思われる。

目次

概要 i

第 1 章 はじめに 1
1.1 世代間移動とは何か 1
1.2 方法の再検討の必要性 2
1.3 本研究の構成 2
1.4 扱いきれなかった問題 4

第 2 章 基本的な概念と方法 7
2.1 世代間移動表と記号の用法 7
2.2 指標によるアプローチ 10
2.3 対数線形モデルによるアプローチ 13
2.4 架空の分析例 21
2.5 まとめ 23

第 3 章 先行研究といくつかの論点 25
3.1 分野の大きな流れ 25
3.2 指標パラダイムにおける「機会の平等」 26
3.3 モデルパラダイムにおける社会的流動性 31
3.4 先行研究と仮説 35
3.5 変数と移動表の扱い 39
3.6 本研究で使用するデータと操作的定義 41
3.7 分析 41
3.8 本研究における問題——方法の再検討 46

第 4 章 機会の平等の再検討——Adam Swift の完全移動批判を参考に 47
4.1 再検討する問題の整理 47
4.2 マクロ水準の検討 48
4.3 移動結果の検討——価値の 3 分類 51
4.4 世代間移動の検討——移動表の極類型の考察 54

4.5 機会の平等の再検討の結果 56
4.6 結論 57

第 5 章 「構造」移動の再検討 —— Michael Sobel の枠組み批判の意義 59
5.1 構造移動を巡る混乱 59
5.2 構造移動 vs. 循環移動の枠組みの形成 60
5.3 パラダイムの転換 63
5.4 Sobel による分析枠組み批判と統計的モデルの分化 65
5.5 なぜ構造移動はこれほどまでに成功したのか？ 67
5.6 結論 68

第 6 章 EDA の活用——理論と方法のさらなる融合を目指して 69
6.1 従来の方法とその限界 69
6.2 EDA と世代間移動研究 70
6.3 移動表の可視化 72
6.4 扱いにくいパターン 75
6.5 結論 78

第 7 章 新しいアプローチ——空間統計学の導入 79
7.1 なぜ空間統計学が必要であるのか 79
7.2 空間データと空間重み行列 80
7.3 空間的自己相関と Moran's I 86
7.4 時空間的自己相関と Griffith's STI 92
7.5 空間自己回帰モデル 99
7.6 まとめ 104

第 8 章 空間自己回帰モデルを用いたモデリングの試論 105
8.1 移動表分析の困難 105
8.2 先行研究における取り組み 105
8.3 分析 1——ラグランジュ乗数検定 109
8.4 空間自己回帰モデルの導入 112
8.5 分析 2——空間自己回帰モデル 114
8.6 結論 119

第 9 章 おわりに 121
9.1 本研究における達成 121
9.2 今後の課題 123

［付記］ 125

［付録］ 127
付録 A 1940 年代から 1990 年代までの男女の世代間移動表 127
付録 B 移動表の可視化の例（R によるプログラム） 131
付録 C Griffith's STI 測度（R によるプログラム） 133

［文献］ 134

図目次

3.1 先行研究の方法と価値判断による分類基準 25
3.2 本人を表す階層の概念図 39
3.3 時系列分析法とコーホート比較法の概念図 40
3.4 安田の開放性係数による分析（男性） 42
3.5 安田の開放性係数による分析（女性） 42
3.6 男性の世代間移動における社会的流動性 45
3.7 女性の世代間移動における社会的流動性 45

4.1 世代間移動研究のミクロ・マクロ・リンク 47
4.2 移動結果に伴う価値の 3 分類 52

5.1 世代間移動が「構造」を含む 68
5.2 「構造」が世代間移動を含む 68

6.1 データ中心型の統計的モデリング 71
6.2 彩色した移動表 73
6.3 内挿法で表示した移動表 73
6.4 女性と男性における可視化した移動表 74

7.1 ポリゴンデータの例 81
7.2 ポリゴンデータに属性データを付加した例 81
7.3 愛媛県の地図を用いたポリゴンデータの例 81
7.4 ポリゴンデータに属性データとして愛媛県の人口を付加した例 81
7.5 格子データの例 82
7.6 格子データに属性データを付加した例 82
7.7 区域を示した格子データの例 83
7.8 ルーク型の近隣の定義 84
7.9 ビショップ型の近隣の定義 84
7.10 クイーン型の近隣の定義 84
7.11 空間的自己相関の概念図 86

8.1 ルーク型の空間重み行列 $\mathbf{W^{rook}}$ の定義 113
8.2 1940 年代の男性と女性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W^{1940mf}}$ の定義 113
8.3 1990 年代の男性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W^{1990m}}$ の定義 113
8.4 1990 年代の女性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W^{1990f}}$ の定義 113
8.5 可視化による採択したモデルの解釈 118

表目次

2.1 フランス革命前の身分における原データ（架空） 8
2.2 フランス革命前の移動表（架空） 8
2.3 観測度数の記号を表すクロス集計表 9
2.4 期待度数の記号を表すクロス集計表 9
2.5 独立モデルを適合させたときの期待値（架空） 14
2.6 独立モデルのパラメータ推定値（架空） 15
2.7 準独立モデルのパラメータ（架空） 17
2.8 準独立モデルのパラメータ推定値（架空） 17
2.9 架空の例に準独立モデルを適合させたときの期待値（架空） 17
2.10 独立モデルと準独立モデルの適合度（架空） 19
2.11 フランス革命の前と後の移動表の比較（架空） 20
2.12 モデルの階層性 20
2.13 開放性係数によるフランス革命の前と後の比較（架空） 21
2.14 対数線形モデルを 2 つの移動表に適合させたときの各モデルの適合度（架空） 22
2.15 採択したモデルの $\phi_h^P \delta_{ij}^{OD}$ の解釈（架空） 23
2.16 モデルのパラメータ推定値（架空） 24

3.1 先行研究の時系列的なまとめ 37
3.2 安田の開放性係数による分析（数値） 42
3.3 対数線形モデルの各モデルの適合度 44
3.4 男性の対数オッズ比 45
3.5 女性の対数オッズ比 45

4.1 完全移動の例 48
4.2 完全非移動の例 48

6.1 移動表の例（1940 年女性） 72
6.2 Moran's I と Griffith's STI の検定 76

7.1 移動表のデータの例 82
7.2 Moran's I のための簡単な例 89
7.3 Griffith's STI のための簡単な例 94
7.4 データの種類と空間自己回帰モデル 99

8.1 移動表の変化の例（架空） 108
8.2 LM 検定統計量 111
8.3 空間自己相関モデルの適合度（男性） 116
8.4 空間自己相関モデルの適合度（女性） 117

付表 1 1940 年代から 1990 年代までの女性の移動表 127
付表 2 1940 年代から 1990 年代までの男性の移動表 128

第 1 章

はじめに

1.1　世代間移動とは何か

本研究の焦点は社会移動論における世代間移動であり、とくにそれを考察するときの方法についてである。社会移動論において有名である安田三郎の『社会移動の研究』に従えば、社会移動とは「個人の社会的地位の移動」（安田 1971: 48）である。社会的地位には諸説あるかもしれないが、本研究では全く議論していないため社会的地位を職業分類の一種といったん考えておきたい。一般的に、社会移動は世代間移動と世代内移動の 2 つに分けて考察される。世代間移動とは親と子といった世代の間における社会的地位の移動であり、世代内移動とは個人の生涯における社会的地位の移動である。

本研究は前者のみを扱うが、その理由を述べるため、筆者にとっての同分野の魅力を 3 つ挙げたい。第 1 に、実証主義的に社会の歴史的な変化を把握できる、と言う点である。社会学の最初期の Auguste Comte も三段階の法則という歴史の発展法則を見出しているし（Comte 1830-42=1970）、その後の社会学もマクロ社会学的な歴史の変化には興味を持ち続けてきたはずである。そのような変化を世代間移動表によって把握できることは同分野の大きな魅力である。第 2 に、貴重なデータの存在である。社会調査の最初期より同分野で用いられるデータは収集されてきた。このことは 1 世紀以上前の人々の職業情報を 21 世紀にいる我々が把握できる、ということを意味する。そのようなデータは個人がどのように努力しても収集できない。したがって、その貴重なデータを用いて社会を観察できると言うことは、同分野の大きな魅力と言えよう。第 3 に、良質かつ厳格な先行研究の多さである。初めて社会移動を実証的に議論した P. A. Sorokin（［1927］1964）から考えたとしても、同分野の歴史は長く、全ての先行研究は把握できないほどに多い。また、統計学、政治哲学、フェミニズムといった分野でも世代間移動に関係する議論がなされることもある。そのため、様々な領域の多くの研究者によって議論されてきた事柄に触れることができる。この点も同分野の大きな魅力であると思われる。

1.2　方法の再検討の必要性

しかし、同分野は上記のような魅力がありつつも、残念ながら万全というわけではない。そう考えても良さそうな理由を 3 つ挙げる。第 1 に、方法により結論が異なる傾向がある。同分野では開放性係数のような指標を用いたアプローチと、対数線形モデルのような統計的モデルを用いたアプローチがある。全てが全てというわけではないにしろ、開放性係数ならば機会の平等化が指摘され、対数線形モデルならば機会の不平等が指摘される傾向がある。そうなると、機会の平等を指摘したい研究者は開放性係数を、機会の不平等を指摘したい研究者は対数線形モデルを用いる、ということになりかねない。つまり、一見、実証的で科学的に見えても、内実はまったく実証的でも科学的でもないということになりかねない。その点で検討の必要性があるように思われる。

第 2 に、概念の呼び名が複数あり混乱的である。たとえば、循環移動ならば、純粋移動、交換移動、相対移動、社会的流動性、オッズ比、OD の連関といった呼び名がある。このように多くの呼び名があるのは、おそらく、同分野における方法論的な議論の多さを表しているのではないかと思われる。たとえば、上記の概念ならば、循環移動の語はアメリカの E. F. Jackson & H. J. Crockett（1964）によって、純粋移動の語は日本の S. Yasuda（1964）によって示された。そして、相対移動と社会的流動性の語はイギリスの John H. Goldthorpe et al.（[1980] 1987）によって広められた。概念の呼び名がありすぎるのも好ましいことではないが、方法により概念が指すものが異なっている場合もあるため議論の余地がある。

第 3 に、データの素晴らしさに比べれば、示される社会学的知見は見劣りがするためである。世代間移動のデータはすでに 1 世紀分ほど蓄積されている。それにもかかわらず、同分野におけるマクロ社会学的な議論は成熟しているとは言い難い。つまり、本来ならば、マクロ社会学的な仮説検証型の議論がもっと多いはずなのである。しかしながら、そのような議論はそれほど多くなく、同分野が何らかの問題に行き詰まっているのではないか、と考えざるを得なかった。

以上のように考えれば、同分野における方法の再検討は筆者にとっては避けられなかった。

1.3　本研究の構成

本研究の構成は大きく分けて 3 つある。まず、基本的な概念と問題設定、つぎに、概念や分析枠組みについての再検討、そして、統計学的な問題の発見と統計的モデルの試論である。

1.3.1　基本概念と問題設定

第 2 章「基本的な概念と方法」において、同分野における一般的な概念と方法を確認する。なぜならば、本研究は方法を議論するためこれらのことを確認しておかなければ見通しが良くないためである。世代間移動表がどのようなデータ構成になっており、どういったものを指しているのかを示す。そして、開放性係数を代表とする指標によるアプローチと、対数線形モデルを代表とする統計的モデルによるアプローチの基本的な考え方を述べる。

第 3 章「先行研究といくつかの論点」において、先行研究の要約を中心に議論を進める。ただし、先行研究は機会の平等に言及するかしないか、方法が開放性係数か対数線形モデルか、により議論の雰囲気が異なっている。そのため、2 つの問いに従って先行研究をまとめた。第 1 の問いは機会の平等という社会規範はどのように同分野に持ち込まれたかである。というのも、機会の平等について全く言及せずに議論を終える研究もあり、やや混乱的であるためである。ここでの考察の結果、筆者はこの考え方を自覚的に持ち込んだのは Yasuda（1964）であると考えている。第 2 の問いは社会的流動性の語がどのように広まるようになったかである。結果として、この概念は Goldthorpe et al.（[1980] 1987）、R. Erikson & J. H. Goldthorpe （1992）によって広められたと考えて良いように思われる。この章の最後の節において、開放性係数と対数線形モデルで実際の移動表を分析し、開放性係数ならば機会の平等化を、対数線形モデルならば機会の不平等が結論となることを確認する。

1.3.2　概念の再検討

第 4 章「機会の平等の再検討」において、機会の平等・不平等の判断の不明瞭さの理由を議論する。この章の機会の平等の再検討は 3 つの検討によって構成される。第 1 に、マクロ社会学としての世代間移動研究の検討である。A. Swift （2004）の完全移動批判を参考に、ミクロ、社会規範との接合の不十分さを指摘する。第 2 に、ミクロ水準の移動結果の検討である。社会規範との接合のため移動結果に伴う価値を社会的価値、家族的価値、個人的価値と分類する。第 3 に、価値の仮定によるマクロ水準の世代間移動の検討である。分類した価値を仮定して移動表の完全移動、完全非移動という極類型を分析する。これらの検討の結果、移動に伴う価値を考慮すれば、移動表に対して機会の平等を基準として想定すべきでないこと、それに対し、機会の不平等を基準として想定できることが分かった。本章では、ミクロ・マクロ・リンクの問題を改善するためのひとつの方法として、比較的観点を強調した機会の平等化・不平等化という判断の方法を示す。

第 5 章「『構造』移動の再検討」において、構造移動 vs. 循環移動の分析枠組みがどのように形成され、指標から統計的モデルへのパラダイム転換の際にどのように扱われたのかを検討する。構造移動概念は Yasuda （1964）が開放性係数を発明する過程で生み出

した概念であり、開放性係数があって初めて有意味な概念である。1983 年に M. E. Sobel（1983）は対数線形モデルにおいて構造移動 vs. 循環移動の枠組みを用いるべきでない、と主張した。それは、統計学的な問題を社会学的な概念で覆い隠してしまっては、統計学的に解決できる問題も解決できなくなる、という意味ではないだろうか。この章では開放性係数の算出という目的を除いては、構造移動は用いるべきでない、という結論に達している。

1.3.3　統計的問題への対処

第 6 章「EDA の活用」において、探索的データ分析（EDA）の考え方に従い、移動表を可視化してデータを観察した。可視化した理由は同分野において社会学的な理論を含んだ議論があまりされていないためである。その結果、印象論的ではあるが、これまでに指摘されてこなかった変化する機会の不平等を捉えることができた。つまり、1940 年代の男性では農業同職中心で機会の不平等があったが、1990 年代の男性では中小ブルーカラー同職中心のそれへと変化していた。また、同分野の理論的な発展を阻害していたかもしれない移動表に含まれる特殊なパターンを発見した。そのパターンは空間統計学に従えば時空間的自己相関である。さらに、空間的自己相関の検定である Moran's I と時空間的自己相関の検定である Griffith's STI を移動表に対して実施し、それらの存在を統計学的にも確認した。

第 7 章「新しいアプローチ」において、近年飛躍的に発展していると言われる空間統計学の考え方を同分野に導入する。また、空間的自己相関の検定としての Moran's I、時空間的自己相関の検定としての Griffith's STI、そして、統計的モデルとしての空間自己回帰モデルを取り上げる。

第 8 章「空間自己回帰モデルを用いたモデリングの試論」において、第 1 の分析では対数線形モデルが移動表に含まれる時空間的自己相関に十分に対応しているかどうかを確認するため、ラグランジュ乗数検定を実施する。その結果、対数線形モデルは時空間的自己相関への対応が不十分であることがわかった。第 2 の分析では時空間的自己相関への対応の前段階として、空間自己回帰モデルを用いて移動表に対するモデリングを試みる。その結果、男性と女性ともに機会の平等化傾向が示された。そして、今後の同分野におけるモデリングでは、複数の時空間的自己相関への対応を目指すべきである、という結論に達している。

1.4　扱いきれなかった問題

世代間移動の研究は長い間なされてきたため先行研究がたいへん多い。そのため、残念ながら全ての先行研究を把握できなかった。とくに本研究でまったく議論できなかったと思われる論点を以下に挙げたい。

まず、同分野におけるジェンダーの観点を考察できなかった。階層論は長らくフェミ

ニズムから家父長制的である、もしくは、男性中心主義であると批判されてきた（Acker 1973）。たとえば、J. Acker （1973）は「［出身階層のような］家族の社会的地位が家庭の家父長の地位によって決定されている」（Acker 1973: 937）として同分野を批判する。このような議論を受けて、E. Beller （2009）や三輪哲 （2011）は出身階層を男性の稼得者のみならず、女性の稼得者と主婦を含めて構成する。それによりこれらの論文内においては、上記の問題点は改善されている。しかし、本研究では議論の簡単さのため、出身階層は男性の稼得者で代表されている。

つぎに、階級や階層の分類といった観点も取り上げていない。本研究では SSM 総合職業分類をほとんどそのまま用いている。このようにした理由は、日本で最も良く用いられてきた分類であり筆者にとって研究効率が良かったためである。同分野で世界的に最も良く用いられる分類は EGP 階級図式である（Erikson et al. 1979）。EGP 階級図式は厳格な階級分類であり、国際比較で特に良く用いられる。日本では三輪哲・石田浩 （2008）のように EGP 階級図式を分析で用いる研究もあるし、鹿又伸夫ほか （2008）のように SSM 総合職業分類から EGP 階級図式への変換を議論した研究もある。

国際比較研究も本研究では扱っていない。国際比較は世代間移動研究において重要な位置を占めている。それは Erikson & Goldthorpe （1992）において頂点に達し、R. Breen（2004）に引き継がれている。とくに Erikson & Goldthorpe （1992）の研究は雛型となり、様々な国で世代間移動の分析がなされた。たとえば、日本（Ishida & Goldthorpe 1995）、ロシア（Gerber & Hout 2004）、韓国（Park 2004）、チリ（Torche 2005）においても分析がなされている。

最後に、制度と世代間移動についてもほとんど議論できなかった。「社会学者は社会移動で観察された国際間の違いに対し、十分な制度的な説明をする移動レジームの節約的な分類法を長く模索してきた」（DiPrete 2002: 267-8）と言われるように、近年の社会移動論にとって制度的な議論をすることは重要な課題である（佐藤 2008）。

本研究で扱えなかった議論は多くあるが、本研究の議論は時系列の移動表を分析する場合、上記のすべての研究と関係するかもしれない。また、上記の研究はどこかで本研究の議論に行き詰まっている可能性があるかもしれない。そのように考えた場合、同分野において方法面の議論をすることは意義があると思われる。

第 2 章

基本的な概念と方法

2.1　世代間移動表と記号の用法

2.1.1　世代間移動表

革命が起こる前の 18 世紀中頃の啓蒙思想が広まり始めたフランスにおいて、仮に社会調査を実施できたとする。そうすると、世代間移動研究の興味に従えば、対象者の性別と年齢の情報に加えて、「あなたのご身分は何ですか？」と「あなたの親御さんのご身分は何ですか？」と質問して情報を収集するだけで十分に議論が可能である。革命前のフランスの身分は僧侶、貴族、平民の 3 つであるため、3 件法で尋ねることもできる[1)]。

首尾よく、100 人の人に上記の問いに答えてもらい、それをまとめたものが表 2.1 の原データ（raw data）である[2)]。原データの 1 行ごとはケースと呼ばれ、ここでは ID と親と本人の身分でできている。列は変数に当たる。変数（variable）とは、人や事象によって値が異なるような特性である。そして、変数には、人や事象などが持つ特性の種類に従って分類したものである離散変数（discrete variable）と、人や事象などが持つ特性の大きさや量によって分類したものである連続変数（continuous variable）がある。本研究で扱う変数は全て前者の離散変数である。表 2.1 を見れば、大ざっぱな雰囲気として、平民が多そうなことと、僧侶が少なそうなことが分かる。また、親が僧侶ならば子も僧侶、親が貴族ならば子も貴族、親が平民ならば子も平民というような傾向を見て取ることもできる。しかし、何らかの方法で整理されていた方がわかりやすい。

表 2.2 を見ていくと、たとえば、親が平民で子が平民である人が 39 人、親が貴族で子が僧侶の人は 8 人、また平民の出ならば貴族になりにくいようでもある。表 2.2 は原データをまとめたものであり、クロス集計表（crosstabulation）、もしくは分割表（joint contingency table）と呼ばれる。クロス集計表とは、2 つ以上の離散変数の値の分布を同時に示したものであり、複数の変数の間にどのような関係が存在するのかを確認できる。

---

1) フランス革命の歴史について、河野健二（1959）を参考にした。ただし、本章の架空のデータの値は同書とは無関係である。

2) 第 2 章の統計学の用語は G. W. Bohrnstedt & D. Knoke（1988）に従っている。

表 2.1　フランス革命前の身分における原データ（架空）

ID	親	本人	ID	親	本人	ID	親	本人	ID	親	本人
1	僧侶	僧侶	26	貴族	貴族	51	貴族	貴族	76	平民	平民
2	僧侶	僧侶	27	貴族	貴族	52	貴族	貴族	77	平民	平民
3	僧侶	僧侶	28	貴族	貴族	53	貴族	平民	78	平民	平民
4	僧侶	僧侶	29	貴族	貴族	54	貴族	平民	79	平民	平民
5	僧侶	僧侶	30	貴族	貴族	55	平民	僧侶	80	平民	平民
6	僧侶	僧侶	31	貴族	貴族	56	平民	僧侶	81	平民	平民
7	僧侶	僧侶	32	貴族	貴族	57	平民	僧侶	82	平民	平民
8	僧侶	僧侶	33	貴族	貴族	58	平民	僧侶	83	平民	平民
9	僧侶	僧侶	34	貴族	貴族	59	平民	貴族	84	平民	平民
10	僧侶	僧侶	35	貴族	貴族	60	平民	貴族	85	平民	平民
11	僧侶	貴族	36	貴族	貴族	61	平民	貴族	86	平民	平民
12	僧侶	貴族	37	貴族	貴族	62	平民	平民	87	平民	平民
13	僧侶	貴族	38	貴族	貴族	63	平民	平民	88	平民	平民
14	僧侶	貴族	39	貴族	貴族	64	平民	平民	89	平民	平民
15	僧侶	貴族	40	貴族	貴族	65	平民	平民	90	平民	平民
16	僧侶	平民	41	貴族	貴族	66	平民	平民	91	平民	平民
17	貴族	僧侶	42	貴族	貴族	67	平民	平民	92	平民	平民
18	貴族	僧侶	43	貴族	貴族	68	平民	平民	93	平民	平民
19	貴族	僧侶	44	貴族	貴族	69	平民	平民	94	平民	平民
20	貴族	僧侶	45	貴族	貴族	70	平民	平民	95	平民	平民
21	貴族	僧侶	46	貴族	貴族	71	平民	平民	96	平民	平民
22	貴族	僧侶	47	貴族	貴族	72	平民	平民	97	平民	平民
23	貴族	僧侶	48	貴族	貴族	73	平民	平民	98	平民	平民
24	貴族	僧侶	49	貴族	貴族	74	平民	平民	99	平民	平民
25	貴族	貴族	50	貴族	貴族	75	平民	平民	100	平民	平民

表 2.2　フランス革命前の移動表（架空）

	子の身分			
	僧侶	貴族	平民	計
親の身分				
僧侶	10	5	1	16
貴族	8	28	2	38
平民	4	3	39	46
計	22	36	42	100

とくに、クロス集計表の分布に関して言えば、2 つ以上の変数の分布が含まれる部分を同時分布と言い、1 変数の分布の情報である部分を周辺分布や周辺度数という。また、同時分布を構成する 1 つずつの数値の枠組みはセル（cell）と呼ばれている。周辺度数に関して、とくに行の和であるものが行周辺度数（row marginals）であり、列の和が列周辺度数（column marginals）である。

このようなクロス集計表を世代間移動研究においては**世代間移動表（intergenerational mobility table**）や移動表と呼ぶ。ここでは、身分によって分類されているが、一般的には行側に本人の親の職業カテゴリや**出身階層**、**出身階級**、列側に本人の職業カテゴリや**到達階層**、**到達階級**を配置することが多い。また、英語では前者を **Origin**、後者を **Destination** と呼ぶため、数式における表記では頭文字をとって O や D と表現することがある。以上のような世代間移動表が本研究における主題であり、本研究で言及されるデータの全てがこのような移動表の形式に従っている。

表 2.3　観測度数の記号を表すクロス集計表

	列				
	分類 1	分類 2	...	分類 J	計
行					
分類 1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1J}	$n_{1\bullet}$
分類 2	n_{21}	n_{22}		n_{2J}	$n_{2\bullet}$
⋮	⋮		⋱	⋮	⋮
分類 I	n_{I1}	n_{I2}	...	n_{IJ}	$n_{I\bullet}$
計	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 2}$	...	$n_{\bullet J}$	N

表 2.4　期待度数の記号を表すクロス集計表

	列				
	分類 1	分類 2	...	分類 J	計
行					
分類 1	m_{11}	m_{12}	...	m_{1J}	$m_{1\bullet}$
分類 2	m_{21}	m_{22}		m_{2J}	$m_{2\bullet}$
⋮	⋮		⋱	⋮	⋮
分類 I	m_{I1}	m_{I2}	...	m_{IJ}	$m_{I\bullet}$
計	$m_{\bullet 1}$	$m_{\bullet 2}$	...	$m_{\bullet J}$	M

2.1.2　記号の用法

次に、本研究では多くの記号を数式や図表で用いるため、その用法をまとめたい。まず、移動表の観測度数を表すときの記号は表 2.3 に従い、期待度数を表すときの記号は表 2.4 に従う。期待度数の記号は後述の対数線形モデルのアプローチで用いるが、ここではとくに観測度数の記号を例として説明する。

一般に、変数の 1 次の項からなる式を一次形式、2 次の項からなる式を二次形式と呼ぶ。ここでは前者を表すときの添え字として i を用い、後者を表すときの添え字として i と j を用いる。それぞれ $1 \leq i \leq I$、$1 \leq j \leq J$ の値をとる。そうすると、n_{ij} はセルの度数、$n_{i\bullet}$ は行周辺度数、$n_{\bullet i}$ は列周辺度数となる。また N はケース数を表す。たとえば、表 2.2 における n_{11} は、親が僧侶で子が僧侶であるセルであり 10 人である。$n_{2\bullet}$ は行周辺度数における貴族であるため 38 人である。なお、上記以外の記号で、$\bar{n}_i$ は行周辺度数と列周辺度数をそれぞれ比較した場合の最小値 $\bar{n}_i = \min(n_{i\bullet}, n_{\bullet i})$ を意味し、$\hat{n}_i$ は行周辺度数と列周辺度数をそれぞれ比較した場合の最大値 $\hat{n}_i = \max(n_{i\bullet}, n_{\bullet i})$ を意味するものとする。

対角のセルは $n_{11}, n_{22}, \ldots, n_{IJ}$ であるが、$i = j$ という特徴があるため、

$$\begin{aligned} n_{11} + n_{22} + \ldots + n_{IJ} &= \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} n_{ij} \quad (i = j \text{ のとき}) \\ &= \sum_{i=1}^{I} n_{ii} \end{aligned}$$

と表すことができる。前者が二次形式であるが条件がついているためやや煩雑である。それに対し、後者は一次形式でありシンプルに表すことができる。ただし、後者の場合は移動表が正方表である必要がある。表 2.2 の例ならば 10 + 28 + 39 = 77 である。

なお、総和を意味する Σ は

$$N = \sum_{i=1}^{I} \sum_{j=1}^{J} n_{ij} = \sum_{i,j} n_{ij} = \Sigma\Sigma n_{ij}$$

のように表記されて全て同じ意味になる。$\Sigma\Sigma n_{ij}$ のように書かれるのは前後の文脈から判断できるためであり、このようにすることで式が煩雑になることを避けられる。また、対角以外の総和は以下のように書かれる。

$$N - \sum_{i=1}^{I} n_{ii} = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^{I} \sum_{j=1}^{J} n_{ij} = \sum_{\substack{i,j \\ i \neq j}} n_{ij}$$

最初のものが総度数から対角を除いたもので、その他は対角以外を意味する $i \neq j$ の総和である。表 2.2 の例ならば、5 + 1 + 8 + 2 + 4 + 3 = 23 人である。

2.2　指標によるアプローチ

それでは安田（1971: 65-127）に従って係数を示していく。世代間移動研究の方法の大きな流れとして、Yasuda （1964）や安田三郎 （1971）を頂点とする指標によるアプローチと、David L. Featherman et al. （1975）を初めとする対数線形モデルによるアプローチがある。現在の主流は前者のアプローチではなく後者のアプローチである。しかしながら、Yasuda （1964）の前には後述の指標や係数は数式によってしっかり定義される事も少なかったし、方法も混乱していた。その意味において Yasuda （1964）や安田 （1971）は同分野の分析上の基礎概念や分析上の枠組みを決定づけた、と言っても過言ではない。とはいえ、Yasuda （1964）の提案した概念の呼び名が一般的になったというわけでもないため、ここでは安田が明瞭にした概念を近年、最も良く用いられる呼び名で示す。安田（1971）において個別の階層に対して定義された係数と、1 つの移動表に対して定義された係数を示し、表 2.2 を例として具体的に計算する。

2.2.1　個別の階層に対して

まず、対角のセルを行周辺度数で割ったものは、世襲率と呼ばれる。

$$\text{世襲率} = \frac{n_{ii}}{n_{i\bullet}} \tag{2.1}$$

僧侶の世襲率は $\frac{n_{11}}{n_{1\bullet}} = \frac{10}{16} = 0.625$、貴族の世襲率は $\frac{n_{22}}{n_{2\bullet}} = \frac{28}{38} \simeq 0.737$、平民の世襲率は $\frac{n_{33}}{n_{3\bullet}} = \frac{39}{46} \simeq 0.848$ である。次に、対角のセルを列周辺度数で割ったものは、同職率と呼ばれる。

$$\text{同職率} = \frac{n_{ii}}{n_{\bullet i}} \tag{2.2}$$

僧侶の同職は $\frac{n_{11}}{n_{\bullet 1}} = \frac{10}{22} \simeq 0.455$、貴族の同職は $\frac{n_{22}}{n_{\bullet 2}} = \frac{28}{36} \simeq 0.778$、平民の同職は $\frac{n_{33}}{n_{\bullet 3}} = \frac{39}{42} \simeq 0.929$ である。世襲率と同職率はともに対角を見ているが、親側から見るか本人側からみるか、という違いがある。

行周辺度数から対角を除き、それを行周辺度数で割ったものを流出率という。

$$\text{流出率} = \frac{(n_{i\bullet} - n_{ii})}{n_{i\bullet}} \tag{2.3}$$

僧侶では $\frac{(n_{1\bullet}-n_{11})}{n_{1\bullet}} = \frac{(16-10)}{16} = 0.375$、貴族では $\frac{(n_{2\bullet}-n_{22})}{n_{2\bullet}} = \frac{(38-28)}{38} \simeq 0.263$、平民では $\frac{(n_{3\bullet}-n_{33})}{n_{3\bullet}} = \frac{(46-39)}{46} \simeq 0.152$ である。それに対し、列周辺度数から対角を除き、それを列周辺度数で割ったものを流入率という。

$$\text{流入率} = \frac{(n_{\bullet i} - n_{ii})}{n_{\bullet i}} \tag{2.4}$$

僧侶では $\frac{(n_{\bullet 1}-n_{11})}{n_{\bullet 1}} = \frac{(22-10)}{22} \simeq 0.545$、貴族では $\frac{(n_{\bullet 2}-n_{22})}{n_{\bullet 2}} = \frac{(36-28)}{36} \simeq 0.222$、平民では $\frac{(n_{\bullet 3}-n_{33})}{n_{\bullet 3}} = \frac{(42-39)}{42} \simeq 0.071$ である。流出率と流入率はともに対角以外を考察しており、ここでも親側から見るか本人側からみるか、という違いである。これらの指標は、世襲率 + 流出率 = 1、同職率 + 流入率 = 1 になるという特徴がある。

2.2.2　移動表の全体に対して

つぎに、1 つの移動表より 1 つの値が算出される指標を示す。移動した人を全てのケース数で割った値を**事実移動**や**絶対移動**と呼ぶ。それは以下のように定義される（安田 1971: 66-74）。

$$\text{事実移動係数} = \frac{1}{N}(N - \sum_i n_{ii}) \tag{2.5}$$

例では、事実移動係数は $\frac{1}{100}(100 - (10 + 28 + 39)) = 0.23$ である。

上昇移動係数と下降移動係数は階層分類において上下がはっきりしていなければ使いにくい。そのため、必ずしもよく使われるわけではないが、何らかの形でこの係数の発想が

同分野に流れているのも事実である。まず、上昇移動係数は移動表の対角線の左下を上昇移動と見なし、その総和を全体のケース数で割った値である。

$$\text{上昇移動係数} = \sum_{\substack{i,j \\ i>j}} \frac{n_{ij}}{N} \tag{2.6}$$

つまり、$\frac{(8+4+3)}{100} = 0.15$ のようになる。そして、下降移動係数はその逆で移動表の右上を下降移動と見なし、その総和を全体のケース数で割った値である。

$$\text{下降移動係数} = \sum_{\substack{i,j \\ i<j}} \frac{n_{ij}}{N} \tag{2.7}$$

例では $\frac{(5+1+2)}{100} = 0.08$ のようになる[3)]。

移動表の父職と子職の周辺分布を比較することによって求められるものは**構造移動**や**強制移動**と呼ばれる。これは父職と子職の職業構造の変化を除くためのものである（安田 1971: 119-122）。

$$\text{構造移動係数} = \frac{1}{2N} \sum_{i} |n_{i\bullet} - n_{\bullet i}| \tag{2.8}$$

具体例で考えると、構造移動係数は $\frac{1}{2\times100}(|16-22| + |38-36| + |46-42|) = 0.06$ である。

次に、事実移動から強制移動を除いたものは**循環移動**、**純粋移動**、**交換移動**という呼び名がある。式はこのように表すことができる[4)]。

$$\text{循環移動係数} = \frac{1}{N} \sum_{i} (\bar{n}_i - n_{ii}) \tag{2.9}$$

この場合、$\bar{n}_i$ とは周辺度数においてそれぞれの $n_{i\bullet}$ と $n_{\bullet i}$ を比較した場合の最小値である。表 2.2 の例では、循環移動係数は $\frac{1}{100}((16-10)+(36-28)+(42-39)) = 0.17$ である。これらの値は、事実移動係数=構造移動係数 + 循環移動係数という関係が成り立つ。具体例で考えると、$0.23 = 0.06 + 0.17$ となる。

安田の開放性係数はセル別の個別的開放性係数と移動表全体を対象とした総合的開放性係数の 2 つがあるが、ここでは後者のみを示す（安田 1971: 90-4）。

$$\text{総合的開放性係数} = \frac{\sum \bar{n}_i - \Sigma n_{ii}}{\Sigma \bar{n}_i - \Sigma \hat{n}_i \bar{n}_i / N} \tag{2.10}$$

---

3) よく似た概念に分類の上下の考え方を緩めた、Erikson & Goldthorpe （1992）の垂直移動と水平移動の概念もある。ただし、それらの概念は Erikson & Goldthorpe （1992）の階級分類と不可分である。

4) 安田三郎は純粋移動係数の式を彼の『社会移動の研究』で定義していない。この係数は第 5 章で触れるが、対数線形モデルの適用で議論の焦点となっている。

表 2.2 の例ならば、

$$
\begin{aligned}
\text{総合的開放性係数} &= \frac{(16+36+42)-(10+28+39)}{(16+36+42)-(\frac{22\times16}{100}+\frac{38\times36}{100}+\frac{46\times42}{100})} \\
&= \frac{94-77}{94-(3.52+13.68+19.32)} \\
&\simeq 0.296
\end{aligned}
$$

となる。この係数は純粋移動の統計的独立を基準として、そこからの離れ具合を指標化したものである。総合開放性係数は理論的には 0 から 1 の値を取る。

2.3　対数線形モデルによるアプローチ

対数線形モデル（log-linear model）とは、クロス集計表の期待度数を被説明変数とし、変数や変数の連関を説明変数として、被説明変数を予測するモデルである。対数に変換することでパラメータの推定をより柔軟にし、変数の間における一種の線形関係を仮定しているモデルである[5)]。対数線形モデルは L. A. Goodman （1968）によって開発され、Featherman et al. （1975）によって社会移動論に持ち込まれた。

2.3.1　独立モデルを用いた説明

2 変数における統計的独立を仮定したときの期待度数は、表 2.3 と表 2.4 の記号法に従えば、

$$
m_{ij} = \frac{n_{i\bullet} \times n_{\bullet j}}{N} \tag{2.11}
$$

のように定義できる。この式の両辺を対数変換し展開する。

$$
\begin{aligned}
\log m_{ij} &= \log\left(\frac{n_{i\bullet} \times n_{\bullet j}}{N}\right) \\
&= -\log N + \log n_{i\bullet} + \log n_{\bullet j}
\end{aligned} \tag{2.12}
$$

それを、以下のようにラムダ式を用いて表記したものが対数線形モデルで最もよく使われる表現である。

$$
\log m_{ij} = \lambda + \lambda_i + \lambda_j \tag{2.13}
$$

ここでは λ が $-\log N$ に、λ_i が $\log n_{i\bullet}$ に、λ_j が $\log n_{\bullet j}$ に対応する。とくに移動表の分析では、出身階層と到達階層の英語である Origin と Destination の頭文字を用いて、

$$
\log m_{ij} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_j^D \tag{2.14}
$$

とされることが多い。これが最もシンプルなモデルである独立モデルである。

[5)] 本節の対数線形モデルの説明文は R. Christensen（1997）、M. Ishii-Kuntz（1994）、P. Mair（2006）、太郎丸博（2005）、J. K. Vermunt（1997b）を参照した。

表 2.5　独立モデルを適合させたときの期待値（架空）

	子の身分			
	僧侶	貴族	平民	計
親の身分				
僧侶	3.52	5.76	6.72	16
貴族	8.36	13.68	15.96	38
平民	10.12	16.56	19.32	46
計	22.00	36.00	42.00	100

それでは、式 2.11 や式 2.14 に従って、表 2.2 における独立モデルの期待度数を計算したい。まず、式 2.11 に従う方法で計算すると、以下のようになる。

$$
\begin{aligned}
m_{11} &= \frac{n_{1\bullet} \times n_{\bullet 1}}{N} = \frac{16 \times 22}{100} = 3.52 \\
m_{12} &= \frac{n_{1\bullet} \times n_{\bullet 2}}{N} = \frac{16 \times 36}{100} = 5.76 \\
m_{13} &= \frac{n_{1\bullet} \times n_{\bullet 3}}{N} = \frac{16 \times 42}{100} = 6.72 \\
m_{21} &= \frac{n_{2\bullet} \times n_{\bullet 1}}{N} = \frac{38 \times 22}{100} = 8.36 \\
m_{22} &= \frac{n_{2\bullet} \times n_{\bullet 2}}{N} = \frac{38 \times 36}{100} = 13.68 \\
m_{23} &= \frac{n_{2\bullet} \times n_{\bullet 3}}{N} = \frac{38 \times 42}{100} = 15.96 \\
m_{31} &= \frac{n_{3\bullet} \times n_{\bullet 1}}{N} = \frac{46 \times 22}{100} = 10.12 \\
m_{32} &= \frac{n_{3\bullet} \times n_{\bullet 2}}{N} = \frac{46 \times 36}{100} = 16.56 \\
m_{33} &= \frac{n_{3\bullet} \times n_{\bullet 3}}{N} = \frac{46 \times 42}{100} = 19.32
\end{aligned}
$$

この期待度数をまとめたものが表 2.5 である。

しかしながら、上記のように簡単に期待度数の計算ができるものは独立モデルくらいであり、より複雑なモデルでは計算は難しい。そのため、ほとんどの実際の分析では何らかのプログラムを用いる。本研究では J. K. Vermunt（1997a）によって開発された lem というプログラムを用いている。

一般的に、対数線形モデルのプログラムは、たとえば式 2.14 にあるようなパラメータの推定値を算出する。ただし、パラメータ推定値の計算法にはいくつかあり、代表的なものとして、ダミー・コーディング（dummy coding）によるもの、エフェクト・コーディング（effect coding）によるものがある[6)]。前者のものはクロス集計表のカテゴリにおけるど

[6)] ソフトウェアならば、SPSS や R の gnm パッケージ（Turner & Firth 2011）はダミー・コーディングを採用しているようである。いっぽう、lem はエフェクト・コーディングをデフォルトで採用している。ここで言うエフェクト・コーディングとは、Vermunt（1997b: 9-11）の語法に従ったものであるが、P. Mair（2006）の語法ではエフェクト・コーディングはまた別物であり、オーソゴナル・コーディング（orthogonal coding）がこれに当たるようである（Mair 2006: 56-60）。

表 2.6　独立モデルのパラメータ推定値（架空）

λ	2.279
λ_1^O	−0.640
λ_2^O	0.225
λ_3^O	0.416
λ_1^D	−0.380
λ_2^D	0.113
λ_3^D	0.267

れか 1 つを基準として、それに対する推定値を計算する。いっぽう、後者は基準を設定せず、制約を設けて推定値を計算する方法である。制約とは例えば、

$$\sum_i \lambda_i^O = \sum_j \lambda_j^D = 0 \tag{2.15}$$

のようなものである。このようにすると、計算される値はそのクロス集計表におけるあたかも標準化された値のようになるため、エフェクト・コーディングはとくに複数のクロス集計表を比較するような場合に良く用いられる。本研究では、移動表のトレンドの比較を重視しているため、後者のエフェクト・コーディングを用いる。

lem を用いて、表 2.2 のデータに独立モデルを当てはめて、式 2.15 の制約のもと計算したパラメータ推定値は表 2.6 のようになる。このパラメータ推定値を用いて期待度数を計算する。とくに、期待度数 m_{11} の場合ならば、

$$\begin{aligned}
\log m_{11} &= \lambda + \lambda_1^O + \lambda_1^D \\
&= 2.279 - 0.640 - 0.380 \\
&= 1.259 \\
\exp(\log m_{11}) &= \exp(1.259) \\
m_{11} &\simeq 3.52
\end{aligned}$$

のようになる。このようにして、他の期待度数も求めると以下のようになる。なお、便宜上、式は指数を用いて表現している。

$$\begin{aligned}
m_{12} &= \exp(\lambda + \lambda_1^O + \lambda_2^D) = \exp(2.279 - 0.640 + 0.113) \simeq 5.766 \\
m_{13} &= \exp(\lambda + \lambda_1^O + \lambda_3^D) = \exp(2.279 - 0.640 + 0.267) \simeq 6.726 \\
m_{21} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_1^D) = \exp(2.279 + 0.225 - 0.380) \simeq 8.365 \\
m_{22} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_2^D) = \exp(2.279 + 0.225 + 0.113) \simeq 13.695 \\
m_{23} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_3^D) = \exp(2.279 + 0.225 + 0.267) \simeq 15.975 \\
m_{31} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_1^D) = \exp(2.279 + 0.416 - 0.380) \simeq 10.125 \\
m_{32} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_2^D) = \exp(2.279 + 0.416 + 0.113) \simeq 16.577 \\
m_{33} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_3^D) = \exp(2.279 + 0.416 + 0.267) \simeq 19.337
\end{aligned}$$

複雑な推定法を用いているため期待度数が表 2.5 とやや異なるかもしれないが、ほぼ同じであることを確認できる。

つぎに、自由度について述べたい。自由度とはクロス表ならば周辺度数を固定したときに、値を変化させることができるセルの数を意味する。対数線形モデルでも同様にパラメータ推定値が与えられたときに、値を変化させることができるセルの数を意味すると言えよう。また、自由度が大きいほど簡単なモデルであり、自由度が小さいほど複雑なモデルである。公式的に考えるならば、全ての変数のカテゴリ数を、全体の効果分と推定するパラメータの数を 1 つだけ引いたものによって、引いたものが自由度に当たる。たとえば、2 変数の独立モデルであるならば、

$$\text{d.f.} = I \times J - 1 - (I-1) - (J-1) \tag{2.16}$$

のようになる[7)]。したがって、独立モデルならば、ここでは $I = 3$、$J = 3$ であるため、

$$\text{d.f.} = 3 \times 3 - 1 - (3-1) - (3-1) = 4$$

となる。自由度とモデルの式を比較すれば、パラメータが増えるたびに、自由度が減少するという関係が見られる。

尤度比統計量はモデル選択の指標を計算するときに重要な役割を果たす。

$$L^2 = 2\sum_{i,j} n_{ij} \log\left(\frac{n_{ij}}{m_{ij}}\right) \tag{2.17}$$

尤度比統計量を独立モデルの例に従って求めるならば、

$$\begin{aligned} L^2 =& 2 \times \left(10 \times \log\left(\frac{10}{3.52}\right) + 5 \times \log\left(\frac{5}{5.76}\right) + 1 \times \log\left(\frac{1}{6.72}\right)\right. \\ &+ 8 \times \log\left(\frac{8}{8.36}\right) + 28 \times \log\left(\frac{28}{13.68}\right) + 2 \times \log\left(\frac{2}{15.96}\right) \\ &\left.+ 4 \times \log\left(\frac{4}{10.12}\right) + 3 \times \log\left(\frac{3}{16.56}\right) + 39 \times \log\left(\frac{39}{19.32}\right)\right) \\ \simeq& 83.869 \end{aligned}$$

のようになる。

2.3.2　準独立モデルにおけるパラメータの設定

対数線形モデルではパラメータを設定して、モデルを構築していくことが可能である。世代間移動研究において、その最も代表的なものは**準独立モデル（quasi-independence model）**である。移動表において、対角とは父職から見れば世襲、本人職から見れば同職である。まず、対角を除く場合のパラメータを表 2.7 に示す。これは、以下の式のように表すこともできる。

$$\delta_{ij}^{OD} = \begin{cases} i & (i = j \text{ のとき}) \\ 0 & (i \neq j \text{ のとき}) \end{cases} \tag{2.18}$$

7) 式 2.16 を整理すると d.f. $= (I-1)(J-1)$ になる。このように冗長に表現するのは、対数線形モデルのモデル式と自由度の式を比較したときの、見通しのよさを重視するためである。

表 2.7　準独立モデルのパラメータ（架空）

	子の身分		
	僧侶	貴族	平民
親の身分			
僧侶	1	0	0
貴族	0	2	0
平民	0	0	3

表 2.8　準独立モデルのパラメータ推定値（架空）

λ	1.158
λ_1^O	0.005
λ_2^O	0.385
λ_3^O	−0.390
λ_1^D	0.563
λ_2^D	0.401
λ_3^D	−0.964
δ_{11}^{OD}	0.577
δ_{22}^{OD}	1.388
δ_{33}^{OD}	3.859

表 2.9　架空の例に準独立モデルを適合させたときの期待値（架空）

	子の身分			
	僧侶	貴族	平民	計
親の身分				
僧侶	10.00	4.78	1.22	16
貴族	8.22	28.00	1.78	38
平民	3.78	3.22	38.99	46
計	22.00	36.00	42.00	100

ここでは、独立モデルに対し、表 2.7 の 1, 2, 3 が異なる、ということを示している。すなわち、独立モデルにおいて、このパラメータを設定した部分のみが別に推定される。

この準独立モデルをモデルの式で示せばこのようになる。

$$\log m_{ij} = \lambda + \lambda_i^O + \lambda_i^D + \delta_{ij}^{OD} \tag{2.19}$$

このモデルは式 2.14 に δ_{ij}^{OD} を加えたものである。つまり、独立モデルにおいて δ_{ij}^{OD} だけモデルが複雑になっている。パラメータ 3 つ分だけモデルが複雑になっているため、自由度は

$$\text{d.f.} = 3 \times 3 - 1 - (3-1) - (3-1) - 3 = 1$$

となる。

このようにして、プログラムで計算したパラメータ推定値が表 2.8 である。プログラムによって出された期待度数を表 2.9 に示す。この期待度数も式 2.19 のモデルの式で計算

できる。

$$
\begin{aligned}
m_{11} &= \exp(\lambda + \lambda_1^O + \lambda_1^D + \delta_{11}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.005 + 0.563 + 0.577) \simeq 10.004 \\
m_{12} &= \exp(\lambda + \lambda_1^O + \lambda_2^D + \delta_{12}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.005 + 0.401 + 0) \simeq 4.778 \\
m_{13} &= \exp(\lambda + \lambda_1^O + \lambda_3^D + \delta_{13}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.005 - 0.964 + 0) \simeq 1.220 \\
m_{21} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_1^D + \delta_{21}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.385 + 0.563 + 0) \simeq 8.215 \\
m_{22} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_2^D + \delta_{22}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.385 + 0.401 + 1.388) \simeq 27.994 \\
m_{23} &= \exp(\lambda + \lambda_2^O + \lambda_3^D + \delta_{23}^{OD}) = \exp(1.158 + 0.385 - 0.964 + 0) \simeq 1.784 \\
m_{31} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_1^D + \delta_{31}^{OD}) = \exp(1.158 - 0.390 + 0.563 + 0) \simeq 3.785 \\
m_{32} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_2^D + \delta_{32}^{OD}) = \exp(1.158 - 0.390 + 0.401 + 0) \simeq 3.219 \\
m_{33} &= \exp(\lambda + \lambda_3^O + \lambda_3^D + \delta_{33}^{OD}) = \exp(1.158 - 0.390 - 0.964 + 3.859) \simeq 38.978
\end{aligned}
$$

また、先ほどと同じく準独立モデルにおける尤度比統計量も計算すると、

$$
\begin{aligned}
L^2 =& 2 \times \left(10 \times \log\left(\frac{10}{10.004}\right) + 5 \times \log\left(\frac{5}{4.778}\right) + 1 \times \log\left(\frac{1}{1.220}\right) \right. \\
&+ 8 \times \log\left(\frac{8}{8.215}\right) + 28 \times \log\left(\frac{28}{27.994}\right) + 2 \times \log\left(\frac{2}{1.784}\right) \\
&\left. + 4 \times \log\left(\frac{4}{3.785}\right) + 3 \times \log\left(\frac{3}{3.219}\right) + 39 \times \log\left(\frac{39}{38.978}\right) \right) \\
\simeq& 0.115
\end{aligned}
$$

となる。

2.3.3　モデルの比較

対数線形モデルを利用するとき、複数のモデルを構築してどれが現実を一番説明しうるかを比較して検討する。その中に含まれるものが独立モデルであり、また準独立モデルである。一般的にモデルの選択は、モデルがデータに適合しているか、モデルが簡単であるか、という 2 つの基準を満たすようにして選択される[8)]。

そのような基準のもと、良く用いられるものは尤度比統計量を用いて算出された赤池情報量統計量（AIC）やベイズ情報量統計量（BIC）である。これらは、モデルの適合と簡単さのバランスを表す指標であり、この値が小さければ小さいほど、バランスが良く解釈可能性に優れているとされる。ところで、最も適合するモデルを採択する際、AIC と BIC が示すモデルが異なることがあるが、その場合は論文内でどちらが重視されているかが言明されていれば良いと言われている。AIC と BIC はそれぞれ、

$$AIC = L^2 - 2\text{d.f.} \tag{2.20}$$

[8)] 簡素性（parsimonious）、統一性（unification）、場当たり的でない（non ad hocness）という基準がある（Forster & Sober 1994）。M. Forster & E. Sober （1994）によると統計的モデルがこれらを満たすことでより科学的になり、予測可能性が増す。

表 2.10　独立モデルと準独立モデルの適合度（架空）†.

