慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	家族の変動と社会階層移動
Sub Title	Trend of family change and its effect on social mobility
Author	稲葉, 昭英(Inaba, Akihide)
Publisher	三田社会学会
Publication year	2012
Jtitle	三田社会学 (Mita journal of sociology). No.17 (2012. 7) ,p.28- 42
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	特集 : 21世紀日本社会の階層と格差
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AA11358103-20120700-0028

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

家族の変動と社会階層移動

Trend of family change and its effect on social mobility

稲葉　昭英

１．階層研究における家族

（１） 階層研究と「父」

社会学的な階級・階層研究の中心にあるのは、出身階層と到達階層の関連を検討する世代間移動研究である。周知のように階層は職業や企業規模を考慮した何らかの職業分類によって測定されることがこれまで一般的であったが、近年はとくに到達階層の測定法についてさまざまな議論がなされている。

議論の中心の一つは、階層の単位をめぐる問題である。伝統的なアプローチでは階層の単位は家族ないし世帯であったため、世帯の主たる稼得者を男性と仮定し、女性や子どもの所属階層は夫または父である男性の職業によって測定されていた。しかし、女性の労働市場への参加の増大によってこのアプローチに対する疑義が提出され、とくに女性の階層的地位の測定をめぐって個人を単位とする方法がさまざまに検討された（直井 1990; 盛山 1996; 赤川 2000）。

もう一つの議論の中心は、ライフコースのどの時点の職業を指標とするかという、階層の到達点をめぐる問題である。職業は世代（個人）内で加齢とともに変化するから、何歳の時点での職業をもって到達階層とするかによって結果に差異が生じる（佐藤 2000; 鹿又 2001）。

こうした議論についての評価は他に譲るとして、もう一方の階層である出身階層の測定に関する議論は少なかったように思われる。この理由は、出身階層は到達階層よりも古い時代に属するために、少なくとも家族の集団性が強く、また性別役割分業も強固である「伝統的アプローチ」が有効な時代であると想定されてきたからである。また、父職を測定する場合に父の一定の年齢に対応した職業を子から回答させることは測定論的に難しく、子どもにとってわかりやすい指標を用いざるを得ない。このため、日本の階層研究を担ってきた「社会階層と社会移動全国調査」（以下 SSM 調査と略）では、父の主な職業や、回答者が 15 歳時点の父の職業によって出身階層を測定する方法がとられてきた。

しかし、周知のように少なくとも高度成長期以前の家族は成員の寿命が短く、主たる稼得者と想定される男性の早期死亡も珍しくなかった。この結果として再婚も頻繁に行われた。戦前の平均寿命は男性は 50 歳に満たず、女性もそれよりはやや長い程度であり、出生から 65 歳までの生存率は 1947 年時点で男性 39.9%、女性 49.2%と著しく低かった（国立社会保障・人口問題研究所 2010）。

社会保障制度が確立していない社会では、人々は生活の保障を家族の形成に求めざるを得ず、

稲葉昭英「家族の変動と社会階層移動」
『三田社会学』第 17 号（2012 年 7 月）28-42 頁

結婚も再婚も生活保障の手段として選択される側面が大きかった。父が早くに死亡している場合も少なくなかったが、父が存在する場合でも子どもにとって「父」は継父である場合も多かったことになる。このことは、同じ「父」として測定されている出身階層も、時代によってその意味を大きく異にしている可能性を示している。

SSM 調査は戦後から現在までの 50 年以上の期間の階層移動のパターンを研究の対象に設定してきたが、社会階層研究は総じて家族の変化への関心に乏しく、戦後の家族の変化が社会移動に及ぼす影響を積極的に理論化しようとする志向は大きかったとはいえない。一方で、家族研究の領域では 1999 年に実施された第 1 回全国家族調査（NFRJ98）までは利用可能なデータが事実上存在しなかったから、計量的な手法を用いて階層と家族の関連を経験的に研究すること自体が困難であった。