	L^2	d.f.	BIC	AIC	ΔL^2
独立モデル					
$[O][D]$	83.9	4	65.4	75.9	
準独立モデル					**独立 vs. 準独立**
$[O][D][OD]^{\delta}$	0.1	1	−4.5	−1.9	83.8^{***}

†.　*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

$$BIC = L^2 - \text{d.f.} \times \log(N) \tag{2.21}$$

である。それぞれ独立モデルの例では、

$$AIC = 83.869 - 2 \times 4 = 75.869$$
$$BIC = 83.869 - 4 \times \log(100) \simeq 65.448$$

であり、準独立モデルの例では、

$$AIC = 0.115 - 2 \times 1 = -1.885$$
$$BIC = 0.115 - 1 \times \log(100) \simeq -4.490$$

である。

また、尤度比統計量は簡単なモデルとそれよりも複雑なモデルの差によって、尤度比検定を実施できる。簡単なモデルを H_0、それよりも複雑なモデルを H_1 とすると、

$$\Delta L^2 = L^2_{\mathrm{H}_0} - L^2_{\mathrm{H}_1} \sim \chi^2(\text{d.f.}_{\mathrm{H}_0} - \text{d.f.}_{\mathrm{H}_1}) \tag{2.22}$$

となる。ΔL^2 は、簡単なモデルの自由度と複雑なモデルの自由度の差を自由度とするカイ二乗分布に従う。なお、次の項で触れるが、尤度比検定は簡単なモデルとそれよりも複雑なモデルの比較であるため、検定を実施するためには後者が前者を包含している必要がある。独立モデルと準独立モデルの例で検定すれば、

$$\begin{aligned}\Delta L^2 &= 83.869 - 0.115 \sim \chi^2(4-1) \\ &= 83.754 \sim \chi^2(3) \simeq 0.000\end{aligned}$$

である。ここでは独立モデルよりも準独立モデルを採択する方が尤もらしいことが分かる。以上のように表 2.2 に独立モデルと準独立モデルを当てはめた結果を、表 2.10 にまとめる。

2.3.4　3 変数の対数線形モデルとモデルの階層性

世代間移動研究で対数線形モデルが用いられる場合、移動表を国や時代で層化することが多い。国で層化する場合は国際比較を議論の焦点とするし、時代で層化する場合は時代による世代間移動の変化を捉えることを焦点としている。層を含めた 3 変数以上の対数線形モデルでは、出身階層と到達階層の 2 変数のみでなされる対数線形モデルとは異なり、モデルの階層性を考慮する必要がある。

表 2.11　フランス革命の前と後の移動表の比較（架空）

子の身分	フランス革命前				フランス革命後			
	僧侶	貴族	平民	計	僧侶	貴族	平民	計
親の身分								
僧侶	10	5	1	16	11	3	2	16
貴族	8	28	2	38	5	3	30	38
平民	4	3	39	46	6	4	36	46
計	22	36	42	100	22	10	68	100

表 2.12　モデルの階層性

モデル名／記号	式／自由度
3 変数独立モデル	
[P][O][D]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1)$
1 変数独立モデル	
[PO][D]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(I-1)$
[PD][O]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hj}^{PD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(J-1)$
[OD][P]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ij}^{OD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (I-1)(J-1)$
条件付き独立モデル	
[PO][PD]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO} + \lambda_{hj}^{PD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(I-1) - (H-1)(J-1)$
[PO][OD]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO} + \lambda_{ij}^{OD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(I-1) - (I-1)(J-1)$
[PD][OD]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hj}^{PD} + \lambda_{ij}^{OD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(J-1) - (I-1)(J-1)$
均一連関モデル	
[PO][PD][OD]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO} + \lambda_{hj}^{PD} + \lambda_{ii}^{OD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(I-1) - (H-1)(J-1)$
	$- (I-1)(J-1)$
飽和モデル	
[POD]	$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO} + \lambda_{hj}^{PD} + \lambda_{ii}^{OD} + \lambda_{hii}^{POD}$
	d.f. $= HIJ - 1 - (H-1) - (I-1) - (J-1) - (H-1)(I-1) - (H-1)(J-1)$
	$- (I-1)(J-1) - (H-1)(I-1)(J-1)$

ここでは表 2.11 のような時点間比較の例を想定したい。この移動表は出身階層（Origin）、到達階層（Destination）で構成されるが、時代（Period）により層化されている。このような移動表に階層的な対数線形モデルを当てはめたときの、モデル名、記号法、モデル式、自由度を表 2.12 に示す。この表において最も簡単なモデルとは 3 変数独立モデルであり $[P][O][D]$ で表される。このモデルは 3 つの変数における独立を仮定したモデルである。そして、1 変数独立モデルでは、$[PO][D]$、$[PD][O]$、$[OD][P]$ というように 3 つのモデルを立てることができる。たとえば、$[PO][D]$ は時代と出身階層の間では関連があるが、それらと到達階層とでは全く関係がないというモデルである。$[OD][P]$ ならば出身階層と到達階層では関係があるが、時代は全く関係しないというモデルである。

つぎに、条件付き独立モデルとは条件をつけた場合の独立モデルであり、$[PO][PD]$、$[PO][OD]$、$[PD][OD]$ がそれに当たる。$[PO][PD]$ では時代が条件であり、時代と出身階層の間と、時代と到達階層の間に連関があるが、出身階層と到達階層は独立であるというモデルである。同様に $[PO][OD]$ では出身階層が条件であり、$[PD][OD]$ では到達階層

表 2.13　開放性係数によるフランス革命の前と後の比較（架空）

	フランス革命前	フランス革命後
事実移動係数	0.230	0.500
構造移動係数	0.060	0.280
総合的開放性係数	0.296	0.659

が条件となっている。

そして、均一連関モデルとは、全ての変数が均一に連関するモデルである。階層性を考慮した場合、このモデルがこれまでのモデルを全て包含することになり、これまでの中では最も複雑なモデルである。なお、移動表分析の文脈では、均一連関モデルを出身階層と到達階層の交互作用との意味により完全交互作用モデル（full interaction model）と呼ぶこともある。飽和モデルは、自由度が 0 でありパラメータ推定値も算出されないモデルである。

世代間移動研究の文脈で考えるならば、3 変数独立モデルや 1 変数独立モデルは、一般的にはあまり意味のあるモデルではない。そのため $[PO][PD]$ をベースライン・モデルとして議論が開始されることが多い。すなわち、$[PO][PD]$ から $[PO][PD][OD]$ の間で、さらには $[PO][PD][OD]$ から $[POD]$ の間で議論をする。つまり、表 2.12 で考えるならば、条件付き独立モデルから完全交互作用モデル、そして飽和モデルに到るまでである。

世代間移動研究では、この完全交互作用モデルの $[OD]$ の部分を**循環移動**、**相対移動**、**社会的流動性**、**オッズ比**、**OD の連関**と呼ぶ。条件付き独立モデルから完全交互作用モデルまでは、前述の準独立モデルのようにパラメータを設定することで仮説検証型の議論が可能である。とくに、同分野では Erikson & Goldthorpe （1992）のコアモデル以降、仮説検証型の議論が多くなった。ここでは論じないが、コアモデルは準独立モデルのパラメータの設定の仕方をより洗練させた方法であると考えてよいだろう。

いっぽう、完全交互作用モデルから飽和モデルまでにおいて、$[OD]$ に対して乗法でパラメータを設定する方法も開発されている。それは一様層効果モデル（uniform layer-effect model）と呼ばれる方法であり（Yamaguchi 1987; Xie 1992）、節約的に層の効果を説明する際に利用される。一様に異なることを仮定するため unidiff（uniform difference）と呼ばれることもある。ここでは論じないが、unidiff はとくに Breen （2004）以降用いられる事が多くなってきている。

2.4　架空の分析例

ここでは架空の表 2.11 を用いて、時代間の移動表の変化を安田の開放性係数と対数線形モデルを用いて分析する。特に移動表の全体を捉える係数を表 2.13 に示す[9)]。事実移動係数は革命前の 0.230 から革命後の 0.500 に上がっており、世代間移動を経験した人が

[9)] 循環移動係数（純粋移動係数）は安田 （1971）では解釈されていないため、ここでは取り上げなかった。

表 2.14　対数線形モデルを 2 つの移動表に適合させたときの各モデルの適合度（架空）†.

	L^2	df	BIC‡.	AIC‡.
条件付き独立				
モデル 1 $[PO][PD]$	111.1	8	68.7	95.1
条件付き準独立				
モデル 2 $[PO][PD][OD]^{\delta}$	35.3	5	8.8	25.3
条件付き準独立（unidiff）				
モデル 3 $[PO][PD][POD]^{\phi\delta}$§.	20.7	4	-0.5	12.7
完全交互作用				
モデル 4 $[PO][PD][OD]$	27.3	4	6.1	19.3
飽和モデル				
モデル 5 $[POD]$	0	0	0	0

†. P は 2 カテゴリで時代、O は 3 カテゴリで親の身分、D は 3 カテゴリで子の身分をそれぞれ表す。
‡. $BIC = L^2 - \text{d.f.} \log N$、$AIC = L^2 - 2\text{d.f.}$。
§. $[POD]^{\phi\delta}$ の交互作用は unidiff を仮定している.

多いことが分かる。構造移動係数はフランス革命後の方が明らかに高く、周辺度数の変化も激しい。これは社会構造の大きな変化であるかもしれない。開放性係数は 0.296 から 0.659 に上昇している。開放性係数は理論的に 0 から 1 の値をとり、1 に近ければ近いほど機会の平等がある状態と見なされる。そのように考えると、革命前の機会の平等があまりない状態から革命後の機会の平等が生じ始めている状態へと社会が変化していることが分かる。したがって、フランス革命の結果、フランス社会において機会の平等化が進んだと考えることができよう。

つぎに、対数線形モデルで分析する。分析で移動表に適合させるフルモデルとその制約を以下に示す。

$$\log m_{hij} = \lambda + \lambda_h^P + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{PO} + \lambda_{hj}^{PD} + \lambda_{ij}^{OD} + \phi_h^P \delta_{ij}^{OD} \tag{2.23}$$

$$\sum_h \lambda_h^P = \sum_i \lambda_i^O = \sum_j \lambda_j^D = \sum_{h,i} \lambda_{hi}^{PO} = \sum_{h,j} \lambda_{hj}^{PD} = \sum_{i,j} \lambda_{ij}^{OD} = 0 \tag{2.24}$$

$$\delta_{ij}^{OD} = \begin{cases} i & (i = j \text{ のとき}) \\ 0 & (i \neq j \text{ のとき}) \end{cases} \tag{2.25}$$

$$\phi_1^P = 1 \tag{2.26}$$

分析では、$\lambda_{ij}^{OD} = 0$、$\phi_h^P = 0$ をベースライン・モデルとして、順次、モデルを緩和させていった。まず、条件付き準独立では $\lambda_{ij}^{OD} = 0$、$\phi_h^P = 1$ とし δ_{ij}^{OD} による推定を許容した。その後に ϕ_h^P を緩和し OD の連関に対して unidiff を仮定した。そして、完全交互作用において $\phi_h^P = 0$ とし λ_{ij}^{OD} を推定した。最後に飽和モデルを適合させた。以上の結果を表 2.14 に示す。また、飽和モデル以外の全てのモデルのパラメータ推定値を表 2.16 に示す。

表 2.15　採択したモデルの $\phi_h^P \delta_{ij}^{OD}$ の解釈（架空）

子の身分	フランス革命前			フランス革命後		
	僧侶	貴族	平民	僧侶	貴族	平民
親の身分						
僧侶	1.742			0.53		
貴族		0.576			0.175	
平民			3.73			1.133

そうすると、AIC、BIC の値はともに、モデル 3 の条件付き準独立（unidiff）の適合のよさを示している。また、モデル 2 の条件付き準独立を帰無仮説、モデル 3 の条件付き準独立（unidiff）を対立仮説とする尤度比検定を実施すると、

$$\begin{aligned}\Delta L^2 &= 35.3 - 20.7 \sim \chi^2(5-4) \\ &= 14.6 \sim \chi^2(1) \simeq 0.000\end{aligned}$$

であるため、条件付き準独立（unidiff）が最も適合していると考えても良いだろう。なお、ここでは条件付き準独立（unidiff）は完全交互作用モデルを包含しないため尤度比検定はできない。以上のような分析の結果、条件付き準独立（unidiff）が採択されえよう。

一般的に対数線形モデルでは低次の連関は解釈せずに最も高次の連関を解釈する。これは統計学の教科書でも推奨されている方法である（Agresti 1990, 1996=2003）。$[PO][PD][POD]^{\phi\delta}$ の高次の連関である $\phi_h^P \delta_{ij}^{OD}$ を計算して表 2.15 に示す。革命前は僧侶同職は 1.742、貴族同職は 0.576、平民同職は 3.73 であった。この段階において平民同職の高さは際だっている。そして、革命後では僧侶同職は 0.53、貴族同職は 0.175、平民同職は 1.133 となる。明らかに革命前と比べ革命後は世襲・同職があらゆる職業で低下している。この低下は unidiff を仮定しない条件付き準独立が棄却されているため、統計的に有意である。そのため、この分析において革命前と革命後の比較による世襲・同職の連関の低下を確認することができた、と言えよう。しかしながら、機会の平等化を結論するためには平民から僧侶への移動に対してパラメータを設定し仮説検証型の議論をする余地も残されている。

2.5　まとめ

以上のように、本章では世代間移動表の基本的な考え方と記号の用法を紹介した。また、世代間移動研究で用いられてきた方法として、開放性係数と対数線形モデルを取り上げて説明を試み架空の例で分析した。

表 2.16　モデルのパラメータ推定値（架空）

	$[PO][PD]$	$[PO][PD][OD]^{\delta}$	$[PO][PD][POD]^{\phi\delta}$	$[PO][PD][OD]$
全体の効果				
λ	2.145	1.457	1.45	1.876
1 次の効果				
λ_1^P	0.133	0.14	-0.337	0.121
λ_2^P	-0.133	-0.14	0.337	-0.121
λ_1^O	-0.64	-0.684	-0.511	-0.599
λ_2^O	0.225	0.799	0.687	0.483
λ_3^O	0.416	-0.115	-0.175	0.116
λ_1^D	-0.246	-0.167	0.06	0.046
λ_2^D	-0.394	-0.109	0.006	-0.336
λ_3^D	0.641	0.276	-0.066	0.29
2 次の連関				
λ_{11}^{PO}	0	-0.068	-0.034	-0.171
λ_{12}^{PO}	0	-0.166	0.148	-0.124
λ_{13}^{PO}	0	0.234	-0.114	0.295
λ_{21}^{PO}	0	0.068	0.034	0.171
λ_{22}^{PO}	0	0.166	-0.148	0.124
λ_{23}^{PO}	0	-0.234	0.114	-0.295
λ_{11}^{PD}	-0.133	-0.081	0.067	-0.068
λ_{12}^{PD}	0.507	0.583	0.772	0.601
λ_{13}^{PD}	-0.374	-0.502	-0.839	-0.533
λ_{21}^{PD}	0.133	0.081	-0.067	0.068
λ_{22}^{PD}	-0.507	-0.583	-0.772	-0.601
λ_{23}^{PD}	0.374	0.502	0.839	0.533
OD の連関				
λ_{11}^{OD}				1.022
λ_{12}^{OD}				0.3
λ_{13}^{OD}				-1.322
λ_{21}^{OD}				-0.535
λ_{22}^{OD}				0.549
λ_{23}^{OD}				-0.014
λ_{31}^{OD}				-0.487
λ_{32}^{OD}				-0.849
λ_{33}^{OD}				1.336
unidiff				
ϕ_1^P			1	
ϕ_2^P			0.304	
準独立の効果				
δ_{11}^{OD}		1.745	1.742	
δ_{22}^{OD}		0.447	0.576	
δ_3^{OD}		1.998	3.73	

第 3 章

先行研究といくつかの論点

3.1　分野の大きな流れ

本章では世代間移動研究の先行研究とそれに関するいくつかの論点を取り上げる。その際に方法と価値判断という 2 つの観点に着目したい。まず、方法という観点において、同分野では D. V. Glass eds. （1954）の結合指数、分離指数や、Yasuda （1964）の開放性係数のような、指標によって世代間移動を把握する方法があった。しかし、Featherman et al. （1975）以降、対数線形モデルのように統計的モデルに基づいて世代間移動を把握する方法が主流となった。前者と後者では、明らかに議論の論調や、読み手と書き手に要求される技能が異なっている。つまり、ある業績がユニークとして受け入れられること、その業績の規準に従って議論が進むこと、これらの 2 つをパラダイムの条件と考えるならば（Kuhn 1962=1971: 12-3）、この違いは、同分野におけるパラダイムの転換と考えて良いだろう。そのため、ここでは前者を**指標パラダイム**、後者を**モデルパラダイム**と呼んでおきたい。このようにするのは同分野におけるパラダイムの転換を考慮に入れておいた方が先行研究の見通しが良くなるためである。

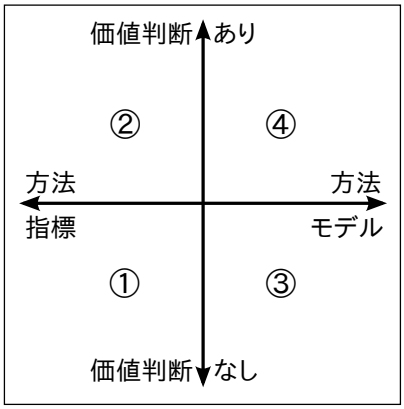

図 3.1　先行研究の方法と価値判断による分類基準

次に、価値判断という観点において、同分野では分析のあとに分析対象であった社会に機会の平等があるか、ないかを議論する研究と、これまでにあった仮説を検証する研究がある。前者のものは価値判断が含まれているが、後者のものは価値判断があまり含まれていない。おそらく、このような観点も先行研究を考察するに当たって考慮しておいた方が良いように思われる。

上記の 2 つの観点をまとめたものが図 3.1 である。x 軸が指標からモデルへの方法上の違いであり、y 軸が価値判断のあるかないかの違いである。おおむね時代を経る毎に、先

行研究は指標で価値判断をあまりしないものから（①）、開放性係数のように指標であり価値判断をするものが生じ（②）、そして、対数線形モデルが用いられた当初は価値判断はあまりなされないが（③）、徐々に価値判断がなされるようになっている（④）。以降では、方法としての指標パラダイムにおいてどのように価値判断としての機会の平等が論じられるようになったのか、また、モデルパラダイムにおける社会的流動性とはどういったものであるのか、に焦点を絞りつつ議論を進めていきたい。

3.2　指標パラダイムにおける「機会の平等」

3.2.1　Sorokin にとっての社会的不平等

初めて社会移動の語を用いて、世代間移動表の分析により社会学的な議論を試みたのはロシア生まれの社会学者である P. A. Sorokin（［1927］1964）である[1)]。彼は Karl Marx の階級論と Max Weber の階級論の影響を受けてはいるが（Edgell 1993=2002: 133）、むしろ意図的に Marx や Weber を論じることを避け、思弁的な階級論ではなく経験的な社会階層論、もしくは社会移動論を模索した[2)]。

彼は社会移動と社会階層をこのように定義する。

> 社会移動とは、個人、または社会的事物、または価値、すなわち人間の活動により想像されあるいは変容されたあらゆるものの、ある社会的位置から他の位置への、あらゆる推移を意味する（Sorokin ［1927］1964: 133）。

> 社会階層は階層的に重ね置かれた階級（classes）の中で与えられた人口の差異を意味する。それは上層と下層の社会的な層の存在を明示する。その基礎、まさに本質は、社会の構成員における権利と特権、義務と責任、社会的な価値と困窮、社会的な権力と影響の不平等な配分から成り立っている（Sorokin ［1927］1964: 11）。

そして、「たとえ多くの階層の形が破壊されようとも、それらはその次の瞬間、古いものか修正された形で（しばしば平等主義者自身の手によって）常に再び現れる」（Sorokin ［1927］1964: 16）。また、「どのような 1 つの例外も抜きにして、階層の事実はあらゆるところで存在する」（Sorokin ［1927］1964: 14）として、その普遍性を強調する。

彼はロシアにおける共産主義革命ののちに 3 回の投獄を経験してアメリカに亡命した社会学者であり、彼の実体験から考えても Marx の階級論から一定の距離を取っていたとしても不思議ではない。つまり、Sorokin の議論はあるべき社会像を掲げるという理念に満ちたものでなく、むしろ、社会的不平等は常に生じうると述べるにとどめるものであった。そのいっぽう、Weber の価値判断を排除する分析的な階級論とも異なり、社会的不平

---

1) Boudon（1973=1983: 13-8）は Sorokin にシステム論的な視点を見出して議論している。

2) 橋本健二 （2006）によると、マルクス主義的な雰囲気のする「階級」という語を避けて、「階層」という語を用いる傾向が 1970-90 年代の日本でもあった（橋本 2006: 12-13）。「階級」と「階層」の概念面の議論やマルクス主義的な階級論の立場からの議論は橋本 （2003, 2006, 2007）が詳しい。

等に対して価値判断の余地を残していた。また、最初より計量的な分析を目指していた点でも Weber とは異なっていた[3)]。

P. A. Sorokin（［1927］1964）は分析において、彼が注目する社会階層の様相として、経済、政治、職業の 3 つを挙げて、経済的な階層（例えば最も裕福な階層、最も貧しい階層）、政治意識が絡むと思われる階層（農場経営者、労働者など）、職業的な階層（農業や事務など）という分類で分析を試みている。データは、アメリカ、イギリス、プロシア、フランス、デンマーク、スウェーデン、ノルウェーを用いる。そして、資本主義社会において資本家と労働者という両極へと階級が分かれていくという、Marx の両極分解仮説を取り上げ、「Marx の予測した傾向は起こらなかった」（Sorokin ［1927］1964: 45）と結論づけた。しかし、経済的な平等化の傾向は指摘せず、多くの国で収入が多い層は多く、収入が少ない層は少なくなる傾向があるとしている（Sorokin ［1927］1964: 45）。

Sorokin はこのように Marx のようにあるべき社会像を掲げないが、Weber のように価値判断排除をするわけでもなく、社会移動論における問題意識としての社会的不平等を捉えていたように思われる。したがって、のちの Yasuda（1964）や安田（1971）以降で見られるような、強い価値判断を含む議論は Sorokin（［1927］1964）では見ることはできない。Sorokin は社会移動論の創始者となったが、価値判断的な議論には距離を取り、模索しつつ議論をしていた、と考えることができる。

3.2.2　LZ 仮説——事実移動率に関する仮説

1959 年に出版された Seymour Lipset と Reinhard Bendix の『産業社会の構造』（Lipset & Bendix 1959=1969）に含まれる、Lipset と Hans Zetterberg が示した仮説は、のちに LZ 仮説と呼ばれた。それは指標パラダイムにおいて最も良く取り上げられてきた仮説である。Featherman et al. （1975）によるパラダイム転換の際もこの仮説をたたき台として、新たな仮説が提示されたほどである。しかし、誤解に基づいて仮説の紹介がなされることもある。

LZ 仮説は、「産業化した社会では事実移動率は下がることはない」とのしきい値に関するものである。LZ 仮説は以下のようになる。

> われわれがデータを入手できた多くの国ぐにでは、経済成長率はちがっていても、社会的移動率［事実移動率］は、ひとたびそれら各社会の産業化、したがってその経済成長が一定の水準に達すれば、相対的に高く維持される、と解釈することができるのである（Lipset & Bendix 1959=1969: 13）。

また、「どんな文明社会も『閉鎖的』とか静止的という形容詞によって正しく記述される

[3)] 社会調査と計量分析が、ヨーロッパ大陸よりもアメリカで進んでいたことがこの原因かもしれない。アメリカは、シカゴ学派の William Ogburn や、Paul Lazarsfeld らのように社会調査を方法として重んじた社会学者が多い（中野・宝月編 2003）。また、フランクフルト学派も第二次世界大戦期に『権威主義的パーソナリティ』によって思弁的な議論と経験的な議論を融合させている。

ことはありえない」（Lipset & Bendix 1959=1969: 72）ともしている。のちに、Erikson & Goldthorpe （1992）でも、LZ 仮説を事実移動率のしきい値に関する仮説である（Erikson & Goldthorpe 1992: 66）としている。したがって、ときおり「産業化した社会では事実移動率が一定である」として LZ 仮説が紹介されるのは誤解であると思われる。

彼らの議論は男性のみに限定されている。また、彼らはマニュアルとノンマニュアルの分類を用いる理由を 5 点挙げている。それらは 1. 威信の違い、2. 収入の違い、3. 学歴の違い、4. 消費行動の違い（例えばホワイトカラーの人が低収入であったとしても、自分自身を中間階級と位置づけてそのような消費行動をする）、5. 政治行動の違い、であるとする。

彼らが社会移動について見出した事実は次のようになる。1. マニュアル、ノンマニュアルという分類では国による事実移動率の差はほとんどない。2. 本人職が専門職である場合、父職により国の間で違いがある。3. 本人職が高級公務員である場合、父職により国の間で違いがある。4. スウェーデン、イギリス、スイス、オランダ、アメリカの高級経営者の父職はあまり違いがない。5. 社会における価値観の相違が事実移動率の違いをもたらすのではなく、産業化した諸社会における職業構造が移動パターンを決める。

S. M. Lipset & R. Bendix （1959=1969）は「平等主義イデオロギー」としてアメリカにおける機会の平等を論じてはいるが（Lipset & Bendix 1959=1969: 75-110）、「アメリカにおける平等主義イデオロギーと社会的移動［事実移動］との関係についての、われわれの探究は、もちろん予備的なものでしかない」（Lipset & Bendix 1959=1969: 109）として、事実移動率と機会の平等を結びつけることには慎重である[4)]。しかしながら、「社会的移動に関するデータ—単なる数字や事実—は、それだけでは無意味にすぎない」（Lipset & Bendix 1959=1969: 80）、「アメリカ社会における平等主義のイデオロギーを評価判定しようとする場合には、それがどこまで証拠によって立証されるかを決定することが重要となるのである」（Lipset & Bendix 1959=1969: 81）としてもいる。すなわち、事実の羅列だけで終わらせないためにはどうすればよいのか、機会の平等を如何に議論するべきか、という方法論上の課題を述べている、と考えることができる。

3.2.3　安田三郎と機会の平等

安田（1971）は Sorokin（［1927］1964）の社会階層と社会移動における定義を再定義している。彼が Sorokin（［1927］1964）の定義について問題があると指摘する点を挙げる。第 1 に社会移動における主体についてである。安田 （1971）は Sorokin（［1927］1964）のやや包括的な社会移動の考え方を個人に限定するべきとする。第 2 に Sorokin（［1927］1964）で触れられた社会空間の考え方についてである。この考え方は間違いではないが、より理解されやすい社会的地位の考え方に置き換えられた方がよい、とする。そして、第 3 に社会階層という考え方から切り離すべきである、とする。そのようにして、「社会移動

[4)] Lipset & Bendix （1959=1969）の時点では第 2 章で取り上げた事実移動率、構造移動率、循環移動率といった指標は存在しない。

とは、個人の社会的地位の移動である」（安田 1971: 48）と定義する。

この「社会的地位」という概念は、安田によると、Marx の社会関係説と Weber の生活機会説の流れにある[5)]。そのため、Sorokin（[1927] 1964）よりも強く安田 （1971）は Marx と Weber の階級論の影響を受けていたと考えても良いはずである。

そして、社会的地位は以下のように定義される。

> 社会的地位とは、個人の各種の社会行動（のチャンス）を規定するところの属性で、他の個人・集団・社会との直接的・間接的社会関係の如何によって基礎づけられる（安田 1971: 51-2）。

安田は Sorokin（[1927] 1964）の用いた社会階層の語は批判していたが、名目的には用いるとも述べている。そのため、Sorokin（[1927] 1964）と同様に、研究戦略を立てる上で、やや教条的になりすぎる議論から距離を置く必要があった、というのが実際の所かもしれない。

安田の社会移動論で特に重要な箇所は、あるべき社会像としての機会の平等の社会を明瞭に示している点である。彼の立場は、「われわれはむしろ、堂々と自己のイデオロギーを表明すべきである」（安田 1971: 33）とする点や、「社会の変動を第三者的に観想するのではなく、あるべき社会の姿を設定し、その実現の手段を模索する立場に立っている」（安田 1971: 174）とする点より明らかである。また、彼は循環移動の統計的独立を理論的に機会の平等の社会像としている（第 2 章を参照）。このようなことから、機会の平等という考え方を最も自覚的に社会移動論に導入した研究者が安田であったのではないか、と思われる[6)]。

安田の社会移動論は同分野の発展に大きな影響を与えた。その影響は、日本のみならず英語圏にも及び、必ずしも Yasuda （1964）が言及されていなくとも、Yasuda （1964）以降の同分野では彼の社会移動論を意識した議論がたびたびなされた。したがって、Yasuda （1964）や安田（1971）において、のちに同分野の研究者がたびたび言及する機会の平等の徹底した形が完成し、また、同時に開放性係数に代表される形で指標パラダイムの完成した形が示された、と考えることができる。つまり、事実移動率、構造移動率（強制移動率）、循環移動率（純粋移動率）は全て安田がまとめ上げたものであり、同時代の社会移動論の論文の中では最も確かな議論をしていると考えて良いはずである。

---

5) Erik Olin Wright によると、「初期のある段階におけるほとんどのマルクス主義経済学の教科書では、『資本』は物ではなくて、1 つの社会関係であり、それも敵対的社会関係であることが強調されている」（Wright 1978=1986: 135）としている。彼によると資本の蓄積を実際の物、もしくは機械や原料の蓄積と見なすのは根本的に誤りであり、「資本蓄積は、剰余価値の新たな不変資本および可変資本への転化を通じて、恒常的に拡大する規模をもつ資本主義的社会諸関係の再生産として理解されねばならない」（Wright 1978=1986: 136）と強調している。

6) 安田によるとフランスの M. Allais の 1946 年の論文が、機会の平等を社会移動論に持ち込んだ最初である（安田 1971: 33）。ただし、循環移動の統計的独立を機会の平等と結びつけたのは Yasuda （1964）である。

3.2.4　Goodman による開放性係数批判

しかしながら、安田の開放性係数は移動表分析が指標からモデルへとパラダイムが転換する際に批判に晒された。開放性係数の批判は、結果的に安田の提示する機会の平等の社会像への批判でもある。批判において代表的なものは対数線形モデルの開発者であり統計学者である Leo Goodman のものがある。

Goodman （1969b）の批判は、第 1 に数学的な問題として開放性係数が独立状態の期待度数を尺度とするため、対角の期待度数が不足すること、そして、第 2 に全ての人が機会を平等にもって移動する状態である完全移動という現実性の乏しい状態からの離れ具合を想定していることである（Goodman 1969b）。

第 1 の批判は、開放性係数の式から考えると（第 2 章を参照）、上辺は対角と周辺分布の最小値（構造移動）との差であるが、下辺は統計的独立における期待値と周辺分布の最小値の差である。したがって、上辺の対角の度数が下辺と比較して不足している。そのため、結果的に上辺と下辺が異なっているため、測定に不正確さが生じる、ということである。このような批判をとくに Goodman （1969b）は個別開放性係数を具体例に挙げて批判している。

第 2 の批判は、完全移動を機会の平等と定義する点である。この批判は Goodman（1969b）のみならず、同時代の研究者の多くが批判、もしくは指摘している（Boudon 1973=1983: 259; Featherman & Hauser1978: 71; Sobel 1983: 721; 富永編 1979: 61）。要するに、完全移動が基準となるため、非移動者の減少を機会の平等と解釈する事になってしまいかねないのである。そのため、Goodman （1969b）は安田の示す完全移動を非現実的として、準完全移動という概念を用いて対数線形モデルにおける準独立モデルを示している（Goodman 1969b: 835）。

3.2.5　安田の社会移動論の意義

しかしながら、Goodman の批判は盛山和夫 （1991）が指摘しているような Glass eds.（1954）の分離指数から Yasuda（1964）の開放性係数への流れや、Sorokin（[1927] 1964）の問題意識にあったような社会的不平等の把握への意図、といったことを考慮に入れていない節もある。第 1 の批判にあるように、確かに上辺と下辺で見ているものがやや異なるかもしれない。しかしながら、社会移動論における分野としてのニーズは機会の平等という理念を要求していたし、分かりやすい指標が必要であったはずである。

また、安田 （1971）で言われているような価値判断の言明であったり、「概念的に明確で、移動構造に関する明示的な理解を促進する」（盛山 1991: 112）点も、開放性係数の利点である。そのような理由があったため、特に日本においては、開放性係数と対数線形モデルを両方用いて分析するという折衷的な方法が同分野の雛型となった。しかし、英語圏においては統計学的に洗練された対数線形モデルが開放性係数に取って代わった。

おそらく、開発者の安田（1971）も開放性係数の寿命についてはかなり自覚的であったはずである。それは Goodman（1969b）が指摘するような数学的な問題だけでなく、分析対象にある社会の時代背景と文化的背景にも拠るように思われる。まず、時代背景として、仮に開放性係数が 0.5 であったとするならば、世代間移動があまりなされていない社会であるため、社会的不平等を告発するための指標として、開放性係数は有効であるはずである。いっぽう、1.0 に近づき始めたときに問題が生じ始め「機会は平等に保たれるべきである」との価値判断を主張しても、個人の自由を制限するニュアンスを帯びる可能性が高い。

つぎに、文化的背景として、簡単に考えれば、アメリカと日本では個人に対する自由の価値は異なるように思われる。おそらく、日本よりもアメリカの方が個人の自由を重視する雰囲気があったのではないか。そうであるとするならば、英語圏において開放性係数があまり受容されなかったことも理屈が通る。

開放性係数は英語圏ではそれほど受け入れられなかったが、Yasuda（1964）は意図せざる結果として 2 つの負の遺産を同分野において世界的な規模で残していった。第 1 に、直観主義的な機会の平等というあるべき社会像である。これは安田が開放性係数を開発するなかでたどり着いた価値判断である。彼自身はこの極端な価値判断に自覚的であったが、のちの一部の研究ではやや無批判的にこの価値判断を受け入れてしまっている。第 2 に循環移動と構造移動の枠組みである。この枠組みも開放性係数の開発のなかで彼が知恵を振り絞って作り出したものである。そうであるにもかかわらず、いつの間にか同分野では「除くべき構造移動、考察すべき循環移動」というような誤解が生まれてしまった。

3.3　モデルパラダイムにおける社会的流動性

3.3.1　FJH 仮説

指標からモデルへのパラダイムの転換は Goodman（1969b, 1972）が分割表の分析として対数線形モデルを準備し、David Featherman, Lancaster Jones and Robert Hauser（1975）がそれを同分野に広めたことにより成し遂げられた。この Featherman et al.（1975）の論文はのちに FJH 仮説として有名になる仮説を含んでいる。

Featherman et al.（1975）はアメリカとオーストラリアにおける職業階層の比較研究を例として、対数線形モデルによる分析をしている。彼らは当時、同分野でたびたび言及されていた LZ 仮説を、他の研究者も引用しつつ次の 3 つの理由により批判する。第 1 にその結論の一般性の問題である。第 2 にデータが粗野であることへの批判である。そして、第 3 に LZ 仮説が事実移動率に限定しており、循環移動を見ていない点である。そのように批判して、LZ 仮説のような問題のある仮説ではなく、新たな仮説が必要であると主張する。

彼らの提示した仮説はこのようになる。

> この新しい仮説は循環移動と言う点で異なり、市場経済と核家族システムを持

つ産業社会において、移動の原型のパターン（循環移動）は基本的に同じである（Featherman et al. 1975: 340）。

また、とくに循環移動の一定を強調し、「経験的に、アメリカの男性のいくつかのデータにおいて、父親と息子の職業における乗法の連関（multiplicative associations）は、時間という点において概ね一定（invariant）であるということを観察した」（Featherman et al. 1975: 340）とする。さらに、再分析の結果にも言及し、Robert M. Hauser et al. （1975）の 1947-72 年のアメリカと、N. Rogoff （1953）の 1910-40 年の Indianapolis のデータに対する再分析でも、同じくこの仮説の正しさを確認できた、とする。

彼らが主張するには、本質的な世代間移動のパターンは分析の上で考慮された期間においては一定であった、ということである。そして、そのような傾向は職業構造や環境の違いによって説明されるものである、とする。また、これらの観察された事実を説明するために、D. Glass らの先行研究の知見を参照する。すなわち、産業社会の階級における相対的に安定した地位の移動の過程は、家族システムに根付いており、そのため、その過程は時間を超えて、職業システムの割合を表現型（phenotype; 遺伝子型と環境の相互作用で生じる生物の性質）として変化する、とする。

Featherman et al.（1975）はその少し前に成功を収めた Peter Michael Blau et al.（1967）の量的変数による地位達成モデルを意識するものであった。おそらく、世代間移動研究では、開放性係数や事実移動率のような記述統計的な方法ではなく、推測統計的な方法の必要性が高まっていたものと思われる。そのような分野における共通認識もあり、Featherman et al. （1975）によって指標からモデルへのパラダイムの転換が成し遂げられたのかもしれない。

しかし、Featherman らは指標パラダイムにおいて「事実移動率が一定である」もしくは、「循環移動率が一定である」といった仮説があるかのように議論しており、やや混乱があるようである（Featherman & Hauser 1976: 339-40; Featherman & Hauser 1978: 11-2, 64-75）[7)8)]。また、Yasuda （1964）の循環移動と構造移動の枠組みを用いて、不純な事実移動でなく純粋な「循環移動」を見るべきであるかのようにしている点も、後に混乱をもたらした。

3.3.2　Goldthorpe と社会的流動性

指標からモデルへのパラダイムの転換は、Glass eds. （1954）の研究の伝統があるイギリスや G. Carlsson （1958）の研究があるスウェーデンでも進められた。イギリスでは

---

7) 循環移動率が一定であるためには、第 2 章の式に従えば、1. 非対角のセルの度数の対象の度合いが一定であり続けること、2. 対角の総和と非対角の総和の比率が一定であり続けること、が必要である。この条件を守り続けることは普通の社会ならば困難であるはずである。そのため、ここで Featherman et al.（1975）が「循環移動」とするものは、循環移動率とは別物と考えるのが妥当である。

8) たとえば、Donald Treiman の命題でも「社会がいっそう産業化されていると、それだけ交換移動［循環移動］のレートがより高い」（Treiman 1970: 221）としている。指標によるアプローチで循環移動率が一定との命題は考えがたいように思われる。

John H. Goldthorpe が、スウェーデンでは Robert Erikson と Lucienne Portocarero が移動表分析における対数線形モデルの導入で重要な役割を果たした[9)]。

とくに Goldthorpe et al（[1980] 1987）は絶対移動と相対移動という枠組み、そして、社会的流動性という語を意識的に用いたという点で、のちの世代間移動研究に大きな影響を与えた。おそらく、すでに Featherman et al.（1975）という先行研究があったためか、もしくは、イギリスにおける Glass eds.（1954）の結合指数、分離指数の伝統があったためか、Featherman et al.（1975）ほど構造移動と循環移動の枠組みを意識せずに、Goldthorpe et al（[1980] 1987）は対数線形モデルに合った新しい分析枠組みを大胆に導入した。

Goldthorpe et al（[1980] 1987）は絶対移動と相対移動の枠組みを以下のように提示する。

> 一方で、我々は我々が絶対 (absolute)、もしくは事実 (de facto)、移動率 (mobility rates) と呼ぶだろうものに関心がある：それは、我々が研究の一連の手続きとカテゴリによって実際に観察した移動率である。しかし、他方で、我々は相対移動率 (relative mobility rates) にも関心を持つ：それは、絶対率 (absolute rates) がある規範や標準に対して比べられるとき、あるいは、1 つの社会的分類のための絶対率 (an absolute rate) がもう一つのものとある方法で比較されるときに、結果として生じるものである（Goldthorpe et al ［1980］1987: 29）。

絶対移動とはこれまでの事実移動と同様のものであり、相対移動とは対数線形モデルにおける Featherman et al.（1975）の文脈では循環移動、または、オッズ比、OD の連関に当たるものである。

さらに、Goldthorpe et al（[1980] 1987）はこの相対移動の部分をその形態を表すような表現方法も採用し、社会的流動性とも呼んだ。そして、Erikson et al.（1982）でもこの社会的流動性の語が用いられこの語が同分野に定着しはじめた[10)]。

Erikson et al.（1982）は他の分野の議論を参照しつつ対数線形モデルが解決する問題を以下のようにしている。つまり、第 1 に「とくに比較を目的とするときにおける利用可能なデータの品質の疑わしさの問題」（Erikson et al. 1982: 3）、第 2 に「観測度数から由来する社会的流動性の適切な尺度の問題」（Erikson et al. 1982: 3）である。Featherman et al.（1975）ではアメリカとオーストラリアが対象であったが、Erikson et al.（1982）ではイギリス、フランス、スウェーデンの 3 ヶ国を比較し、社会的流動性の一定を確認している。

---

9) Featherman et al.（1975）と同じく、Robert Erikson et al.（1979）でも LZ 仮説が批判されている。彼らの批判は国際比較をするときに Lipset & Bendix（1959=1969）が陥る困難に対してである。第 1 に LZ 仮説の職業分類の荒さ、第 2 に農業・非農業の人口比の国による相違、第 3 に「垂直」移動の語の不明瞭さ、第 4 に絶対移動を対象としているが、「構造的な」影響の効果があまり検討されていない。相対移動を考察した方がいい、というものである。

10) 社会的流動性の語は、Goldthorpe et al（[1980] 1987）によると Yasuda（1964）の純粋移動の語の影響も受けているようである（Goldthorpe et al ［1980］1987: 75, 87）。また、Erikson et al.（1982: 3）によると F. Parkin（1971）や J. D. Stephens（1979）の用いる「社会的流動性」の語を借用したともしている。

Featherman et al.（1975）と Goldthorpe et al（[1980] 1987）や Erikson et al.（1982）の間の概念構成の違いは、おそらくこのように考えることができる。Featherman et al.（1975）の研究上の戦略は、新しいモデルによるアプローチの有効性を示しつつ、以前の指標によるアプローチとの接合を図ることであった。そのため、構造移動と循環移動という枠組みを用いることに意義があった。また、そうすることにより、パラダイムの転換もよりスムーズにできることになったのかもしれない。それに対し、Goldthorpe et al（[1980] 1987）や Erikson et al.（1982）においては、対数線形モデルが同分野において十分に承認されていたため、混乱の原因となる以前の枠組みを棄却し、新しい枠組みを作る必要があったのではないだろうか。

3.3.3　社会的流動性の「一定」から変化へ

その後、社会的流動性の語は Erikson & Goldthorpe（1992）において『一定の流れ（The Constant Flux）』として本の題名となった。同書では EGP 階級図式[11]と対数線形モデルの応用であるコアモデルを用いて、様々な国を対象とした国際比較分析が行われた。それが結果的に世代間移動研究における国際比較の雛型となり、Erikson & Goldthorpe（1992）とその影響を受けた研究は同分野において正統派と見なされるようになった。

近年、社会的流動性は以下のように解釈されることが多い。

> …それ［社会的流動性］は異なる出身階級の人々の間で、ある 1 つの到達階級よりもある到達階級で見出される彼らの機会の平等において特に基礎づけられている。もしこれらの機会が同じ出身（階級）と関係なかったとすれば、移動表は完全移動を表すだろう…社会的流動性の程度は、一般的に、社会的開放性の指標とみなされる…（Breen 2004: 3）。

そして、「移動表はそれ自体が相対移動や社会的流動性の分析に向いており、実に、現在の移動研究は絶対移動よりもこれ［相対移動や社会的流動性］により多くの注意を払う傾向がある」（Breen 2004: 4）とも言われるように、絶対移動的な世代間移動の解釈は一部の例外を除いて重要視されなくなった。

また、社会における機会の平等・不平等の判断でも、社会的流動性は重要な役割を果たす。

> …社会的流動性は異なる社会的出身の人々において、多かれ少なかれ有利な社会的地位への接近の機会における平等の指標としてしばしば解釈される、そして、社会がより大きな「開放性」へと向かっているかどうかに関する研究では重要な指標として社会的流動性を用いる（Breen & Jonsson 2007: 1776）。

ただし、Breen（2004）以降、このように機会の平等・不平等を議論できるようになった

[11] 本研究では用いないが、日本では鹿又ほか（2008）が日本の職業小分類を用いた EGP 階級図式への変換を検討している。

のは、対数線形モデルにおいて OD の連関に unidiff（uniform difference）パラメータを設定できるようになったことも一因かもしれない。つまり、Erikson & Goldthorpe （1992）では変化を捉える分析が困難であり、「一定」となりやすかった。しかし、Breen （2004）以降では、OD の連関に変化を想定したモデルが可能となり、それが同分野で広まっていったのである。

近年にいたり、R. Breen & J. O. Jonsson （2007）は彼らの論文の結論において以下のように述べている。

> 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なかった。実に、研究者は現代社会は全く変化しない、と言う特徴を有するという点で同意してしまっていた（Breen & Jonsson 2007: 1804）。

Goldthorpe の正統派の流れは Breen に引き継がれていると考えられるため、正統派の議論が Goldthorpe et al（［1980］1987）や Erikson et al. （1982）、Erikson & Goldthorpe（1992）の社会的流動性の一定の議論から、Breen & Jonsson （2007）のような社会的流動性の変化の議論に変わりつつあると考えても良いかもしれない。

3.4　先行研究と仮説

以上のように論点別の同分野の流れを見てきたが、ここでは先行研究を時系列で要約した表 3.1 を示し、先行研究においてどのような仮説が提出、検証されてきたのかを考察する。方法の流れを確認すると、1960 年代までは本研究で言うところの指標パラダイムであり、Glass eds.（1954）の結合指数、分離指数や Yasuda（1964）の開放性係数のように、指標を如何に算出するかという議論が盛んであった。そして、1970 年代以降は本研究で言うところのモデルパラダイムであり、Goodman （1969b）や Featherman et al. （1975）により対数線形モデルが導入され統計的モデルによる議論がなされるようになった。

3.4.1　指標パラダイムにおける仮説

1960 年代までは、LZ 仮説と機会の平等化仮説が同分野において重要な検討課題であった。本研究の対象は日本社会であるため日本を対象とした研究をとくに取り上げたい。たとえば、富永健一編 （1979）は 1955-75 年の日本社会における事実移動率と開放性係数の上昇を報告している。「…［開放性係数が］20 年間をつうじて着実に高まってきていることは、高度産業化による構造変動効果が機会の平等化を推進する方向に作用している事実を示すものとして、日本社会の健全さの証拠を示すと受けとってよいであろう」（富永編 1979: 83）として機会の平等化仮説を支持している。

また、直井優・盛山和夫編 （1990）は、1955-1985 年の日本社会の世代間移動の雛勢をこのようにまとめる。ホワイトカラーを中心とする専門、管理、事務が世代間移動において同質的になりつつあり、そのいっぽうで、ブルーカラーからホワイトカラーへの上昇移

動が増大している。また、LZ 仮説に対しては部分的な反証と支持が述べられている。そして、開放性係数による分析結果を意識の分析結果とつなげて議論したのちに、「…戦後日本社会の基本的な『平等化』が存在していた」（直井・盛山編 1990: 48）として機会の平等化仮説を支持する。

ここではすべての先行研究を取り上げないが、表 3.1 を見る限りでは、開放性係数で議論した場合には概ね機会の平等化仮説が支持される傾向を確認できる。

3.4.2　モデルパラダイムにおける仮説

1970 年代において対数線形モデルが Featherman et al.（1975）により同分野で広められ、指標による議論は後景に退いた。そこで検討課題とされた仮説が FJH 仮説である（Featherman et al. 1975）。それは循環移動や社会的流動性、もしくは、OD の連関の一定を指摘するものであったが、一定である社会的流動性を機会の不平等と見なす場合もあった。

ここでも日本における研究例を挙げると、たとえば、H. Ishida & J. H. Goldthorpe（1995）は対数線形モデルを用いて、1975 年の日本、アメリカ、イギリスの国際比較分析とコーホートによるトレンド分析を行っている。国際比較分析の結果、「…もし［FJH］仮説を少し厳格でない形に修正すると、…すべての産業国は相対移動のチャンスで広く似たパターンを示している、そのため、我々の結果はこの［FJH］仮説を支持するのである」（Ishida & Goldthorpe 1995: 194）とする。そして、トレンド分析において「これらの結果は戦後日本の増大する『開放性』の予測を支持しない」（Ishida & Goldthorpe 1995: 200）とする。また「これらの発見は産業国における相対移動率にどのような変化もないとする FJH 仮説と一貫している」（Ishida & Goldthorpe 1995: 200）とする。

また、原純輔・盛山和夫編（1999）は 1955 年から 1995 年を対数線形モデルを用いて分析する。その結果、FJH 仮説を支持し「…総合的に判断するならば、日本社会の開放性がどんどん増大し続けてきたというような、急速な開放化（機会の平等化）のイメージは少なくとも否定しなければならないだろう」（原・盛山編 1999: 108-9）とする。そして、「戦中、戦後の一時期を除けば、日本社会の世代間移動の構造は基本的に変化していない、というのが正しい結論であると思われる」（原・盛山編 1999: 109）として、日本社会における一定である機会の不平等を指摘する。

ここでも、全ての先行研究を取り上げないが、表 3.1 を見る限りでは、対数線形モデルで議論した場合には概ね FJH 仮説か機会の不平等仮説が支持される傾向を確認できる。

表 3.1　先行研究の時系列的なまとめ

	指標によるアプローチ	モデルによるアプローチ
1920 年代		
	Sorokin1927 社会移動の語を初めて用いる	
1950 年代		
	Glass1954 結合指数・分離指数の開発 Carlsson1958 強制移動のアイデア Lipset and Zetterberg1959 事実移動は高く維持される (LZ 仮説)	
1960 年代		
	Jackson and Harry1964 構造移動のアイデア Yasuda1964 開放性係数の開発 (Y 係数) 循環移動と構造移動の枠組み 機会の平等の理念の提示	Goodman1969 Y 係数批判と対数線形モデルの導入
1970 年代		
	富永 1970 日本、雛勢的平等化仮説 (Y 係数) 安田 1971 雛勢的平等化仮説 (Y 係数) Erikson, Goldthorpe and Portocarero1979 LZ 仮説の再検討 富永 1979 日本、雛勢的平等化仮説 (Y 係数)	Featherman, Jones and Hauser1975 循環移動は一定である (FJH 仮説)
1980 年代		
	Slomczynski1984 Sobel1983 への反批判	Goldthorpe1980 絶対移動と相対移動の枠組み 閉鎖性仮説、緩衝帯仮説などの提示 McRoberts and Selbee1981 カナダとアメリカ、循環移動は一定である Erikson, Goldthorpe and Portocarero1982 社会的流動性の語の使用 Sobel1983 概念面での矛盾を指摘 Grusky and Hauser1984 FJH 仮説を支持 Sobel, Hout and Duncan1985 構造移動を定義したモデル Kerckhoff, Campbell and Winfield-Laird1985 アメリカとイギリス、FJH 仮説を支持 Hout and Jackson1986

	Naoi and Slomczynski1986 修正版開放性係数の提案	アイルランド、SHD モデルの適用 Yamaguchi1987 一様変化 (unidiff) モデルの開発 Hout1988 教育達成と OD の連関は弱まり Ganzeboom, Luikx and Treiman1989 OD の連関は国によって異なる 今田 1989 日本、雛勢的平等化仮説 (Y 係数) と閉鎖性仮説
1990 年代		
	盛山ら 1990 日本、雛勢的平等化仮説 (Y 係数) 富永 1992 日本、雛勢的平等化仮説 (Y 係数) Saunders1997 オッズ比による解釈批判	Erikson and Goldthorpe1992 FJH 仮説を支持 コアモデルの開発 国際比較の雛型の提供 Jonsson and Mills1993 スウェーデン、女性での開放性の増加傾向 Ishida1995 日本、FJH 仮説を支持 Erikson and Jonsson1998 スウェーデン、教育達成と OD の連関は弱まり 原・盛山 1999 日本、機会の不変
2000 年代		
		Goldthorpe2000 社会的流動性は一定である 佐藤俊樹 2000 日本、機会の不平等 鹿又 2001 日本、雛勢的平等化仮説を支持 Breen2004 社会的流動性は上昇 国際比較の雛型の提供 Gerber and Hout2004 ロシア、社会的流動性の一時的な低下 Park2004 韓国、社会的流動性は上昇 Torche2005 チリ、社会的流動性は上昇、上層 1/10 に集中あり 三輪 2006 日本、機会の不平等 Breen2007 スウェーデン、社会的流動性は上昇 三輪・石田 2008 日本、社会的流動性の一定を支持 Beller2009

		アメリカ、出身階層の女性、社会的流動性は低下

3.5　変数と移動表の扱い

世代間移動表を形成する際、出身階層と本人の階層を表す変数をどれにするのか、また、複数の社会調査をどのように合併するのか。安田（1971）がこれらのトピックについて概念の精緻化を行っているため（安田 1971: 133-8）、以降ではそれに倣い議論を進めたい。

3.5.1　本人の初職か現職か

出身階層を表す変数として「父の主な職業」かそれに類似するものを用いるとしても、本人の階層を表す変数として何を用いるかで分析の意味内容は変わるかもしれない。安田は父の主職と本人が「はじめて独立した職業生活に入った時期」（安田 1971: 135）の比較を**純世代間移動**と呼び、父の主職と「本人の現職」（安田 1971: 138）の比較を**全世代移動**と呼んだ。これらを図にしたものを図 3.2 に示す。

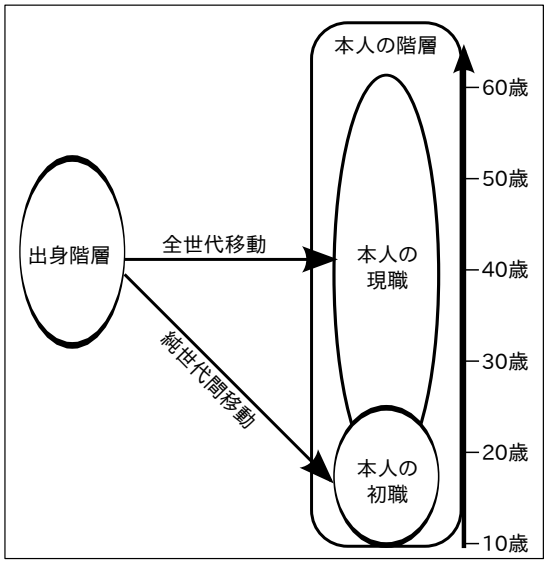

図 3.2　本人を表す階層の概念図

まず、純世代間移動は純粋な世代間移動であるとの意味において安田（1971）がこう名付けた。利点の第 1 は、初職のみであるため、本人の世代内移動を考慮する必要がない。そのため、分析の際に論理的に分かりよい。また、初職であるため加齢による職業の意味内容の変化も考慮しなくて良い。利点の第 2 は、本人の世代内移動を含めないため、女性の複雑な世代内移動を分析において考慮しなくても良い。その点で、本人の階層において男女を同じ分析枠組みで議論することが可能となる。弱点は、対象者により初職の意味合いが異なる可能性がある。たとえば、初職が臨時的な職業かもしれないし、一時的に家族従業者になったのかもしれない。また、特徴として、「父の職業が子の初職におよぼす影響を問題にしているので、就職時の社会の移動市場の市況が直接に影響する」（安田 1971: 173）という面もある。

つぎに、全世代移動は世代内移動を含んでいるためこのように呼ばれている。利点の第 1 は、本人の世代内移動が含まれるため階層の蓄積的な効果を見ることができる。利点の第 2 は、到達した階層になりうる。たとえば Goldthorpe et al（[1980] 1987）は、30-35

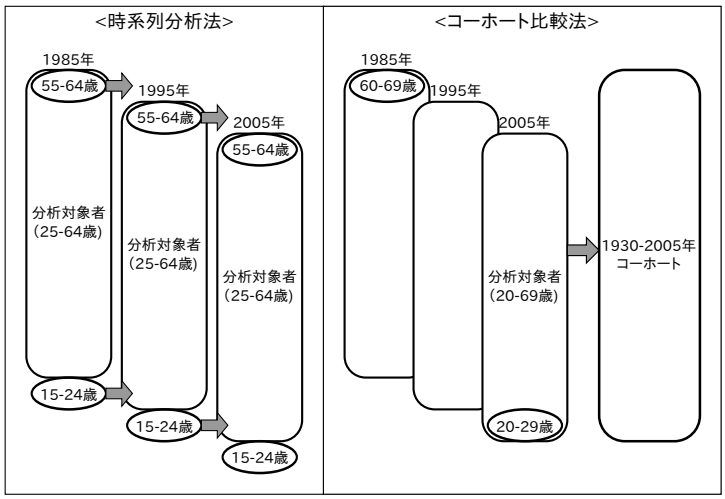

図 3.3　時系列分析法とコーホート比較法の概念図

歳を職業的な成熟とみなして、その年齢を到達階層に達した年齢としている（Goldthorpe et al［1980］1987: 70-2）[12]。それに対し、弱点は、現職の意味合いが年齢により異なる。つまり、若かったり歳をとっていれば不安定な社会的地位である可能性もある。

このように純世代間移動と全世代移動という本人の変数による分類法を安田は提案している。ただし、これらは互いに排他的な概念ではなく、特徴を踏まえた上で分析の目的によって選択すれば良いように思われる。

3.5.2　世代間移動表とトレンド

移動表の扱い方について、安田は 3 つの概念で分類して考察する（安田 1971: 169-72）。第 1 に**世代比較法**であり、祖父、父、本人の比較に基づく方法である。第 2 に**時系列分析法**であり、2 つ以上の調査時点の移動表を比較する方法である。第 3 に**コーホート比較法**であり、コーホートにより移動表を分割して比較する方法である。世代比較法は 3 世代を比較する方法であるが、本研究は 2 世代の比較を対象とするため取り上げず、時系列分析法とコーホート比較法についてそれぞれの特徴を考察する。

時系列分析法は社会現象の経年変化の研究法として盛んであり、SSM 研究で最も良く用いられている。その利点の第 1 は、わかりやすさである。調査時点を 1 つの社会と見立てて経年変化を捉えるためである。また、そうするため最新の社会を分析できる。利点の第 2 は、ケースの確保の容易さである。とくに複雑な階層分類で分析するときに有効である。弱点は、調査時点によって理論上の対象者が入れ替わる。つまり、以前の対象者であった高齢層と新しく対象者となった若年層とを比較することになりかねない。

コーホート比較法は、コーホート別に移動表を作成する方法である。その利点の第 1 は、対象者の年齢による入れ替わりを気にする必要がない。利点の第 2 は、1 時点のデー

[12] 竹ノ下弘久（2004）は初職入職後に生じる出身階層の影響を受けた転職である還流移動を分析している。還流移動の分析をする場合も本人現職の年齢が重要な意味を持つ。

タでもコーホートに分けることで調査時点よりも過去の状態を知ることができる。弱点は、コーホートで分けるためケースの確保が難しい場合がある。つまり、最も以前のコーホートと最も最近のコーホートのケース数が少なくなる。

この 2 つの分析法はともによく使われる方法であり、研究者の間で使い分けがなされている。そのため、その特徴を考えて用いればよいように思われる。

3.6　本研究で使用するデータと操作的定義

使用するデータは女性と男性の両方のケースが含まれる 1985 年（女性票、男性票、威信票）、1995 年（A 票、B 票）、2005 年の 3 時点の「社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」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。本研究では男女とも分析することもあり純世代間移動を対象とし、調査項目は「父主職」と「本人の初職」を用いた。その項目の中で用いた変数は「仕事の内容」「従業上の地位」「従業員数」である。

階層分類は「SSM 総合職業分類」を元に作成した（1995 年 SSM 調査研究会 1995; 安田・原 1982）。その分類は 12 分類であるが、本研究のような多くの時点間の比較をする場合では、カテゴリが多すぎると議論が煩雑になりかねない。そのため、それを 7 分類に縮小した。つまり、経営者、家族従業者を「自営」とし、「専門・管理」「大企業ノンマニュアル」「中小企業ノンマニュアル」「大企業マニュアル」「中小企業マニュアル」「農業」とした。

移動表はコーホート比較法に従って形成したが、その形成の仕方の具体的な方法を示す。最も以前に初職に就いたケースが調査時点 1985 年における 69 歳の対象者のなかに存在したとする。初職年齢が 16 歳のある対象者を想定すると $16 - 69 = -53$ 年であり、1985 年時点においてその対象者は 53 年前に初職に就いたことになる。したがって、53 年前まで遡ればよいため、$1985 - 53 = 1932$ 年がその対象者の初職年となる。このようにして対象者の初職年を割り出していった。その結果、1930-2005 年までのレンジをもつデータが得られた。しかし、1930 年付近と 2005 年付近はケース数を確保しにくかったため、近くの年代と結合した。結果的に、1930-49 年、1950-9 年、1960-9 年、1970-9 年、1980-9 年、1990-2005 年の 6 時点の移動表が得られた。以上のようして作成した世代間移動表を付録 A で示す。

3.7　分析

3.7.1　開放性係数による分析

開放性係数、事実移動率、強制移動率の値を表 3.2 に示し、またその値をプロットしたものを男性は図 3.4 で、女性は図 3.5 で示す。

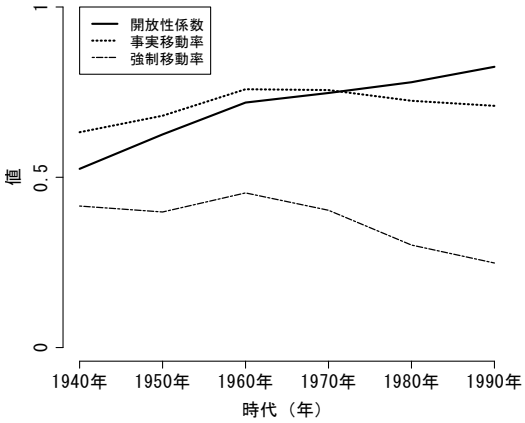

図 3.4　安田の開放性係数による分析（男性）

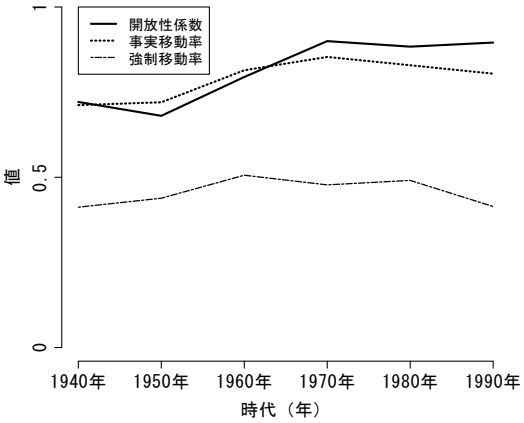

図 3.5　安田の開放性係数による分析（女性）

表 3.2　安田の開放性係数による分析（数値）

	開放性係数	事実移動率	強制移動率
男性			
1940 年	0.525	0.632	0.416
1950 年	0.626	0.681	0.398
1960 年	0.719	0.759	0.454
1970 年	0.748	0.756	0.403
1980 年	0.779	0.725	0.301
1990 年	0.824	0.710	0.248
女性			
1940 年	0.721	0.712	0.412
1950 年	0.680	0.720	0.439
1960 年	0.795	0.814	0.506
1970 年	0.900	0.853	0.478
1980 年	0.884	0.829	0.491
1990 年	0.896	0.804	0.414

まず、事実移動率から見ていくと、男性では 1940 年の 0.632 から 1960 年ごろまで緩やかに上昇し続け、そののちにやや低下している。女性では、1940 年の 0.712 から 1970 年ごろまで緩やかに上昇し、そののちにやや低下している。LZ 仮説は事実移動率に関するものであり、産業国では事実移動率は下がることはない、とした仮説であった。その仮説に照らして考えるならば、確かに低下傾向もあるが、大幅に事実移動率が低下するようなこと（印象論的だが 0.1-0.2 ほどの急激な低下）は起こっていない。そのため、本研究でも直井・盛山編 （1990）と同様に LZ 仮説は部分的には支持できるものと考えられる。

強制移動率を見ていくと、男性では 1970 年頃までは 0.4 付近でトレンドなく変化しているが、それ以降は減少傾向にある。女性では、1960 年頃までは緩やかな上昇傾向であるが、その後はやや減少傾向にある。強制移動の減少傾向は父職と子職の周辺分布の一致性が以前に比べて増してきているために起こる。そのため、父職と子職による職業構造の

変化が少なくなり社会の安定期に突入した、と考えても良いかもしれない[13)]。

開放性係数を見ていくと、男性は 1940 年代の 0.525 から、1960 年代の 0.719、そして 1990 年代の 0.824 へと漸次的に増加している。この数値を見る限りでは、男性の世代間移動における機会の平等化の雛勢は正しいように思われる。いっぽう、女性では 1940 年代は 0.721、1950 年代に 0.680 と低下し、そののち 1970 年代には 0.900 にまでなり、その後は高い値で推移している。女性のトレンドはやや読み取りにくいが、機会の平等化・不平等化という枠組みで考えれば、この値の推移より少なくとも機会の不平等化を結論することはできないだろう。そのため、女性でも機会の平等化の雛勢があると考えられよう。女性のトレンドの捉えにくさは、第 6 章から考えれば、戦後のホワイトカラーへの移動の拡大が男性よりも早かったためであると思われる。

以上のように、開放性係数による分析では、先行研究と同様に男性における機会の平等化を指摘することができよう。また、女性においても同様に機会の平等化を指摘することができる。

3.7.2　対数線形モデルによる分析——モデルの適合

次に、移動表を対数線形モデルを用いて分析する。フルモデルを式 3.1 に、それらの制約を式 3.2 と式 3.3 に、また、準独立モデルのパラメータを式 3.4 に示す。

$$\log F_{hij} = \lambda + \lambda_h^C + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{CO} + \lambda_{hj}^{CD} + \lambda_{ij}^{OD} + \phi_h^C \delta_{ij}^{OD} \tag{3.1}$$

$$\sum_h \lambda_h^C = \sum_i \lambda_i^O = \sum_j \lambda_j^D = \sum_{h,i} \lambda_{hi}^{CO} = \sum_{h,j} \lambda_{hj}^{CD} = \sum_{i,j} \lambda_{ij}^{OD} = 0 \tag{3.2}$$

$$\phi_1^C = 1 \tag{3.3}$$

$$\delta_{ij}^{OD} = \begin{cases} i & (i = j \text{ のとき}) \\ 0 & (i \neq j \text{ のとき}) \end{cases} \tag{3.4}$$

式 3.1 において、λ は全体の効果、λ_h^C はコーホートの効果、λ_i^O は出身階層の効果、λ_j^D は本人の階層の効果であり、それ以降のものはそれらの交互作用である。ϕ_h^C は unidiff パラメータであり（Xie 1992; Yamaguchi 1987）、δ_{ij}^{OD} は準独立のパラメータで式 3.4 のように移動表の対角のそれぞれのセルに対してパラメータが設定されている。パラメータ推定値は式 3.2 の制約のもとエフェクト・コーディングに従って計算された（Vermunt 1997b）。なお、モデルの推定では lem というプログラムを用いた（Vermunt 1997a）。

分析では、式 3.1 で $\lambda_{ij}^{OD} = 0$、$\phi_h^C = 0$ とした条件付き独立をベースラインモデルとした。そして、$\lambda_{ij}^{OD} = 0$、$\phi_h^C = 1$ とした条件付き準独立、$\lambda_{ij}^{OD} = 0$ とし ϕ_h^C を許容した条件付き準独立（unidiff）、$\phi_h^C = 0$ とし λ_{ij}^{OD} を推定した完全交互作用、これらを男女の時系列の移動表にそれぞれ適合させていった。その結果を表 3.3 に示す。

---

13) たとえば、安田は日本とアメリカの世代間移動の比較分析をした際に、アメリカのデータにおける強制移動率の減少傾向を観察している。そして、「…強制移動が縮小しつつあるのは、アメリカの方が先進的段階にあることを意味している」（安田 1971: 173）とする。

表 3.3　対数線形モデルの各モデルの適合度 †.

	男性				女性			
	L^2	df	BIC‡.	AIC‡.	L^2	df	BIC‡.	AIC‡.
条件付き独立								
モデル 1 $[CO][CD]$	1898.6	216	-1.1	1466.6	982.8	216	-904.9	550.8
条件付き準独立								
モデル 2 $[CO][CD][OD]^{\delta}$	543.4	209	-1294.8	125.4	500	209	-1326.6	82
条件付き準独立（unidiff）								
モデル 3 $[CO][CD][COD]^{\phi\delta}$§.	540.6	204	-1253.6	132.6	490.9	204	-1292	82.9
完全交互作用								
モデル 4 $[CO][CD][OD]$	192.7	180	-1390.4	-167.3	179.1	180	-1394	-180.9

†. C は 6 カテゴリでコーホート、O は 7 カテゴリで出身階層、D は 7 カテゴリで本人の階層をそれぞれ表す。
‡. $BIC = L^2 - \text{d.f.} \log N$、$AIC = L^2 - 2\text{d.f.}$。
§. $[COD]^{\phi\delta}$ の交互作用は unidiff を仮定している.

BIC と AIC の値は小さければ小さいほどモデルがデータに適合していることを意味する。そうすると、表 3.3 では、BIC と AIC は男女ともにモデル 4 の完全交互作用が最も適合することを示す。一般的に世襲・同職のセルを除いた準独立モデルの方が、完全交互作用モデルよりも移動表に適合する傾向があるが、そうならなかったのは時系列比較法でなくコーホート比較法を採用したためかもしれない。いずれにせよ、男女ともにモデル 4 の完全交互作用が最も適合したため、モデル 4 を採択してそのパラメータ推定値を以降で解釈する。

3.7.3　対数線形モデルによる分析——社会的流動性の解釈

一般的に、モデルの解釈では採択したモデルの最も高次のパラメータ推定値を解釈する（Agresti 1990）。モデル 4 の最も高次であるパラメータは λ_{ij}^{OD} である。この λ_{ij}^{OD} は社会的流動性、相対移動、循環移動、オッズ比、OD の連関と呼ばれる部分である。その値を男性では表 3.4 に、女性では表 3.5 に示す。また、それぞれの表を内挿法により可視化した図を男性では図 3.6 に、女性では図 3.7 に示す（可視化については第 6 章を参照）。なお、可視化では λ_{ij}^{OD} の指数をその合計で標準化した値である $\exp(\lambda_{ij}^{OD})/\Sigma_{i,j}\exp(\lambda_{ij}^{OD})$ をプロットした。

男性の図 3.6 を見ていくと、農業同職の集中、自営同職の集中、さらに同職全般に集中が見られる。表 3.4 を見ると、ホワイトカラーはホワイトカラーとブルーカラーはブルーカラーと結びつきがちである傾向を見て取ることも可能である。さらに、ブルーカラーからホワイトカラーへの移動は限定的である。女性の図 3.7 では、農業同職の集中が見られるが、自営同職の集中は男性ほどではない。だが、男性と同様に同職全般の集中傾向が見られる。表 3.5 の値を確認すると、男性ほどではないが、ホワイトカラーはホワイトカラーとブルーカラーはブルーカラーと結びつく傾向を見て取れる。ただし、男性との違いは、大ブルーカラーから大ホワイトカラーへの移動が 0.396 であるように、ブルーカラー

表 3.4　男性の対数オッズ比

	自営	専門	大 W	小 W	大 B	小 B	農業
自営	1.484	−0.052	−0.422	−0.225	−0.289	0.027	−0.523
専門	0.072	0.931	0.463	0.356	−0.328	−0.582	−0.912
大 W	−0.687	0.260	0.519	0.142	0.096	−0.312	−0.018
小 W	0.382	−0.106	0.152	0.348	−0.315	−0.039	−0.423
大 B	−0.752	0.001	0.174	0.081	0.752	0.253	−0.509
小 B	0.068	−0.424	−0.351	−0.158	0.195	0.489	0.182
農業	−0.567	−0.611	−0.535	−0.543	−0.111	0.164	2.203

表 3.5　女性の対数オッズ比

	自営	専門	大 W	小 W	大 B	小 B	農業
自営	0.806	−0.149	−0.162	−0.128	−0.020	0.012	−0.358
専門	0.350	0.623	0.544	−0.003	−0.166	−0.714	−0.634
大 W	−0.574	0.309	0.574	0.237	−0.098	−0.199	−0.249
小 W	0.454	−0.103	−0.098	0.208	−0.338	−0.049	−0.073
大 B	−0.582	0.034	0.396	0.068	0.486	0.236	−0.639
小 B	−0.012	−0.322	−0.421	−0.026	0.203	0.418	0.160
農業	−0.442	−0.391	−0.832	−0.355	−0.068	0.295	1.794

からホワイトカラーへの移動の傾向もある点である。

分析は以上のようになるが、この対数線形モデルの分析が示す限りでは、変化を仮定したモデル 3 ですら棄却されたため社会的流動性は一定であると考えても差し支えないだろう。したがって、FJH 仮説は支持される。また、このような社会的流動性を見る限り、機会の平等があるようには見えない。そのため、社会的流動性は一定であり、機会の不平等がある、と考えることができる。

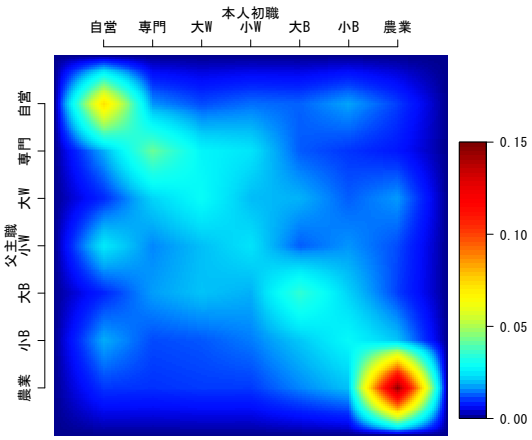

図 3.6　男性の世代間移動における社会的流動性

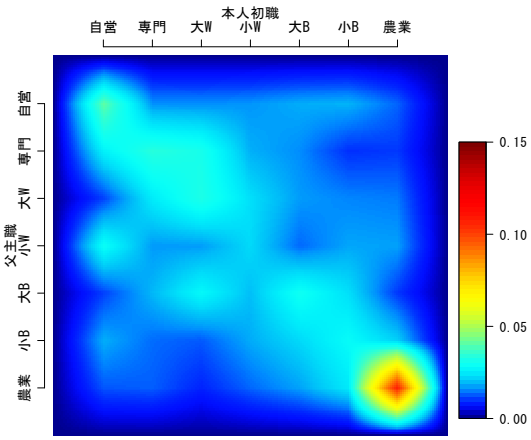

図 3.7　女性の世代間移動における社会的流動性

3.8　本研究における問題——方法の再検討

このように、同分野では開放性係数ならば機会の平等化、対数線形モデルならば機会の不平等が指摘される傾向がある。もし、統計学的な確実性をあまり考えずに素直に考えるならば、両方の結論とも真であり得るはずである。つまり、大きな流れでは機会の平等化が進んでいる、しかし、その中に社会的流動性としての機会の不平等がある、という結論である。おそらく、何らかの形で先行研究はこのような折衷的な結論をほのめかしてきたように思われる。また、日本においては高度経済成長という時代背景もあったため、このような結論が有効であり得たのかもしれない。しかしながら、現在はそのような時代背景も後景に退いてしまった。

本章では先行研究を考察したが、以下において同分野の現状の問題点を述べて、本研究のどこでそれを論じるのかを示したい。第 1 に、開放性係数は男性で 0.8 ほど、女性では 0.9 ほどの高い値を日本社会はすでに経験済みである。開放性係数が示す限りでは機会の平等化はおそらく十分に近い。そうであれば、これまでと同じように機会の平等・不平等を論じることは困難となっているはずである。このような現状において、機会の不平等を強く主張しすぎた場合に直面する問題を第 4 章「機会の平等の再検討」において議論する。

第 2 に、同分野は明らかにパラダイムの転換を経験しているにもかかわらず、分析枠組みが以前の状態に近い。とくに構造移動概念は指標パラダイムでは言及されたが、モデルパラダイムでは曖昧にされることが多い。そのため、構造移動概念がどのように形成されて、どのように近年において言及されなくなったのかを第 5 章「『構造』移動の再検討」において議論する。

第 3 に、同分野が扱ってきたデータの豊穣さと比べれば、同分野が示し出す結論はやや見劣りがする。同分野で最も多く用いられるデータは、日本では 1955 年から 2005 年までに 10 年毎に実施されてきた SSM 調査のデータである。現地調査、データのクリーニング、そして、対象者の記述回答より 190 以上の職業を割り当ててコーディングする、というようにして莫大な手間と暇がかけられている。それらを想像すれば、先人の労力に対する見返りがまだまだ不十分であるように思われる。そのため、第 6 章「EDA の活用」では統計学的な発想をいったん脇に置きデータをじっくりと観察する。

第 4 章

機会の平等の再検討——Adam Swift の完全移動批判を参考に

4.1　再検討する問題の整理

本章で論じる事柄は、世代間移動研究とミクロとの接合、機会の平等以外の社会規範との接合である。多くの世代間移動研究では、世代間移動表を分析したのちに機会の平等・不平等を判断する。しかし、その判断はまったく問題がないというわけではない。とくに人々の職業選好を想像したとき、その判断は難しさを伴う。このような困難に陥る理由は、世代間移動研究が移動表から社会構造の機会の平等・不平等を推測する指向が強いためである。本章では、マクロ社会学としての世代間移動研究が（太郎丸 2002）、近年どのようにミクロ・マクロ・リンクと向き合っているかを考察し、この分野における機会の平等を再検討する。

拙速であるかもしれないが、まず、本章で再検討する事柄を整理するための枠組みを示す。図 4.1 は James Coleman がミクロ・マクロ・リンクの問題提起で使用したボート形図式を（Coleman 1990=2004）、太郎丸博（2002）に倣い世代間移動研究に適用したものである[1)]。図の上部がマクロ水準（社会水準）であり、下部がミクロ水準（個人水準）である。矢印は命題の因果の向きを表す。マクロ水準では社会構造がありそれが世代間移動を説明する（①）。また、社会構造はミクロ水準における人々の移動に伴う価値を説明する（②）。価値は個人の移動結果を説明する（③）。そして、その個人の移動結果の集積が世代間移動である（④）。

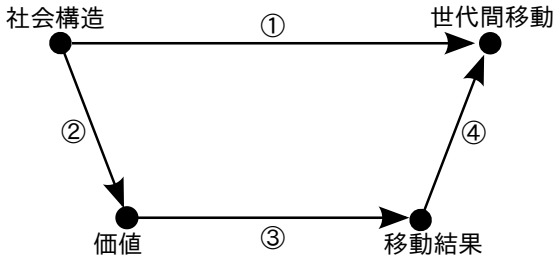

図 4.1　世代間移動研究のミクロ・マクロ・リンク

[1)] 太郎丸（2002）が世代間移動研究に適用したボート型図式を本章の議論のために、一部、用語を変更した。

表 4.1　完全移動の例

	社会 A		社会 B		社会 C	
	階層 A	階層 B	階層 A	階層 B	階層 A	階層 B
階層 A	25	25	30	30	20	30
階層 B	25	25	20	20	20	30

表 4.2　完全非移動の例

	階層 A	階層 B
階層 A	50	0
階層 B	0	50

この図に沿って整理すると、本章の機会の平等の再検討は 3 つの検討から構成される。第 1 に、図 4.1 の①の経路、すなわち、マクロ水準における社会構造から世代間移動への接合の検討である。冒頭で述べたような、マクロ社会学としての世代間移動研究が現在、直面する問題を考察する。第 2 に、③の経路、移動結果から遡り価値を検討する。この検討は機会の平等以外の社会規範を基準にして価値を分類するための考察である。第 3 に、③と④の経路、価値から移動結果を経由した世代間移動を検討する。ここでは分類した価値を仮定し、移動表の極類型を想定したのち、機会の平等・不平等の判断が成立するかを分析する。本章で用いる移動表の極類型とは完全移動[2)]と、非移動のみの移動である完全非移動である。それらの例を表 4.1 と表 4.2 に示す。これらの 3 つの検討ののち、移動表からどのように機会の平等・不平等を判断すべきか、という問いに 1 つの回答を与える。

ここで扱う問題は、盛山和夫（1988）が「移動の価値問題」として、「ある量の移動、あるいはある個別の移動は、社会的公正と経済的合理性という 2 つの規準に照らして、どのように評価されるべきなのか。この問題への解答は容易ではないけれども、移動現象の社会学的意義を明確にする上で是非とも問われなければならないだろう」（盛山 1988: 4）とした問題である。さらに、近年の世代間移動研究にとっての困難である職業選好の問題に対する 1 つの回答でもある。これらの問題は今後の世代間移動研究が避けて通ることのできない重要な課題である。

4.2　マクロ水準の検討

4.2.1　マクロ社会学としての世代間移動研究

出身階層と到達階層の 2 変数からなる移動表を用いるオーソドックスな世代間移動研究では、ほとんどの場合、移動表の分析結果より機会の平等・不平等を判断する。すなわ

2) 完全移動とは離散変数における統計的な独立と同義である。『新数学事典』（大阪書籍）が示す定理では、$X = (X_1, X_2)$ が密度関数 $f(x_1, x_2)$ をもつ離散型の確率変数であるとき、X_1、X_2 が互いに独立であるための必要十分条件は、$f(x_1, x_2) = f_1(x_1)f_2(x_2)$ がすべての x_1 と x_2 について成り立つことである。

ち、移動表が我々が見ることのできる社会であり、そこから遡って社会構造における機会の平等のある・なしを判断する。そのマクロ社会学的な特徴は、ミクロ水準の仮定、マクロ社会学の言明、おそらく世間のニーズの存在、といったその判断を成り立たせる条件から垣間見ることができる。

第 1 に、ミクロ水準での仮定をもっとも良く表しているのは、分析において機会の平等社会として多かれ少なかれ完全移動を参照するときである。開放性係数では非移動を除くが完全移動を参照するし（Goodman 1969; 富永 1979: 61）、対数線形モデルでも一定の機会の不平等に言及する場合は、比較対象が必要なため少なからず完全移動の考え方が必要である。第 2 に、マクロ社会学の言明は、価値判断を明白に述べること（安田 1971: 33）、文化、価値、意識などを考慮できないと限界を示すこと（Erikson & Goldthorpe 1992: 2）において見られる。第 3 に、機会の不平等があると世間の人々が感じている場合であろう。そうならば、不平等の改善が先決であるため分析自体が重要である。

したがって、マクロ社会学的な特徴は、機会の平等・不平等の判断のための後ろ盾でもあった。さらに、その特徴こそが世代間移動研究の強みでもあったのである。

4.2.2　マクロへの懐疑とミクロへの指向

しかしながら、近年の世代間移動研究はマクロ社会学であることの弱みが指摘され、マクロへの懐疑とミクロへの指向という方向性が見られる。マクロへの懐疑では、たとえば、太郎丸は個人の職業選好を考慮したときの分析の難しさを述べているし（太郎丸 2002: 516-7）、長松奈美江は後述する Adam Swift を引いて職業選好の問題を取り上げている（長松 2007）。また、ミクロへの指向では、石田浩、三輪哲は「点」ではなくキャリアを含めた「線」で到達階層を捉え、世代間移動と世代内移動の接合を試みている（石田 2008; 三輪 2008）。

このマクロへの懐疑と対峙しミクロとの接合を計る動きで、日本で驚きを持って迎えられたものは（太郎丸 2002）、世代間移動研究で重要な役割を果たしてきた John H. Goldthorpe（2007a, b）の合理的選択理論（合理的行為理論）への接近である。彼は合理的選択理論を教育機会の分析に適用しているが、まだ世代間移動研究にそれを適用していない。だが、ミクロ水準に仮定を置いてモデルの予測力を強めることで、職業選好の問題を解決しようと模索している（Goldthorpe 2007a,b）。

このように近年、世代間移動研究がミクロ水準の問題を取り上げるようになった理由を、太郎丸（2002）は冷戦期からの時代背景の変化に求める。すなわち、Goldthorpe の世代間移動研究ではマルクス主義、産業主義というミクロ水準の議論が蓄積された 2 つの物語があった。そして、それらを並列させてともに批判することで議論が成立していた。しかし、冷戦期が終わり戦略の変更が必要となった。そのため、ミクロ水準の考察を進める必然性が生じたのである（太郎丸 2002）。

そう考えるならば、おそらく、時代背景の変化は日本でも言えることであろう。つまり、高度経済成長を経たことにより「ゆたかな社会」が以前よりも実現され、世間で機会

の不平等のリアリティを保ちにくくなった。ようするに、ポスト冷戦、ポスト経済成長の時代背景こそが、世代間移動研究が持っていたマクロ社会学としての後ろ盾に対して変更をせまり、ミクロ水準の検討を促していると言えるだろう。

4.2.3　Swift の完全移動批判

世代間移動研究がミクロ水準で模索を試みるなか、厳しく要求を突きつけたのは政治哲学者の Adam Swift である。彼は完全移動が機会の平等の社会として不完全であることを論証した。この Swift（2004）の完全移動批判はきわめて大きな意義がある。あらかじめ述べるが、本章ではとくに彼の第 3 批判である職業選好に関するもの、第 5 批判である家族的な相互作用に関するものを取り上げる。ここでは要点のみ手短に示す。