しかし、階層研究にとって家族の変化を考慮した分析は不可欠であり、また家族研究にとって階層研究の知見のもたらす意味は大きい。本研究はこうした前提に立ち、家族研究の立場から社会移動の問題を考えてみたい。

（2）「父職」の測定

まずは SSM 調査における父職の測定法を確認しておこう。直近の 2005 年 SSM 調査では「あなたが 15 歳頃のお父さんのお仕事についてお聞きします」の教示のもと（SSM は訪問面接法で回答を調査員が調査票に記入する）、「経営者、役員」「常時雇用されている一般従業者」「臨時雇用・パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員、嘱託」「自営業主、自由業者」「家族従業者」「内職」「学生」「無職」のカテゴリーによって父の従業上の地位がコードされる。こののちに具体的な仕事内容などが自由回答で求められる。なお、15 歳時だけでなく、「お父さんのこれまでの主なお仕事についてお聞きします」という教示のもと、代表職についての測定も行われている。

どちらの場合も従業上の地位の回答カテゴリーとしてこのほかに「当時父はいなかった」「父はいなかった」という微妙な選択肢が用意されている。ここから明らかなように、父職には必ずしも同居は要件とされていない。暗黙のうちに想定されているのは父母の初婚が子ども 15 歳まで継続し、そのもとで子どもが同居しているパターンであるが、父母が離婚し父が別居していても、父と定期的に交流があれば父の従業上の地位や職業が回答されている可能性はあるし、そのこと自体は問題とされない。代表職の場合は 15 歳時点で父が死亡しているにもかかわらず、回答がなされていても問題にはならない。父職が回答されている場合でも、それが実の父なのか継父なのかはわからない。このように、測定されている「父」はかなり多義的で、「いた」かどうかの判断さえも回答者の主観に大きく依存することになる。

ただし、父職の測定は SSM の調査年によって変化しており、1995 年 SSM では代表職のみ、1985 年 SSM では 15 歳時職、代表職、（子どもの）就職時の職、の 3 種類が測定されている。このように、父職としてもっとも一貫して採用されているのは父の代表職（「主なお仕事」）で

ある。

父が別居していたり継父である場合、父職をどのように扱うのが正しいのだろうか。この問題は結局のところ「出身階層とは何か」という問題を考えることと等しい。盛山（1996）によれば、世代間移動における「移動」は何らかの同一性 identity の概念を前提としなければ成立せず、超個人的な家、ないし家族の共同性が大前提になるという。この考え方に従えば、実質的に回答者が育った家族の生活状態を反映する階層が出身階層なのであって、そうした出身階層をもっとも反映する父が指標として適切であるということになる。この点では父母の離婚や母の死亡というイベントが発生しても、父子が同居を継続し同一世帯での生活が成立していれば、出身階層の指標として父職を用いることに何らの問題もない。

（3）父職の測定の難しさ

それでは、回答者が 10 歳時点までは父は豊かな企業経営者であったが、その後事業に失敗して父母が離婚、回答者が 14 歳の時に母が工場に勤務する新たな父と再婚した、という場合はどのように考えればよいのだろうか？この場合の判断は難しい。回答者のライフスタイルや教育アスピレーションの原型は 10 歳以前の時期に形成されるかもしれない。しかし、中等教育、高等教育への進学機会を制約するような家庭の経済状態を把握する上では、14 歳以降の父職のほうが適切ということになるかもしれない。もし、研究者の関心が文化資本やパーソナリティ特性とライフコースとの関連にあるのであれば、10 歳までの時期の階層が重要な指標となるだろう。一方で、教育達成などに関しては 14 歳以降の時期が重要になるとも考えられる。このように、研究目的によって出身階層として選択される指標が異なることになる。

小学生のころに父母が離婚し、母の実家に戻って祖父母のもとで成長した、という場合はどうだろうか。父は別居中だが定期的に交流や養育費の提供があれば、父の職業が回答されている可能性はある。しかし、母の実家での生活に父の関与がほとんどなければ、父はいなかったと回答されるかもしれない。父との別居期間が長ければ、子にとって出身家庭の生活実態をもっとも反映する指標は父ではなく祖父の職業ということになるかもしれない。母が就労して家計を支えていたなら、母の職業を指標にすることも考えられる。

以上のような数例を考えただけでも、父職を回答者の判断にゆだねて出身階層とする方法にはさまざまな問題があるように見受けられる。父職を代表職で尋ねる方法をとった場合、その代表職がいつころの時点に対応するものなのかは確定しえない。子どもの教育達成後のことが回答される場合もあるだろうし、幼少期の場合もあるかもしれない。子どもの教育達成への効果を考えるなら、それ以降の職業が回答されていることは因果関係の時間的な順序に対応していないために望ましくはない。

こうした点で 15 歳時点の父職を問う方法は時点が特定化されており、教育達成への効果を検討する場合には時間的順序が正しいという利点をもつが [1)]、階層研究が想定している標準的な家族モデル（両親の初婚が子どもの学卒・離家まで継続する）以外の家族をどう扱うかという

問題が生じる。従来は父が「いなかった」ケースは欠損値として分析から除去され、回答がなされていれば、同別居にかかわりなく、実父か継父であるかを問わず、標準的な家族モデル（標準型）と同じように扱われてきた。では、こうした方法がもし「問題がない」とすれば、それはどのような場合なのだろうか？

２．伝統的な「父職」の測定法はどのような場合に問題ないのか？

（１） 母子世帯の経験率

まず考えられるのは、標準型外のパターンがマイナーである場合である。具体的には父母の離婚や父の死亡、母の再婚が子どもの成人前に発生する確率が低ければ、以上の問題は単に少数の測定誤差の問題に過ぎないことになる [2)]。まず、母子世帯経験率の変化から検討してみよう。

母子世帯は一般に母親と 20 歳未満の未婚の子からなる世帯であり、母親と子のみで構成される場合には独立母子世帯、母の実家などに同居している場合には同居母子世帯とよばれる。国勢調査では 2010 年調査より同居母子世帯のカテゴリーが用意され、集計もされるようになったが、それ以前は独立母子世帯の統計しか存在しない。母子世帯比率は子どもの年齢によって異なり、子どもが年長になるほど累積的に増加するため、経験率を見る場合には子どもの年齢が年長のほうがよい。こうした統計は世帯人員の年齢別にみた世帯類型集計でみることができる。まずは国勢調査データを用いて、10 歳から 14 歳までの子の所属する世帯に占める母子世帯比率の変化を検討する。