第 1 に、移動の機会だけでなく、富、財産、所有物の購入、上昇移動といった機会の束（bundles of opportunities）を考慮すると完全移動は成り立たない。過去に比べて機会の束への接近可能性はあらゆる階級で改善されている。つまり、非移動であってもそれらへの接近可能性は親世代より子世代で増加しているはずである。

第 2 に、移動と機会の平等の論理的不整合である。「機会の平等があったため移動した」は真であるが、その逆の「移動したのは機会の平等があったためである」は偽である。世代間移動研究では後者の論理にならざるをえず、反応値（outcome）[3] から即座に、機会の平等・不平等を判断できない。

第 3 に、職業選好を考慮したならばそれは成り立たない。ただ、職業選好にも 2 種類ある。個人が欲したために生じた職業選好と、社会構造に適応して個人が欲したために生じた適応的な職業選好である（適応的選好形成）。後者は機会の不平等と結びつくが、前者は尊重されるべきある。

第 4 に、運の平等主義（luck egalitarianism）の不可能性のためそれは成り立たない。運の平等主義とは生まれ持った属性（人種・性別・出身階級）の配置を均等にすることを目的とする（アファーマティブ・サンクション）。もし過剰にそれを適用すると社会は非効率に陥る。

第 5 に、家族的な相互作用を考慮したならばそれは成り立たない。親子の食事、就寝前の会話、さらには親の友人の紹介のような家族的な相互作用は尊重されるべきである。これらは職業情報の違いが人々に生まれるため、社会的不平等を生み出すかもしれないが正当な親のひいきである。

以上の論拠により、Swift は「機会の平等は完全移動を要求しないし、社会的正義は完全な機会の平等を要求しない」（Swift 2004: 10）とする。

---

[3] 反応値もしくは値の語は統計用語であるが、Swift （2004）は自覚的に「移動（mobility）」と「反応値（outcome）」の語を分けて用いている。後者の用法の強調は Swift の共同研究者である Gordon Marshall でも見ることができなかった。Marshall は結果の平等（equality of outcome）の言及が多く用法が違うように思われる（Marshall & Swift 1993; Marshall et al. 1997; Marshall 1997）。また、Goldthorpe の研究でもこの用法を見ることはできなかった（Erikson & Goldthorpe 1992; Goldthorpe 2007a,b）。

4.2.4　いかにミクロ水準と接合するか

この Swift の完全移動批判はマクロ社会学としての世代間移動研究に含まれていた問題を露わにする。すなわち、彼の第 2 批判にあるように「移動したのは機会の平等があったためである」でない（Swift 2004）。これはマクロ社会学としての世代間移動研究が持つミクロとの接合の不十分さと同義である。すなわち、世代間移動研究ではこの不十分さを補うため、多かれ少なかれ合理的人間像を仮定する必要があった（Swift 2004; 太郎丸 2002）。しかしながら、この合理性を仮定することこそが、世代間移動研究と機会の平等以外の社会規範との接合を不十分にしたと言える。とはいえ、もし、合理性を限定することで「移動したのは機会の平等があったためである」という言明を真に近づけることができるならば、世代間移動研究においてマクロ水準とミクロ水準との接合が改善されるだろうし、機会の平等以外の社会規範との接合も改善されるのではないだろうか[4)]。

本章ではこのような意図のもと、世代間移動研究におけるマクロ水準とミクロ水準の接合、さらには機会の平等以外の社会規範との接合を模索する。そこでまず、Swift が意図的に用いた統計用語である「反応値（outcome）」の語を借用し（Swift 2004）、ミクロ水準の移動を表す語として「移動結果」と言う語として用いたい。すなわち、本章ではマクロ水準における移動を表す語としての「世代間移動（intergenerational mobility」や「移動（mobility）」から、ミクロ水準における移動を表す語としての「移動結果」を切り離し区別して用いる。ようするに、「移動」は個人の意図を含めないものであり研究者が考察する移動である。それに対し、とくに述べる「移動結果」は個々人の価値を伴った移動である。

4.3　移動結果の検討——価値の 3 分類

4.3.1　価値の 3 分類

移動結果が個々人の価値を伴った移動であるとしても、その価値はきわめて多様である。移動結果が職業選択のあとの状態を指すとする。そうならば、職業選択における個人の価値が働く部分を想像すると、その捉えにくさを垣間見ることができる。たとえば、職種、安定しているか、福利厚生、収入、家業であるか、地元であるか、子育てと両立できるか、転勤のあるなし、人間関係、昇進のあるなし、パートタイムか、などがあるだろう。少なくともこれらは人により優先順位が異なるため、当人の価値判断が必要なはずである。おそらく、職業選択において人が用いる価値は、職種の数以上に多様である。さらには、その判断が価値に対する自覚を伴わないこともあるだろうし、働いていくなかで価

4) たとえば、ゲーム理論も人間の合理性を限定することで、社会科学における応用の可能性が増した（大浦 2008）。ゲーム理論では、生物学者の J. Maynard Smith & G. R. Price （1973）や J. Maynard Smith（1982）が提唱した進化ゲーム理論により、社会科学におけるゲーム理論の適用の可能性が格段に上昇したと大浦宏邦は述べている（大浦 2008）。Maynard Smith らは合理性の仮定に時間軸の考えを導入し、合理性を「進化的に安定な戦略」という仮定に置き換えた。それにより動物の世界の競争の仮定を「完全戦争」でなく、「限定戦争」として捉えた（Maynard Smith & Price 1973）。

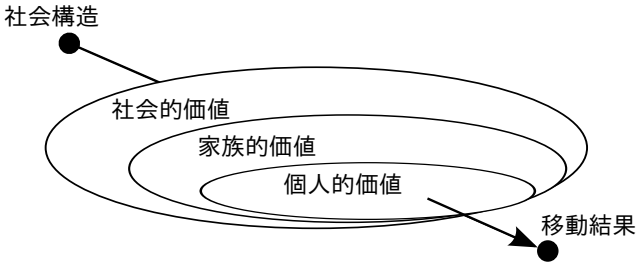

図 4.2　移動結果に伴う価値の 3 分類

値が変化していくこともあるだろう。このような事情のためか、職業選択研究では職業選択に伴う価値の分析の重要性が指摘されているが、同時にその価値を把握することの難しさも指摘されている（Williams eds. 1974=1980）[5)]。

だが、ここでの意図は職業選択・移動結果にかかわる価値を 1 つずつ精査して分類することではない。むしろ、ミクロ水準にどのような価値を分類して仮定すれば、マクロ水準を考察しやすくなるかということを意図する。そこで、Swift（2004）の第 2 批判の職業選好、第 5 批判の家族的な相互作用を基準として価値の分類を行いたい。これら 2 つとも機会の平等以外の社会規範と関係する。

このような意図のもと価値の分類を行うが、まず、本章で用いる語を定めておく。価値を世代間移動をする際に人々が持つ指針とする。以降では世代間移動が生じるときに伴うであろう価値を明瞭に境界があるとして、社会的価値、家族的価値、個人的価値と分類する。この分類を図 4.2 に示す。社会的価値による移動とは支配的な社会規範に従った移動である。家族的価値による移動とは社会的価値よりも家族的な情に従った移動である。個人的価値による移動とは社会的価値や家族的価値よりも個人が持つ意思に従った移動である。また、これらの価値に、社会的価値がまずあり、その次に家族的価値、さらに個人的価値があると優先順位を仮定する[6)]。のちほど言及するがこの優先順位は完全非移動を機会の不平等と判断するためのものである。ようするに、この分類の意図は、家族的価値、個人的価値を示すことでミクロ水準における社会規範に注意を払うためであり、また、優先順位を設けるのはマクロ水準における社会規範を維持するためのものである。

4.3.2　社会的価値

社会的価値とは、移動に際して人々が同程度に共有する価値観であり、社会が「べきである」とする方向である。この社会的価値は制度化された公的な組織により形成される。

公的な組織では公的な他者からの評価がまずある。たとえば、学校・職場は公的な組織

---

5) 転職研究では M. Granovetter（1974=1998）の「埋め込み」という概念があるが（Granovetter 1974=1998）、社会関係における個人であるので本章では用いにくかった。また、価値に関係する研究で有名なものは作田啓一の『価値の社会学』や T. Parsons（1951=1974）の『社会大系論』であるかもしれないが（作田 1972; Parsons 1951=1974）、そこでは職業選択がほとんど論じられていなかった。

6) J. Rawls（1971=1979）は、公正な判断をするために優先順位を設けることは有効である、としている。

になりうるはずである。今の社会ならば、学校で成績の高い人間は公的に良いとされるし、職場でも売上の高い営業員は公的に良いとされる。ぎゃくに学校、職場でそうでなければ、公的に良くないと評価される。すなわち、良く学ぶべきである、良く働くべきであるという公的な価値がそれらの評価の前にある。このように社会の中にいる人々が疑いを持ちにくい価値を本章では社会的価値とする。また、それが世代間移動を第 1 に規定しているとする。

仮に、社会の経済成長を目的とする業績主義が社会的価値であるとする。そうならば、高い収入・職業威信は社会に対して貢献した程度の間接的な強さを示すため人々はそれらを追求する。それらの高さが公的な評価の高さである。ぎゃくに、低い収入・職業威信は、社会への貢献の間接的な低さであるので公的に低く評価される。そのため、人々は高い収入・職業威信を特徴とする階層に移動しようとするはずである。

また、仮に、社会の安定を目的とする属性主義が社会的価値であるとすると、人々は親と同じ階層を目指す。もし、親よりも高い収入・職業威信を目指して移動したならば逸脱と見なされ倫理的な批判を被る。さらに、仮に、肉体労働こそが美徳である、との価値が社会的価値ならば、人々は肉体労働に就くことが良く、非肉体労働に就こうとすることが公的に低い評価を得るだろう[7)]。

ここでは単純化のきらいがあるが、日本では戦後から現在にいたるまで社会的価値は業績主義であると想定する[8)]。

4.3.3　家族的価値

移動に伴う家族的価値とは、社会的価値に対して私的なものの中で第 1 のものであり、家族的な情を基礎とする価値である。これは Swift の第 5 批判の家族的な相互作用で形成されるものと対応する。

家族的価値は私的なものであるため、階層の違いにより社会的価値の浸透度合いが異なる。つまり、高い収入・職業威信という特徴を持つ階層は私的な相互作用においても、業績主義的な社会的価値を子供に伝達する可能性がそうでない階層に比べて高い。ぎゃくに、低い収入・職業威信という特徴を持つ階層では私的な相互作用において、業績主義と異なる価値を子供に伝達する可能性がある。したがって、家族的価値はある階層では社会的価値の推進力として働き、別の階層では社会的価値の緩衝帯のように働くだろう。

---

7) 世代間移動研究では、自然状態、原初状態のような状態における議論が不足しているのではないか。どのような社会構造、制度、社会的価値ならば、どのような世代間移動の状態であるか、また、時間の経過とともにそれはどのように変化するのか。これらの議論が必要であると思われる。それは本章で論じていない Swift（2004）の第 1 批判、もしくは、社会構造から価値へといたる経路（マクロからミクロへの移行）と関係するだろう。

8) 議論しやすくするため、社会的価値を業績主義とした。おそらく、Swift の第 1 批判は時間を経過したのちの本章でいう社会的価値の正統性に対して注がれていると思われる（Swift 2004）。つまり、時間の経過とともに社会構造が業績主義を要請しなくなってきたと考えることができるかもしれない。たとえば、A. Sen は何の平等かを明瞭にするため、潜在能力による平等を述べている（Sen 1992=1999）。しかし、橋本健二によると潜在能力の具体的な測定にはまだ困難がある（橋本 2001: 257）とする。

たとえば、自営業における家業を継がせたいという価値はこれにあたるだろうし、また、親が子供に平均よりも強く教育しようとすることも、また、家族内での職業的な会話もこれにあたるだろう。P. Musgrave は「経済に対して逆機能的である例は、有能な労働階級の子供が、学校よりむしろ家族を頼りにし、したがって高い地位の職業を目指すことを拒むところにある」（Williams eds. 1974=1980: 100）とする。この場合もそこに家族的価値の影響を見ることができよう。おそらく、この価値の中心にあるものは、家族的な情を基礎として、家族内で職業的な文化の共有を目指すことであると思われる。

ただし、本章でいう家族的価値は Swift（2004）によると社会的不平等を生み出すものでもある。そのため、彼は家族的な相互作用の研究が今後、重要であるとしている（Swift 2004）。つまり、どこまでを親の正当なひいきと見なすべきかが困難であるのである。本章ではこれ以上この問題に言及しないが、いったん、親が社会構造に対して適応的に家族的な情を働かせれば社会的価値、親が純粋に家族的な情を働かせれば家族的価値と考える。

4.3.4　個人的価値

個人的価値を伴う移動とは、社会的価値に対して私的なものの中で第 2 のものであり、個人の自由な価値により生じた移動である。そのため、社会的価値や家族的価値よりも多様である。これは、Swift の第 3 批判の職業選好と対応する。ただし、適応的な職業選好は個人的価値とするよりもむしろ社会的価値の影響が強いとする。

個人的価値は最も私的なものであるため想定が難しい。ある人は人よりも高い収入・職業威信を目指したのかもしれないし、ある人はほどほどで良いと考えたのかもしれないし、また、ある人は低い収入・職業威信を目指したのかもしれない。たとえば、第 1 の人たちはむしろ一次元的人間と社会学的な考察の対象であったかもしれないし、第 2 の人たちは偏らないことを良いと考えていたのかもしれないし、第 3 の人たちは宗教的な価値に従っていたのかもしれない。

4.4　世代間移動の検討——移動表の極類型の考察

4.4.1　社会的価値のみを仮定した場合

これらの価値をひとつずつ仮定して、移動結果を経由した移動表の完全移動、完全非移動という極類型を考察する。まず、家族的価値、個人的価値をまったく含めず、業績主義である社会的価値のみが貫徹する社会を想定する。

このような社会において、個人は全ての人が収入、職業威信の高さを同じ強さで目指す。それを条件とすると、個人は人生を通して完全な競争をする。階層による上下が明白であり、あたかも人生における勝敗であるかのようにそれが扱われる。勝者は才能、努力、運を誇るかもしれないが、敗者となれば、それらのなさを自分の宿命として受け入れざるをえない。しかし、勝者敗者ともに家族的価値が認められないため、次の世代の成功

を祈るよりほか手立てがない。

この社会では階層毎の移動比率が定められていないため、完全移動は成立しない[9)]。だが、機会の平等があれば完全移動にかなり近づくであろう。それに対し、この社会である階層に移動が偏ったとするならば機会の不平等を疑うことができる。

移動表の極類型を考えるならば、完全移動は機会の平等と判断できる。それに対し、完全非移動は機会の不平等と判断できる。なぜならば、社会的価値が業績主義であるにもかかわらず、最初からどこに移動するかが決まっているためであり、それは批判すべき機会の不平等以外の何ものでもない。

4.4.2　家族的価値を仮定した場合とその困難

上記の状態に家族的価値を仮定したとする。そうすると、もはや全ての人が業績主義的な価値を共有することは困難であり、ある人は収入・職業威信の高さを目指すが、ある人はそれらのみを目指さずに、家族との関係を大切にするだろう。

その場合、個人は公的な評価にもかかわらず、私的な評価があるため人生の勝敗は明白でない。ある階層の人は業績主義的な成功を目指すかもしれないが、別の階層の人はむしろ属性主義的なものを目指すだろう。

この社会においてある階層に移動が偏ったとしても、もはや機会の不平等を即断することは難しく、家族的価値の伝達があるかもしれないと疑うことができる。すなわち、1 つの社会規範である機会の平等と、別の社会規範である家族の情の尊重が衝突する。

移動表の極類型で考えれば、完全移動は機会の平等があるが家族的価値が無視された社会である、とむしろ否定的に判断できる。それに対し、完全非移動は機会の不平等があるが家族的価値が守られた社会である、とは言えない。なぜならば、社会的価値は家族的価値よりも前にあるためである。つまり、社会的価値、家族的価値、個人的価値と優先順位を設けるのは、価値の逆転を防いで完全非移動を機会の不平等と判断するためである。強調すると、極類型としての完全非移動は業績主義としての社会的価値を第 1 に考えるならば、家族的価値を考慮したとしても機会の不平等である。

4.4.3　個人的価値を仮定した場合とその困難

さらにその状態に個人的価値を仮定したとする。個人は自由で多様な移動をする。このような状態は、世代間移動研究にとって家族的価値の考慮以上に困難である。もし仮に、業績主義的に上層である階層から最もそうでない階層に移動した人がいるとしよう。社会的価値の認識枠組みを通してその移動を見るならば、その人は敗者のように評価されるかもしれない。しかし、個人的価値の認識枠組みを通して見るならば、その人は公的な評価とは別に、私的な領域における意味世界を作り上げた自律した人間であるかもしれな

[9)] 完全移動の成立には、Swift の第 4 批判にあるように、全ての到達階層において、出身階層の構成比が同じである必要がある。

い[10]。すなわち、個人的価値を考慮した段階において、移動表をもとに機会の平等を主張しすぎることは、個人にとっては社会的価値の押しつけとなりかねないのである。

極類型で考えるならば、完全移動は機会の平等があるものの、家族的価値・個人的価値を抑圧していると判断できる。それに対して、完全非移動は社会的価値を第 1 とするため機会の不平等である。

以上の検討の結果、機会の平等の世代間移動の状態として、完全移動は社会的価値のみ仮定したならば成立するものの、家族的価値、個人的価値を仮定すれば成立しない。それに対して、完全非移動は社会的価値、家族的価値、個人的価値を仮定しても機会の不平等の世代間移動の状態として成立する。

4.5　機会の平等の再検討の結果

4.5.1　機会の平等の理念型は決定できない

移動結果に伴う価値の多様さを考慮に入れると、機会の平等の基準として完全移動は成立しない。それに対し、それらを考慮に入れても、機会の不平等の基準として完全非移動は成立する。

さらに言えば、移動表に対して機会の平等の理念型的な基準は決定できない。なぜならば、人々の様々な価値が移動結果に含まれ、それが移動表を構成しているからである。もし、機会の平等がある世代間移動の状態を想定したとするならば、家族的価値、個人的価値を研究者の判断で決定することになる。そうすると、恣意の余地が生まれ、あたかもイデオロギー的な主張であるかのような印象が生じかねない。

ようするに、マクロ社会学としての世代間移動研究にとって機会の平等・不平等の判断のために、もっとも重要であったことは、人々への社会的価値の浸透の強さである。つまり、もっとも判断しやすい場合は、社会的価値があらゆる人々にまんべんなく行き渡っている状態である。

4.5.2　次善策としての比較的観点

完全移動を参照しない機会の平等・不平等の判断を考えるならば、最善策は本人の職業選好の有無や、家族的な相互作用の多少を変数として投入し、指標化やモデル構築を目指すことがよいのかもしれない。だが、データの制約を考えるとそれは容易ではない。また、そのようにミクロの記述への完全性を指向しすぎることは、むしろ世代間移動研究の強みであるマクロの記述を損なう可能性もあるだろう。

そこで、次善策として「全ての人が同程度、共有している社会的価値は業績主義であり、家族的価値は一定であり、個人的価値は不明である」と前提してしまうのがもっとも明快でないだろうか。家族的価値を一定とするのは、あらゆる時代で社会において家族的価値

[10] たとえば、渋谷望が『魂の労働』で描く労働者像は極めて非業績主義的である（渋谷 2003）。

の伝達を何割かの人は好むであろう、との想定であり、個人的価値を「不明である」とするのは個人的価値を持って移動した人に対する最大限の尊重である。

また、機会の平等・不平等の判断は、機会の不平等の理念型として完全非移動を想定するが、機会の平等の理念型として完全移動を想定しない。それゆえ、機会の平等・不平等の判断でなく、時点間の比較としての機会の平等化・不平等化の判断である。つまり、上記の前提のもと「時点 A と時点 B の比較において、機会の平等化の傾向が見られる」もしくは「時点 A と時点 B の比較において、機会の不平等化の傾向が見られる」といくぶん控えめに述べるに留まる。

このような判断は、ミクロは仮定に任せてはいるが、完全移動を用いないため社会規範的問題をいくぶん解決しつつ、マクロ社会学的な世代間移動研究の強みを維持したものである。

4.5.3　職業選好問題の解決策の１つ

この判断の論理は個人的価値を伴う移動をいったん不可知論に任せ、もし集合的な移動結果があるならば推測により解釈する、という研究上の戦略である。もっとも、この戦略は Coleman が拒否したミクロ・マクロ・リンクにおいて集積を想定する方法である（Coleman 1990=2004）。おそらく合理的選択理論的な立場に立てば、「理論的問題が社会システムの働きを含む問題であるとすれば、個人行動の単純な集積では、適切な移行について説明しえないことは明白」（Coleman 1990=2004: 31）であり、強い予測力はないかもしれない。

しかしながら、本章が不可知論的に扱った職業選好は世代間移動研究にとって躓きの石のようなものである。これを乗り越える方法は本章の方法以外に、3 つあるように思われる。第 1 の方法はマクロ社会学の特徴をより示すことであり、第 2 の方法は合理的選択理論に近づくことであり、第 3 の方法は、変数を導入してマクロ的な説明を制限することである。これらはそれぞれの研究上の目的によって使い分けられるだろうし、相互に排他的なものでないはずである。

4.6　結論

本章では機会の平等の再検討を行った。ここでの価値の分類や世代間移動の想定はまだ粗雑であるかもしれない。しかし、確かであることは、世代間移動研究で扱う移動表は様々な価値を伴う移動結果の集積であるため、移動表に対して機会の平等の理念型を設定すべきではないこと、そして、そうではあっても、完全非移動は機会の不平等であること、である。

ここで示した比較的観点を強調した機会の平等化・不平等化の判断は、判断の基準が常に相対的な評価になるという問題がある。たとえば、バブル期に上昇移動が劇的に増加したからといって、それ以降の時代でそれを比較基準とすべきだろうか。この問題があるた

め、これまでのアプローチよりも社会批判の程度は弱い。だが、本章の判断の論理の方が、社会規範やミクロとの接合がなされており、穏健で客観性のある方法であるように思われる。もっとも、この判断の方法は日本では鹿又伸夫が対数線形モデルで周辺分布と同時分布を合わせて解釈することですでに行っている（鹿又 2001: 48-69）。そのため、鹿又の判断の論理を再び指摘したとも言えるだろう。

また、「不明である」とした個人的価値を伴う移動は、社会学的関心を向けるべき移動である可能性もある。もし、個人的価値を伴う移動が集団的で目立った傾向があり、それが「不明である」ではなく研究者の推測により解釈できるならば、そのときは社会学的に極めて興味深い変化であるかもしれないのである。

第 5 章

「構造」移動の再検討 —— Michael Sobel の枠組み批判の意義

5.1　構造移動を巡る混乱

世代間移動研究では Featherman et al. （1975）により対数線形モデルが用いられるようになって以降、構造移動概念の扱いは論者によってさまざまである。Featherman et al.（1975）では、構造移動は除くべきものであり、構造移動を含んだ世代間移動の解釈は意味のないものとされた。それに対し、Michael E. Sobel et al. （1985）では、構造移動は定義されて解釈されるものである。さらに、Erikson & Goldthorpe （1992）では、構造移動はほとんど言及されずその概念を棄却しているかのようである。近年では、Beller（2009: 506）のように、構造移動を一定と仮定して社会的流動性の解釈を中心に議論する、との言明もある。すなわち、特に対数線形モデルを方法として用いるとき、構造移動概念の意味するものは文献により様々であり、それが何を意味するのか必ずしも意見の一致を見ていない。

そこで、本章ではどのように構造移動概念が形成されて、その内実がどのように変化してきたのかを論じる。そして、それが係数や指標による議論を中心とした以前のパラダイムの遺物であり、現在の統計的モデルによるパラダイムでは形骸化した概念であることを示す。この考え方は Sobel （1983）が対数線形モデルにおける構造移動 vs. 循環移動の枠組みを批判した際に示したものと全く同じである。しかしながら、皮肉なことに Sobel は批判ののちに、対数線形モデルにおける構造移動の再定義へと向かってしまい、従来の枠組みを放棄しなかった。結果として、この枠組みは現在も同分野の統計的モデルに何らかの形で残っていることが多く、統計学的な議論と社会学的な議論の峻別を困難にしている。

5.2 構造移動 vs. 循環移動の枠組みの形成

5.2.1 枠組み以前

構造移動概念も、またさらに構造移動 vs. 循環移動の枠組みも社会移動論に元よりあったものでなく、ある時期から用いられるようになったものである。社会移動の語を初めて用いて、世代間移動表で社会を分析した P. A. Sorokin（[1927] 1964）も、アメリカとフランスを比較分析した Rogoff （1953）も構造移動という語を全く用いていない。しかしながら、時代を経るにつれて移動表をどのように指標で表すか、といった問題が議論されるようになったのかもしれない。そのような流れの中で、Glass eds. （1954）の結合指数（index of association）や分離指数（index of dissociation）といった指標が開発された。

Glass eds. （1954）の指標のように、世代間移動は二元的な概念構成をとることが多いと言われる（Featherman & Hauser 1978）。構造移動概念も現在でこそ二元的であるが、Carlsson （1958）が初めて言及したときはそのような概念構成ではなかった。彼は「差違のある出生率や職業構造の全体的な変化による周辺分布の変化は、移動率の制約の一種と見なせると我々は考える」（Carlsson 1958: 103）として、「強制（forced)」移動の考え方を示している。ただし、そこでは同職における「強制」移動を同職が取り得る最大値と最小値から議論する（Carlsson 1958: 103-4）、というスタンスであり現在の構造移動係数とはやや異なるものであった。

5.2.2 安田による枠組みの形成

現在でこそ構造移動と循環移動の呼び名は日本でも有名であるが、もとの呼び名は Yasuda （1964）が命名した強制移動と純粋移動である。彼はこの枠組みを理論的に検討し、数学的な公式を与えることによって実用可能にした。Yasuda （1964）では、事実移動は (1) 階層構造における変化、(2)（出生、死亡、移住のような）母集団の大きさにおける階層間の差違的な変化、(3) 異なる地位カテゴリの間の構成員の交換、これらを原因とするだろうことが述べられている。そして、個人がこのどれによって移動したかは分からないとしても全体的な量で見れば、

> …我々は全体的な移動（total mobility)、もしくは、1 つの社会における事実的な移動の全体的な量、を強制移動（forced mobility)（つまり 1 番目と 2 番目の要因）と純粋移動（pure mobility)（つまり 3 番目の要因によるもの）に分けることができ、それらの相対的な貢献を見積もることができる（Yasuda 1964: 16）

とする。すなわち、階層構造の変化と、出身階層と到達階層の差違的な変化が強制移動と見なされ、異なる地位カテゴリの構成員の交換が純粋移動と見なされた。そして、「…所与の社会の社会移動の全体量は 2 つの出所がある—強制移動と純粋移動である」（Yasuda 1964: 18）として、その算出方法を示した。その際、強制移動は事実移動から数学的に除

くものとされ、彼にとっての考察対象の中心は純粋移動、または純粋移動の統計的独立からの離れ具合である開放性係数であった。

しかしながら、現在では純粋移動 vs. 強制移動よりも循環移動 vs. 構造移動の呼び名の方が一般的である。後者の呼び名は Yasuda （1964）と同年、同雑誌、同号に掲載された Jackson & Crockett （1964）によるものである。彼らは構造移動を「父職と子職の周辺分布の間の差違は、構造的な状態、ある意味、強制的な職業移動、を反映している」（Jackson & Crockett 1964: 8）として定義する。そして、循環移動を「『循環』は職業カテゴリの間の相互の交換を表している。たとえば、下降移動によって均衡を保つ上昇移動、そして（あまり用いられないが）都会から田舎への雇用の移動によって均衡を保つ農業からの移動である」（Jackson & Crockett 1964: 8）とした。おそらく、Yasuda （1964）と Jackson & Crockett （1964）は枠組みという観点で考えればほぼ同等のものである。しかし、Jackson & Crockett （1964）は「循環の量はシステムが構造的安定性にあるときどれくらい開放的であるかを提案する」（Jackson & Crockett 1964: 8）として循環移動そのものに機会の平等の指標としての意味を与えている。

したがって、枠組みの内実でこそ両者は共通点が多いが、相違点は Yasuda （1964）が開放性係数の提示のために強制移動 vs. 純粋移動の枠組みを示しているのに対し、Jackson & Crockett （1964）は構造移動 vs. 循環移動の枠組みの提示を重視している点である[1)]。

5.2.3　なぜ枠組みが必要であったのか？

世代間移動の測定において、複数の概念で分けて二元的に考察するという当時の流れがあったにしろ、なぜ構造移動 vs. 循環移動という枠組みが必要であったのだろうか。その理由は、盛山 （1991）が開放性係数を「一種の分離指数である」（盛山 1991: 110）とすることから考えていけば分かりよいように思われる。

いったん、分離指数、構造移動係数、そして開放性係数を示したい。以下では、2.1.2 節で示したように、N を総度数、n_{ij} を移動表のセルの度数、$n_{i\bullet}$ を行周辺度数、$n_{\bullet i}$ を列周辺度数、$\bar{n_{ij}}$ は行周辺度数と列周辺度数をそれぞれ比較した場合の最小値、$\hat{n_{ij}}$ は行周辺度数と列周辺度数をそれぞれ比較した場合の最大値、n_{ii} を対角の度数とする。また、とくに m を期待値における同等のものとする。

そうすると、分離指数は

$$\text{総合的分離指数} = \frac{\Sigma_{i,j,i\neq j} n_{ij}}{\Sigma_{i,j,i\neq j} m_{ij}} \tag{5.1}$$

と定義される（Glass & Hall 1954; 安田 1971: 77）[2)]。式を見る限りでは、移動者の総和

[1)] 強制移動 vs. 純粋移動でなく構造移動 vs. 循環移動の呼び名が広まった理由は、おそらく、Yasuda（1964）の開放性係数の持つ美徳、つまり、純粋移動の統計的独立を理想とする価値判断がアメリカであまり受け入れられなかったためかもしれない。たとえば、Goodman （1969b）や Featherman & Hauser（1978: 71）もこの美徳に対する拒否反応を示している。個人の移動の自由を制約する印象があったためかもしれない。

[2)] この分離指数の定義は安田（1971: 77）によるものであり移動表の全体に対するものである。D. V. Glass

をその期待値の総和で除したものである。それは、移動者のセルにおける統計的独立からの離れ具合と考えられる。

そして、構造移動係数は

$$\text{構造移動係数} = \frac{1}{2N}\Sigma \mid n_{i\bullet} - n_{\bullet i} \mid \tag{5.2}$$

である。そして、開放性係数は

$$\text{総合的開放性係数} = \frac{\Sigma \bar{n_{ij}} - \Sigma n_{ii}}{\Sigma \bar{n_{ij}} - \Sigma \hat{n_{ij}} \bar{n_{ij}}/N} \tag{5.3}$$

である。これらを見比べて分かることは、構造移動係数で除いたものから分離指数を算出すれば開放性係数になるということである。構造移動係数は統計学の用語では、不一致性指数である（Broom & Jones 1969）。したがって、構造移動という発想なしに考えれば、開放性係数とは不一致性指数と分離指数の組み合わせである、と考えることができる。おそらく、これが「一種の分離指数である」（盛山 1991: 110）という理由かもしれない。

このようにすることで分離指数よりも開放性係数が指標として洗練される箇所が、おそらく 2 点ある。第 1 に、測定の面において正確さが増す。結合指数・分離指数は、W. Z. Billewicz （1955）により周辺分布の値次第で結果が左右されること、すなわち、「指標は周辺の合計から独立でない」（Billewicz 1955: 100）として批判されている。この批判には、のちに開放性係数もたびたび晒されるが、そうではあっても、不一致性指数で周辺度数を除くことにより、分離指数よりも周辺分布の影響を減少させている。第 2 に、不平等の尺度となる可能性が増す、と言う点である。Glass eds. （1954）は完全移動（perfect mobility）の概念を示してはいるが、機会の平等とそれをつなげることにとまどいがあった。仮に分離指数を不平等の尺度と見なせば、分離指数が示す理想社会は機会の平等があったとしても職業選択の自由が乏しい、強権的な社会になりかねないためである。それに対し、開放性係数は周辺度数を不一致性指数の分だけ除くことにより、そのような問題をいくぶん軽減している。

要するに、Yasuda （1964）は「構造」移動、もしくは強制移動という発想に達したことにより、従来の指標が抱えていた測定の不正確さと理念のなさと言う問題を一気に改善することができたのではないだろうか。その意味で、開放性係数にとって、構造移動 vs. 循環移動の枠組みはなくてはならないものであった。

Yasuda （1964）の後に、この枠組みとは別のアプローチで指標開発を目指した A. Tyree（1973）や、この枠組みを用いつつも別の定義式を与えようと試みた L. E. Hazelrigg（1974）の研究もあった。しかしながら、構造移動 vs. 循環移動の枠組みと Yasuda（1964）

& J. R. Hall （1954）の中ではこの定義は明示的にはなされていないが、たとえば Glass & Hall（1954: 204）などで見ることができる。個別のセル毎のものは Mukherjee & Hall（1954: 229-32）で示されている。なお、結合指数は

$$\text{総合的結合指数} = \frac{\Sigma_i n_{ii}}{\Sigma_i m_{ii}}$$

のように定義される（Glass & Hall 1954; 安田 1971: 77）。非移動者の総和をその期待値の総和で除したものである。

で定義された係数群は、その後の世代間移動研究の多くの文献で見ることができる[3)]。以上のように考えれば、構造移動 vs. 循環移動の枠組みは、同分野における 1950 年代、60 年代の研究課題を土台として生まれてきたと考えるのが妥当であるはずである。

5.3　パラダイムの転換

5.3.1　指標からモデルへ

Goodman（1969b）や Featherman et al.（1975）によって、指標による世代間移動の把握の仕方から、統計的モデルによる世代間移動の把握の仕方へと同分野の方法が変わった。ある業績がユニークとして受け入れられること、その業績の規準に従って議論が進むこと、これら 2 つをパラダイムの条件と考えると（Kuhn 1962=1971: 12-3）、同分野の方法上の変化はまさにパラダイムの転換である。以下では、Featherman et al.（1975）においてどのように構造移動 vs. 循環移動の枠組みが維持されたのかを考察する。

5.3.2　枠組みの維持

Featherman et al.（1975）は呼び名はやや異なるが Yasuda（1964）と同等の係数で移動表を分析する[4)]。そして、係数による分析で循環移動の変化がアメリカとオーストラリアの 2 カ国であまりないことを確認した後に、Goodman（1972）を引用し対数線形モデルを移動表に適用している。彼らはその分析の結果、「十分な時系列データが利用可能な 2 つの社会では、いったん構造移動（structural mobility）が考慮されたならば、循環移動（circulation mobility）は時が経ってもほとんど一定であるようである」（Featherman et al. 1975: 339-40）とする。さらに、「父から子への移動の我々の比較は、いったんそれぞれの職業機会の構造における差違が考慮されれば、循環移動のパターンは基本的に同じである」（Featherman et al. 1975: 340）としている。

そして、のちの D. L. Featherman & R. M. Hauser（1978）では、現在の構造移動に対する同分野の通説的な見解が示される。

> 職業移動表に対するこれらの以前の対数線形分析（ママ）においては、構造移動は子と父の職業の周辺分布における構成的な差違によって表現された。そういう周辺分布はホワイトカラーとブルーカラー、農業の流行における世代間の変化だけでなく、結婚と父性、死亡の差違による効果もまた反映しているため（Duncan 1968 を見よ）、アメリカ経済の産業的・職業的な構造における異なる時間の間の変化を構造移動と同一視するのは誤りである（Featherman & Hauser 1978: 12）。

[3)] A. Naoi & K. Slomczynski（1986）は修正版の開放性係数を提案している。そこでは構造移動 vs. 循環移動の枠組みは維持されているが、従来の開放性係数では循環移動（純粋移動）の測定に不十分さがあるとして循環移動の測定が精緻化されている。

[4)] Featherman et al.（1975）では構造移動係数と循環移動係数の呼び名にやや混乱が見られた。しかし、一般的に知られる構造移動係数と循環移動係数と同じものである。

分かりにくさもあるが、ここにおいて、除くべき構造移動という以前のパラダイムの考え方が維持されたものと思われる。しかしながら、Featherman & Hauser （1978）はその枠組みの不一致を打ち消すかのように、リコードの技術を駆使する形で職業構造の議論をしている。この引用を見れば O. D. Duncan （1968）の議論が重要でありそうだが、かりに Duncan （1968）が正しかったとしても、やや乱暴な形で構造移動概念を対数線形モデルの議論の外に追いやっている印象は捨てがたい。要するに、パラダイムの転換前には、構造移動とは周辺分布の差違であったのだが、ここにおいて構造移動は対数線形モデルの 1 次の連関、もしくは周辺分布そのものとなったのである。

5.3.3 時代の要請

ただし、Featherman et al. （1975）や Featherman & Hauser （1978）が不用意に構造移動 vs. 循環移動の枠組みを持ち込んだとは考えにくい。というのも、係数で算出される構造移動概念が対数線形モデルで定義できないことは Featherman et al. （1975）も気づいていたはずであるし、さらには、対数線形モデルの開発者の Goodman の論文群（Goodman 1968, 1969b,a, 1970, 1971, 1972）でも、そのような用法を見ることができないためである。そのため、この無理がある論法を採用せざるを得なかったのは、不都合な統計学上の問題を、社会学的な概念で覆い隠さざるを得なかったためでないかと思われる。とはいっても、この新しいパラダイムが同分野で好意的に受け入れられるだけの十分な理由もあったはずである。

まず、第 1 に地位達成モデルに対する社会移動論のオリジナリティを主張する必要性があった。当時 Blau et al. （1967）の地位達成モデルが統計的モデルとして成功を収めていた。彼らは父親と本人の収入、教育年数、職業威信を用いてパス・モデルを構築し、これらの正の線形の関係を見出していた。Featherman et al. （1975）や Featherman & Hauser （1978）を見れば明らかなように、地位達成モデルが世代間移動研究のライバルとして強く意識されている。

第 2 に、科学的な認識への渇望があるように思われる。Blau et al. （1967）の影響も大きいと思われるが、当時の社会移動論では統計的モデルによる科学的な議論がなされていなかった。このような科学的な議論を重視する態度は、Featherman et al. （1975）が、LZ 仮説のデータの荒さを批判している論文をわざわざ引用していることからも推し量ることができる。

第 3 に問題意識の明確化に対するニーズもおそらく、高かったものと思われる。今でこそ同分野では機会の平等・不平等という議論の枠組みがあるが、当時はそれもまだ発展の途上にあった。また、アメリカの場合では開放性係数が十分に高く、実用性の観点では使いにくい指標であったのかもしれない。そのため、アメリカでは当時の日本よりも方法的な革新が必要とされていたのではないだろうか。

5.4 Sobel による分析枠組み批判と統計的モデルの分化

5.4.1 1983 年の構造移動 vs. 循環移動の枠組み批判

このように指標からモデルへのパラダイム転換は統計学的問題を、社会学的な概念で覆い隠すといういびつなものであったが、この混乱を最初に指摘したのは Sobel（1983）である。Sobel の批判は構造移動係数や循環移動係数に対する批判と、対数線形モデルにおける構造移動 vs. 循環移動の枠組みの使用法に対する批判で構成される。前者の批判は Billewicz（1955）の批判と近しく、係数が周辺分布の偏りの影響を受けやすい点を指摘している。後者の批判は以下のようになる。まず、Sobel は対数線形モデルの独立モデルが構造移動と同等と見なされていることを批判する。元々は、構造移動は周辺分布の不一致から導かれるはずであるのに、それが完全に無視されている、とする。そして、次に、彼は独立モデルからの逸脱の程度が循環移動と見なされていることも批判する。循環移動についても元々は事実移動と構造移動の残差とされていたにもかかわらず、そのようになっていない、とする。これらの批判をし、Sobel は「『循環 v.s. 構造』の枠組みを保つことは、対数線形モデルを捨てる必要性もあると言うことであり、おそらく構造と循環移動のより初期の指標の使用へと戻ることになろう」（Sobel 1983: 722）とする。そして、「研究者は『構造 v.s. 循環』の枠組みを未来の研究では避けるべきである」（Sobel 1983: 722）とする。

この Sobel（1983）の枠組み批判に対し、反批判をした K. M. Slomczynski & T. Krauze（1984）は Sobel（1983）が循環移動を残差としてのみ扱っており、それの対角に対して対称的である性質を見落としている、とする。そして、安易に枠組みを破棄せずに、従来の議論との整合性を保つために循環移動と構造移動の枠組みを維持した方がよい、とした。Sobel（1984）は Slomczynski & Krauze（1984）にやや反発もしているが、循環移動 vs. 構造移動の枠組みの維持には同意し、枠組みを保った新たな統計的モデルを構築するとした。

5.4.2 SHD モデルの構築

その後、Sobel は Sobel et al.（1985）において、のちに SHD モデルと呼ばれる構造移動 vs. 循環移動の枠組みを再定義した対数線形モデルをベースとする統計的モデルを提示する。そこで、Sobel et al.（1985）は「対数線形モデルのパラメータと交換［循環］・構造移動の伝統的概念を関係づける以前の試みは誤っていた」（Sobel et al. 1985: 359）と、パラダイム転換時の混乱を再び明瞭に述べている。そして、その問題の解決のために、構造移動と循環移動を再定義すると述べる。

彼らは、まず、以前の指標によるパラダイムで用いられていた、構造移動概念と循環移動概念そのものを批判する。前者は周辺分布の差違によって計算されるが父職の行周辺分布は必ずしも過去のある時点の実際の労働力の分布を意味するわけではないとし、後者は

残差のように扱うこと自体が本質を欠いている、とする。そして、新しい構造移動として周辺分布の異質性に着目し、全ての周辺分布の異質性を説明する一様の効果（Sobel et al. 1985: 360）を再定義する。さらに、循環移動についても対角に対する対称的なペアのセルの効果（Sobel et al. 1985: 360）として再定義する。

結果的に、Sobel et al. （1985）は対数線形モデルのパラメータを用い、循環移動を準対称（quasi-symmetry）のパラメータに、構造移動を列の異質性（heterogeneous）のパラメータによって表現することで構造移動 vs. 循環移動の枠組みを再定義した。そして、Sobel et al. （1985）はモデル選択の基準も示し、準対称のモデルが採択されれば循環移動があり、そのときに構造移動が解釈でき、それに対し、準対称のモデルが採択されなければ、移動が非対称で非循環的であるため、循環移動、構造移動ともに解釈できない、とした。

5.4.3 構造移動をめぐる 3 つの対数線形モデル

構造移動 vs. 循環移動の枠組みを再定義した SHD モデルは、いくつかの洗練された適用例があるものの[5)]、国際比較研究において実用的であるとは言えず（Erikson & Goldthorpe 1992: 59）、同分野において正統的な位置を占めるには到らなかった。しかしながら、Sobel et al. （1985）以降、同分野における対数線形モデルと構造移動 vs. 循環移動の枠組みは見直し作業が行われた。

まず、Sobel et al. （1985）の共同研究者でもあった Michael Hout は M. Hout （1988）において構造移動 vs. 循環移動の枠組みを実質的に放棄し、トレンドの把握を重視した連関的なモデルである対数線形モデルを構築するに到った。また、Erikson & Goldthorpe（1992）も構造移動 vs. 循環移動の枠組みを実質的に放棄し、絶対移動 vs. 相対移動の枠組みを立てる（Erikson & Goldthorpe 1992: 59）。Hout （1988）も Erikson & Goldthorpe（1992）も、構造移動 vs. 循環移動の枠組みを用いていないと言う点において、実質的に最初の Sobel （1983）における枠組み批判を擁護するもの、もしくは、それに近しいように思われる。

以上のように、現在の同分野における対数線形モデルは Sobel et al. （1985）、Hout（1988）、または Erikson & Goldthorpe （1992）の 3 つのモデルの流れのどれかにあると言っても過言でない。また、現在でも論者により構造移動に対する距離の取り方が若干異なることがあるのは、上記のような方法論上の混乱に対処する必要があるためである。皮肉なことは、対数線形モデルにおける構造移動 vs. 循環移動の枠組み批判を行った Sobel 自身が、現在もっとも構造移動 vs. 循環移動の枠組みを保っている SHD モデルを中心になって構築した、ということである。それ以外の対数線形モデルでは Featherman et al.（1975）や Featherman & Hauser （1978）と比べれば、構造移動 vs. 循環移動の枠組みは実質的に放棄されているか、形骸化している。

---

5) たとえば、R. Breen & B. C. Hayes（1996）、M. Hout & J. A. Jackson（1986）、H. Park（2004）、Sobel et al.（1998）、竹之下弘久（2005）がある。

5.5　なぜ構造移動はこれほどまでに成功したのか？

5.5.1　パラダイムとしての指標

しかしながら、なぜこれほどまでにパラダイム転換の後も構造移動 vs. 循環移動の枠組みは支持され続けたのであろうか。その理由の 1 つには、この枠組みが指標としてのパラダイムを確実に築いていたためであると思われる。実際に、Yasuda （1964）以降、呼び名こそ構造移動係数、循環移動係数であったとしても、Yasuda （1964）を意識している論文は多い（Broom & Jones 1969; Hazelrigg 1974; Tyree 1973）。さらに言えば、対数線形モデルが同分野の主流的な方法となったのちでも、あたかも雛型であるかのように、構造移動係数、循環移動係数が対数線形モデルの前に計算されている（Featherman et al. 1975; Featherman & Hauser 1978）。これは Erikson & Goldthorpe （1992）のような絶対移動 vs. 相対移動という新しい分析枠組みの提示があってもなお一部の研究では続いている。また、日本ではおそらく学術的なローカリズムも合わさって、係数を算出して対数線形モデルで分析するという雛型が強く維持された。

つまり、明らかにパラダイムが転換しているにもかかわらず、指標によるアプローチとモデルによるアプローチが同分野において共存していた。そのようないびつな共存関係も原因となり、「除くべき構造移動」もしくは「対数線形モデルを用いれば構造移動を取り除くことができる」といった発想が同分野において根強く残っているのかもしれない。

5.5.2　「構造」の不明瞭さ

また、構造移動の成功の理由は「構造」の不明瞭さが原因であるかもしれない。そのためかどうかは分からないが、構造移動を用いる研究と用いない研究において、「構造」の扱いが異なっているように思われる。

構造移動を用いる研究である安田 （1971）では、「構造」が立ち現れるために、あらゆる人々が上昇移動を望むと仮定している。そのため、安田 （1971）では価値判断が言明されているが、そうすることで周辺分布の差違によって「強制的に」移動が生じたと考えることができる。そこでは「構造」は個人に直接的に影響を与えており、あたかも社会構造と移動表の周辺分布の差違を同定しているかのようである（佐藤 1994）。要するに構造移動を用いる方法においては、図 5.1 のように世代間移動のなかに「構造」があるかのような構成をとっている。

いっぽう、構造移動をあまり用いない研究、つまり Erikson & Goldthorpe （1992）や Hout （1988）の研究は、世代間移動から「構造」を推し量る姿勢が見られる。つまり、世代間移動を分析することにより、その向こうにあるメカニズムを考察することを意図しているのである。ここにおいては、図 5.2 のように「構造」は世代間移動の外に存在するかのようである。たとえば、F. Torche （2005）は世代間移動の分析とは別にジニ係数の考察をして「構造」の把握に努めている。おそらく、もし世代間移動研究の理論面の貧弱

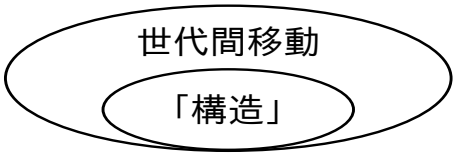

図 5.1 世代間移動が「構造」を含む

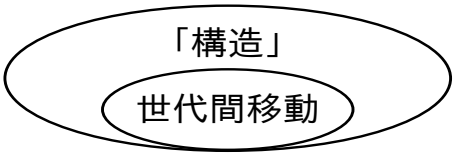

図 5.2 「構造」が世代間移動を含む

（Breen & Jonsson 2007）を改善するとするならば、前者のような「構造」観に立つよりも、後者のような「構造」観に立った方がよいはずである。

5.6 結論

以上のような理由から、筆者は構造移動という概念は開放性係数の算出のみで有効であり、それ以外では用いるべきでないと考えている。構造移動が開放性係数で有効であるのは、構造移動が開放性係数の問題を軽減するために発案された概念であるためである。その意味で、社会学的に有意味な概念である。しかしながら、開放性係数以外においては構造移動は全く無意味な概念である。場合によれば、統計学的な問題をただ見えにくくするだけの概念になっており、分野の進歩にとって弊害になりかねない。

おそらく、この考え方は Sobel （1983）が示したものとかなり似たものである。つまり、Sobel （1983）は「研究者は『構造 v.s. 循環』の枠組みを未来の研究では避けるべきである」（Sobel 1983: 722）としたが、筆者もほぼ同じ意見を持つ。また、このように述べられた理由は、統計学的な問題を社会学的な概念で覆い隠してしまっては、統計学的に解決できる問題も解決できなくなる、という意味もあるのではないか。当時の統計学の限界のため、Sobel は枠組みを再定義せざるを得なかったが、彼の枠組み批判はパラダイム転換後の同分野の混乱を改善する契機となったのではないだろうか。

第 6 章

EDA の活用——理論と方法のさらなる融合を目指して

6.1　従来の方法とその限界

世代間移動研究の方法は結論と結びつきがちである。方法として開放性係数を用いた場合は、戦後の日本社会における機会の平等化が指摘される傾向がある（直井・盛山編 1990; 富永 1970; 富永編 1979; 富永 1992; 安田 1971）。いっぽう、方法として対数線形モデルを用いた場合は、一定である社会的流動性とその機会の不平等が指摘される傾向がある（原・盛山編 1999; Ishida & Goldthorpe 1995; 三輪 2006; 三輪・石田 2008）[1)]。そのような傾向に加えて、理論面の議論もあまり進んでいない、と言われている（Breen & Jonsson 2007）。

おそらく、理論的な議論の少なさの理由の 1 つにデータ要約の難しさがあるように思われる。世代間移動表は出身階層の情報の 1 次元、到達階層の情報の 1 次元、度数の情報の 1 次元、というように 3 次元で構成される。さらに、時点間の比較であれば、そこに時間が加わる。開放性係数ならば、1 つの時点の移動表を 1 つの数値に要約し時点間で比較するため 1 次元 + 時間である。また、対数線形モデルならば、社会的流動性を要約するため 3 次元である。すなわち、開放性係数ならば時間の観点はあるものの移動表の情報が要約されすぎ、対数線形モデルならば移動表の情報は十分であるが時間の観点が議論の俎上に載りにくい。

このようなデータ要約の難しさが、世代間移動研究における理論面での議論を阻んでいる可能性がある。そのため、本章では EDA（探索的データ分析; exploratory data analysis）の考え方に従い、データの可視化（visualization of data）を行う[2)]。つまり、係数やモデル

---

1) 必ずしも方法と結論が完全に結びついているというわけではない。たとえば、鹿又（2001）は開放性係数と対数線形モデルの両方の方法で雛勢的平等化仮説を支持している。

2) グラフィックの利用は学術的な方法の 1 つである。たとえば、E. R. Tufte（2001）は、グラフィックは統計学的計算よりもありのままのデータを映し出す、として科学における可視化の意義を長く主張している。また、R. Arnheim（1969=1974）は、人間は数値を解釈するときにイメージを用いるとして、グラフィックの効用を述べている。

の確実性をいったん脇に置き、データの可視化によって移動表の全体像、3 次元 + 時間、もしくは世代間移動の本来の特徴といったものを大ざっぱに把握することを意図する。したがって、本章では、方法の高度化の影で忘れられがちである、P. A. Sorokin（[1927] 1964）や Lipset & Bendix （1959=1969）が見た古いかもしれない、また、近年では Swift（2000）や T. Noble （2000）が考察の必要性を指摘する、事実移動的もしくは絶対移動的な世代間移動を考察する方法を模索する。

6.2　EDA と世代間移動研究

6.2.1　EDA の意義

EDA とは、J. W. Tukey （1977）や E. E. Leamer （1978）が広めた統計学におけるデータ分析のための思想である。思想であるというのは思想抜きに考えれば記述統計と変わらないためである。しかし、記述統計と比べると、EDA は原データの観察や問いの生成の重視といった点において特徴的である。また、あくまで分析思想であるため、記述統計のみを用いる社会学の文献でも、EDA について言及されていなくとも、EDA の考え方に従って議論が展開されていることもあるはずである。近年では、統計分析やコンピュータ利用の高度化もあり、EDA はデータの探索的分析の一連の流れを指すまでに進化している（Andrienko & Andrienko 2006）[3]。本章では EDA のなかのとくにデータの可視化を用いる[4]。

ここでは、EDA の意義を議論した I. J. Good （1983）と[5]、データの可視化の作業工程を議論した B. Shneiderman （1996）を再構成して[6]、世代間移動研究における EDA の意義を列挙する。まず第 1 に、データの全体像を把握できることである。従来の方法では、細かな世代間移動の観察、時間的な変化の把握に困難があった。しかしながら、確実性を犠牲にすることで細かな世代間移動の時間的な変化を観察できる。このことは、理論的な議論を活発にするために重要である。なぜならば、社会学のマクロ理論も全体像の把握を目指しているためである。第 2 に、我々の能力を補えることである。世代間移動研究では高度な統計分析を用いることが多いため、方法がブラックボックスであると揶揄されることがある。それを完全にクリアにすることはできなくとも、理解しやすくすることは可能である。第 3 に、説明可能性のある理論を模索する指針になるという点である。理論的な

---

[3] N. Andrienko & G. Andrienko （2006）が挙げる EDA の一連の流れとは、可視化（visualization）、表示操作（display manipulation）、データ操作（data manipulation）、クエリー（querying）、コンピュータの利用（computing）である。

[4] 日本では真鍋一史 （2010）が EDA の必要性を指摘している。

[5] Good （1983）は EDA の意義を 1. データの表現、 2. パターン認識、3. 仮説の定式化、4. 残差の把握による説明可能な仮説の発見、5. 研究への価値合理性、とする。

[6] Shneiderman （1996）はデータの可視化の作業工程を 7 分類し、その意義を述べている。それは、データの全体を観察する（overview）、興味のある部分に焦点を絞る（zoom）、興味のない部分を取り除く（filter）、必要に応じて部分や集合を選び、詳細を調べる（details-on-demand）、部分ごとの関係を観察する（relate）、やり直し、再生、さらに洗練された方法を用いて、ふるまいを観察する（history）、下位集合と質問変数の抽出を許容する（extract）である。

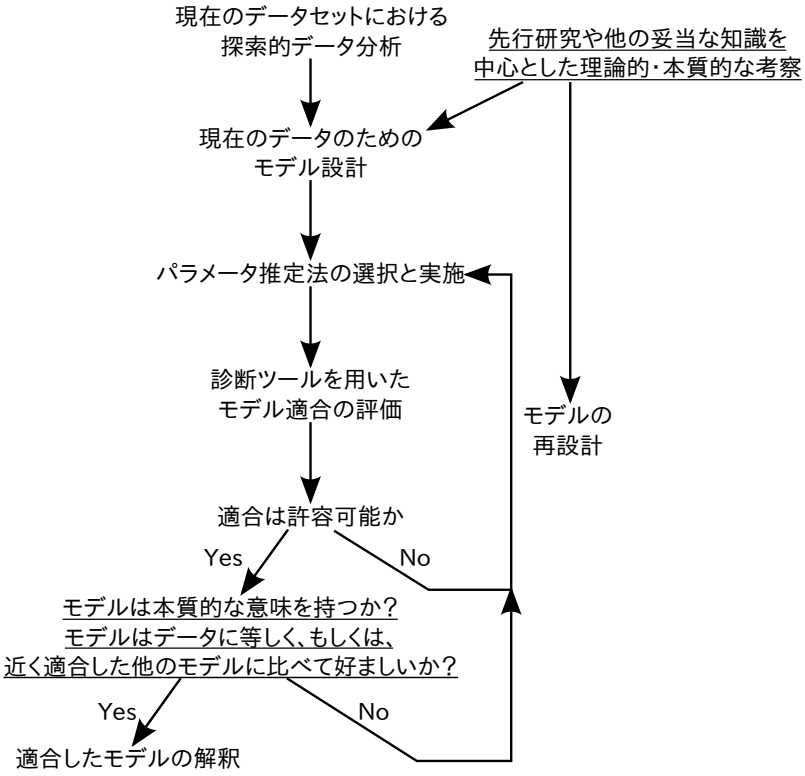

図 6.1　データ中心型の統計的モデリング †.

†. 出典は Haining（2003: 359）。

文献の模索のしやすさが増し、理論をデータに合わせて制限・操作化しやすくなる。第 4 に、データのパターンを把握することができる。つまり、未知のパラメータを含むパターンを把握する機会が増す。

6.2.2　統計的モデリングのなかの EDA

また、近年、統計的モデリングそのものの中においても、EDA は重要な位置を割り当てられることがある。空間データの統計的モデリングの発展を考察した R. Haining （2003）の議論を取り上げたい。彼によると、空間データを扱う統計的モデリングは、古典的アプローチを経て計量経済学的アプローチへというように発展してきた。古典的アプローチでは統計学的前提を満たすために、誤差間相関、多重共線性、非一定誤差変動、これらの有無、大小を確認することが分析者にとって重要な課題であった。その次に用いられるようになった、計量経済学的アプローチでは、目的のための適合、強固さ、簡単さ、相関しない残差、といったモデルの基準が重視された。しかしながら、空間データの分析ではこれらのアプローチでも困難に直面することがある。そのため、Haining （2003）は図 6.1 で示す「データ中心型の統計的モデリング（data-driven statistical modelling）」を提案している。

このモデリングは、データの特徴を把握した上で行われる。図 6.1 において、一番最初

表 6.1　移動表の例（1940 年女性）

本人初職	自営	専門	大 W	小 W	大 B	小 B	農業	合計
父主職								
自営	20	14	19	15	11	22	8	109
専門	5	13	10	5	1	3	2	39
大 W	2	3	3	7	1	3	0	19
小 W	0	0	1	3	0	2	0	6
大 B	1	0	3	3	1	3	1	12
小 B	6	2	4	3	3	8	4	30
農業	21	15	13	22	16	50	75	212
合計	55	47	53	58	33	91	90	427

の「現在のデータセットにおける探索的データ分析」とは EDA を指す。EDA はモデリングにおいて地図のような役割を果たし（Andrienko & Andrienko 2006）、モデルがデータを表現しているかどうか常に確認することができる。次に、下線で示されている部分がモデリングにおいて最も本質的な部分であり、それらは「先行研究や他の妥当な知識を中心とした理論的・本質的な考察」や「モデルは本質的な意味を持つか？モデルはデータに等しく、もしくは、近く適合した他のモデルに比べて好ましいか？」である。ここでは前者はモデリングの最初と途中の段階でなされ、後者はモデリングの最後になされる。

6.3　移動表の可視化

6.3.1　データ、操作的定義

3.6 節で示されたとおり、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「父主職」と「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。そのため、男女それぞれ 1940 年代から 1990 年代までの 6 つの移動表が形成された。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、専門、大企業ホワイトカラー（大 W）、中小企業ホワイトカラー（小 W）、大企業ブルーカラー（大 B）、中小企業ブルーカラー（小 B）、農業、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。以上のようして作成した世代間移動表を付録 A で示す。

6.3.2　可視化の説明

可視化は『数値流体力学ハンドブック』（小林編 2003: 553-72）で示されている方法の範囲内ですべて行った。その中では、彩色の調整であれば、全く調整せずに彩色しても解

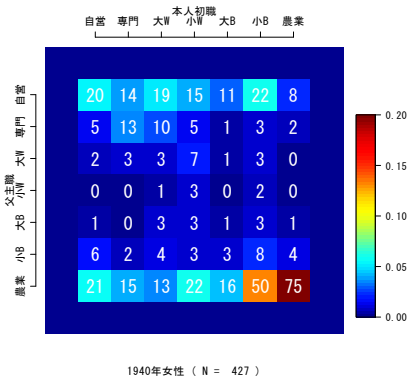

図 6.2　彩色した移動表

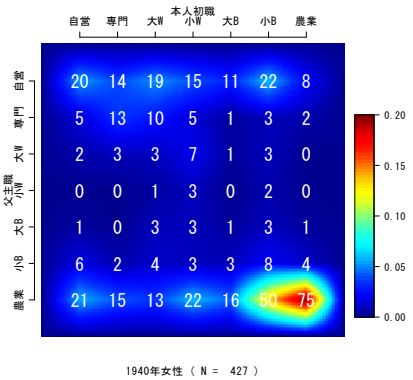

図 6.3　内挿法で表示した移動表

釈できない場合があるため、尺度を分かりやすいように調整する必要性が述べられている。また、図柄がモザイクであるよりも内挿した方が分かりやすいときは内挿を用いた方がよいことが述べられている（小林編 2003: 553-72）。

まず、移動表の例を表 6.1 に示す。行に父主職、列に本人初職が配置されている通常の移動表である。これを彩色したものが図 6.2 である。ここでは分かりやすさのために y 軸に父主職、x 軸に本人初職とした。そして、このままよりも内挿した方がわかりよいため、図 6.3 のように内挿法を用いた。この図で示されるものは全体パーセントと同義である。ここでは、尺度の色が未調整ならば特徴を捉えにくいため、0.05-0.15 が目立つように色を調整した。なお、図 6.2 と図 6.3 では例示のため度数を示している。可視化において用いたプログラムは R の fields パッケージである（Furrer et al. 2009）。また、図 6.3 の例のプログラムを付録 B で示す。

以上のような作業工程で、男女それぞれ 1940 年から 1990 年までの 6 つの移動表を可視化した。それを図 6.4 に示す。図 6.4 において 1 行目が女性、2 行目が男性であり、列は 1940 年から 1990 年までである。移動表は全て右端の凡例の尺度が用いられている。なお、全体パーセントの最大値は 1940 年男性の農業同職の 0.20 であったので、その値を尺度の最大値になるようにした。

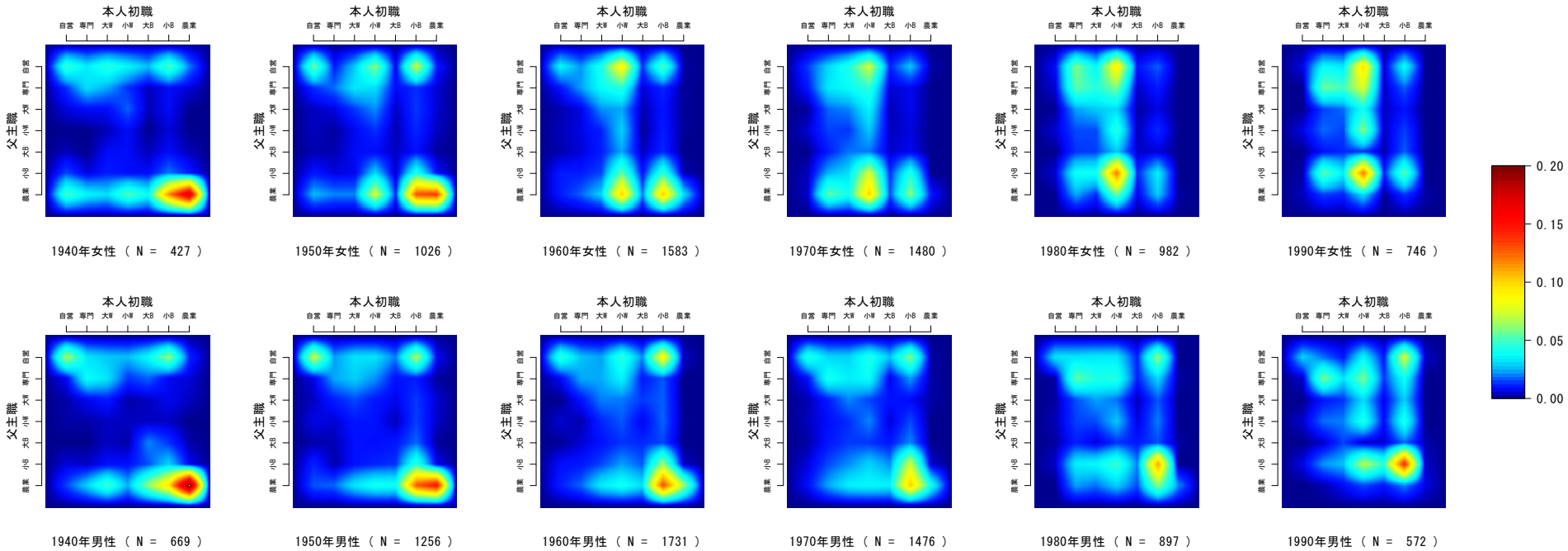

図 6.4　女性と男性における可視化した移動表 †.

†. 大 W は大企業ホワイトカラー、小 W は中小企業ホワイトカラー、大 B は大企業ブルーカラー、小 B は中小企業ブルーカラーを意味する。

6.3.3　印象論的な解釈

図 6.4 の全体像を見ていくと、1940 年代では男女の世代間移動のパターンは、ともに出身階層を自営、農業とする人が多いという特徴が際だつが、1950 年代よりじわじわと性差が生じはじめる。1960-70 年代には農業同職の減少、自営同職の減少、専門・大 W の小 W への下降移動のパターンの形成がある。そして、1970 年代の女性の専門、大 W への上昇移動の多さを経て、1990 年代には男性では小 B 同職、女性では小 W へのまんべんない流入といった特徴へと収斂していく。

このような変化を機会の平等という観点で見るならば、1970-80 年代の専門・大 W から小 W への下降移動のパターン形成と、農業・小 B から専門・大 W への移動の漸次的な増加が、それに当たるように思われる。すなわち、親が専門職、大企業ホワイトカラーであっても、子どもが必ずしもそれらの職業に就くわけではなくなってきた。また、農業や中小企業ブルーカラーの出身階層であっても、専門職、大企業ホワイトカラーにつくケースがおおむね増加していった、ということである。このような傾向は機会の平等化の証拠と考えることができるだろう。

いっぽう、機会の不平等という観点から把握するならば、男性においては、1940 年では農業同職を中心とした機会の不平等のパターンがあるが、それが 1960 年代の農業から小 B への移動の増加を経て、1990 年では小 B 同職を中心とした機会の不平等のパターンになっている。すなわち、このように機会の不平等が 1940 年から 1990 年の間に変化してきているのである。女性でも 1940 年のパターンから変化していくが、男性と異なり、1990 年では小 B から小 W への移動、小 B から専門への移動を含んだパターンへと変わる。そのように見れば、女性の傾向からは機会の不平等を読み取りにくいだろう。すなわち、男性においては機会の不平等が変化してきた様子を把握することができるが、女性では機会の不平等は読み取りにくいようであり、性差による世代間移動の違いが目立つ結果である。

ここで重要なことは、上記の解釈が変化している機会の平等・不平等、もしくは、変化しているパターンを捉えているということである。この解釈は、係数による解釈よりも移動表の情報が生かされているし、また、従来のモデルによる解釈よりも時間の観点がある。たとえば、係数ならば男性 1990 年代の小 B から専門への移動の減少は報告されないかもしれない。また、モデルならば農業同職から小 B 同職へのパターンの変化は報告されないかもしれない。

6.4　扱いにくいパターン

6.4.1　空間的自己相関と時空間的自己相関

それではこのような要約しにくいデータの特性とはいったいどのようなものであろうか。空間統計学に従ったとするならば、このような特性を表す語は空間的自己相関

表 6.2　Moran's I と Griffith's STI の検定 †.

	男性			女性		
	値	p	z 値	値	p	z 値
Moran's I						
1940 年	0.327	***	(4.114)	0.415	***	(4.815)
1950 年	0.394	***	(4.382)	0.305	***	(3.315)
1960 年	0.335	***	(3.688)	0.289	**	(3.030)
1970 年	0.395	***	(4.109)	0.381	***	(3.869)
1980 年	0.174	*	(1.948)	0.319	***	(3.350)
1990 年	0.065	-	(0.897)	0.194	*	(2.102)
Griffith's STI						
1940-90 年	0.277	***	(6.760)	0.239	***	(5.852)

†. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

（spatial autocorrelation）、または、時間を含めれば時空間的自己相関（spatial temporal autocorrelation）であるかもしれない。空間的自己相関とは空間データが独立でなく、あるパターンの偏りを含むときのその特徴を言う。また、その特徴が時系列で連続的に変化するときには時空間的自己相関と呼ばれる。図 6.4 を見るかぎり、移動表のデータに空間的自己相関と時空間的自己相関が含まれている疑いがあるため、以降ではそれらの存在を統計的検定によって検証する。なお、この項における統計的検定の詳細は第 7 章で議論されている。

空間的自己相関の検定には様々なものがあるが、ここでは Moran's I 検定を行う（Moran 1950）。以下にその式を示す。

$$
\begin{aligned}
I^M &= \left(n \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{n} w_{ij} z_i z_j \right) \left(S_0 \sum_{i=1}^{n} z_i^2 \right)^{-1} \\
H_0 &= \text{移動表の分布はランダムである} \\
H_1 &= \text{移動表の分布に空間的自己相関が存在する}
\end{aligned}
\tag{6.1}
$$

n はカテゴリ数、w_{ij} は空間重み行列、z_i, z_j はともに平均からの偏差、S_0 は空間重み行列の総和である。帰無仮説は移動表の分布がランダムである、であり、対立仮説は移動表の分布に空間的自己相関が存在する、である。空間重み行列はそれぞれのセルの直交軸における 1 次の近隣までを定義し、それを空間重み行列の行において標準化した最もシンプルなものである。Moran's I 測度は一般的に $(-1 \leq I^M \leq 1)$ であり、正ならば正の空間的自己相関、負ならば負の空間的自己相関があり、2 変数が独立ならば値は 0 に近くなる。なお、この指標は大局的に空間的自己相関を検定するためのものである。Moran's I 測度の値の大小を論じることも可能であるが、ここでは値の大小よりもむしろ移動表のデータにおける空間的自己相関のある・なしに特に興味がある。

Moran's I 検定の結果を表 6.2 の上部に示す。空間的自己相関は男性では 1990 年代を除くすべての年代で、女性ではすべての年代で検出されている。また、近年になり男女とも

空間的自己相関の値が小さくなっているか、検出されにくくなっている。これは近年、平等化が進んできているからかもしれないし、自営同職や農業同職の減少があるからかもしれない。または、空間重み行列の設計が簡単すぎるからかもしれない。しかし、重要なことは、ほとんどの場合、我々の扱うデータには空間的自己相関が含まれているということである。

つぎに、時空間的自己相関の検定を Griffith's STI（Spatial Temporal Index）を用いて行う（Griffith 1981）。以下にそのための式を示す。

$$
\begin{aligned}
STI = (nT-n)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{n} w_{ijt-1} z_{it} z_{jt-1}\right)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{n} w_{ijt-1} \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} z_{it}^2\right)^{-1} \\
H_0 = \text{時系列の移動表の分布はランダムである} \\
H_1 = \text{時系列の移動表の分布に時空間的自己相関が存在する}
\end{aligned}
\tag{6.2}
$$

ここでも同様に、n はカテゴリ数、w_{ij} は空間重み行列、z_i, z_j はともに平均からの偏差であるが、T と添え字の t は時点を表す。帰無仮説は時系列の移動表の分布がランダムである、であり、対立仮説は時系列の移動表の分布に時空間的自己相関が存在する、である。空間重み行列は先ほどと同じものを全ての年代で用いた。Griffith's STI は時点間が独立ならば 0 をとるように作られており、正ならば正の時空間的自己相関、負ならば負の時空間的自己相関の存在を示す。この指標も Moran's I と同様に大局的に存在する時空間的自己相関を検定するものである。Griffith's STI 検定の結果を表 6.2 の下部に示す。

男女ともに 0.1% 水準で正の時空間的自己相関が存在する。女性の方が少し値が低いのは、男性よりも世代間移動の変化があったためかもしれない。それに対し、男性の値が女性よりも高いと言うことは、1940 年からの連続性があるということである。もちろん、このような結果から即座に機会の平等、不平等を論じることはできないし、理論的な議論も可能ではない。

6.4.2　注意の必要性

しかしながら、このように移動表のデータに空間的自己相関、時空間的自己相関が含まれているということは、我々が分析の際に注意が必要であることを意味する。たとえば、生態学ならば、農業害虫の果樹園における分布パターンの変化（Nestel & Klein 1995）、山火事の拡がり方の変化（Knapp 1998）などに時空間的自己相関が含まれており、それを捉えるための分析がなされている。

とくに生態学においては、時空間的自己相関をはじめ空間的自己相関の問題は困難な問題であり続けた（Legendre 1993）。その理由は、データが分析上の独立性の仮定を満たし得なかったためである。しかしながら、近年ではモデル設計において空間的自己相関を扱うことができるようになったため、生態学で望まれていた生態系の把握が進んでいる（Legendre 1993）。もちろん、世代間移動研究において、時空間的自己相関を把握しやす

いモデルを用いることが、即座に同分野における理論面の議論を進める、というわけではないかもしれない。しかしながら、同分野の理論的な議論をしにくくしている原因の 1 つとして、世代間移動のデータにおける時空間的自己相関の存在を指摘できるだろう。

6.5　結論

本章では世代間移動研究における理論と方法のさらなる融合を目標として EDA を活用した議論を試みた。世代間移動表を分析したとき従来の係数は機会の平等化を、従来のモデルは一定の機会の不平等を、それぞれ結論しがちであった。しかしながら、移動表を可視化した結果、必ずしも一面的に機会が平等化しているわけでも、固定的に機会の不平等があるわけでもない、ということがわかった。すなわち、世代間移動は大局的には機会の平等化を基調とするが、局所的に戦後、変化してきた機会の不平等を含んでいる。もっとも、本章のこの結論は従来の係数、モデルほど確実なものでなく印象論の域は出ない。しかしながら、このような忘れられがちな絶対移動的な世代間移動の把握も重要であるように思われる。

また、EDA を活用したことにより、世代間移動表に含まれる特徴的なパターンを見出すことができた。これらは統計的検定の結果、空間的自己相関や時空間的自己相関であることがわかった。そうであるならば、ここにおいて 1 つの方法論的な問いを提出できる。つまり、現在、同分野で用いられている統計的モデルは時空間的自己相関にどの程度対応しているのか、ということである。

第 7 章

新しいアプローチ——空間統計学の導入

7.1　なぜ空間統計学が必要であるのか

空間統計学とは x 軸と y 軸のような座標などの位置情報を含む空間データを扱う統計学の 1 分野である。それは最初に地図学で発展し、現在では様々な分野において重要な方法となっている。たとえば、都市地理学では 1950 年代の地理情報システム（GIS; geographical information system）の革新的な発展とともに空間統計学的な方法も発展したと言われている（張 2010a: 9）。また、生態学でも空間統計学はパラダイムの革新をもたらし、現在では自然システムのパターンの解明と把握に大きな役割を果たしている（Fortin & Dale 2005; Legendre 1993）。さらに、計量経済学でも空間統計学的な関心は今やその分野で主流になりつつあり、2000 年代になり空間計量経済学という分野も誕生している（Anselin 2010）。社会学でも空間統計学的関心はマルチレベルモデルの利用の増加といった形で現れているように思われる。しかしながら、世代間移動研究では今のところ空間統計学を用いた研究はおそらくないように思われる。それにもかかわらず、あえて空間統計学を同分野に持ち込もうとするのにはそれなりの理由がある。

まず、第 1 に、世代間移動のデータは空間的自己相関、さらには時空間的自己相関を含んでおり、従来の統計学的な方法では対応しにくい可能性があるためである（第 6 章を参照）。すなわち、多くの通常の回帰モデルでは誤差は互いに独立であると仮定されている。しかし、そのような仮定が成り立たない場合があり、残差に有意味なパターンが存在することがある。この問題は、これまでに空間統計学が導入されてきた分野でも数多く報告されている（張 2010a; Fortin & Dale 2005; Haining 2003; Hurlbert 1984; Legendre 1993; Legendre et al. 2002; 奥村ほか 1989）。そうであるならば、空間的自己相関や時空間的自己相関への対処に優れている空間統計学を世代間移動研究に導入しようとするのは自然なことであろう。

第 2 の理由として、実際的な側面において、現在の世代間移動研究は指標パラダイム、モデルパラダイムともに行き詰まりを示す、もしくは、将来的に示す可能性が高いためで

ある。指標パラダイムは実際的に開放性係数がかなり高い値を示し（第 3 章を参照）、その指標が示す機会の平等をあるべき社会像として掲げるには、かなり強い価値判断を持ち込まざるを得なくなってしまった（第 4 章を参照）。また、モデルパラダイムでも現在のモデルでは結論の収斂傾向があるため、将来的な拡がりを見通しにくい（第 3 章を参照）。そのため、やはり何らかの新しいアプローチが要請される。

このような理由のために、筆者は空間統計学が現在の世代間移動研究において有効な議論をもたらす可能性があると考えている。しかし、空間統計学は幅が広く、データの構成も複雑であり、数学的にも煩雑であると言われている（Fortin & Dale 2005）。そのため、本章では空間統計学の基本的な考え方、そして、空間的自己相関の統計的検定である Moran's I、時空間的自己相関の統計的検定である Griffith's STI、空間自己回帰モデルを紹介する。なお、分析では統計ソフトウェアの R を用い（Ihaka & Gentleman 1996）、sp パッケージ（Pebesma & Bivand 2011）、spdep パッケージ（Bivand 2011）、そして、いくつかの自作のプログラムを用いた。

7.2　空間データと空間重み行列

7.2.1　様々な図形データと格子データ

緯度・経度、座標などのように位置情報を含んでいるデータを**空間データ（spatial data）**という。空間データはほとんどのデータに含まれている。たとえば、社会学における社会調査のデータも調査地点の情報が含まれるため空間データになりうる。分野によれば、空間統計学や空間データが言及されるとき、地理情報システム（GIS）が議論されることもあるが、ここでは GIS は議論の中心ではない[1)]。

空間データは一般的に図形データと属性データ（attribute data）という 2 種類のデータによって構成される。図形データとは文字通り空間データの図形的な情報である。それに対し、属性データとは図形に属する情報である。たとえば、東京都ならば東京都という形が図形データであり、東京都を形容する人口、出生率、失業率などの任意の情報が属性データである。図形データの最もシンプルな形態は x, y 座標に対し、1 つの点が割り当てられるポイントデータ（point data）である。つぎに、x, y 座標が 2 点以上であり、始点、終点のあるデータならばラインデータ（line data）と呼ばれる。そして、ラインデータで始点と終点が閉じる構造をしているものがポリゴンデータ（polygon data）である。ここで 3 通りの図形データを取り上げたのは、空間統計学ではデータの種類により分析方法が異なるためである。ポイントデータではポイントパターン分析が、ラインデータではネットワーク分析が用いられる傾向がある。しかし、本研究ではポイントデータ、ラインデータではなく、この 3 つの中ではポリゴンデータを対象とする[2)]。

---

1) たとえば、オープンソースの GIS ソフトウェアの解説書としては M. Neteler & H. Mitasova（2008=2009）がある。

2) 空間データに関するこれらの語は分野によりやや異なるようである。たとえば都市地理学ではポイントデータ、ラインデータ、ポリゴンデータといった語の代わりに点フィーチャ（point feature）、線フィー

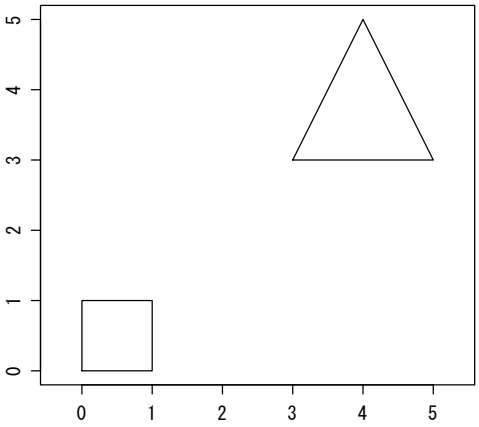

図 7.1　ポリゴンデータの例

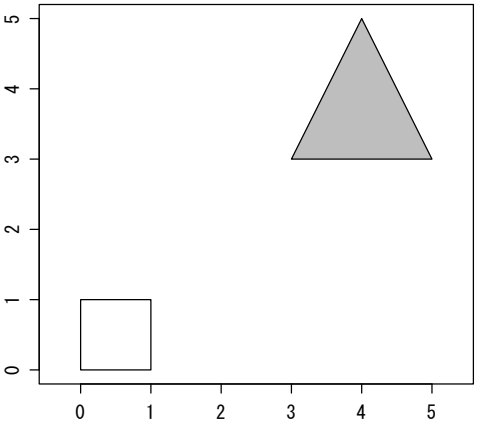

図 7.2　ポリゴンデータに属性データを付加した例

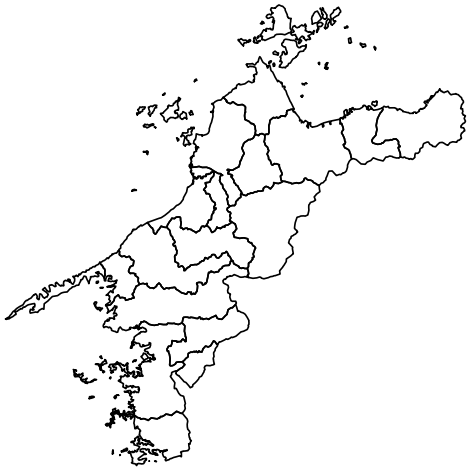

図 7.3　愛媛県の地図を用いたポリゴンデータの例 †.

†. 出典: 「みんなの地球地図プロジェクト」ホームページ管理委員会 (2011)

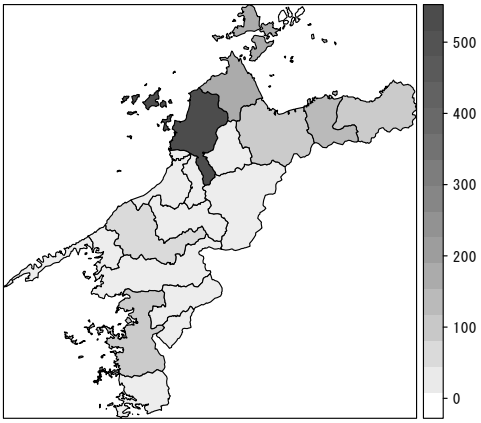

図 7.4　ポリゴンデータに属性データとして愛媛県の人口を付加した例 †. ‡. §.

†. 出典: 「みんなの地球地図プロジェクト」ホームページ管理委員会 (2011)

‡. 出典: 総務省統計局 (2010)

§. 人口の単位:（千人）

ポリゴンデータの例を図 7.1 に示す。図 7.1 の四角形は $(0,0)(1,0)(1,1)(0,1)(0,0)$ のように閉じる構造をしており、また、三角形も $(3,3)(5,3)(4,5)(3,3)$ のように閉じる構造をしている。この図 7.1 は、図形データのみが示されたものである。つぎに、図 7.2 では図形データに属性データを付加した。ここでは、100 未満ならば白、100 以上ならば灰色と彩色の基準を設けた上で、四角形に 50、三角形に 200 というように数値を割り当てている。

このようなポリゴンデータの複雑なものとしては、地図が例として挙げられよう。たと

チャ（line feature)、面フィーチャ（area feature）という語を用いるようである（張 2009: 11-28）。本稿では谷村晋 (2010) に倣って、空間データを図形データと属性データに分けたが、空間データの分類の仕方も分野により様々な用法があるようである。

表 7.1　移動表のデータの例

	NM	M	F
NM	20	10	5
M	10	20	5
F	10	5	15

えば、図 7.3 の愛媛県の行政域で区切った図形データは、複雑で直線的でない座標が多く含まれている。図 7.4 ではそれに人口を属性データとして付加した。一見、属性データは複雑な構造をしていそうであるが、一般的には属性データよりも図形データの方が複雑な構造をしていることが多い。このように、分析対象次第で複雑な図形データを扱う必要性があるかもしれないが、本研究ではより簡単な図形データを用いる。

本研究で用いる**格子データ（lattice data）**はポリゴンデータの基本的な形であり、空間統計学にとっては古典的な図形データである（Cressie 1993: 11-12）。図 7.5 に格子データの例を示す。この格子データは、$(0,0)(1,0)(1,1)(0,1)(0,0)$ のような四角形のポリゴンを表 7.1 の移動表のセルの数だけ用意したものである。つまり、本研究では移動表を格子データとして扱おうというのである。そして、図形データに表 7.1 の移動表の度数を属性データとして割り当てたものが図 7.6 である。

以上のように、本研究では空間データの図形データとして、格子データを用いる。なお、移動表やクロス表のセルは、格子データの文脈では**区域（area）**や**面域（areal unit）**と呼ばれることが多いため、空間データについて言及するときにはその用法に従う。

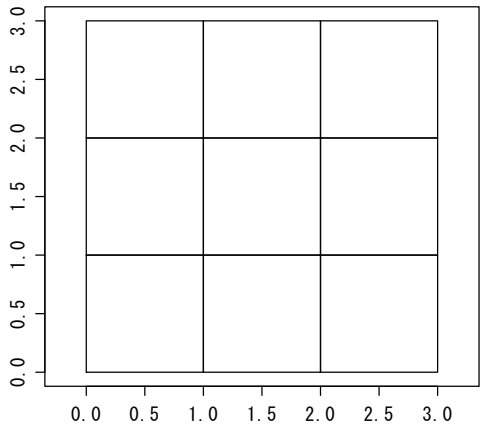

図 7.5　格子データの例

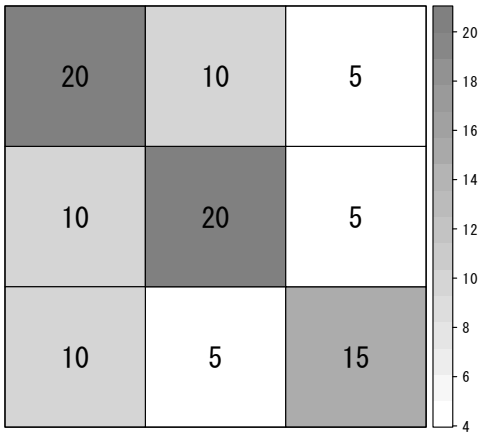

図 7.6　格子データに属性データを付加した例

7.2.2　空間重み行列

空間データの分析では、図形データの情報を数値化して、それと属性データを用いて統計的な分析を行う。そのときに図形データの情報の数値化を担うものが**空間重み行列 (spatial weight matrix)** である。それは区域どうしの隣接関係や影響の関係を考慮し

て、行列で表したものである。図 7.7 に格子データに区域番号を振ったものを示す。**近隣**（**neighborhood**）もしくは**隣接**（**contiguity**）とは、ある区域から見た場合に、距離の近い区域がある状態、もしくは接する部分がある区域がある状態を意味する。たとえば、この図において区域 1 にとっての近隣は、区域 1 の東の区域 2、区域 1 の北の区域 4、区域 1 の北東の区域 5 が候補として挙げられるだろう。それに対し、区域 1 にとり区域 7 のように全く接点がないものはここでは近隣とは考えない。このように、空間重み行列を定義する際には、どの区域がどれと近しいのかを考慮することが重要である[3)]。

図 7.7　区域を示した格子データの例

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（Cliff & Ord 1973; 古谷 2011; Henebry 1995）。ルークは東・西・南・北に、ビショップは北東・北西・南東・南西に、クイーンは東・西・南・北、北東・北西・南東・南西に移動できる。これらを格子データで考えるならば、ルーク型の近隣の定義は図 7.8 のようになり、区域は斜めの軸には影響を及ぼさず、直交の軸にのみ影響を与える。ビショップ型、クイーン型の近隣の定義はそれぞれ、図 7.9、図 7.10 のようになる。

ある区域から見て、見られる側の区域が近隣であるならば 1、近隣でないならば 0 というように、2 値の値を割り当てて空間重み行列を定義することがある。このような仕方で定義された空間重み行列は、**2 進数的重み**（**binary weight**）係数と呼ばれる[4)]。ルーク型、ビショップ型、クイーン型のそれぞれの 2 進数的重み係数である空間重み行列を以下の式で示す。

---

3) 地理学の位置による原則として有名なものは、「すべてのものはすべてのその他のものと関係するが、近いものは遠いものよりもより関係する」（Tobler 1970）という W. Tobler の地理学の第一原則がある。

4) 2 進数的重み係数以外にも、様々な重み係数がある。張長平（2010a）によると、距離減衰重み（distance decay weight）係数とは、多くの場合、区域 i と区域 j の中心地点間の距離の逆数 $w_{ij} = d_{ij}^{-1}$ で定義される。一般化重み（general weight）係数は、両区域が共有する境界の長さと区域間を隔てる距離によって隣接関係を定義する。空間重み係数は複雑なものになると R 単体では難しく、GIS ソフトウェアとの連携が必要になる（谷村 2010）。

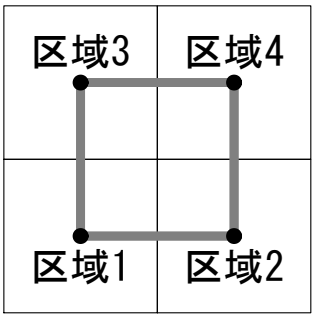

図 7.8　ルーク型の近隣の定義

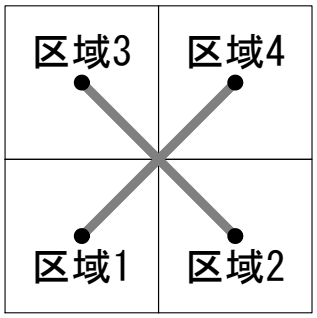

図 7.9　ビショップ型の近隣の定義

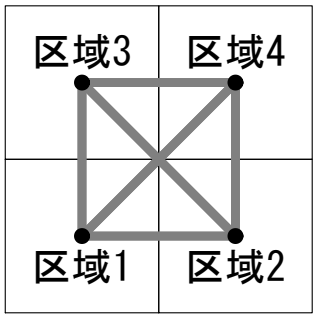

図 7.10　クイーン型の近隣の定義

$$
\begin{aligned}
w_{ij}^{rook} &= \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ と区域 } j \text{ が直交の軸でのみ接しているとき} \\ 0 & \text{そうでないとき} \end{cases} \\
&= \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}
\end{aligned} \tag{7.1}
$$

$$
\begin{aligned}
w_{ij}^{bishop} &= \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ と区域 } j \text{ が斜めの軸でのみ接しているとき} \\ 0 & \text{そうでないとき} \end{cases} \\
&= \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}
\end{aligned} \tag{7.2}
$$

$$
\begin{aligned}
w_{ij}^{queen} &= \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ と区域 } j \text{ が直交・斜めの軸で接しているとき} \\ 0 & \text{そうでないとき} \end{cases} \\
&= \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}
\end{aligned} \tag{7.3}
$$