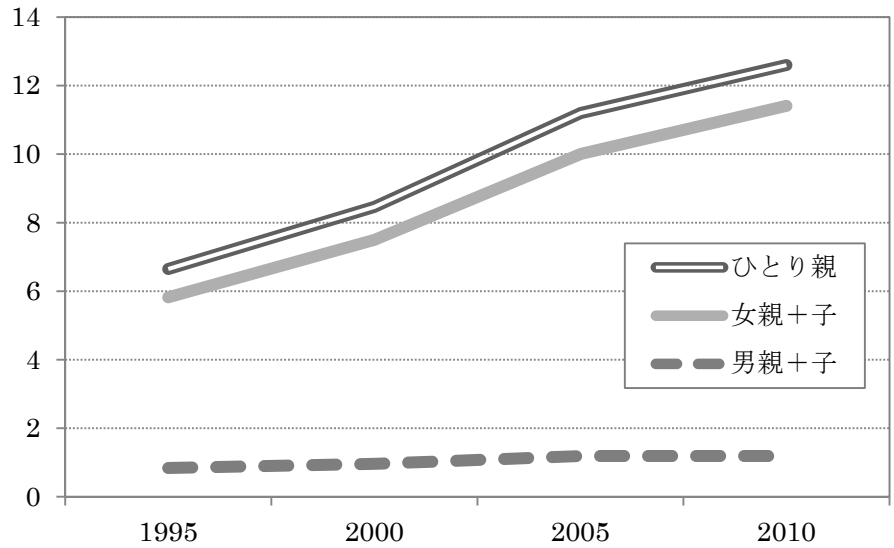

図 1　10-14 歳の子の独立母子世帯・独立父子世帯所属比率（%）の年次別変化

図 1 は 1995 年から 2010 年までの期間について、10～14 歳の子の独立母子世帯所属比率（%）の変化を表に示したものである。なお、参考までに父子世帯及び父子世帯と母子世帯を合算した独立ひとり親世帯の比率も示している。母子世帯比率は近年ほど上昇しており、直近の 2010 年では 11.4%と 1 割以上の子が独立母子世帯を経験している。2010 年の国勢調査では 20 歳未満の未婚子のいる同居母子世帯は独立母子世帯の 0.43 倍存在するため、この数値を 10～14 歳の子にあてはめると同居母子世帯をふくめた母子世帯は 16.3%にもなる。この数値は無視できない大きさであり、今後も上昇することが予想されるから、少なくともこうした子どもたちが調査対象者になった時点ではどのように父職を測定するかは大きな問題になるだろう。

さて、所期の問題は出身階層における標準型外の家族の問題であるため、古い時代の数値を見なくてはならない。図 1 の子ども 10～14 歳時母子世帯所属比率は 1995 年から集計が開始されたものであるために、これ以前の時期について同様の結果を求めることはできない。長期的に比較可能な良い指標はあまりないが、1920 年から 2010 年までの国勢調査データを用いて女性の年齢別にみた死別者率をみたのが図 2 である [3)]。死別者率は、死別経験者の比率ではなく、当該の調査時点で死別無配偶者が全体に占める比率であり、死別後に再婚した者は死別者には含まれない。比率は有配偶者・無配偶者を合計した全員の中で算出されるため、有配偶死別率はこの数値よりも高いものになる（ただし、未婚率は近年までは基本的に低いので、結果はそれほど異ならない）。なお、死別の累積比率（死別経験者率）はわからないが、年齢階級が上がるほど死別者率は増加しており、累積比率を反映する粗い指標と考えることはできるだろう。

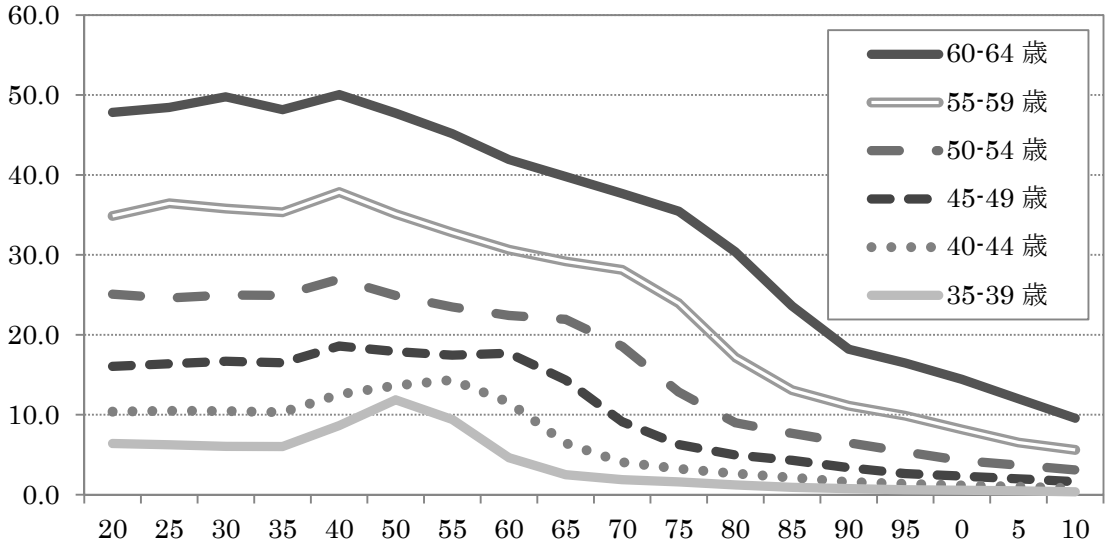

図 2　年次別・女性の年齢別にみた夫死別者率（%、1920 年-2010 年）

図 2 によれば、1960 年ころまでは夫との死別率は高く、40-44 歳でも 10%以上、50-54 歳では 20%以上が死別を経験している。母 25 歳時に誕生した子どもは 15 歳時に 1 割ほどが父を失っていることになる。これらの数値は戦争の影響が大きいが、高度成長期にこれらの数値は急激に低下していったようだ。