ここにおいて、空間重み行列の行にあたる区域 i とは格子データにおいて着目している区域、列にあたる区域 j とは着目される側の区域である。どの空間重み行列も、対角は 0 であるという特徴を持つため $i \neq j$ になる。また、どの空間重み行列も対称行列であるという特徴を持つ。2×2 の格子データであるならば、4×4 の空間重み行列になる。つまり、格子データの区域数が多くなればなるほど、大きな空間重み行列が必要になる。そのため、ケース文で空間重み行列が示される場合が多い。

たとえば、図 7.8 と式 7.1 の対応関係を見てみる。図において区域 1 は区域 2 と区域 3 を近隣と見なしている。式の 1 行目では $(0, 1, 1, 0)$ と表現されている。つまり、近接する

区域 2 と区域 3 のみが 1 を割り当てられている。同様に、図の区域 2 の近隣は区域 1 と区域 4 であるが、式の 2 行目では $(1, 0, 0, 1)$ であり、近接する区域 1 と区域 4 のみが 1 である。図の区域 3 の近隣は区域 1 と区域 4 であるが、式の 3 行目では $(1, 0, 0, 1)$ であり、近接する区域 1 と区域 4 のみが 1 である。そして、図の区域 4 の近隣は区域 2 と区域 3 であるが、式の 4 行目では $(0, 1, 1, 0)$ であり、近接する区域 2 と区域 3 のみが 1 である。以上のような仕組みで空間重み行列は形成される。このような仕組みにビショップ型とクイーン型も従う。

空間重み行列は式 7.4 のように区域ごとに標準化して用いられることが多い。

$$w_{ij}^{*} = w_{ij} / \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \tag{7.4}$$

たとえば、ルーク型を区域ごとに標準化したとするならば、式 7.5 のようになる。

$$w_{ij}^{rook*} = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \\ 1/2 & 0 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 0 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{pmatrix} \tag{7.5}$$

このように標準化された空間重み行列と属性データの積は、近接する区域の平均値に当たる。この他にも様々な空間重み行列の標準化の仕方がある（谷村 2010）。

それでは、どのような空間重み行列を分析の際に用いるのが良いのであろうか。A. D. Cliff & J. K. Ord（1981b）によると、「検定統計量におけるウェイト［空間重み行列］は対立仮説で仮定されている依存構造と対応しているべきである」（Cliff & Ord 1981b: 178）とする。移動表で考えるならば、ビショップ型の影響はほとんどないはずであり、消去法的に考えれば、ルーク型がこの 3 つの中では最も適しているように思われる。すなわち、農業同職とマニュアル同職の間の関係性よりも、農業同職と農業からマニュアルへの移動の間の関係性を仮定した方が適当である、ということである。もう少し厳密に Cliff & Ord （1981b）に従えば、明らかに少ない農業への移動などを近接と見なさない方が良いかもしれない。しかしながら、簡単さや分かりやすさを重視し、本章では空間重み行列についてこれ以上深く議論せず、ルーク型の重みを近隣の定義としたい。

7.3　空間的自己相関と Moran's I

7.3.1　空間的自己相関とは

空間的自己相関（spatial autocorrelation）とは、空間データにおける区域の関係性に着目した概念であり、ある区域とその周辺の区域が相互に影響しあうことを言う。この概念の類似概念として**空間的従属性（spatial dependence）**という語があるが、もっぱら、統計的検定では空間的自己相関の語が使われ、統計的モデルでは空間的従属性の語が使われているようである[5)]。区域毎の相互の影響を考えたとき、区域同士が似通った値になる場合もあれば、反発し合うことによって全く異なる値になることもある。前者のようなある区域とその周辺の区域が相互に影響し合うことによって、似通った値になる状態を正の空間的自己相関という。いっぽう、後者のようにある区域とその周辺の区域が相互に反発し合うことによって、全く異なる状態になることを負の空間的自己相関という。

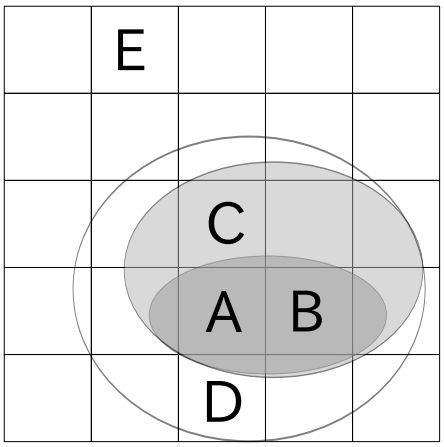

図 7.11　空間的自己相関の概念図

M.-J. Fortin & M. R. T. Dale （2005）の図に倣って空間的自己相関を図 7.11 で説明する。A と C の間において全く空間的自己相関がないとすると、A と B の値は A と C の値に比べれば近いため、A と B の間には正の空間的自己相関があると考えることができる。また、同様に A と C の値に比べれば、A と D の値は反発し合っているので、その間には負の空間的自己相関があると考えることができる。この図 7.11 では、正の空間的自己相関は A と B のみであるが、分析する対象領域が広くなればなるほど、空間的自己相関が複数含まれる可能性も増すはずである。たとえば、図 7.11 の A と B の関係性が E の領域で見られるとするならば、1 つの空間データに複数個の正の空間的自己相関が存在するこ

5) 深澤圭太ほか （2009）は空間的自己相関の概念面の検討をしている。彼らは空間的自己相関という語と類似概念の空間的従属性という語を焦点として、文献でのそれらの使用法を比較した。結論として彼らは、両概念の内実はそれほど変わらないとする。

とになる。そのため、空間統計学では全区域を考察対象とする場合と、区域毎を考察対象とする場合で分けて考えられる。前者のように全区域を見る場合は「**大局的（global）**」と形容され、後者のように区域ごとに見る場合は「**局所的（local）**」と形容される。たとえば、後述する Moran's I にも大局的な空間的自己相関を対象とするものと、局所的な空間的自己相関を対象とするものがある[6)]。ほとんどの場合、複数の空間的自己相関を扱うことは 1 つの空間的自己相関を扱うよりも難しい。本研究は空間統計学を導入することが主要な目的であるため、前者の大局的な空間的自己相関のみを対象とする。

7.3.2　Moran's I 測度

空間的自己相関の指標は様々なものが提案されているが[7)]、ここでは最もよく用いられる Moran's I 測度を取り上げる（Cliff & Ord 1973; Moran 1950）[8)]。たとえば、Moran's I を用いた研究は、農業害虫の果樹園における群生を考察した研究（Nestel & Klein 1995）、木の近接性を調べた研究（Kenkel et al. 1997）、都市における犯罪分布のパターンの考察（島田ほか 2002）、バングラディッシュにおけるインフルエンザの分布の研究（Loth et al. 2010）、寄生虫の分布を季節による考察（Szonyi et al. 2010）、都市の人口密度の分析（張 2010b）など、様々なものがある。

まず、Moran's I を式 7.6 に示す。

$$I^M = \left(n \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_i z_j \right) \left(S_0 \sum_{i=1}^{n} z_i^2 \right)^{-1} \tag{7.6}$$

n は区域数、w_{ij} は任意の空間重み行列、添え字の i と j はそれぞれ空間重み行列の行番号と列番号である。$x_1, x_2, ...x_n$ を属性データの値、$\bar{x}$ をその平均とすると、$z_1, z_2, ...z_n$ は属性データの値の平均からの偏差 $(x_1 - \bar{x}), (x_2 - \bar{x}), ...(x_n - \bar{x})$ である。S_0 は空間重み行列の総和 $\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}$ である。Moran's I は空間重み行列を伴う共分散/分散の比

---

6) 局所的な空間的自己相関の測度である Local Moran's I は式 7.6 の用法に従って書けば、

$$I_i^{LM} = \left(n z_i \sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_j \right) \left(\sum_{i=1}^{n} z_i^2 \right)^{-1}$$

のようになる。式 7.6 は属性データに対し 1 つの値を返すが、Local Moran's I は区域の数だけ値が返される。F. Csillag & B. Boots （2005）は、EDA を試みて空間パターンが等質的ならば大局的な Moran's I を用い、異質的ならば局所的な Local Moran's I を用いるという基準を示している。

7) たとえば、Moran's I と並んで良く言及されるものは Geary's C である。式 7.6 の用法に従えば以下のようになる。

$$I^G = \left((n-1) \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} z_i^2 \right) \left(2S_0 \sum_{i=1}^{n} z_i^2 \right)^{-1}$$

Moran's I と異なり、近隣の区域に似た値があればあるほど I^G の値は小さくなる。

8) Moran's I について Roger S. Bivand et al.（2008）、張（2009, 2010a）、N. Cressie（1993）、N. Cressie & C. K. Wikle（2011）、Fortin & Dale（2005）、古谷知之（2011）、C. Gaetan & X. Guyon（2010）、G. M. Henebry（1995）、中谷友樹ほか（2004）、谷村（2010）を参照した。

率である（Henebry 1995）[9]。大局的な指標としての Moran's I は空間的自己相関が属性データにとって支配的であるほどに含まれているかを検討する。それは、$(-1 \leq I^M \leq 1)$ の値をとり、正の値ならばある区域に似た値が固まる凝集型のデータであり、正の空間的自己相関をデータより見出すことができる。それに対し、負の値ならば均等型のデータである。負の空間的自己相関は、一般的には見出しやすいと言われている。そして、値が 0 に近いならばランダム型のデータである（張 2010: 71-3、Gaetan & Guyon 2010: 166-7）[10]。

属性データが正規分布の母集団から抽出された n 個の独立的な結果であるとの正規性の仮定に基づいて、I^M の期待値と分散は求められる。期待値は式 7.7 のようになり、

$$E(I^M) = \frac{-1}{(n-1)} \tag{7.7}$$

分散は、式 7.8 のようになる。

$$\mathrm{Var}(I^M) = \frac{(n^2 S_1 - nS_2 + 3S_0^2)}{(n^2-1)S_0^2} - E(I^M)^2 \tag{7.8}$$

そこでは、

$$S_0 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}$$
$$S_1 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}(w_{ij} + w_{ji})^2$$
$$S_2 = \sum_{i=1}^{n}(\sum_{j=1}^{n} w_{ij} + \sum_{j=1}^{n} w_{ji})^2$$

である。そして、z 値は以下のようになる。

$$z = \frac{I^M - E(I^M)}{\sqrt{\mathrm{Var}(I^M)}} \tag{7.9}$$

Moran's I の標準化統計量 z は中心極限定理により近似的に正規分布に従うため、z を用いて統計的検定が可能である。この場合、帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 はそれぞれ、

H_0 :属性データの分布はランダムである
H_1 :属性データの分布に空間的自己相関が存在する

[9] w_{ij} は対称行列であるため n 個の $z_1, ..., z_n$ に関する斉次 2 次式である二次形式と密接な関係がある（佐武 1958）。そこで $\mathbf{W} = w_{ij}$、$\mathbf{Z} = z_i$ とおくと、式 7.6 は $I^M = n/S_0 \times \mathbf{Z}'\mathbf{W}\mathbf{Z}/\mathbf{Z}'\mathbf{Z}$ のように表すことができる（Cressie 1993; Cressie & Wikle 2011; 塚井 2005）。

[10] Moran's I は有用な指標であるが、区域の取り方により値が変化するという問題もある。それは可変単位地区問題（modifiable areal unit problem）として知られている。すなわち、区域の数が少ないときには Monra's I の値は小さく、区域の数を増やすにつれて Moran's I の値が大きくなる。ただし、区域の数を増やしていけばその値はそのうち収束していく（Chou 1991、張 2010: 74-5）。

表 7.2　Moran's I のための簡単な例

	A	B
A	5	2
B	2	1

である。

7.3.3　Moran's I を計算するための簡単な例

Monra's I は R ならば spdep パッケージの moran.test で可能であるが（Bivand 2011）、ここでは表 7.2 の簡単な例を用いて分析する。まず、空間重み行列として式 7.1 で示した以下のようなルーク型を仮定する。なお、ここでは分かりやすさのために非標準化の空間重み行列を用いる。また、小数点 4 桁を四捨五入している。

$$w_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

式 7.6 に従って表 7.2 の属性データを代入すると以下のようにおけよう。

$$n = 4,\ \ (x_1, x_2, x_3, x_4) = (5, 2, 2, 1),\ \ \bar{x} = 2.5,\ \ (z_1, z_2, z_3, z_4) = (2.5, -0.5, -0.5, -1.5)$$

$$\begin{aligned} S_0 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij} &= \sum_{i=1}^{n}(w_{i1} + w_{i2} + w_{i3} + w_{i4}) \\ &= \begin{pmatrix} \ \ w_{11} + w_{12} + w_{13} + w_{14} \\ +w_{21} + w_{22} + w_{23} + w_{24} \\ +w_{31} + w_{32} + w_{33} + w_{34} \\ +w_{41} + w_{42} + w_{43} + w_{44} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \ \ 0 + 1 + 1 + 0 \\ +1 + 0 + 0 + 1 \\ +1 + 0 + 0 + 1 \\ +0 + 1 + 1 + 0 \end{pmatrix} \\ &= 8 \end{aligned}$$

式 7.6 の上辺を先に計算していくと、

$$
\begin{aligned}
n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}z_iz_j &= n \times \sum_{i=1}^{n}(w_{i1}z_iz_1 + w_{i2}z_iz_2 + w_{i3}z_iz_3 + w_{i4}z_iz_4) \\
&= n \times \begin{pmatrix} w_{11}z_1z_1 + w_{12}z_1z_2 + w_{13}z_1z_3 + w_{14}z_1z_4 \\ +w_{21}z_2z_1 + w_{22}z_2z_2 + w_{23}z_2z_3 + w_{24}z_2z_4 \\ +w_{31}z_3z_1 + w_{32}z_3z_2 + w_{33}z_3z_3 + w_{34}z_3z_4 \\ +w_{41}z_4z_1 + w_{42}z_4z_2 + w_{43}z_4z_3 + w_{44}z_4z_4 \end{pmatrix} \\
&= 4 \times \begin{pmatrix} 0 - 1.25 - 1.25 + 0 \\ -1.25 + 0 + 0 + 0.75 \\ -1.25 + 0 + 0 + 0.75 \\ +0 + 0.75 + 0.75 + 0 \end{pmatrix} \\
&= 4 \times (-2) \\
&= -8
\end{aligned}
$$

下辺を計算していくと、

$$
\begin{aligned}
S_0\sum_{i=1}^{n} z_i^2 &= S_0 \times (z_1^2 + z_2^2 + z_3^2 + z_4^2) \\
&= 8 \times (2.5^2 + (-0.5)^2 + (-0.5)^2 + (-1.5)^2) \\
&= 8 \times 9 \\
&= 72
\end{aligned}
$$

したがって、式 7.6 より、

$$
I^M = (-8) \times (72)^{-1} = \frac{(-8)}{72} \simeq -0.111
$$

である。正規性の仮定に基づく期待値は式 7.7 より、

$$
E(I^M) = \frac{-1}{(n-1)} = \frac{-1}{4-1} \simeq -0.333
$$

である。式 7.8 より分散を求めるために、S_1、S_2 を求めると、

$$
\begin{aligned}
S_1 &= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}(w_{ij}+w_{ji})^2 \\
&= \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}(w_{i1}+w_{1i})^2+(w_{i2}+w_{2i})^2+(w_{i3}+w_{3i})^2+(w_{i4}+w_{4i})^2 \\
&= \frac{1}{2}\times\begin{pmatrix} (w_{11}+w_{11})^2+(w_{12}+w_{21})^2+(w_{13}+w_{31})^2+(w_{14}+w_{41})^2 \\ +(w_{21}+w_{12})^2+(w_{22}+w_{22})^2+(w_{23}+w_{32})^2+(w_{24}+w_{42})^2 \\ +(w_{31}+w_{13})^2+(w_{32}+w_{23})^2+(w_{33}+w_{33})^2+(w_{34}+w_{43})^2 \\ +(w_{41}+w_{14})^2+(w_{42}+w_{24})^2+(w_{43}+w_{34})^2+(w_{44}+w_{44})^2 \end{pmatrix} \\
&= \frac{1}{2}\times\begin{pmatrix} 0+4+4+0 \\ +4+0+0+4 \\ +4+0+0+4 \\ +0+4+4+0 \end{pmatrix} \\
&= 16
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
S_2 &= \sum_{i=1}^{n}(\sum_{j=1}^{n}w_{ij}+\sum_{j=1}^{n}w_{ji})^2 \\
&= \sum_{i=1}^{n}(w_{i1}+w_{i2}+w_{i3}+w_{i4}+w_{1i}+w_{2i}+w_{3i}+w_{4i})^2 \\
&= \begin{pmatrix} (w_{11}+w_{12}+w_{13}+w_{14}+w_{11}+w_{21}+w_{31}+w_{41})^2 \\ +(w_{21}+w_{22}+w_{23}+w_{24}+w_{12}+w_{22}+w_{32}+w_{42})^2 \\ +(w_{31}+w_{32}+w_{33}+w_{34}+w_{13}+w_{23}+w_{33}+w_{43})^2 \\ +(w_{41}+w_{42}+w_{43}+w_{44}+w_{14}+w_{24}+w_{34}+w_{44})^2 \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} (0+1+1+0+0+1+1+0)^2 \\ +(1+0+0+1+1+0+0+1)^2 \\ +(1+0+0+1+1+0+0+1)^2 \\ +(0+1+1+0+0+1+1+0)^2 \end{pmatrix} \\
&= 16+16+16+16 \\
&= 64
\end{aligned}
$$

であるので、正規性の仮定における分散は式 7.8 より、

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Var}(I^M) &= \frac{(n^2S_1-nS_2+3S_0^2)}{(n^2-1)S_0^2}-E(I^M)^2 \\
&= \frac{(4^2\times 16-4\times 64+3\times 8^2)}{(4^2-1)\times 8^2}-(-0.333)^2 \\
&\simeq \frac{256-256+192}{15\times 64}-0.111 \\
&= 0.089
\end{aligned}
$$

である。そして、z 値は、

$$
z=\frac{I^M-E(I^M)}{\sqrt{\mathrm{Var}(I^M)}}=\frac{-0.111-(-0.333)}{\sqrt{0.089}}\simeq 0.744
$$

である。$z = 0.744$ は標準正規分布に従うため、片側検定で p 値を求めると

$$p = \int_{0.744}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-x^2}{2}\right) dx \simeq 0.228$$

である。したがって、有意差がなく対立仮説 H_1 は棄却され、帰無仮説 H_0 が採択される。すなわち、表 7.2 は空間的自己相関がないランダムな分布である、ということである。

7.4　時空間的自己相関と Griffith's STI

7.4.1　時空間的自己相関とは

時系列分析における自己相関（autocorrelation）とは、時系列の異なる点の間の相関を指す。そうすると、複数の時点の空間的自己相関を伴う空間データにおいて、自己相関が見られる場合を**時空間的自己相関（spatio-temporal autocorrelation）**と呼ぶ。この概念も、空間的自己相関と同様に、類似的な概念として**時空間的従属性（spatio-temporal dependency）**という語がある。両概念ともニュアンスがほとんど同じであるため、空間的自己相関の場合と同様に、統計的検定では時空間的自己相関の語を用い、統計的モデルでは時空間的従属性の語を用いることにしたい。時空間的自己相関の概念は、空間統計学の概念というよりもむしろ、空間統計学と時系列分析を融合させた時空間分析の概念である。したがって、もし、データに時空間的自己相関が含まれているならば、時空間分析において動的な時空間統計モデルを構築する必要がある（Cressie & Wikle 2011: 297）。

7.4.2　Griffith's STI 測度

Griffith's STI は時空間的自己相関を評価するために提案された空間時間指標（space-time index; STI）の 1 つである（Griffith 1981）[11]。Griffith's STI は時空間分析の文脈で紹介されることもあるが（Cressie & Wikle 2011; Fortin & Dale 2005; Parrott et al. 2008）、適用例はそれほどなく（Griffith 1982, 1998）Moran's I に比べれば利用は限定的であるようである。しかしながら、空間的自己相関の時系列における変化を扱う指標であるため、本研究の関心である世代間移動の変化を如何に捉えるか、というものと大変近い。Griffith's STI を式 7.10 に示す。

$$STI = (nT - n)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} z_{it} z_{jt-1}\right)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} z_{it}^2\right)^{-1} \tag{7.10}$$

ただし、

[11] Griffith's STI については、Cliff & Ord（1981a）、N. Cressie & C. K. Wikle（2011）、Fortin & Dale（2005）、D. W. Griffith（1981）、G. M. Henebry（1995）を参照にした。

$$w_{ijt} = \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ と区域 } j \text{ が時間 } t-1 \text{ において隣接しているとき} \\ 0 & \text{そうでないとき} \end{cases} \tag{7.11}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{nT}\sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} x_{it} \tag{7.12}$$

である。n は区域数、T は時系列の属性データの数、w_{ijt} は式 7.11 で定義される任意の時系列の空間重み行列である。式 7.11 にあるように時系列の 1 つ前の時点における近隣が近隣とみなされる。そして、添え字の i、j はそれぞれ空間重み行列の行番号、列番号であり、添え字の t は時系列の属性データの番号である。$x_{1t}, x_{2t}, ...x_{nt}$ が時系列の t 番目の属性データの値、$\bar{x}$ が式 7.12 のようにすべての時系列の属性データの値の平均とすると、$z_{1t}, z_{2t}, ...z_{nt}$ は時系列の t 番目における全ての平均からの偏差 $(x_{1t} - \bar{x}), (x_{2t} - \bar{x}), ...(x_{nt} - \bar{x})$ である。

この指標は式 7.6 の Moran's I と時系列分析で良く用いられる Durbin-Watson 統計量を合わせて作られたものである（Henebry 1995）[12)]。つまり、式 7.11 の定義にあるように指標において過去の空間重み行列、いわば過去の図形データの状況が参照されている（Henebry 1995）。筆者が Griffith's STI の値の動きを考察したかぎりでは、時点が多ければ多いほど、そのデータに平均的な Moran's I の値に収束していく特徴があった。そのため、Moran's I と同様に $(-1 \leq STI \leq 1)$ と考えてもよいだろう。したがって、全ての時点のデータにおいて凝集ならば STI は 1 に近づき、均一ならば STI は-1 に、ランダムならば 0 に近づくと言えよう。つまり、全ての時点において傾向を保ちつつ変化しなければデータに時空間的自己相関があるとは判定されない。

属性データが正規分布の母集団から抽出された n 個の独立的な結果であるとの正規性の前提に基づいて、STI の期待値と分散は求められる。期待値は式 7.13 のようになり、

$$E(STI) = \frac{-(T-1)}{T(nT-1)} \tag{7.13}$$

分散は式 7.14 のようになる。

$$\text{Var}(STI) = E(STI^2) - (E(STI))^2 \tag{7.14}$$

そこでは、

$$S_0 = \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1}$$

12) Durbin-Watoson 統計量は以下のようになる。

$$D = \frac{\sum_{t=2}^{T}(x_t - x_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} x_t^2}$$

ここでは、T は時点、x_t はデータである。

表 7.3　Griffith's STI のための簡単な例

	昔		今	
	A	B	A	B
A	5	2	2	5
B	2	2	2	2

$$S_1 = \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1}^2$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1}\right)^2$$

$$E(STI^2) = \frac{(T-1)^2(2n^2T^2S_1 - 4nTS_2 + 3S_0^2)}{T^2(nT-1)(nT+1)S_0^2}$$

である。そして、z 値は式 7.15 のようになり、この標準化統計量 z は中心極限定理により近似的に正規分布に従うため、検定が可能である。

$$z = \frac{STI - E(STI)}{\sqrt{\mathrm{Var}(STI)}} \tag{7.15}$$

この場合、帰無仮説 H_0 と対立仮説 H_1 はそれぞれ、

H_0 :時系列の属性データの分布はランダムである
H_1 :時系列の属性データの分布に時空間的自己相関が存在する

である。

7.4.3　Griffith's STI を計算するための簡単な例

Griffiths' STI による分析をするためのパッケージは R にはない。そのため D. W. Griffith （1981）を参照して R のプログラムを書いた。付録 C にそれを示す。ただし、このプログラムは sp パッケージと spdep パッケージに依存している（Bivand 2011; Pebesma & Bivand 2011）。Moran's I と同様に表 7.3 の簡単な例を Griffith's STI でも分析したい。空間重み行列は 2 時点で同じ非標準化されたルーク型のものを用いる。

$$w_{ij1} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}, \quad w_{ij2} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

まず式 7.10 に従い、表 7.3 の値を代入していくと以下のように置けよう。

$$n=4,\quad T=2,\quad (x_{11},x_{21},x_{31},x_{41})=(5,2,2,2),\quad (x_{12},x_{22},x_{32},x_{42})=(2,2,5,2)$$

$$\begin{aligned}
\bar{x}=\frac{1}{nT}\sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n}x_{it}&=\frac{1}{nT}\sum_{t=1}^{T}x_{1t}+x_{2t}+x_{3t}+x_{4t}\\
&=\frac{1}{nT}\begin{pmatrix}x_{11}+x_{21}+x_{31}+x_{41}\\+x_{12}+x_{22}+x_{32}+x_{42}\end{pmatrix}\\
&=\frac{1}{4\times 2}\times\begin{pmatrix}5+2+2+2\\+2+2+5+2\end{pmatrix}\\
&=2.75
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
(z_{11},z_{21},z_{31},z_{41})&=((x_{11}-\bar{x}),(x_{21}-\bar{x}),(x_{31}-\bar{x}),(x_{41}-\bar{x}))\\
&=(2.25,-0.75,-0.75,-0.75)\\
(z_{12},z_{22},z_{32},z_{42})&=((x_{12}-\bar{x}),(x_{22}-\bar{x}),(x_{32}-\bar{x}),(x_{42}-\bar{x}))\\
&=(-0.75,-0.75,2.25,-0.75)
\end{aligned}$$

式 7.10 の上辺を求めると、

$$\begin{aligned}
&\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ijt-1}z_{it}z_{jt-1}\\
&=\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}(w_{i1t-1}z_{it}z_{1t-1}+w_{i2t-1}z_{it}z_{2t-1}+w_{i3t-1}z_{it}z_{3t-1}+w_{i4t-1}z_{it}z_{4t-1})\\
&=\sum_{t=2}^{T}\begin{pmatrix}w_{11t-1}z_{1t}z_{1t-1}+w_{12t-1}z_{1t}z_{2t-1}+w_{13t-1}z_{1t}z_{3t-1}+w_{14t-1}z_{1t}z_{4t-1}\\+w_{21t-1}z_{2t}z_{1t-1}+w_{22t-1}z_{2t}z_{2t-1}+w_{23t-1}z_{2t}z_{3t-1}+w_{24t-1}z_{2t}z_{4t-1}\\+w_{31t-1}z_{3t}z_{1t-1}+w_{32t-1}z_{3t}z_{2t-1}+w_{33t-1}z_{3t}z_{3t-1}+w_{34t-1}z_{3t}z_{4t-1}\\+w_{41t-1}z_{4t}z_{1t-1}+w_{42t-1}z_{4t}z_{2t-1}+w_{43t-1}z_{4t}z_{3t-1}+w_{44t-1}z_{4t}z_{4t-1}\end{pmatrix}\\
&=\begin{pmatrix}w_{111}z_{12}z_{11}+w_{121}z_{12}z_{21}+w_{131}z_{12}z_{31}+w_{141}z_{12}z_{41}\\+w_{211}z_{22}z_{11}+w_{221}z_{22}z_{21}+w_{231}z_{22}z_{31}+w_{241}z_{22}z_{41}\\+w_{311}z_{32}z_{11}+w_{321}z_{32}z_{21}+w_{331}z_{32}z_{31}+w_{341}z_{32}z_{41}\\+w_{411}z_{42}z_{11}+w_{421}z_{42}z_{21}+w_{431}z_{42}z_{31}+w_{441}z_{42}z_{41}\end{pmatrix}\\
&\simeq\begin{pmatrix}0+0.563+0.563+0\\-1.688+0+0+0.563\\+5.063+0+0-1.688\\+0+0.563+0.563+0\end{pmatrix}\\
&=4.502
\end{aligned}$$

であり、式 7.10 の下辺を求めると、

$$
\begin{aligned}
&\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} z_{it}^2 \\
&\quad = \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}(w_{i1t-1}+w_{i2t-1}+w_{i3t-1}+w_{i4t-1}) \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} z_{it}^2 \\
&\quad = \sum_{t=2}^{T} \begin{pmatrix} w_{11t-1}+w_{12t-1}+w_{13t-1}+w_{14t-1} \\ +w_{21t-1}+w_{22t-1}+w_{23t-1}+w_{24t-1} \\ +w_{31t-1}+w_{32t-1}+w_{33t-1}+w_{34t-1} \\ +w_{41t-1}+w_{42t-1}+w_{43t-1}+w_{44t-1} \end{pmatrix} \times \sum_{t=1}^{T}(z_{1t}^2+z_{2t}^2+z_{3t}^2+z_{4t}^2) \\
&\quad = \begin{pmatrix} w_{111}+w_{121}+w_{131}+w_{141} \\ +w_{211}+w_{221}+w_{231}+w_{241} \\ +w_{311}+w_{321}+w_{331}+w_{341} \\ +w_{411}+w_{421}+w_{431}+w_{441} \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} z_{11}^2+z_{21}^2+z_{31}^2+z_{41}^2 \\ +z_{12}^2+z_{22}^2+z_{32}^2+z_{42}^2 \end{pmatrix} \\
&\quad = \begin{pmatrix} 0+1+1+0 \\ +1+0+0+1 \\ +1+0+0+1 \\ +0+1+1+0 \end{pmatrix} \times \begin{pmatrix} (2.25)^2+(-0.75)^2+(-0.75)^2+(-0.75)^2 \\ +(-0.75)^2+(-0.75)^2+(2.25)^2+(-0.75)^2 \end{pmatrix} \\
&\quad = 8 \times (6.75+6.75) \\
&\quad = 108
\end{aligned}
$$

であるため、

$$
\begin{aligned}
STI &= (nT-n)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} z_{it} z_{jt-1}\right)\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} \sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{n} z_{it}^2\right)^{-1} \\
&= (4\times 2-4)\times 4.502 \times (108)^{-1} \\
&= 4 \times 4.502/108 \\
&\simeq 0.167
\end{aligned}
$$

である。

正規性を仮定したときの期待値は、式 7.13 より、

$$
\begin{aligned}
E(STI) &= \frac{-(T-1)}{T(nT-1)} \\
&= \frac{-(2-1)}{2\times(4\times 2-1)} \\
&\simeq -0.071
\end{aligned}
$$

である。分散のために、まず S_0、S_1、S_2 を求めると、

$$
\begin{aligned}
S_0 = \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1} &= \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n} w_{i1t-1} + w_{i2t-1} + w_{i3t-1} + w_{i4t-1} \\
&= \sum_{t=2}^{T} \begin{pmatrix} w_{11t-1} + w_{12t-1} + w_{13t-1} + w_{14t-1} \\ +w_{21t-1} + w_{22t-1} + w_{23t-1} + w_{24t-1} \\ +w_{31t-1} + w_{32t-1} + w_{33t-1} + w_{34t-1} \\ +w_{41t-1} + w_{42t-1} + w_{43t-1} + w_{44t-1} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} w_{111} + w_{121} + w_{131} + w_{141} \\ +w_{211} + w_{221} + w_{231} + w_{241} \\ +w_{311} + w_{321} + w_{331} + w_{341} \\ +w_{411} + w_{421} + w_{431} + w_{441} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} 0 + 1 + 1 + 0 \\ +1 + 0 + 0 + 1 \\ +1 + 0 + 0 + 1 \\ +0 + 1 + 1 + 0 \end{pmatrix} \\
&= 8
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
S_1 = \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w^2_{ijt-1} &= \sum_{t=2}^{T}\sum_{i=1}^{n} (w^2_{i1t-1} + w^2_{i2t-1} + w^2_{i3t-1} + w^2_{i4t-1}) \\
&= \sum_{t=2}^{T} \begin{pmatrix} w^2_{11t-1} + w^2_{12t-1} + w^2_{13t-1} + w^2_{14t-1} \\ +w^2_{21t-1} + w^2_{22t-1} + w^2_{23t-1} + w^2_{24t-1} \\ +w^2_{31t-1} + w^2_{32t-1} + w^2_{33t-1} + w^2_{34t-1} \\ +w^2_{41t-1} + w^2_{42t-1} + w^2_{43t-1} + w^2_{44t-1} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} w^2_{111} + w^2_{121} + w^2_{131} + w^2_{141} \\ +w^2_{211} + w^2_{221} + w^2_{231} + w^2_{241} \\ +w^2_{311} + w^2_{321} + w^2_{331} + w^2_{341} \\ +w^2_{411} + w^2_{421} + w^2_{431} + w^2_{441} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} 0^2 + 1^2 + 1^2 + 0^2 \\ +1^2 + 0^2 + 0^2 + 1^2 \\ +1^2 + 0^2 + 0^2 + 1^2 \\ +0^2 + 1^2 + 1^2 + 0^2 \end{pmatrix} \\
&= 8
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
S_2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{t=2}^{T}\sum_{j=1}^{n} w_{ijt-1}\right)^2 &= \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{t=2}^{T} w_{i1t-1} + w_{i2t-1} + w_{i3t-1} + w_{i4t-1}\right)^2 \\
&= \sum_{i=1}^{n}\left(w_{i11} + w_{i21} + w_{i31} + w_{i41}\right)^2 \\
&= \begin{pmatrix} (w_{111} + w_{121} + w_{131} + w_{141})^2 \\ +(w_{211} + w_{221} + w_{231} + w_{241})^2 \\ +(w_{311} + w_{321} + w_{331} + w_{341})^2 \\ +(w_{411} + w_{421} + w_{431} + w_{441})^2 \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} (0+1+1+0)^2 \\ +(1+0+0+1)^2 \\ +(1+0+0+1)^2 \\ +(0+1+1+0)^2 \end{pmatrix} \\
&= 2^2 + 2^2 + 2^2 + 2^2 \\
&= 16
\end{aligned}
$$

であり、$E_N(STI^2)$ は、

$$
\begin{aligned}
E(STI^2) &= \frac{(T-1)^2(2n^2T^2S_1 - 4nTS_2 + 3S_0^2)}{T^2(nT-1)(nT+1)S_0^2} \\
&= \frac{((2-1)^2 \times (2 \times 4^2 \times 2^2 \times 8 - 4 \times 4 \times 2 \times 16 + 3 \times 8^2))}{(2^2 \times (4 \times 2 - 1) \times (4 \times 2 + 1) \times 8^2)} \\
&= \frac{(1024 - 512 + 192)}{(4 \times 63 \times 64)} \\
&\simeq 0.044
\end{aligned}
$$

であるので、分散は式 7.14 より、

$$
\begin{aligned}
\mathrm{Var}(STI) &= E(STI^2) - (E(STI))^2 \\
&= 0.044 - (-0.071)^2 \simeq 0.039
\end{aligned}
$$

である。z 値は

$$
\begin{aligned}
z &= \frac{STI - E(STI)}{\sqrt{\mathrm{Var}(STI)}} \\
&= \frac{0.167 - (-0.071)}{\sqrt{0.039}} \simeq 1.205
\end{aligned}
$$

である。z 値は中央極限定理により標準正規分布に従うため、

$$
p = \int_{1.205}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-x^2}{2}\right) dx \simeq 0.114
$$

である。したがって有意差がなく、対立仮説 H_1 が棄却され帰無仮説 H_0 が採択される。すなわち、表 7.3 の時系列の属性データには時空間的自己相関がなく時系列においてランダムである。

7.5　空間自己回帰モデル

L. Anselin（2010）は、1980 年代から 2000 年代までの 30 年間の計量経済学の空間統計学の摂取を創世記、離陸期、成熟期と分類している。空間統計学を用いた計量経済学は近年では空間計量経済学として知られるようになっているが、創世記においては、Moran's I のような指標を用いて空間的自己相関を把握し、可視化したデータを用いて記述的に議論することが多かった。その時代においては、空間統計学は現在ほど重要な方法でなく、むしろ計量経済学の中で周縁的な存在であった。ところが、1990 年代より空間自己回帰モデルなどのモデルが用いられるようになり、徐々に計量経済学において空間統計学が認知され、近年では様々な知見が見られるようになっている（Anselin 2010）。

すでに本研究で明らかにされているように世代間移動表のデータは空間的自己相関、さらには時空間的自己相関を含んでいる（第 6 章を参照）。このような空間的自己相関への対応を目指して発展してきたモデルであり、時空間的自己相関への対応の可能性もあるモデルが、空間自己回帰モデルである。以降では、空間的自己相関は統計的モデルの文脈では**空間的従属性（spatial dependency）**と呼ばれることが多いように思われるため、ここではその用法に従いたい[13)]。本節では、空間的従属性を含む世代間移動表を統計的モデルで議論する可能性を探るため、空間自己回帰モデルを取り上げる。なお、空間自己回帰モデルの解説では Anselin（1988）、張（2009）、古谷知之（2011）、J. LeSage & R. K. Pace（2009）、谷村（2010）を参照した。

ここで、空間自己回帰モデルで用いるデータの種類を明らかにするため、中谷ほか（2004: 116）を改変した谷村（2010: 139）で示されている表を表 7.4 に示す。たとえば、近年、地域データを扱う際に用いられるマルチレベルモデルは個票データと面域データの組み合わせである。そうすると、空間自己回帰モデルは面域データと率データの組み合わせと考えることができる（谷村 2010: 139）。

表 7.4　データの種類と空間自己回帰モデル †.

データの種類	手法
個票・地点データ	空間的ノンパラメトリック 2 項回帰モデル
個票・面域データ	階層的 2 項回帰モデルなどのマルチレベルモデル
面域・計数データ	階層的空間ポアソン回帰モデル、地理的加重ポアソン回帰モデル
面域・率データ	空間自己回帰モデル、地理的加重回帰モデル
面域・2 値データ	空間的ノンパラメトリック 2 項回帰モデル

†. 中谷ほか（2004: 116）を改変した谷村（2010: 139）をそのまま引用している。

13) 空間自己回帰モデルの開発者の一人である Cliff & Ord （1973）は統計的モデルにおいても空間的自己相関の語を用いたが、統計的検定と統計的モデルの間で、近年は使い分けがなされているようである。

7.5.1　空間的従属性と空間自己回帰モデル

表記法について、通常の回帰モデルは

$$\begin{aligned} &y_i = \alpha + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2}, ..., \beta_p x_{ip} + \epsilon_i \quad (i = 1, 2, ..., n) \\ &\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \tag{7.16}$$

のように書ける。y_i は被説明変数、α は切片、$\beta_1, \beta_2, ..., \beta_q$ は回帰係数、$x_{1i}, x_{2i}, ..., x_{qi}$ は説明変数、ϵ_i は誤差項である。誤差項は平均 0、分散 σ^2 の正規分布に従うと仮定されている。これを以下のようにベクトルや行列を太字で表記し、

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \boldsymbol{\iota} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}, \mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & & x_{2p} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}, \boldsymbol{\epsilon} = \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{pmatrix}$$

と置くと、式 7.16 は式 7.17 のようになる。

$$\begin{aligned} &\mathbf{y} = \alpha \boldsymbol{\iota} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \\ &\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{7.17}$$

ここにおいて $\mathbf{y}$ は被説明変数ベクトル、$\boldsymbol{\iota}$ は $1 \times n$ のベクトル、$\mathbf{X}$ は説明変数行列、$\boldsymbol{\beta}$ は回帰係数ベクトル、$\boldsymbol{\epsilon}$ は誤差項ベクトルであり、誤差項ベクトルは平均 $\mathbf{0}$、分散 $\sigma^2\mathbf{I}$ の正規分布に従う。なお $\mathbf{0}$ は零行列、$\mathbf{I}$ は単位行列である。

多くの場合、空間計量経済学で空間自己回帰モデルについて言及されるときには、まず空間 Durbin モデル（spatial Durbin model; SDM）について言及されることが多い。それは以下のようになる。

$$\begin{aligned} &\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \alpha \boldsymbol{\iota} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u} \\ &\boldsymbol{u} = \lambda \mathbf{W}_2 \boldsymbol{u} + \boldsymbol{\epsilon} \\ &\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{7.18}$$

このモデルでは被説明変数における空間的従属性を $\mathbf{W}_1$ で捉え、説明変数における空間的従属性を $\mathbf{W}_2$ で捉える。また、$\mathbf{W_1} = 0$ とすれば残差における空間的従属性のみを想定した空間誤差モデル（spatial error model; SEM）となるが、$\mathbf{W_2} = 0$ とすれば被説明変数における空間的従属性を想定する空間自己回帰モデルになる。空間統計のモデルは様々な分野で様々に発展していると言われているが（谷村 2010）、本研究では、被説明変数の空間的従属性のみが焦点であるため、$\mathbf{W_2} = 0$、$\mathbf{X} = 0$ とする切片のみの空間自己回帰モデルを用いる。

したがって、以下のように空間自己回帰モデル（spatial autoregression model; SAR model）のモデル式を書き直せる。

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \alpha \boldsymbol{\iota} + \boldsymbol{\epsilon} \tag{7.19}$$

ここにおいて、$\mathbf{y}$ は従属変数、ρ は空間的従属性パラメータもしくは空間ラグパラメータ、$\mathbf{W}$ は空間重み行列、α は切片、$\boldsymbol{\iota}$ は切片のためのベクトル、$\boldsymbol{\epsilon}$ は誤差である。式 7.19 は $\mathbf{y}$ を平均からの偏差と仮定して、切片を除いて次のように記述することもあるが、

$$\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \boldsymbol{\epsilon}$$

後述の推定法の考察と分かりやすさのため、式 7.19 のように記述する。

誤差 $\boldsymbol{\epsilon}$ は、平均 $\mathbf{0}$、分散 $\sigma^2\mathbf{I}$ の正規分布が仮定されている。すなわち、

$$\boldsymbol{\epsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}) \tag{7.20}$$

である。式 7.19 を満たす制約条件は、

$$|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| > 0 \tag{7.21}$$

である。また、式 7.19 は、右辺の $\mathbf{y}$ を左辺に移すと以下のようにも書ける。

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}\alpha\boldsymbol{\iota} + (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}\boldsymbol{\epsilon} \tag{7.22}$$

式 7.19 の対数の最尤推定量は以下のようになる。

$$\ln L = -\frac{N}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{y} - \rho\mathbf{W}\mathbf{y} - \alpha\boldsymbol{\iota})'(\mathbf{y} - \rho\mathbf{W}\mathbf{y} - \alpha\boldsymbol{\iota}) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \tag{7.23}$$

ここにおいて、N は区域数である。ρ と $\boldsymbol{\alpha}$ は偏微分によって求めることもできるかもしれないが、実際には煩雑であるため、Anselin （1988）で示されている反復法で求めることの方が多いようである。

7.5.2　推定法の考察

空間自己回帰モデルは Cliff & Ord （1973）のモデルから始まり、Anselin （1988）によって最小二乗法による推定から、ラグランジュ未定乗数法を適用した最尤推定法が導入された。しかしながら、空間自己回帰モデルが有効な手法であるとしても、抽象的であり実感をもって理解しにくい。そこで、本節では統計的最適化の一つである最尤推定法に、ラグランジュ乗数がどのように用いられ、空間自己回帰モデルが成り立っているかを Anselin （1988）や J. LeSage & R. K. Pace （2009）を参照しつつ考察する。

まず、被説明変数の分布が $\mathbf{y}$ と $\mathbf{W}\mathbf{y}$ という 2 つの分布を持っていると考える。そうすると、

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \alpha_0\boldsymbol{\iota} + \boldsymbol{\epsilon}_0 \\ \boldsymbol{\epsilon}_0 &\sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}) \end{aligned} \tag{7.24}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{W}\mathbf{y} &= \alpha_d\boldsymbol{\iota} + \boldsymbol{\epsilon}_d \\ \boldsymbol{\epsilon}_d &\sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}) \end{aligned} \tag{7.25}$$

と置ける。式 7.24 は通常の回帰モデルであり、式 7.25 は空間重み行列を被説明変数に加えた通常の回帰モデルである。$\mathbf{Wy}$ の意味は被説明変数が隣接する区域との平均である、と考えることができよう。それぞれ切片は、

$$\begin{aligned}\alpha_0 &= (\boldsymbol{\iota}'\boldsymbol{\iota})^{-1}\boldsymbol{\iota}'\mathbf{y} \\ \alpha_d &= (\boldsymbol{\iota}'\boldsymbol{\iota})^{-1}\boldsymbol{\iota}'\mathbf{Wy}\end{aligned} \tag{7.26}$$

として求めることができる。式 7.24 と式 7.25 を展開すると、

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\epsilon}_0 &= \mathbf{y} - \alpha_0\boldsymbol{\iota} \\ \boldsymbol{\epsilon}_d &= \mathbf{Wy} - \alpha_d\boldsymbol{\iota}\end{aligned} \tag{7.27}$$

とできる。ここにおいてラグランジュ未定乗数法が用いられており、2 つの誤差ベクトルの違いを説明するための ρ が導入されている。すなわち、

$$\rho\boldsymbol{\epsilon}_d = \boldsymbol{\epsilon}_0 \tag{7.28}$$

となる。したがって、式 7.28 を満たす ρ を求めればよいことになる。

ところで、式 7.28 に従えば、

$$\boldsymbol{\epsilon} = \boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d \tag{7.29}$$

のような関係があるため、

$$\mathbf{0} = \boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d \tag{7.30}$$

と置いて、式 7.20 のもと、$\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d$ の尤度を最大化する問題を考えればよい。

ただし、$\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d$ で差分が返されると確率密度が変化する。そのため、制約条件の式 7.21 がヤコブ行列式として用いられ、確率密度が調整される。そうすると、$\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d$ の尤度は以下のように表される。

$$p(\boldsymbol{\epsilon}_0, \boldsymbol{\epsilon}_d, \rho) = \prod^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)^2\right) \times |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \tag{7.31}$$

これを展開すると、

$$\begin{aligned}p(\boldsymbol{\epsilon}_0, \boldsymbol{\epsilon}_d, \rho) &= \frac{1}{\prod^N \sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(\sum^N -\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)^2\right) \times |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\ &= \frac{1}{\prod^N (2\pi\sigma^2)^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\sum^N(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)^2\right) \times |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{N}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)\right) \times |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}|\end{aligned}$$

のようになる。そして、$\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d$ の対数尤度の最大化問題を考えると、

$$
\begin{aligned}
\ln L &= \ln(p(\boldsymbol{\epsilon}_0, \boldsymbol{\epsilon}_d, \rho)) \\
&= \ln\left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{N}{2}}}\exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)\right) \times |\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}|\right) \\
&= -\frac{N}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\
&= -\frac{N}{2}\ln\left(2\pi\frac{(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)}{N}\right) \\
&\quad - \frac{N}{2(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\
&= -\frac{N}{2}\ln\left(\frac{2\pi}{N}\right) - \frac{N}{2}\ln(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d) - \frac{N}{2} + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}| \\
&= -\frac{N}{2}\left(\ln\left(\frac{2\pi}{N}\right) + 1\right) - \frac{N}{2}\ln(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d) + \ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}|
\end{aligned}
\tag{7.32}
$$

となる。

Anselin （1988）や LeSage & Pace （2009）によると、このような対数尤度を反復法で用いて ρ を算出することが多い。この方法は vectorized approach と呼ばれており、多くの ρ の推定法の中でも最もシンプルなものである（LeSage & Pace 2009: 49）。反復法は

$$
\begin{pmatrix} \ln L(\rho_1) \\ \ln L(\rho_2) \\ \vdots \\ \ln L(\rho_q) \end{pmatrix} = -\frac{N}{2}(\ln(2\pi/N)+1) - \frac{N}{2}\begin{pmatrix} \ln(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_1\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_1\boldsymbol{\epsilon}_d) \\ \ln(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_2\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_2\boldsymbol{\epsilon}_d) \\ \vdots \\ \ln(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_q\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho_q\boldsymbol{\epsilon}_d) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \ln|\mathbf{I} - \rho_1\mathbf{W}| \\ \ln|\mathbf{I} - \rho_2\mathbf{W}| \\ \vdots \\ \ln|\mathbf{I} - \rho_q\mathbf{W}| \end{pmatrix}
$$

のようになり、これにより ρ が定まる。ρ が定まれば以下のように α と σ^2 を求めることができる。

$$
\begin{aligned}
\alpha &= \alpha_0 - \rho\alpha_d \\
\sigma^2 &= \frac{1}{N}(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)'(\boldsymbol{\epsilon}_0 - \rho\boldsymbol{\epsilon}_d)
\end{aligned}
\tag{7.33}
$$

上記の推定過程は Anselin （1988）に倣えば以下のようになるだろう。

1) $\mathbf{y}$ における $\boldsymbol{\iota}$ の OLS を実施し、$\boldsymbol{\alpha}_0$ を計算する
2) $\mathbf{Wy}$ における $\boldsymbol{\iota}$ の OLS を実施し、$\boldsymbol{\alpha}_d$ を計算する
3) 残差 $\boldsymbol{\epsilon}_0$ と残差 $\boldsymbol{\epsilon}_d$ を計算する
4) $\boldsymbol{\epsilon}_0$ と $\boldsymbol{\epsilon}_d$ が与えられて、$\ln L(\rho)$ を最大化する ρ を見つける
5) ρ が与えられて、α と σ^2 を計算する

以上のような推定方法を考えると、ρ はデータにおける空間的従属性を最大限に示す場合の値と考えることができるだろう。また、式 7.24、式 7.25 という混合正規分布を想定したモデル、と考えることができるだろう。さらに直観的に考えれば、平均的に説明でき

る箇所は平均的に説明され、空間的従属性で説明される箇所は最大化された ρ で説明されていると言えよう。

7.5.3　モデルの比較

次にモデル選択のための指標を示す。ラグランジュ乗数検定（Lagrange Multiplier test statistics; LM 検定）は統計的モデルに誤差間相関が含まれているか否かを検討するための指標である。以下にそれを示す。

$$LM = \left(\frac{\boldsymbol{\epsilon}'\mathbf{W}\boldsymbol{\epsilon}}{\boldsymbol{\epsilon}'\boldsymbol{\epsilon}/N}\right)^2 / \mathrm{tr}\left(\mathbf{W}^2 + \mathbf{W}'\mathbf{W}\right) \sim \chi^2(1) \tag{7.34}$$

$\boldsymbol{\epsilon}$ は誤差ベクトル、$\mathbf{W}$ は空間重み行列、N は区域数である。LM は自由度 1 の χ^2 分布に従う（LeSage & Pace 2009: 155-8）。検定での帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{誤差間相関を含んでいない} \\ H_1 &: \text{誤差間相関を含んでいる} \end{aligned} \tag{7.35}$$

である。LM 検定は Moran's I と近しく、残差に空間的自己相関がないかを検定する統計量である。この統計量はモデルの残差に空間的従属性パラメータの余地があるかどうかを確かめるものであると考えればよいだろう。

7.6　まとめ

以上のように、本章では世代間移動表を分析する新しいアプローチとして空間統計学の考え方を導入した。とくに、空間的自己相関の検定として Moran's I 測度、時空間的自己相関の検定として Griffith's STI 測度、空間的従属性を捉える統計的モデルとして空間自己回帰モデルの説明を試みた。

第 8 章

空間自己回帰モデルを用いたモデリングの試論

8.1　移動表分析の困難

世代間移動表の分析において対数線形モデルは、Featherman et al.（1975）以来、Erikson & Goldthorpe （1992）や Breen （2004）のような重要な国際比較研究で用いられ、正統と目されてきた方法である。しかし、あらゆる世代間移動研究の方法が様々な批判に晒されてきたのと同じように、対数線形モデルもこれまで様々な批判に晒されてきた。たとえば、ブラックボックスとの批判、伝統的係数（構造移動と循環移動）と概念面で不一致であるとの批判（Sobel 1983）、もしくは、対数線形モデルに対する地位達成モデルの優位性の主張（Kelley 1990）がある。さらに、イギリスにおける後述の「オッズ比をめぐる論争」もある。

批判があろうとも、社会学的な議論が十分になされているならば、それらは無視されてもさほど問題にならないかもしれない。さらに、Erikson & Goldthorpe （1992）の議論を成り立たせたような時代背景としての冷戦構造（太郎丸 2002）があったとすれば、社会学的な意義を補い得たのかもしれない。しかしながら、正統派と目される Breen & Jonsson（2007）も認めるように、残念ながら同分野は社会学的な理論面の議論があまり進んでいない（Breen & Jonsson 2007: 1776）。そうであるにもかかわらず、同分野における統計的モデルは複雑になり続けており、分析経験のある研究者以外には判読が困難なものもあるように思われる。

8.2　先行研究における取り組み

8.2.1　1990 年代の「オッズ比をめぐる論争」

移動表分析における対数線形モデルの適用についての論争として、最も有名なものは 1990 年代のイギリスにおける「オッズ比をめぐる論争」（Giddens 2006=2009: 356; 近藤

2001）である[1)]。オッズ比とは移動表に対数線形モデルを適合させた際の OD の連関に当たる部分である。この論争は Saunders（1990, 1995, 1996, 1997）が、正統派と目される当時の Oxford 大学 Nuffield カレッジの研究グループの Goldthorpe et al（[1980] 1987）や当時の Essex 大学の研究グループの Gordon Marshall et al. （1988）の研究群を批判したことにより生じた。Saunders のかなり挑発的な表現を含む批判をまとめると以下のようになる。

第 1 に正統派の左派的なイデオロギーに対する批判である。「オッズ比は成功の機会と失敗の機会を 1 つの統計に結びつけた過激な（extreme）指標であり、それゆえ相対的な利益・不利益の見かけの違いを増幅している」（Saunders 1996: 14-5）とする。この批判はオッズ比の内容をじっくり吟味せよ、との批判でもあり正当なものでもある（近藤 2001）。

第 2 にオッズ比の一定に対する批判である。「（革命のように）例外的な歴史的事情がなければオッズ比は一方向にしか変わりようがない」（Saunders 1997: 280）と他の研究者を引用して述べている。この批判は対数線形モデルの統計学的な問題の指摘であると考えて良いだろう。

第 3 に相対移動（オッズ比）の過剰な重視に対する批判である。つまり「相対［移動］だけを重要視して、決して絶対［移動］を重要視しない」（Saunders 1990: 81）とする。オッズ比や相対移動への過信に対する批判であるため、それらと方法的に密接に関係する対数線形モデルへの批判も含まれていると考えることができよう。

そして P. Saunders （1996）では上記のような批判をした後に、階級と IQ を関係づけて業績主義に関する議論を試み、上昇移動率、下降移動率などの基本的な世代間移動研究の方法と、様々な変数を含めたパス解析で分析する。そして結論として、イギリス社会は公正であり以前よりも機会は平等である（Saunders 1996）とする。

Saunders のこのような批判に対し、正統派はオッズ比の有効性を強く主張し、「どんな社会でも利用できる機会の平等・不平等の程度を表す最良の指標である」（Marshall et al. 1997: 40）、「移動の社会過程を考察しようとするならばオッズ比のロジックは避けられない」（Savage & Egerton 1997: 668）、「相対移動率のより好ましい測度に違いない」（Breen & Goldthorpe 1999: 5）とする。そして、とくに R. Breen & J. H. Goldthorpe（1999）では Saunders （1996）の階級と IQ を関係づけた業績主義の議論を、対数線形モデルで再分析し「［業績主義が］関係する重要な変数の尺度は一定で保たれて」（Breen & Goldthorpe 1999: 22-3）いたと結論づける。

近藤 （2001）も指摘するように、この「オッズ比をめぐる論争」は両者ともやや乱暴な印象がある。Saunders （1996）は対数線形モデルが導き出す結果を批判しておきながら、移動表分析とは異なる分析を始めているし、それに対し、正統派の Breen & Goldthorpe（1999）も Saunders （1996）を批判するが無批判的に対数線形モデルで再分析し「一定」

[1)] 文責は筆者にあるが、「オッズ比をめぐる論争」の紹介は孫引きも含めて近藤博之 （2001）に多くを拠っている。

との結論を導いているためである。要するに、この論争において、両者とも対数線形モデルやその統計学的な問題に対しては議論を飛ばしている節がある。

8.2.2　「オッズ比をめぐる論争」のその後

1990 年代のこの論争は、正統派の議論に何らかの影響を与えたはずである。2000 年代に入り正統派は Breen （2004）や三輪・石田 （2008）に代表されるように、対数線形モデルの OD の連関に対数乗法層効果モデル（unidiff）を付加して、「一定」を捉えるアプローチではなく、変化を模索するアプローチを取り入れた。元々、正統派は Erikson & Goldthorpe （1992）に代表されるように、社会的流動性の「一定」の主張に特徴があったため、研究戦略の変更があったと考えても良いほどである。

しかしながら、そうすることで Saunders の批判をかわすことができたのかもしれない。つまり、第 1 の左派的なイデオロギーに対する批判には、完全移動を基準とせずに機会の平等化・不平等化というように比較的観点を取り入れることにより、規範的な問題の軽減に成功している。つぎに、第 2 のオッズ比の一定に対する批判では、対数乗法層効果モデルを導入したため変化を含めた議論が可能となったようにも見える。しかし、第 3 の相対移動（オッズ比）の過剰な重視に対する批判には、「移動表分析では、我々は絶対移動よりもむしろ相対移動に関する問いにしばしば興味を持つ」（Breen 2004: 20）として、やや開き直っている。

いっぽう、「オッズ比をめぐる論争」を意識するような形で、対数線形モデルとは異なるアプローチも提示され始めている。たとえば、イギリスでは J. Gershuny（2002a, 2002b）は人的資本によるアプローチとジニ係数によるアプローチを提示している。日本においては、鹿又 （2004）は階層の継承性に焦点を絞りロジスティック回帰分析を用いて活路を見出している。近藤 （2006）は細分化した移動表に対して対応分析の一種である正準相関分析を行っている。また、「点から線へ」の発想のもと、世代間移動と世代内移動の接合を目指す動きもある。三輪（2008）は上層ホワイトカラー、中小ブルーカラーなどに焦点を絞りキャリア軌跡に対するマルチレベル分析をし、石田浩 （2008）は上層ホワイトカラー、非熟練ブルーカラーへの入職に焦点を絞った生存分析をしている。しかし、上記の方法は移動表分析を補完したり、対抗となりえるかもしれないが、時点間の世代間移動表分析を対象としているわけではない。

8.2.3　対数線形モデルにおける「実際的」な対処

もっとも、「オッズ比をめぐる論争」で示された何らかの問題に対して、「実際的」な対処をしている研究もいくつかある。たとえば、鹿又 （2001）は、通常ならば複数時点の移動表を一度に対数線形モデルに適合させて高次の連関（OD の連関）のみを解釈するが、そのようにはせず、時点間の移動表をそれぞれ分析してオッズ比を解釈している。それにより、鹿又 （2001）は日本ではおそらく唯一、対数線形モデルを用いているにもかかわら

表 8.1　移動表の変化の例（架空）

	2000 年			2010 年			2020 年		
	NM	M	F	NM	M	F	NM	M	F
NM	20	5	5	20	5	5	20	5	5
M	5	20	5	5	20	5	5	30	5
F	10	10	20	10	15	15	10	10	10

ず、安田の開放性係数が示す機会の平等化と同じ結論を導いている（鹿又 2001）。

また、Torche（2005）は、チリ社会の世代間移動表に対数線形モデルを適用し、OD の連関に対数乗法層効果モデルを付加して、コーホート間の変化を捉えるための分析をしている。その分析では、OD の連関としての社会的流動性は上昇しており、一般的に言われる限りでは機会の平等化が進んでいることになる。しかしながら、Torche（2005）は上層と下層を外れ値として除いて分析することにより、上層と下層における度数の集中を確認して機会の不平等を見出している（Torche 2005）。

このような「実際的」な対処は他にも見られるが、やはり一部のものは対数線形モデルの OD の連関まわりを複雑にしすぎてしまい、混乱を助長する結果になってしまっているように思われる。

8.2.4　何が問題か？

それでは、なぜ移動表分析における対数線形モデルの用い方について論争が生じたり、「実際的」な対処をせざるを得なくなるのであろうか。現状の同分野における問題点を表 8.1 の簡単な例を用いて説明する。

表 8.1 は時系列の移動表であり、ごく一部だけ度数が変化している架空の例である。2000 年に農業（Farm）同職が 20 人であったのが、2010 年には農業同職が 15 人、農業からマニュアル（Manual）への移動が 15 人となり、そして、2020 年にはマニュアル同職が 30 人となっている。この表を何の先入観も持たずに見れば、何かしらの社会学的な意義を解釈できるはずである。

ところが、同分野の現状では、対数線形モデルで分析すると OD の連関の「一定」が結論となってしまう。また、素朴に解釈したとしても、誤差を誤って解釈している、構造移動を除いていない、周辺分布の影響を除去していない、と言った批判に晒され、学問的に無意味であるとされかねないのである。そのような理由のため、表 8.1 のような変化は結果的に無視されてしまう。

同分野であまり相手にされないこのような変化は、空間統計学の用語に従えば時空間的自己相関である。時空間的自己相関、もしくは空間的自己相関は統計的検定に重大な偏りを生じさせる主な原因であると、すでに他分野でたびたび指摘されている（張 2010a; Fortin & Dale 2005; Haining 2003; Hurlbert 1984; Legendre 1993; Legendre et al. 2002; 奥村ほか 1989）。そして、移動表に空間的自己相関と時空間的自己相関が含まれているこ

とがすでに確認されている（第 6 章を参照）。要するに、移動表に含まれる時空間的自己相関が原因となって、「オッズ比をめぐる論争」が生じ、また「実際的」な対処が必要であったのではないか、と考えることができる。これが本章の第 1 の論点である。すなわち、対数線形モデルが移動表に含まれる時空間的自己相関にきっちりと対処しているか、である。

8.2.5　データと操作的定義

3.6 節と同じく、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「父主職」と「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。そのため、男女それぞれ 1940 年代から 1990 年代までの 6 つの移動表が形成された。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、専門、大企業ホワイトカラー（大 W）、中小企業ホワイトカラー（小 W）、大企業ブルーカラー（大 B）、中小企業ブルーカラー（小 B）、農業、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。このようにして作成した移動表を付表 A に示す。

8.3　分析 1——ラグランジュ乗数検定

8.3.1　ラグランジュ乗数検定

ラグランジュ乗数検定とは統計的モデルにおける残差を検定することで、誤差間相関が含まれていないかを判断する方法である（Anselin 1988）。以下にそれを示す。

$$
\begin{aligned}
LM &= \left(\frac{\boldsymbol{\epsilon}'\mathbf{W}\boldsymbol{\epsilon}}{\boldsymbol{\epsilon}'\boldsymbol{\epsilon}/N}\right)^2 / \mathrm{tr}\left(\mathbf{W}^2 + \mathbf{W}'\mathbf{W}\right) \sim \chi^2(1) \\
&H_0 : \text{誤差間相関を含んでいない} \\
&H_1 : \text{誤差間相関を含んでいる}
\end{aligned}
\tag{8.1}
$$

式 8.1 において $\boldsymbol{\epsilon}$ は誤差ベクトル、$\mathbf{W}$ は空間重み行列、N はセル数である。LM は自由度 1 の χ^2 分布に従う。なお、空間重み行列は後述のルーク型 $\mathbf{W}^{\mathbf{rook}}$ を用いている。検定における帰無仮説 H_0 は誤差間相関を含んでいない、であり、対立仮説 H_1 は誤差間相関を含んでいる、である。ラグランジュ乗数検定は空間的自己相関の検定である Moran's I と近しく、残差に空間的自己相関がないかを検定する統計量である。

もし、対数線形モデルが時空間的自己相関に適切に対応しているならば誤差間相関は最小限であるはずである。ぎゃくに、それに対応していないならば、誤差間相関が無視できない程度で検出されることになるだろう。統計的モデルは現実をシンプルに表す（Forster

& Sober 1994）ためのものなので、多すぎる誤差間相関はモデルの設計上の問題を表していると言えよう。

8.3.2　対数線形モデルの 2 つの「モデル」

対数線形モデルにおいて一般的な OD の連関に関係するモデルの式を以下に示す。

$$\log F_{hij} = \lambda + \lambda_h^C + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{hi}^{CO} + \lambda_{hj}^{CD} + \lambda_{ij}^{OD} \tag{8.2}$$

ここにおいて、λ は全体の効果、λ_h^C はコーホートの効果、λ_i^O は出身階層の効果、λ_j^D は到達階層の効果である。以降はそれらの交互作用を意味する。モデルは式 8.3 の制約のもとエフェクト・コーディングに従って計算された（Vermunt 1997b）。

$$\sum_h \lambda_h^C = \sum_i \lambda_i^O = \sum_j \lambda_j^D = \sum_{h,i} \lambda_{hi}^{CO} = \sum_{h,j} \lambda_{hj}^{CD} = \sum_{i,j} \lambda_{ij}^{OD} = 0 \tag{8.3}$$

なお、モデルの推定で用いたプログラムは Vermunt （1997a）の lem である。

対数線形モデルにおいて残差という場合、統計学の一般的な考え方に従えば、$\epsilon =$ 観測度数 − 期待度数 である。しかしながら、対数線形モデルではパラメータ推定値が多すぎることもあり、期待度数がそのまま解釈されることはほとんどない。そのため、ここでは解釈されるものを「モデル」と見なしたい。そうすると、最も一般的に解釈されるものは、対数線形モデルの高次の連関である OD の連関である[2)]。式 8.2 ならば λ_{ij}^{OD} の部分のみを解釈することが多い。そのためこの部分を「モデル」とみなし **OD の連関のみ「モデル」**と以降では呼びたい。この「モデル」では $\epsilon = \frac{\text{観測度数}}{N} - \exp(\lambda_{ij}^{OD})$ を残差と見なす。

次に、鹿又 （2001）は必ずしも対数線形モデルの低次の連関と OD の連関を解釈したわけではない。しかしながら、時代別で移動表を解釈しているため、$\lambda_{hi}^{CO} + \lambda_{hj}^{CD} + \lambda_{ij}^{OD}$ の部分を「モデル」と見なしていると考えてもよいだろう。この部分を解釈する場合を**低次と OD の連関「モデル」**と以降では呼びたい。そして、その「モデル」では残差を $\epsilon = \frac{\text{観測度数}}{N} - \exp(\lambda_{hi}^{CO} + \lambda_{hj}^{CD} + \lambda_{ij}^{OD})$ とする。これらの「モデル」の残差をラグランジュ乗数検定により検定する。

8.3.3　検定の結果

検定結果を表 8.2 に示す。そうすると、低次と OD の連関「モデル」では男女とも 1960 年以降が 0.1% 水準で有意であり誤差間相関がある。そのため、1960 年代以降の「モデル」の解釈では注意が必要である。しかしながら、時代により有意性が異なるし、値の変化も見られるため、変化を捉えている「モデル」であると考えることができる。

---

2) 統計学の教科書（Agresti 1990: 321）でも対数線形モデルでパラメータ推定値を解釈するときは、高次の連関のみの解釈が推奨されている。

表 8.2　LM 検定統計量 †.

	低次と OD の連関				OD の連関のみ			
	男性		女性		男性		女性	
1940 年	0.59	-	0.52	-	18.04	***	38.05	***
1950 年	1.57	-	1.50	-	17.74	***	37.75	***
1960 年	11.03	***	12.27	***	17.37	***	36.97	***
1970 年	24.52	***	53.41	***	17.36	***	36.95	***
1980 年	47.87	***	59.50	***	17.41	***	36.95	***
1990 年	43.73	***	48.51	***	17.50	***	37.07	***

†. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

いっぽう、OD の連関のみ「モデル」では全ての時点において 0.1% 水準で誤差間相関が検出されている。この「モデル」は全ての年代で値の変化があまり見られずまんべんなく誤差間相関が出ている。そのため、現実を過度に単純化した統計的モデルであるかもしれない。このように OD の連関のみモデルでは、無視できない程度で誤差間相関が検出されたため、時空間的自己相関への対応において問題があると考えて良いだろう。

8.3.4　誤差間相関の軽視

このような誤差間相関とは、実のところ Featherman et al. （1975）や Featherman & Hauser（1978）によって広まった、除くべき「構造移動」である[3)]。すなわち、彼らは「十分な時系列データが利用可能な［アメリカとオーストラリアのような］2 つの社会では、いったん構造移動が考慮されたならば、循環移動は時が経ってもほとんど一定であるようである」（Featherman et al. 1975: 339-40）とした。そして、その後の世代間移動研究では構造移動をあたかも除くべきものとして扱ってきた[4)]。これは、対数線形モデルにおける統計学的な問題を構造移動という語を用いて隠しているに過ぎない。むしろ、これまで見過ごされてきた誤差間相関こそが世代間移動研究にとって重要な変化であり、モデルのなかで表現されるべきものである。

さらに言えば、この誤差間相関は、「オッズ比をめぐる論争」でも軽視されてきた部分である。つまり、正統派である Breen & Goldthorpe （1999）は Saunders （1996）の議論を対数線形モデルにより再分析し「一定」との結論を導いた。そして、Saunders （1996）の分析が誤差を解釈しているかのようにし、対数線形モデルにおける誤差を「やや大きな標準誤差であるようだ」（Breen & Goldthorpe 1999: 24）とした。しかし、このようにすることで、誤差間相関を見逃してしまっているのである。確かに、誤差間相関は対数線形モデルにとっては誤差であるだろうが、それは対数線形モデルの空間的自己相関や時空間

3) ここで言う「構造移動」とは Yasuda （1964）や安田 （1971）の強制移動係数（構造移動係数）とは別物である（第 5 章を参照）。

4) Featherman et al.（1975）においては構造移動係数の呼び名が混乱しており、Featherman & Hauser（1978）においても構造移動の定義が混乱している雰囲気がある。

的自己相関への対応のまずさの結果、生じた誤差であり、対数線形モデルの適切でないモデル設計（misspecification）の結果である。

要するに、対数線形モデルはとくに時空間的自己相関への対処において行き詰まっている。つまり、対数線形モデルは面域における線形の大きな度数の増減を伴う変化には対応できるが、面域における非線形の少しずつの変化への対応は得意としないのである。

8.4　空間自己回帰モデルの導入

8.4.1　空間自己回帰モデル

空間自己回帰モデルとは、空間的自己相関への対応により発展した統計的モデルである（Anselin 1988; Cliff & Ord 1973）。近年、このモデルは空間統計学を利用した計量経済学でよく用いられる（Anselin 2010）。もし、対数線形モデルを周辺分布などの分布によるモデリングと考えるならば、空間自己回帰モデルは空間重み行列を用いた面によるモデリングと考えることができる。

いったんモデルを表す式を式 8.4 に示す。

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \alpha \boldsymbol{\iota} + \boldsymbol{\epsilon} \\ \boldsymbol{\epsilon} &\sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{8.4}$$

$\mathbf{y}$ 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、$\boldsymbol{\iota}$ 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 $\mathbf{0}$、分散 $\sigma^2\mathbf{I}$ の正規分布が仮定されている。この空間自己回帰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（空間的自己相関とほぼ同義）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。

本章では試論的に空間自己回帰モデルを移動表に適用し、空間的自己相関への対処を試みたい。ただし、本章で対処するのは、空間的自己相関までであり時空間的自己相関への対処は今後の課題である。

8.4.2　近接性を定義する空間重み行列

空間重み行列 $\mathbf{W}$ はセル同士の位置関係を決める点において、空間自己回帰モデルで重要な役割を果たしている。本章で用いるものは最も簡単な 2 値で定義された 2 進数的重み係数であり、セルが近接するならば 1、しないならば 0 を与えた行列である。ここで分析する移動表は 7×7 のセルからなるが、それぞれのセルの位置関係を決めていくため空間重み行列は 49×49 の行列となる。

たとえば、さきほどの式 8.1 のラグランジュ乗数検定で用いた空間重み行列 $\mathbf{W}^{\mathbf{rook}}$ は以下のように定義される。

$$\mathbf{W}^{\mathbf{rook}} = \begin{cases} 1 & \text{セル } i \text{ とセル } j \text{ が直交の軸でのみ接しているとき} \\ 0 & \text{そうでないとき} \end{cases} \tag{8.5}$$

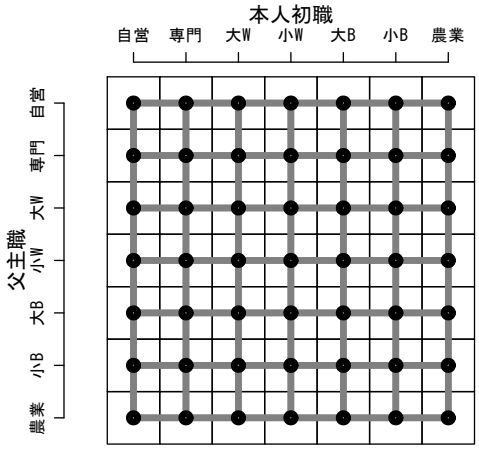

図 8.1　ルーク型の空間重み行列 $\mathbf{W}^{\mathbf{rook}}$ の定義

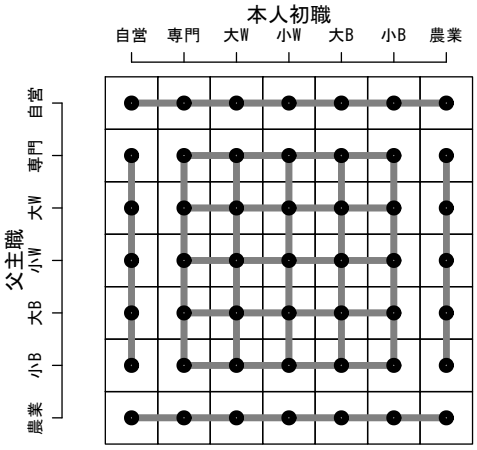

図 8.2　1940 年代の男性と女性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W}^{\mathbf{1940mf}}$ の定義

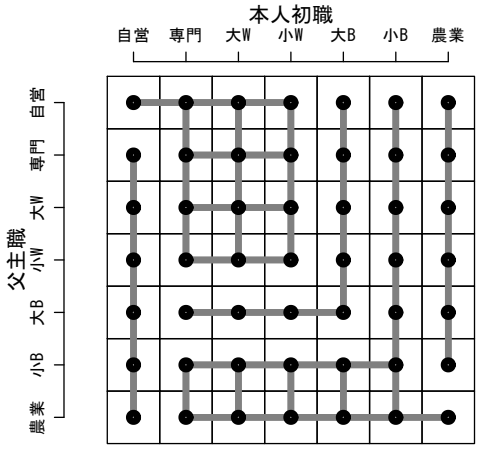

図 8.3　1990 年代の男性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W}^{\mathbf{1990m}}$ の定義

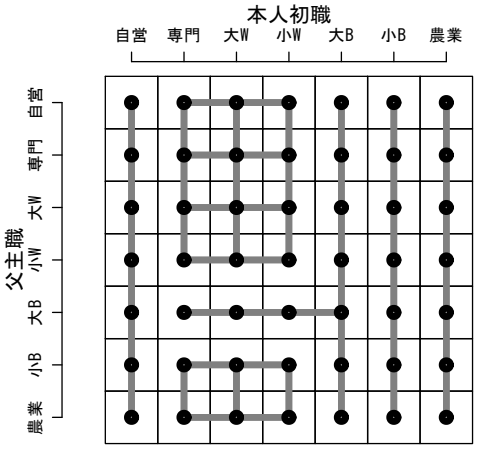

図 8.4　1990 年代の女性における移動表の空間的従属性を考慮した空間重み行列 $\mathbf{W}^{\mathbf{1990f}}$ の定義

このように直交の軸のみで近接性が仮定される空間重み行列は、チェスの駒の動き方に倣ってルーク型と言われることがある。図 8.1 にその近接関係を表した図を示す。図における 1 つ 1 つの区域が移動表のセルにあたり、それをつなぐ線が近接関係を示している。本章において以下で触れる空間重み行列はすべてこのような図に従って示す。

また、本章で用いるすべての空間重み行列は式 8.6 のように、

$$\mathbf{W}^{*} = \frac{\mathbf{W}}{\sum_i \mathbf{W}} \tag{8.6}$$

行によって標準化されている。

8.5　分析 2——空間自己回帰モデル

8.5.1　EDA とモデリング

空間重み行列はデータに含まれる空間的従属性を考慮して作成した方がよい（Cliff & Ord 1981b）と言われている。また、空間データの分析では EDA は統計的モデリングにおいて重要な位置にある（第 6 章を参照）。そこで、以下では第 6 章の可視化の結果を参照し、検証する仮説を念頭に置いて空間重み行列を作成した。それらは、1940 年代男性と女性の移動パターンとして $\mathbf{W^{1940mf}}$（図 8.2）、1990 年代男性の移動パターンとして $\mathbf{W^{1990m}}$（図 8.3）、1990 年代女性の移動パターンとして $\mathbf{W^{1990f}}$（図 8.4）である。

1940 年代の男性と女性の移動パターンは出身自営、出身農業から他の階層への流出の多さに着目して作成した。1990 年代の男性の移動パターンはホワイトカラーとブルーカラーの度数の集中を考慮した。1990 年代の女性の移動パターンはホワイトカラーへの流入の多さを考慮している。

8.5.2　検証する仮説

これらの空間重み行列を用いて 2 つの仮説を検証する。最初のものは**機会の平等化仮説**である。とくに開放性係数を方法とする研究は戦後の日本社会は機会が平等化してきたと結論する（鹿又 2001; 直井・盛山編 1990; 富永 1970; 富永編 1979; 富永 1992; 安田 1971）。本研究では粗雑であるかもしれないが、1940 年代の移動パターンの空間的従属性パラメータの低下を機会の平等化、それの上昇を機会の不平等化とする。そうする根拠は、機会の不平等があっただろう 1940 年代の移動パターンの特徴が減少したとするならば機会の平等化であろうと考えるためである。

つぎに、**機会の不平等の一定仮説**を検討する。とくに対数線形モデルを方法とする研究は戦後の日本社会において一定である機会の不平等があるとしてきた（原・盛山編 1999; 今田 1989; Ishida & Goldthorpe 1995; 三輪 2006; 三輪・石田 2008）。もし、そうならば、1940 年代の移動パターンが時代を経ても支配的なパターンであり続けるはずである。そうでないならば、早い時期に 1990 年代の移動パターンへと変化するはずである。

8.5.3　適合の結果

先ほどのラグランジュ乗数検定と同じく 1940 年代から 1990 年代の世代間移動表を用いた。それに空間自己回帰モデルを適合させた結果を男性は表 8.3 に女性は表 8.4 に示す。モデルの適合度の指標として AIC、BIC、ラグランジュ乗数検定（LM 検定）を用いる。AIC、BIC は値が小さければ小さいほどデータに適合しており、LM 検定は誤差間相関の有無を確認するためのものである。

男女ともモデル 1 においては、式 8.4 において $\mathbf{W} = \mathbf{W^{1940mf}}$ としたモデルを適合さ

せた。これは 1940 年代の移動パターンをすべての年代に仮定したモデルである。男性のモデル 2 では式 8.4 において $\mathbf{W} = \mathbf{W^{1990m}}$、女性では式 8.4 において $\mathbf{W} = \mathbf{W^{1990f}}$ としたモデルを適合させた。これらはすべての年代で 1990 年代の移動パターンを仮定したモデルである。

男性の表 8.3 において、まず、機会の平等化・不平等化を議論するため、モデル 1 の空間的従属性パラメータ ρ の値を確認すると、1940 年では 0.66、1950 年では 0.65 であり、1970 年代にやや高くなるが、基本的に 1940 年代の移動パターンは低下し続けているようである。このようなことから男性においては機会の平等化仮説を支持できよう。

そして、AIC を見ていくと 1940 年ではモデル 1 は 424.7、モデル 2 は 428.5 である。BIC はモデル 1 で 431.7、モデル 2 で 435.5 である。そのため、モデル 1 が最も適合していることが分かる。同様に見ていくと、AIC と BIC の値は 1950 年以降ではすべての時代でモデル 2 の適合を示す。したがって、1940 年代ではモデル 1、1950 年代以降ではモデル 2 が採択される。そのため、男性においては機会の不平等の一定仮説は棄却される。採択されたモデルの ρ の値を見ていけば、モデル 2 の 1950 年代の ρ は 0.72 とどの時代よりも高い値を示す。そのため、男性の場合は、1940 年代の移動パターンが 1990 年代のパターンに変わった、と言うよりもむしろ、1940 年代、1950 年代に見られた移動パターンの特徴が時代を経るにつれてどんどん少なくなっている、と言えよう。

それでは、女性の表 8.4 においても、機会の平等化・不平等化を考察するため、モデル 1 の ρ の推移を見ていきたい。すると 1940 年代では 0.78 であるが、1950 年代には 0.39 となり、それ以後はほぼ低い水準を維持している。このように考えれば、女性においても機会の平等化仮説を支持できるだろう。

そして、AIC と BIC を見ると、1940 年と 1950 年ではモデル 1、1960 年以降でモデル 2 が最も適合している。1940-50 年ではモデル 1、1960 年代以降でモデル 2 が採択されるため、女性においても機会の不平等の一定仮説は棄却される。採択されたモデルを見ていくと、モデル 2 の 1970 年代の ρ が 0.74 と最も高いため、この時期が 1990 年代の移動パターンが形成される上でもっとも特徴があった時代と考えて良いのかもしれない。

表 8.3　空間自己相関モデルの適合度（男性）†. ‡.

	モデル 1								モデル 2							
	係数	p	SE	-2LL	AIC§.	BIC§.	LM	p	係数	p	SE	-2LL	AIC§.	BIC§.	LM	p
1940 年																
切片	5.23	*	2.58	418.7	424.7	431.7	0.36	-	5.72	*	2.68	422.5	428.5	435.5	0.51	-
ρ	0.66	***	0.09						0.67	***	0.08					
1950 年																
切片	9.44	*	4.17	461.3	467.3	475.5	0.60	-	8.54	*	3.87	458.1	464.1	472.4	0.59	-
ρ	0.65	***	0.09						0.72	***	0.07					
1960 年																
切片	25.07	***	7.28	498.9	504.9	513.8	0.42	-	19.64	**	6.43	491.1	497.1	506	0.01	-
ρ	0.28	*	0.14						0.45	***	0.12					
1970 年																
切片	20.74	***	5.57	464.2	470.2	478.8	0.28	-	14.95	**	4.63	452.4	458.4	467	0.00	-
ρ	0.31	*	0.13						0.50	***	0.11					
1980 年																
切片	16.05	***	3.77	426.6	432.6	440.2	0.01	-	10.21	**	3.14	416.4	422.4	430	0.00	-
ρ	0.12	-	0.15						0.43	***	0.12					
1990 年																
切片	9.74	***	2.65	400.6	406.6	413.3	0.00	-	7.87	**	2.44	396.5	402.5	409.2	0.00	-
ρ	0.17	-	0.14						0.33	*	0.13					

†. $N = 669$（1940 年）、$N = 1256$（1950 年）、$N = 1731$（1960 年）、$N = 1476$（1970 年）、$N = 897$（1980 年）、$N = 572$（1990 年）

‡. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

§. $AIC = -2LL + 2 \times$ パラメータ数、$BIC = -2LL + 2 \times \log(N)$

表 8.4　空間自己相関モデルの適合度（女性）†. ‡.

	モデル 1								モデル 2							
	係数	p	SE	-2LL	AIC§.	BIC§.	LM	p	係数	p	SE	-2LL	AIC§.	BIC§.	LM	p
1940 年																
切片	2.25	-	1.16	345.7	351.7	357.8	0.00	-	8.36	***	2.24	391.3	397.3	403.4	0.00	-
ρ	0.78	***	0.06						0.05	-	0.14					
1950 年																
切片	12.99	**	4.62	462.8	468.8	476.7	0.45	-	17.39	***	5.12	471.1	477.1	484.9	0.01	-
ρ	0.39	**	0.13						0.21	-	0.13					
1960 年																
切片	27.24	***	7.16	496.6	502.6	511.3	0.10	-	16.56	**	5.72	483.1	489.1	497.8	0.30	-
ρ	0.15	-	0.14						0.55	***	0.10					
1970 年																
切片	24.13	***	6.29	481	487	495.6	0.10	-	9.18	*	3.58	444.6	450.6	459.2	0.39	-
ρ	0.19	-	0.14						0.74	***	0.07					
1980 年																
切片	16.11	***	4.47	452.2	458.2	466	0.02	-	8.25	**	3.15	430.5	436.5	444.3	0.05	-
ρ	0.19	-	0.14						0.62	***	0.09					
1990 年																
切片	13.15	***	3.58	431.8	437.8	445.1	0.00	-	8.19	**	2.91	419.6	425.6	432.8	0.00	-
ρ	0.14	-	0.14						0.48	***	0.11					

†. $N = 427$（1940 年）、$N = 1026$（1950 年）、$N = 1583$（1960 年）、$N = 1480$（1970 年）、$N = 982$（1980 年）、$N = 746$（1990 年）

‡. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

§. $AIC = -2LL + 2 \times$ パラメータ数、$BIC = -2LL + 2 \times \log(N)$

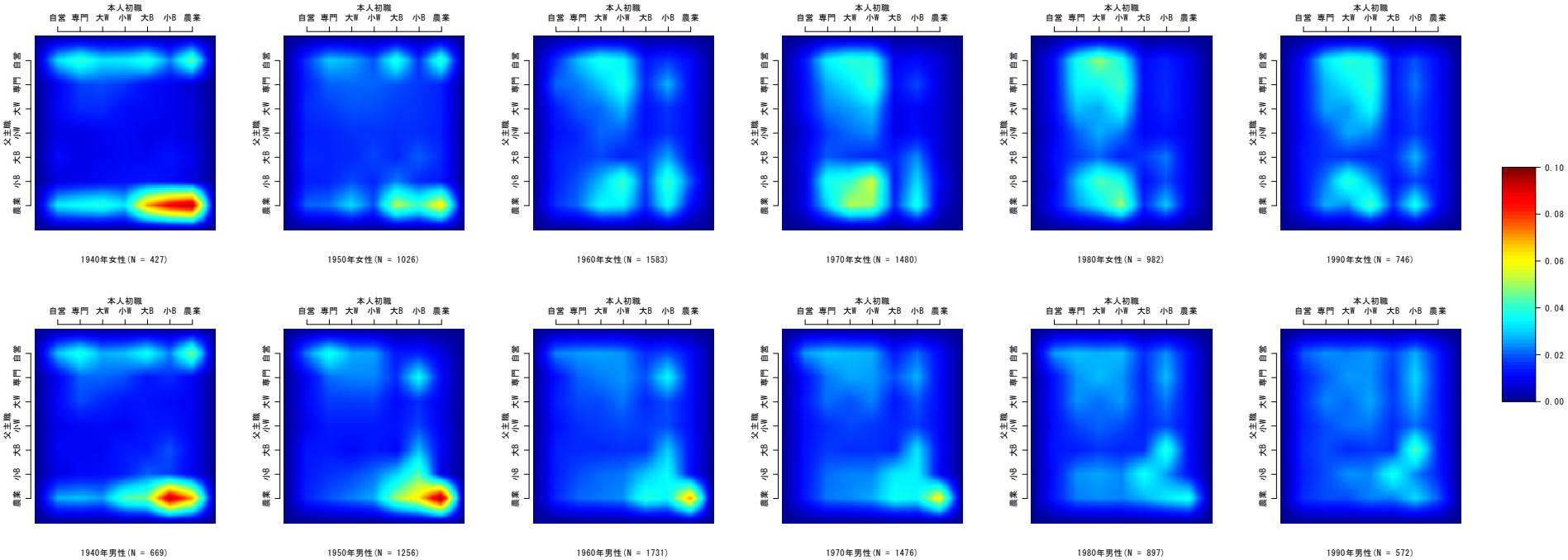

図 8.5　可視化による採択したモデルの解釈 †. ‡.