図 3 は、同じ国勢調査データを用いて離別と死別を合算し、女性の出生コーホート別に 40-44 歳時点での全体に占める比率を示したものである。1906-1920 年出生コーホートは戦争の影響が大きく、離死別者比率が 15%を超えている。この後離死別者比率は死別の減少を反映して低下し、1936-40 年コーホート（40-44 歳時 1980 年）で最低値 6.01%を記録する。その後は離別の増加を反映して増加に転じ、もっとも直近の 1966-70 年コーホートでは 9.42%と 1921-25 年出生コーホートに近い値を示している。なお、近年は未婚化・晩婚化が進んでいるために、有配偶者に占める離死別者率はこの数値よりも高いものとなる。

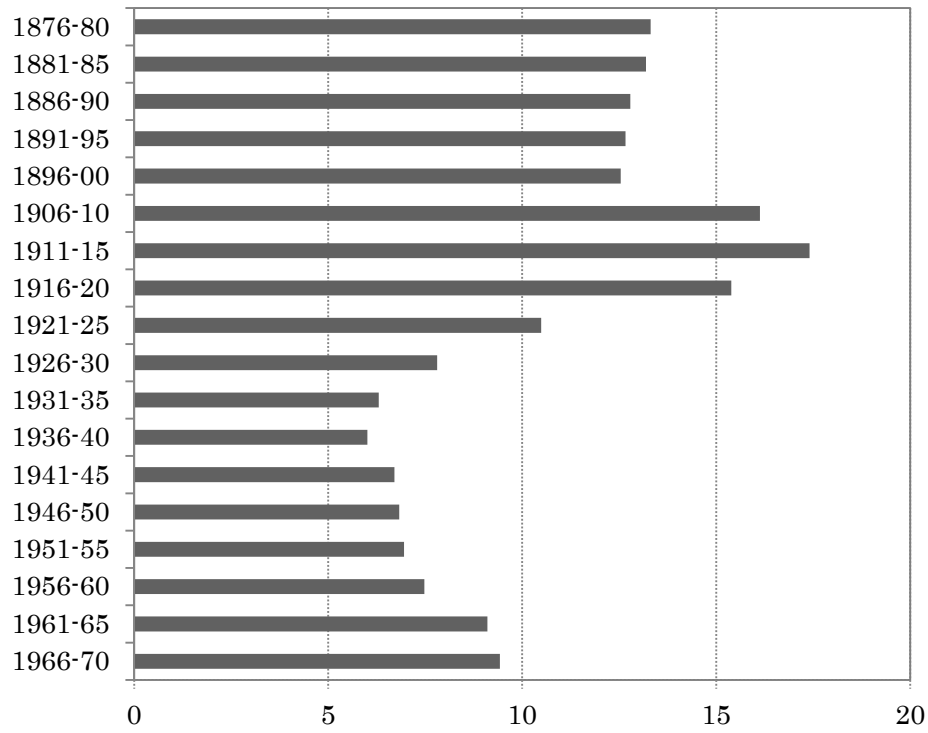

図 3　出生コーホート別に見た 40-44 歳時女性の夫死別・離別者比率（%）
（注：1901-1905 年出生コーホートについては 1945 年の国勢調査未実施のためなし）

以上の結果から、過去の時代においても女性にとって結婚 15 年前後の時点での夫との離死別経験は決してマイナーではなかったことがわかる。これらの数値は 1960 年以降の高度成長期に死別の減少によって一時的に大きく減少するが、離別の増加によって 90 年以降徐々に増加している。離死別女性のすべてが子どもをもつわけではないが、図 1 にみたように 15 歳時点で親と同居していない子どもの比率は一貫して増加を続けており、高度成長期を除けば「父のいない」子どもたちの出現率は無視できない高さであると考えられる。