†. 大 W は大企業ホワイトカラー、小 W は中小企業ホワイトカラー、大 B は大企業ブルーカラー、小 B は中小企業ブルーカラーを意味する。

‡. 男性では 1940 年はモデル 1 を、1950-90 年はモデル 2 を可視化している。女性では 1940-50 年はモデル 1 を、1960-90 年はモデル 2 を可視化している。

8.5.4　可視化による採択したモデルの確認

次に表 8.3 と表 8.4 で採択したモデルを可視化して図 8.5 として示す。図 8.5 の 1 行目が女性、2 行目が男性であり、列は 1940 年から 1990 年までである。移動表は全て右端の凡例の尺度が用いられている。

図を見ていくと、1940 年代では男女ともに農業同職、農業からブルーカラーへの移動、自営同職、自営からホワイトカラーへの移動が目立つ。このような移動レジームが女性では 1950 年代まで続き、男性では 1950 年代からすぐに変化し始める。男性の世代間移動は農業同職を中心とした集中が徐々に解消されていく過程と考えることができるだろう。ただし、ここでは EDA で見られた 1990 年代の小ブルー同職の度数の集中が反映されていない（第 6 章を参照）。おそらく、本章で用いている空間重み行列が 1 次の近接性までしか対応していないためであると思われる。男性の場合はこの可視化した図をみても、大局的に見て戦後の機会の平等化の傾向はまず間違いないだろう。

女性では 1970 年代に向けて、農業、ブルーカラー、自営からホワイトカラーへの移動が生じていることが分かる。そして、1990 年代では自営とホワイトカラーでの交換的な移動が生じているようである。この図を見る限り女性においても機会の平等化を結論としてもよいだろう。

8.6　結論

本章では 2 つの分析を行った。まず、ラグランジュ乗数検定を用いて対数線形モデルの残差に対して検定を実施した。そして、一般的に言われてきた OD の連関の一定は誤差間相関の軽視が原因であることを示した。つまり、「一定」である理由は対数線形モデルの時空間的自己相関への対処の仕方に問題があったためである。確かに、社会学的な観点に従えば社会的流動性の一定の存在を指摘することに意義はあったはずである。しかしながら、「一定」の結論を導き続けていても同分野の理論面における進歩は見込めないのである。そのため、「一定」から離れて「理論面の貧弱さ」（Breen & Jonsson 2007）に向き合う機会があっても良いのではないかと思われる。

つぎに、空間自己回帰モデルを用いて移動表分析を行った。そうした理由は時空間的自己相関への対処の前段階として空間的自己相関に対応するためである。本章の分析は 1 時点毎の分析であるため、基本的に鹿又モデル（鹿又 2001）と同様のことをしている。また、その結論とほぼ同様の分析結果を導くことができた。結論としては、戦後の長いスパンで見れば、日本社会には一定の機会の不平等があるというよりもむしろ、機会の平等化の雛勢があるということである。

しかしながら、本章の分析の課題もある。第 1 に、第 6 章の移動表の可視化では男性における変化してきた機会の不平等を捉えることができた。しかし、本章の分析ではそれを捉えることができなかった。第 2 に、自営同職、農業同職などの変化を切り離せていな

い。つまり、移動表に含まれる複数の時空間的自己相関への対処が不十分である。そのため、機会の平等化のある部分はそれらの減少である可能性も否めない。これらの問題はあるが、おそらく上記の結論で間違いないものと思われる。

第 9 章

おわりに

9.1　本研究における達成

本研究では世代間移動研究における方法について再検討してきた。ここでは本研究で明らかになったことを、パラダイム転換後にあった混乱の整理、モデルにおける統計学的問題の指摘、社会学的な意義、という 3 つの観点からまとめたい。

9.1.1　パラダイムの転換後にあった混乱の整理

これまでの同分野ではパラダイムの転換すら、あたかもないかのように扱われる傾向があった。しかしながら、本研究では開放性係数に代表される指標によるアプローチと対数線形モデルに代表される統計的モデルによるアプローチの間に明らかな断絶があるとみなし、前者を指標パラダイム、後者をモデルパラダイムと呼んだ。

Yasuda （1964）は開放性係数の開発にあたり、あるべき社会像としての機会の平等と構造移動（強制移動）と循環移動（純粋移動）という枠組みを発明した。彼の開放性係数においてこの枠組みは十分に機能し、そして、この係数は社会的不平等を告発する指標として有効なものであった。しかしながら、その後の同分野の方法的な発展において、機会の平等という考え方や構造移動と循環移動の枠組みは、安田の意図しない不十分な仕方で用いられてしまった。

第 4 章の「機会の平等の再検討」は、開放性係数が 0.8 付近を示す現在において、1.0 をあるべき社会像とすることの困難と、対数線形モデルにおける機会の不平等の判断の困難を示した。それらの困難の理由は、社会として機会が平等であったとしても、結果的に個人の移動の自由を制限してしまうという点にある。そのため、本研究ではあるべき社会像を示さずに、機会の平等化・不平等化というような控えめな判断の方が尤もらしいとした。

第 5 章の「『構造』移動の再検討」では、構造移動が安田にとり、あるべき社会像としての機会の平等の思想に達するために、なくてはならないものであったことを示した。それに対し、モデルにおいては構造移動はほぼ形骸化しており、あまり意味のある概念ではなくなっていることを指摘した。また、開放性係数で見られるような「構造」を世代間移

動のなかに押し込めてしまうやり方ではなく、世代間移動の外に「構造」を仮定した方が理論面において生産的であるかもしれないことを示した。

本研究では整理のすべてを終えているわけではないが、機会の平等や「構造」は、今後の同分野における統計学的な方法の発展を待って、じっくりと検討されるほうがよいように思われる。

9.1.2　モデルにおける統計学的問題の指摘

これまでの同分野のモデルはブラックボックスと言われることもあり、必ずしも分かりやすいものではなかった。また、モデルも複雑になり続ける傾向があった。そのため、第 6 章の「EDA の活用」において、時系列の移動表を可視化して確認した。結果として、移動表には何らかのパターンが含まれており、それが困難の原因であるかもしれないことが推測できた。そこで、これらのパターンが空間統計学における空間的自己相関や時空間的自己相関である、と仮定してその有無を確認する統計的検定を移動表に対して実施した。その結果、それらが移動表から検出された。

そして、第 8 章の「試論」において、対数線形モデルが時空間的自己相関に十分に対応しているかどうかをラグランジュ乗数検定を実施して検討した。とくに OD の連関の一定を主張をする場合には、誤差間相関があらゆる時点でまんべんなく検出された。そのことから、これまでの同分野のモデルによるアプローチは誤差間相関を軽視していた、という結論に達した。また、対数線形モデルは面域における線形の変化には対処可能だが、面域における非線形の変化には対処が困難であるかもしれないことを指摘した。そして、移動表に含まれる空間的自己相関への対処のため、空間自己回帰モデルを移動表に適用した。その結果、ときおり主張されることがあった世代間移動の一定は起こりえないことが示された。

9.1.3　社会学的な意義

従来の研究では日本社会を分析した際に、開放性係数を用いれば機会の平等化を、対数線形モデルを用いれば機会の不平等を、というように方法と結論が結びつく傾向があった。本研究では、対数線形モデルと同じく統計的モデルである空間自己回帰モデルを用いて、科学的な認識を重視した分析を行った。そうであるにもかかわらず、男性と女性において機会の平等化を結論とした（第 8 章）。また、印象論的な解釈として、男性では機会の不平等が 1940 年代において農業同職中心であったが、1980 年代には小規模ブルーカラー同職中心になったことを示した（第 6 章）。女性では、ホワイトカラーへの移動の可能性が高まっているため、ここでも機会の平等化を結論としても良いように思われる。

9.2　今後の課題

今後の課題として最も重要なことは、統計学的な方法の改善である。つまり、複数個含まれる時空間的自己相関に十分に対応した統計的モデルを構築する必要がある。そのようにできれば、個々の空間的自己相関の変化を捉えることが可能となり、より詳細に世代間移動の変化を議論できる。空間統計学の近年の発展は目覚ましいと言われているため、他分野との連携を模索すれば乗り越えられる問題であると思われる。方法における問題をクリアしてからであるが、以下の課題が挙げられよう。

第 1 に、機会の平等化・不平等化を如何に定義するかである。たとえば、自営同職、農業同職の機会の平等における意味内容は時代により変わりうる。過去においては農業同職は小作人の同職を喚起しやすかったためか機会の不平等と結びつく傾向があった。しかし、現在の農業同職は後継者不足に悩む農家にとって貴重な存在であるかもしれない。時代による意味内容の変化は自営同職においても言えるかもしれない。要するに、機会の平等化が以前よりも進んだため、機会の平等化・不平等化を論じる際、その精度をこれまで以上に高めていく必要がある。

第 2 に、社会構造をどのように扱うかである。社会構造はもしかするとぼやけたものであるかもしれない。そのため、同分野においてどのような構造を議論するのか、また議論の対象外とするのか、それらのことを明瞭にする必要があるように思われる。おそらく、この議論は、近年、議論の必要性が指摘されている国家と社会移動、もしくは制度と移動レジームの議論と近しいように思われる（DiPrete 2002; 佐藤 2008）。

第 3 に、素朴な移動表の解釈である。実のところ EDA で可視化された移動表の解釈は必ずしも容易でない。このような難しさは見過ごされがちであるかもしれないが、空間データにおける EDA でその原因が指摘されている。Andrienko & Andrienko （2006）によると、その理由は我々の用いる言語そのものが線形であるため、非線形である対象の表現が難しいのである（Andrienko & Andrienko 2006）。もしそうであるならば、非線形の対象を把握しやすくするために何らかの工夫が必要であるかもしれない。

［付記］

■SSM1985、SSM1995、SSM2005 のデータに関して

SSM1985、SSM1995、SSM2005 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。

■加筆・改訂について

第 4 章は、平尾一朗，2010,「世代間移動研究における機会の平等の再検討——アダム・スウィフトの完全移動批判を参考に」『年報人間科学』31: 119-32．を加筆・改訂したものである。

第 6 章は、平尾一朗，2011,「世代間移動研究における EDA の活用——理論と方法のさらなる融合を目指して」佐藤嘉倫編『現代日本の階層状況の解明——ミクロ-マクロ連結からのアプローチ　第 1 分冊　社会階層・社会移動』平成 20-22 年度科学研究費補助金・基盤研究 (A)，343-56．を加筆・改訂したものである。

［付録］

付録 A　1940 年代から 1990 年代までの男女の世代間移動表

表 1　1940 年代から 1990 年代までの女性の移動表

			本人初職							
1930-49 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	20	14	19	15	11	22	8	109
	2	専門	5	13	10	5	1	3	2	39
	3	大 NM	2	3	3	7	1	3	0	19
父主職	4	小 NM	0	0	1	3	0	2	0	6
	5	大 M	1	0	3	3	1	3	1	12
	6	小 M	6	2	4	3	3	8	4	30
	7	農業	21	15	13	22	16	50	75	212
		合計	55	47	53	58	33	91	90	427
1950-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	58	9	28	62	6	75	9	247
	2	専門	12	18	33	31	7	12	4	117
	3	大 NM	3	5	13	21	3	13	4	62
父主職	4	小 NM	3	1	6	12	2	11	3	38
	5	大 M	2	2	7	7	3	8	1	30
	6	小 M	9	5	6	30	3	43	8	104
	7	農業	26	20	20	77	11	134	140	428
		合計	113	60	113	240	35	296	169	1026
1960-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	55	33	66	143	19	82	2	400
	2	専門	13	35	59	70	6	17	1	201
	3	大 NM	3	8	33	36	3	13	1	97
父主職	4	小 NM	4	8	16	45	0	15	1	89
	5	大 M	3	7	15	36	4	17	0	82
	6	小 M	15	15	22	86	12	73	3	226
	7	農業	15	26	45	161	29	163	49	488
		合計	108	132	256	577	73	380	57	1583
1970-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計

	1	自営	19	43	63	109	15	40	2	291
	2	専門	13	48	55	68	6	9	0	199
	3	大 NM	1	25	29	51	3	9	0	118
父主職	4	小 NM	6	20	18	40	4	7	0	95
	5	大 M	0	14	27	27	5	9	0	82
	6	小 M	4	36	45	111	17	63	0	276
	7	農業	5	80	60	150	21	90	13	419
		合計	48	266	297	556	71	227	15	1480
1980-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	7	58	34	92	8	16	0	215
	2	専門	4	53	44	57	3	9	0	170
	3	大 NM	0	22	27	29	1	5	0	84
父主職	4	小 NM	4	14	14	44	2	11	0	89
	5	大 M	0	12	13	26	3	4	0	58
	6	小 M	4	38	39	120	10	33	0	244
	7	農業	0	23	11	55	5	27	1	122
		合計	19	220	182	423	32	105	1	982
1990-2005 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	4	27	24	73	2	28	0	158
	2	専門	0	42	37	57	2	12	0	150
	3	大 NM	0	10	13	29	2	6	0	60
父主職	4	小 NM	4	13	10	45	2	10	0	84
	5	大 M	0	6	8	9	1	12	0	36
	6	小 M	1	40	25	92	7	40	0	205
	7	農業	2	10	8	23	0	9	1	53
		合計	11	148	125	328	16	117	1	746

表 2　1940 年代から 1990 年代までの男性の移動表

			本人初職							
1930-49 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	44	21	18	17	24	41	7	172
	2	専門	4	25	21	8	11	4	3	76
	3	大 NM	1	4	6	1	2	4	2	20
父主職	4	小 NM	1	1	2	2	2	2	0	10
	5	大 M	0	0	2	1	13	8	1	25
	6	小 M	3	2	5	5	10	19	4	48
	7	農業	9	19	32	16	41	64	137	318
		合計	62	72	86	50	103	142	154	669
1950-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	90	27	39	39	23	83	8	309

父主職

	2	専門	6	29	35	26	10	12	1	119
	3	大 NM	4	12	18	11	7	16	5	73
	4	小 NM	7	5	11	10	3	17	4	57
	5	大 M	2	3	10	9	11	21	1	57
	6	小 M	13	2	10	13	15	56	7	116
	7	農業	19	21	40	50	48	160	187	525
		合計	141	99	163	158	117	365	213	1256
1960-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	78	45	39	78	34	152	5	431
	2	専門	11	40	41	60	15	27	0	194
	3	大 NM	0	14	33	32	22	28	0	129
父主職	4	小 NM	7	3	19	27	10	29	1	96
	5	大 M	1	7	14	21	19	24	0	86
	6	小 M	13	15	24	38	27	110	5	232
	7	農業	17	29	57	69	52	228	111	563
		合計	127	153	227	325	179	598	122	1731
1970-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	63	43	42	62	38	87	2	337
	2	専門	11	60	49	55	8	32	2	217
	3	大 NM	3	14	29	20	12	10	2	90
父主職	4	小 NM	4	11	17	29	6	21	0	88
	5	大 M	2	13	19	18	13	29	0	94
	6	小 M	7	21	30	42	30	108	5	243
	7	農業	11	34	50	53	50	151	58	407
		合計	101	196	236	279	157	438	69	1476
1980-9 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	28	28	29	29	9	55	0	178
	2	専門	1	48	38	39	9	26	1	162
	3	大 NM	1	13	20	16	2	14	0	66
父主職	4	小 NM	2	12	13	24	4	17	0	72
	5	大 M	1	9	4	11	8	13	1	47
	6	小 M	3	30	32	43	17	101	0	226
	7	農業	0	20	16	25	13	54	18	146
		合計	36	160	152	187	62	280	20	897
1990-2005 年			1	2	3	4	5	6	7	合計
	1	自営	16	10	5	20	5	42	2	100
	2	専門	2	33	17	33	7	22	0	114
	3	大 NM	0	5	7	17	3	16	0	48
父主職	4	小 NM	2	10	11	24	4	24	0	75
	5	大 M	0	2	8	2	2	10	1	25
	6	小 M	3	12	15	39	26	81	2	178

7	農業	0	1	4	8	5	11	3	32
	合計	23	73	67	143	52	206	8	572

付録 B　移動表の可視化の例（R によるプログラム）

```
## (20111203 updated)
## ---------------------------------------------------------
##           interpolation of mobility tables
## ---------------------------------------------------------
## required 'fields' package
library(fields)
## interp.mob function
interp.mob <- function(mob.tab, grid.length = 100, adjust.colors = 0.5,
                       color = "tim.colors", o.scale = "", d.scale = "",
                       o.lab = "", d.lab = "", main.lab ="",
                       display.fre = FALSE, ...){
  ## invert the table against diagonal, calculate total percents
  n.row <- nrow(mob.tab); n.col <- ncol(mob.tab); mob.N <- sum(mob.tab)
  mirror.tab <- matrix(0, n.col, n.row)
  mob.per <- matrix(0, (n.col+2), (n.row+2))
  for(i in 1:n.row){for(j in 1:n.col){mirror.tab[j,i] <- mob.tab[i,j]}}
  mob.per[2:(n.col+1), 2:(n.row+1)] <- mirror.tab/mob.N
  ## coloring
  spl <- spline(c(0, 0.5, 1), c(0, adjust.colors, 1))
  if(color == "tim.colors"){
    col.seeds <- tim.colors(length(spl$y))}else{
      if(color == "gray.colors"){
        col.seeds <- gray.colors(length(spl$y),
                                 start = 0.1, end = 1, gamma = 1.0)}}
  coltab <- designer.colors(500, col.seeds, spl$y)
  ## form a grid
  loc <- make.surface.grid(list(seq(1, (n.col+2), length = grid.length),
                                seq(1, (n.row+2), length = grid.length)))
  ## interpolation and plot
  interp.tab <- interp.surface(list(x = 1:(n.col+2),
                                    y = 1:(n.row+2), z = mob.per), loc)
  image(as.surface(loc, interp.tab),
        xlim = c(0.8, (n.col+2.2)), ylim = c((n.row+2.2), 0.8),
        axes = FALSE, col = coltab, ...)
  ## display labels
  if(length(o.scale) != 1){axis(2, at = seq(2, (n.row+1)), lab = o.scale)}
  if(length(d.scale) != 1){axis(3, at = seq(2, (n.col+1)), lab = d.scale)}
  mtext(o.lab, side = 2, line = 2); mtext(d.lab, side = 3, line = 2)
  if(main.lab != ""){
    mtext(paste(main.lab, "( N = ", mob.N, ")"), side = 1, line = 2)}
  ## display frequencies
  if(display.fre == TRUE){
    for(i in 1:n.col){
      for(j in 1:n.row){
        text(i+1, j+1, paste(mirror.tab[i,j]), col = "white", cex = 2)}}}}
## ---------------------------------
## example
## --------------------------------
mob.tab <- matrix(c(
                    20, 14, 19, 15, 11, 22, 8,      5, 13, 10, 5, 1, 3, 2,
```

```
                    2, 3, 3, 7, 1, 3, 0,            0, 0, 1, 3, 0, 2, 0,
                    1, 0, 3, 3, 1, 3, 1,            6, 2, 4, 3, 3, 8, 4,
                    21, 15, 13, 22, 16, 50, 75),
                  nrow = 7, ncol = 7, byrow = TRUE)
interp.mob(mob.tab, grid.length = 200, adjust.colors = 0.3,
           zlim = c(0, 0.2), color = "tim.colors",
           o.scale = c("自営","専門","大W","小W","大B","小B","農業"),
           d.scale = c("自営","専門","大W","小W","大B","小B","農業"),
           o.lab = "父主職", d.lab = "本人初職",
           main.lab = "1940年女性", display.fre = TRUE)
```

付録 C　Griffith's STI 測度（R によるプログラム）

```
## (20110722 updated)
## ---------------------------------------------------------
##              Griffith's STI (Griffith 1981)
## ---------------------------------------------------------
## required 'sp' package and 'spdep' package
library(sp)
library(spdep)

griffith <- function (dta, listw) {
  require(spdep)
  ## nb2listw ->  spatial weight matrix
  weight.matrix <- function (W) {
    if (sum(class(W) == "listw") < 1){
      message("Please weight your object using 'nb2listw()' of 'spdep' package.")
    }else {
      NB <- W$neighbours; NBW <- W$weights; xlist <- list()
      for (i in 1:length(NB)) {xlist[[i]] <- NB[[i]]}
      n <- length(xlist)
      mat <- matrix(0, n, n)
      for (i in 1:n) {
        m <- length(xlist[[i]])
        for (j in 1:m) {mat[i, xlist[[i]][j]] <- NBW[[i]][j]}}
      return(mat)}}

  N <- length(dta[, , 1])
  T <- attributes(dta)$dim[3]
  W <- unlist(lapply(listw, weight.matrix))
  attributes(W)$dim <- c(N, N, T)
  X <- as.numeric(dta)
  attributes(X)$dim <- c(N, 1, T)
  zero <- rep(0, N * N * T)
  attributes(zero)$dim <- c(N, N, T)
  Xmean <- sum(X) / (N*T)
  Z <- X - Xmean

  tmp <- zero
  for (t in 2:T) {
    for (i in 1:N) {
      for (j in 1:N) {
        tmp[i, j, t-1] <- W[i, j, t-1] * Z[i,,t] * Z[j,,t-1]
      }}}
  WZZ <- sum(tmp)
  WZ2 <- sum(W[,,-1]) * sum(Z^2)
  STI <- (N * T - N) * WZZ / WZ2
  ESTI <- -(T-1) / (T * (N * T -1))

  S0 <- sum(W[,,-1])
  S1 <- sum(W[,,-1]^2)
  S2 <- sum(rowSums(W[,,-1])^2)
```

```
  ESTI2 <- ((T-1)^2 * 2*N^2*T^2*S1 - 4*N*T*S2 + 3*S0^2) /
    (T^2 * (N*T - 1) * (N*T + 1) * S0^2)
  VSTI <- ESTI2 - ESTI^2
  z <- (STI - ESTI) / sqrt(VSTI)
  p <- pnorm(z, lower.tail=FALSE)

  ## output
  index <- c(STI=STI, ESTI=ESTI, VSTI=VSTI,z=z, p=p)
  others <- c(ESTI2=ESTI2, S0=S0, S1=S1, S2=S2)
  names(index) <- c("STI", "Expectation", "Variance",
                    "standard deviate", "p-value")
  res <- cbind(c(index, others))
  colnames(res) <- "Griffith's STI statistic"
  return(res)}

## ---------------------------------
## example
## ---------------------------------
## shape data ---------
xlist <- list(c(0,1,1,0,0), c(1,2,2,1,1), c(0,1,1,0,0), c(1,2,2,1,1))
ylist <- list(c(0,0,1,1,0), c(0,0,1,1,0), c(1,1,2,2,1), c(1,1,2,2,1))
plist <- list()
for (i in 1:4) {
  plist[[i]] <- Polygons(list(Polygon(cbind(xlist[[i]],
                                            ylist[[i]]))), ID = i)}
shp <- SpatialPolygons(plist)

## spatial weight -----
W <- nb2listw(dnearneigh(coordinates(shp), d1=0, d2=1), style = "B")

## attribute data -----
old <- c(5,2,2,2)
new <- c(2,2,5,2)
X <- c(old, new)
attributes(X)$dim <- c(2,2,2)

## griffith's STI -----
griffith(X, list(W, W))
```

［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.

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.

————, 1996, *An Introduction to Categorical Data Analysis,* New York: John Wiley and Sons, Inc.（= 2003, 渡邉裕之・管波秀規・吉田光宏・角野修司・寒水孝司・松永信人訳『カテゴリカルデータ解析入門』サイエンティスト社.）

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.

Arbia, G., 2006, *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence,* Berlin: Springer-Verlag.

Arnheim, R., 1969, *Visual Thinking,* California: University of California Press.（= 1974, 関計夫訳『視覚的思考——創造心理学の世界』美術出版社.）

Beller, E., 2009, “Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-first Century: Why Mothers Matter,” *American Sociological Review,* 74(4): 507–28.

Billewicz, W. Z., 1955, “Some Remarks on the Measurement of Social Mobility,” *Population Studies,* 9(1): 96–100.

Bivand, R., 2011, *Spatial Dependence: Weighting Schemes, Statistics and Models,* CRAN.（http://cran.r-project.org/web/packages/spdep/spdep.pdf, 2011.8.20）.

Blau, P. M., O. D. Duncan, & A. Tyree, 1967, *The American Occupational Structure,* New York: Wiley.

Bohrnstedt, G. W. & D. Knoke, 1988, *Statistics for Social Data Analysis: Second Edition,* Itasca: F. E. Peacock Publisher.（= 1990，海野道郎・中村隆監訳『社会統計学』ハーベスト社.）.

Boudon, R., 1973, *L' Inégalité des Chances: La mobilité sociale dans les sociétés industrielles,* Paris: Librairie Armand Colin.（= 1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等――産業社会における教育と社会移動』新曜社.）

Breen, R., 2004, *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press.

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. & B. C. Hayes, 1996, "Religious Mobility in the UK," *Journal of the Royal Statistical Society,* 159(3): 493–504.

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.

Breen, R. & R. Luijkx, 2004, "Conclusions," R. Breen ed., *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press, 383–410.

Broom, L. & F. L. Jones, 1969, "Career Mobility in Three Societies: Australia, Italy, and the United States," *American Sociological Review,* 34(5): 650–8.

Carlsson, G., 1958, *Social Mobility and Class Structure,* Lund: CWK Gleerup.

Chou, Y. H., 1991, "Map Resolution and Spatial Autocorrelation," 23(3): 228–46.

張長平，2009,『地理情報システムを用いた空間データ分析［増補版］』古今書院.

――――，2010a,『都市の空間データ分析』古今書院.

――――，2010b,「統計的推計による空間パターン分析――千葉県市川市を事例として」『国際地域学研究』13: 77–90.

Christensen, R., 1997, *Log-Linear Models and Logistic Regression: Second Edition,* New York: Springer.

Cliff, A. D. & J. K. Ord, 1973, *Spatial Autocorrelation,* London: Pion Limited.

――――, 1981a, "Spatial and Temporal Analysis: Autocorrelation in Space Time," N. Wrigley & R. J. Bennett eds., *Quantitative Geography: A British View,* London: Rountledge and Kegan Paul, 104–10.

――――, 1981b, *Spatial Processes: Models and Applications,* London: Pion.

Comte, A., 1830-42, *Cours de philosophie positive,* Paris .（= 1970, 清水幾太郎訳『コント　スペンサー　世界の名著 36』中央公論社.）

Cressie, N., 1993, *Statistics for Spatial Data: Revised Edition,* New York: John Wiley & Sons, Inc.

Cressie, N. & C. K. Wikle, 2011, *Statistics for Spatio-Temporal Data,* Hobokan: John Wiley & Sons, Inc.

Csillag, F. & B. Boots, 2005, "A Framework for Statistical Inferential Decisions in Spatial Pattern Analysis," *The Canadian Geographer,* 46: 172–9.

DiPrete, T. A., 2002, "Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: a Comparison of Sweden, Germany, and the United States.," *American Journal of Sociol-*

ogy, 108(2): 267–309.

Duncan, O. D., 1968, “Social Stratification and Mobility: Problems in the Measurement of Trend,” E. B. Sheldon & W. E. Moore eds., *Indicators of Social Change: Concepts & Measurements,* New York: Russell Sage Foundation, 675–719.

Edgell, S., 1993, *Class,* London: Routledge.（= 2002, 橋本健二訳『階級とは何か』青木書店.）

Erikson, R. & J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: a Study of Class Mobility in Industrial Societies,* Oxford: Clarendon Press.

Erikson, R., J. H. Goldthorpe, & L. Portocarero, 1979, “Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden,” *British Journal of Sociology,* 30(4): 415–41.

————, 1982, “Social Fluidity in Industrial Nations: England, France and Sweden,” *The British Journal of Sociology,* 33(1): 1–34.

Erikson, R. & J. O. Jonsson, 1998, “Qualifications and the Allocation Process of Young Men and Women in the Swedish Labour Market,” Y. Shavit, W. Müller, & C. Tame eds., *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations,* Oxford University Press, 369–406.

Featherman, D. L. & R. M. Hauser, 1976, “Changes in the Socioeconomic Stratification of the Races, 1962-73,” *The American Journal of Sociology,* 82(3): 621–51.

————, 1978, *Opportunity and Change,* New York: Academic 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.

Forster, M. & E. Sober, 1994, “How to Tell when Simpler, More Unified, or Less Ad Hoc Theories will Provide More Accurate Predictions,” *The British Journal for the Philosophy of Science,* 45(1): 1–35.

Fortin, M.-J. & M. R. T. Dale, 2005, *Spatial Analysis: a Guide for Ecologists,* Cambridge: Cambridge University Press.

Fotheringham, A. S., C. Brunsdon, & M. Charlton, 2002, *Geographically Weighted Regression: the Analysis of Spatially Varying Relationships,* Chichester: John Wiley & Sons Ltd.

深澤圭太・石濱史子・小熊宏之・武田知己・田中信行・竹中明夫，2009，「条件付自己回帰モデルによる空間自己相関を考慮した生物の分布データ解析」『日本生態学会誌』59(2): 171–86.

Furrer, R., D. Nychka, & S. Sain, 2009, *Tools for Spatial Data,* CRAN.（http://cran.r-project.org/web/packages/fields/fields.pdf, 2010.10.1）.

古谷知之，2011，『R による空間データの統計分析』朝倉書店.

Gaetan, C. & X. Guyon, 2010, *Spatial Statistics and Modeling,* New York: Springer.

Ganzeboom, H. B. G. & R. Luijkx, 2004, “Recent Trends in Intergenerational Occupational Class Reproduction in the Netherlands 1970-99,” R. Breen ed., *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press, 345–82.

Ganzeboom, H. B. G., R. Luijkx, & D. J. Treiman, 1989, “Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective,” *Research in Social Stratification and Mobility,* 8: 3–84.

Gerber, T. P. & M. Hout, 2004, “Tightening up: Declining Class Mobility during Russia’s Market Transition,” *American Sociological Review,* 69(5): 677–703.

Gershuny, J., 2002a, “Beating the Odds (1): Inter-Generational Social Mobility from a Human Capital Perspective,” *ISER Working Papers,* (17).（http://www.iser.essex.ac.uk/files/iser_working_papers/2002-17.pdf, 2010.7.1）.

————, 2002b, “Beating the Odds (2): a New Index of Intergenerational Mobility,” *ISER Working Papers,* (18).（http://www.iser.essex.ac.uk/files/iser_working_papers/2002-18.pdf, 2010.7.1）.

Giddens, A., 2006, *Sociology: Fifth Edition,* Cambridge: Polity Press.（= 2009, 松尾精文・西岡八郎・藤井達也・小幡正敏・立松隆介・内田健訳『社会学（第 5 版）』而立書房.）

Glass, D. V. ed., 1954, *Social Mobility in Britain,* London: Routledge.

Glass, D. V. & J. R. Hall, 1954, “Social Mobility in Great Britain: a Study of Inter-Generation Changes in Status,” D. V. Glass ed., *Social Mobility in Britain,* London: Routledge, 177–217.

Goldthorpe, J. H., 1996, “Problems of "Meritocracy",” R. Erikson & J. O. Jonsson eds., *Can Education Be Equalized?: the Swedish Case in Comparative Perspective,* Westview Press, 255–87.

————, 2007a, *On Sociology, Second Edition: Volume One: Critique and Program,* California: Stanford University Press.

————, 2007b, *On Sociology, Second Edition: Volume Two: Illustration and Retrospect,* California: Stanford University Press.

Goldthorpe, J. H., C. Llewellyn, & C. Payne,［1980］1987, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain,* Oxford: Clarendon Press.

Good, I. J., 1983, “The Philosophy of Exploratory Data Analysis,” *Philosophy of Science,* 50(2): 283–95.

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.

————, 1969a, “How to Ransack Social Mobility Tables and other Kinds of Cross-Classification Tables,” *The American Journal of Sociology,* 75(1): 1–40.

————, 1969b, “On the Measurement of Social Mobility an Index of Status Persistence,” *American Sociological Review,* 34(6): 831–50.

————, 1970, “The Multivariate Analysis of Qualitative Data: Interactions among Multi-

ple Classifications," *Journal of the American Statistical Association,* 65(329): 226–56.

————, 1971, "Partitioning of Chi-Square, Analysis of Marginal Contingency Tables, and Estimation of Expected Frequencies in Multidimensional Contingency Tables," *Journal of the American Statistical Association,* 66(334): 339–44.

————, 1972, "A General Model for the Analysis of Surveys," *The American Journal of Sociology,* 77(6): 1035–86.

Griffith, D. W., 1981, "Interdependence of Space and Time: Numerical and Interpretative Considerations," D. Griffith & R. MacKinnon eds., *Dynamic Spatial Models,* Alphen a/d Riin: Siithoff and Noordhoff, 258–87.

Griffith, D., 1998, "Provincial-Level Spatial Statistical Modelling of the Change in Per Capita Disposable Family Income in Spain, 1975-1983," *Cybergeo: European Journal of Geography* .（http://cybergeo.revues.org/385, 2012.1.16）.

Griffith, D. A., 1982, "Dynamic Characteristics of Spatial Economic Systems," *Economic Geography,* 58(2): 177–96.

Grusky, D. B. & R. M. Hauser, 1984, "Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries," *American Sociological Review,* 49(1): 19–38.

Haining, R., 2003, *Spatial Data Analysis: Theory and Practice,* Cambridge: Cambridge University Press.

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.

橋本健二，2001，『階級社会 日本』青木書店.

————，2003，『階級・ジェンダー・再生産——現代資本主義社会の存続メカニズム』東信堂.

————，2006，『階級社会——現代日本の格差を問う』講談社.

————，2007，『新しい階級社会　新しい階級闘争——［格差］ですまされない現実』光文社.

Hauser, R. M., P. J. Dickinson, H. P. Travis, & J. N. Koffel, 1975, "Structural Changes in Occupational Mobility among Men in the United States," *American Sociological Review,* 40(5): 585–98.

Hazelrigg, L. E., 1974, "Partitioning Structural Effects and Endogenous Mobility Processes in the Measurement of Vertical Occupational Status Change," *Acta Sociologica,* 17(2): 115–39.

Henebry, G. M., 1995, "Spatial Model Error Analysis Using Autocorrelation Indices," *Ecological Modelling,* 82: 75–92.

Hout, M., 1988, "More Universalism, Less Structural Mobility: the American Occupational Structure in the 1980s," *American Journal of Sociology,* 93(6): 1358–400.

Hout, M. & J. A. Jackson, 1986, "Dimensions of Occupational Mobility in the Republic of Ireland," *European Sociological Review,* 2(2): 114–37.

Hurlbert, S., 1984, “Pseudoreplication and the Design of Ecological Field Experiments,” *Ecological Monographs,* 54(2): 187–211.

Ihaka, R. & R. Gentleman, 1996, “R: a Language for Data Analysis and Graphics,” *Journal of Computational and Graphical Statistics,* 5(3): 299–314.

Sen, A., 1992, *Inequality Reexamined,* Oxford: Oxford University Press.（= 1999, 池本幸生・野上裕生・佐藤仁訳『不平等の再検討』岩波書店.）

今田高俊，1989,『社会階層と政治』東京大学出版会.

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.

石田浩，2008,「世代間階層継承の趨勢——生存分析によるアプローチ」『理論と方法』23(2): 41–63.

Ishii-Kuntz, M., 1994, *Ordinal Log-Linear Models (Series: Quantitative Applications in the Social Sciences),* London: Sage Publications.

Jackson, E. F. & H. J. Crockett, 1964, “Occupational Mobility in the United States: a Point Estimate and Trend Comparison,” *American Sociological Review,* 29(1): 5–15.

Jonsson, J. O. & C. Mills, 1993, “Social Mobility in the 1970s and 1980s: a Study of Men and Women in England and Sweden,” *European Sociological Review,* 9(3): 229–48.

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.

鹿又伸夫・田辺俊介・竹ノ下弘久，2008,「SSM 職業分類と国際的階層指標—— EGP 階級分類・SIOPS・ISEI への変換」前田忠彦編『2005 年 SSM 調査シリーズ 12 社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』2005 年 SSM 調査研究会，69–94.

河野健二，1959,『フランス革命小史』岩波書店.

Kelley, J., 1990, “The Failure of a Paradigm: Log-Linear Models of Social Mobility,” J. Phil, C. Modgil, & S. Modgil eds., *John H. Goldthorpe: Consensus and Controversy,* London: The Falmer Press, 319–46.

Kenkel, N. C., M. L. Hendrie, & I. E. Bella, 1997, “A Long-Term Study of Pinus Banksiana Population Dynamics,” *Journal of Vegetation Science,* 8: 241–54.

Kerckhoff, A. C., R. T. Campbell, & I. Winfield-Laird, 1985, “Social Mobility in Great Britain and the United States,” *American Journal of Sociology,* 91(2): 281–308.

Knapp, P. A., 1998, “Spatio-Temporal Patterns of Large Grassland Fires in the Intermountain West, U.S.A.,” *Global Ecology and Biogeography Letters,* 7: 259–72.

小林敏雄編，2003,『数値流体力学ハンドブック』丸善.

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.

————, 2001,「オッズ比の変化をどう読むか」『理論と方法』16(2): 245–52.

Kuhn, T. S., 1962, *The Structure of Scientific Revolutions,* Chicago: The University of Chicago Press.（= 1971, 中山茂訳『科学革命の構造』みすず書房.）

Coleman, J. S., 1990, *Foundations of Social Theory,* Cambridge: Harvard University Press.（= 2004, 久慈利武訳『社会理論の基礎（上）』青木書店.）

Layte, R. & C. T. Whelan, 2004, "Class Transformation and Trends in Social Fluidity in the Republic of Ireland 1973-94," R. Breen ed., *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press, 175–94.

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.

Lipset, S. M. & R. Bendix, 1959, *Social Mobility in Industrial Society,* California: University of California Press.（= 1969, 鈴木広訳『産業社会の構造——社会的移動の比較分析』サイマル出版会.）

Loth, L., M. Gilbert, M. G. Osmani, A. M. Kalam, & X. Xiao, 2010, "Risk Factors and Clusters of Highly Pathogenic Avian Influenza H5N1 Outbreaks in Bangladesh," *Preventive Veterinary Medicine,* 96(1-2): 104–13.

Mair, P., 2006, *Interpreting Standard and Nonstandard Log-Linear Models,* Münster: Waxmann.

真鍋一史, 2010,「質問紙調査のデータ解析における問題点とその解決策——Multimethod Data Analysis と Exploratory Data Analysis」『第 61 回 関西社会学会』.

Marshall, G., 1997, *Repositioning Class: Social Inequality in Industrial Societies,* London: Sage Publications.

Marshall, G., D. Rose, H. Newby, & C. Vogler, 1988, *Social Class in Modern Britain,* London: Hutchinson.

Marshall, G. & A. Swift, 1993, "Social Class and Social Justice," *British Journal of Sociology,* 44(2): 187–211.

Marshall, G., A. Swift, & S. Roberts, 1997, *Against the Odds?: Social Class and Social Justice in Industrial Societies,* Oxford: Clarendon Press.

Maynard Smith, J., 1982, *Evolution and the Theory of Games,* Cambridge University Press.

Maynard Smith, J. & G. R. Price, 1973, "The Logic of Animal Conflict," *Nature,* 246: 15–8.

McRoberts, H. A. & K. Selbee, 1981, "Trends in Occupational Mobility in Canada and the

United States: a Comparison," *American Sociological Review,* 46(4): 406–21.

「みんなの地球地図プロジェクト」ホームページ管理委員会，2011,『みんなの地球地図プロジェクト』.（http://www.globalmap.org/download/kanni01.html, 2011.7.20）.

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』大阪商業大学比較地域研究所，47–58.

————，2008,「キャリア軌跡からみる世代間移動機会の不平等とその趨勢」『理論と方法』23(2): 23–40.

————，2011,「世代間移動における出身階層測定の再検討——対数乗法連関モデルによる 2005SSM 調査データの分析」『社会学評論』62(3): 266–83.

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』: 73–94.

Moran, P. A. P., 1950, "Notes on Continuous Stochastic Phenomena," *Biometrika,* 37(1/2): 17–23.

Mukherjee, R. & J. R. Hall, 1954, "Appendix One: a Note on the Analysis of Data on Social Mobility," D. V. Glass ed., *Social Mobility in Britain,* London: Routledge, 218–41.

Müller, W. & R. Pollack, 2004, "Social Mobility in West Germany: the Long Arms of History Discovered?," R. Breen ed., *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press, 77–114.

長松奈美江，2007,『階級構造の公正性』大阪大学大学院人間科学研究科博士論文.

中野正大・宝月誠編，2003,『シカゴ学派の社会学』世界思想社.

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.

Naoi, A. & K. Slomczynski, 1986, "The Yasuda Index of Social Mobility: a Proposal for its Modification,"『理論と方法』1(1): 87–99.

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.

Nestel, D. & M. Klein, 1995, "Geostatistical Analysis of Leafhopper (Homoptera: Cicadellidae) Colonization and Spread in Deciduous Orchards," *Environmental Entomology,* 24(5): 1032–9.

Neteler, M. & H. Mitasova, 2008, *Open Source GIS: a GRASS GIS Approach,* New York: Springer.（= 2009, 植村哲士訳『オープンソース GIS グラスアプローチ（第 3 版）』開発社.）

Noble, T., 2000, "The Mobility Transition: Social Mobility Trends in the First Half of the Twenty-First Century," *Sociology,* 34(1): 35–51.

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.

大浦宏邦，2008,『社会科学者のための進化ゲーム理論』勁草書房.

Park, H., 2004, "Intergenerational Social Mobility among Korean Men in Comparative Perspective," *Research in Social Stratification and Mobility,* 20: 227–53.

Parkin, F., 1971, *Class Inequality and Political Order,* London: McGibbon & Kee.

Parrott, L., R. Proulx, & X. Thibert-Plante, 2008, “Three-Dimensional Metrics for the Analysis of Spatiotemporal Data in Ecology,” *Ecological Informatics,* 3(6): 343–53.

Pebesma, E. & R. Bivand, 2011, *Classes and Methods for Spatial Data,* CRAN.（http://cran.r-project.org/web/packages/sp/sp.pdf, 2011.8.20）.

Pisati, M. & A. Schizzerotto, 2004, “The Italian Mobility Regime: 1985-97,” R. Breen ed., *Social Mobility in Europe,* Oxford University Press, 149–74.

Rogoff, N., 1953, “Social Stratification in France and in the United States,” *The American Journal of Sociology,* 58(4): 347–57.

作田啓一，1972,『価値の社会学』岩波書店.

佐武一郎，1958,『線型代数学』裳華房.

佐藤俊樹，1994,「世代間移動における供給側要因：人口再生産と就業選好——世代間移動表は何を語っているのか」『理論と方法』9(2): 171–86.

————，2000,『不平等社会日本——さよなら総中流』中央公論新社.

Parsons, T., 1951, *The Social System,* Chicago: The Free Press.（= 1974, 佐藤勉訳『社会体系論』青木書店.）

佐藤嘉倫，2008,「分野別研究動向（階級・階層）——研究の展開とフロンティアの拡張」『社会学評論』59(2): 388–404.

Saunders, P., 1990, *Social Class and Stratification,* London: Routledge.

————, 1995, “Might Britain be a Meritocracy?,” *Sociology,* 29: 23–41.

————, 1996, *Unequal But Fair?: a Study of Class Barriers in Britain,* London: IEA Health and Welfare Unit.

————, 1997, “Social Mobility in Britian: an Empirical Evaluation of Two Competing Explanations,” *Sociology,* 31(2): 261–88.

Savage, M. & M. Egerton, 1997, “Social Mobility, Individual Ability and the Inheritance of Class Inequality,” *Sociology,* 31(4): 645–72.

盛山和夫，1988,「序文」『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書第 1 巻 社会階層の構造と過程』: 1–8.

————，1991,「社会移動研究における安田の開放性係数の意義」『理論と方法』6(1): 106–14.

Sherman, M., 2011, *Spatial Statistics and Spatio-Temporal Data: Covariance Functions and Directional Properties,* Chichester: John Wiley & Sons, Inc.

島田貴仁・鈴木護・原田豊，2002,「Moran’s I 統計量による犯罪分布パターンの分析」『GIS——理論と応用』10(1): 49–57.

Shneiderman, B., 1996, “The Eyes Have it: a Task by Data Type Taxonomy for Information Visualizations,” *Proceedings 1996 IEEE Symposium on Visual Languages,* IEEE Computer Society, 336–43.

渋谷望，2003,『魂の労働——ネオリベラリズムの権力論』青土社.

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.

————, 1984, “"Frameworks" and Frameworks: Reply to Slomczynski and Krauze,” *American Sociological Review,* 49(6): 852–3.

Sobel, M. E., M. P. Becker, & S. M. Minick, 1998, “Origins, Destinations, and Association in Occupational Mobility.,” *American Journal of Sociology,* 104(3): 687–721.

Sobel, M. E., M. Hout, & O. D. Duncan, 1985, “Exchange, Structure, and Symmetry in Occupational Mobility,” *American Journal of Sociology,* 91(2): 359–72.

Sorokin, P. A., ［1927］1964, *Social and Cultural Mobility,* New York: Free Press.

総務省統計局，2010,『平成 22 年国勢調査』.
（http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL02100104.do?tocd=00200521, 2011.7.20）.

Stephens, J. D., 1979, *The Transition from Capitalism to Socialism,* London: Macmillan Press.

Swift, A., 2000, “Class Analysis from a Normative Perspective,” *British Journal of Sociology,* 51(4): 663–79.

————, 2004, “Would Perfect Mobility be Perfect?,” *European Sociological Review,* 20(1): 1–11.

Szonyi, B., S. E. Wade, & H. O. Mohammed, 2010, “Temporal and Spatial Dynamics of Cryptosporidium Parvum Infection on Dairy Farms in the New York City Watershed: a Cluster Analysis Based on Crude and Bayesian Risk Estimates,” *International Journal of Health Geographics,* 9(31): 1–9.

竹ノ下弘久，2004,「世代内移動を通じた世代間移動における地位継承性——還流移動の生起条件に注目して」『ソシオロゴス』28: 216–32.

————，2005,「国境を越える移動に伴う階層移動——出身国の職業と現職に関する移動表分析」『ソシオロジ』50(2): 53–68.

谷村晋，2010,『地理空間データ分析（R で学ぶデータサイエンス 7)』共立出版.

太郎丸博，2002,「社会階層論とミクロ・マクロ・リンク——John H. Goldthorpe の社会移動論と合理的選択理論」『社会学評論』52(4): 504–21.

————，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.

Tobler, W. R., 1970, “A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region,” *Economic Geography,* 46: 234–40.

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.

Torche, F., 2005, “Unequal but Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective,” *American Sociological Review,* 70(3): 422–50.

Treiman, D. J., 1970, “Industrialization and Social Stratification,” *Sociological Inquiry,* 40(2): 207–34.

塚井誠人，2005，「空間統計モデルのフロンティア」『土木計画学研究・論文集』22(2): 1–13.

Tufte, E. R., 2001, *The Visual Display of Quantitative Information: Second Edition,* Cheshire, Connecticut: Graphics Press.

Tukey, J. W., 1977, *Exploratory Data Analysis,* Reading: Addison-Wesley Publishing Company.

Turner, H. & D. Firth, 2011, *Generalized Nonlinear Models,* CRAN.（http://cran.r-project.org/web/packages/gnm, 2011.6.27）.

Tyree, A., 1973, “Mobility Ratios and Association in Mobility Tables,” *Population Studies,* 27(3): 577–88.

Vermunt, J. K., 1997a, *LEM: a General Program for the Analysis of Categorical Data,* Tilburg University.（http://spitswww.uvt.nl/web/fsw/mto/lem/manual.pdf, 2008.5.1）.

————, 1997b, *Log-Linear Models for Event Histories,* California: Sage Publications.

Granovetter, M., 1974, *Getting a Job,* Chicago: University of Chicago Press.（= 1998, 渡邊深訳『転職——ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房.）

Williams, W. M. ed., 1974, *Occupational Choice,* London: George Allen and Unwin Ltd.（= 1980, 吉井弘訳『職業選択の理論』誠信書房.）

Wright, E. O., 1978, *Class, Crisis and the State,* London: New Left Books.（= 1986, 江川潤訳『階級・危機・国家』中央大学出版部.）

Xie, Y., 1992, “The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables,” *American Sociological Review,* 57(3): 380–95.

Rawls, J., 1971, *A Theory of Justice,* Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.（= 1979, 矢島鈞次・篠塚慎吾・渡部茂訳『正義論』紀伊國屋書店.）

Yamaguchi, K., 1987, “Models for Comparing Mobility Tables: toward Parsimony and Substance,” *American Sociological Review,* 52(4): 482–94.

Yasuda, S., 1964, “A Methodological Inquiry into Social Mobility,” *American Sociological Review,* 29(1): 16–23.

安田三郎，1971，『社会移動の研究』東京大学出版会.

安田三郎・原純輔，1982，『社会調査ハンドブック』有斐閣.

大阪大学大学院人間科学研究科
博士学位論文

世代間移動研究における方法の再検討

平尾　一朗

2011 年 12 月 21 日

印刷　株式会社オーエム
〒537-0025　大阪市東成区中道 4-5-14-101
TEL 0120-06-1917　FAX 06-6975-0809
e-mail: info@takuhaiprint.com
URL: http://www.takuhaiprint.com