最後に、表 1 に NFRJ98（1999 年実施）、NFRJ08（2009 年実施）を用いて出生コーホート別に 15 歳時点での父との死別状況を示した。戦前の出生コーホートの父死亡率の高さが 2 割以上とやはり顕著だが、50 年代でも約 1 割、その後高度成長期にはいって激減する。第 1 子 15 歳時点の親の離別率・再婚率は算出できないが、第 1 子 1960-69 年出生コーホートの親で離別無配偶・再婚の比率は 7.2%、同 1970-79 年出生コーホートでは 7.9%、と少くない数値を示している。この数値が第 1 子 15 歳時点から存続していると仮定すれば、死別と合算してどの出生コーホートでも 1 割ほどが標準型外のパターンを経験しているということになる。

表 1　NFRJ98/08 回答者 15 歳時の父の状況(%)

子世代出生コーホート	父健在	父死亡
1920-29	74.7	25.3
1930-39	76.9	23.2
1940-49	83.1	16.9
1950-59	90.6	9.5
1960-69	94.7	5.0
1970-80	98.4	1.7
合計	87.8	12.2

注：NFRJ98/NFRJ08 については稲葉（2011a）などを参照。

（2） 社会階層と家族の不安定性

母子世帯を典型とするような標準型外のパターンはこれまでも、これからも無視しえない比率を示すが、これらがすべての階層でランダムに発生しているならば、かつ「どの階層においても等しい確率で発生している」ものであれば、理論上はこれまで扱われてきた社会移動に関する分析結果に顕著な影響は生じないことになる。この問題は欠損値がランダムに発生するか、ある規則性をもって発生するかというよく知られた問題と等しい。これが「従来の方法の正しさ」を保証する第 2 の条件である。離婚や死別が所得をはじめとする階層的要因と関連することはすでに知られているが、今一度データを用いて検討してみよう。

表 2　年齢階級別有配偶離婚発生率（2005 年）

年　齢	男性	女性
15-19	4.59	7.46
20-24	4.92	4.84
25-29	2.44	2.32
30-34	1.63	1.52
35-39	1.23	1.08
40-44	0.90	0.76
45-49	0.66	0.50
50-54	0.46	0.29
55-59	0.28	0.18

注：厚生労働省(2009）より作成

表 3 離婚の発生を従属変数とした二項ロジットモデルの結果（NFRJ08, 2009 年, 既婚者）

独立変数	exp (β)	
	男性	女性
本人学歴 [ref=短大卒以上]		
中高卒	1.46**	2.19***
本人出生コーホート [ref=1920-29 生]		
1930-39	1.12	1.10
1940-49	1.37	0.70*
1950-59	1.73*	1.90**
1960-69	1.93**	2.30***
1970-80	1.35	2.63***
-2LL	2654.22	3496.58
χ^2	21.38***	64.16***
pseudo R^2	0.01	0.02
N	4886	5576

*p<.05　** p<.01　*** p<.001

表 2 は年齢階級別に求めた 2005 年国勢調査による有配偶離婚発生率である [4)]。一見して理解できるように、男女ともに若年での離婚発生率が高く、とりわけ女性の 10 代で高い。若年での結婚は教育年数の短さと連動するため、学歴と離婚発生率との関連が推察できる。なお、離婚は結婚後 5 年以内の発生率が最も高いため、5〜10 年間の累積離婚率を単純にシミュレーションすると、10 代で結婚した女性の 1 割以上が離婚を経験するのに対して、30〜34 歳で結婚した女性は 2.5%程度にとどまる。

本人の出身階層と死別や離婚との関連をミクロデータを用いて検討した研究は意外に少なく、また検討可能なデータも少ない。表 3 は NFRJ98/03/08 データを用いて既婚者を対象に（つまり未婚者は除いて）本人学歴と離婚経験の関連を二項ロジットモデルを用いて分析したものである。ここでも、男女ともに短大以上卒業の者に比して中高卒のものに離婚が発生しやすいことがわかる。学歴と所得は関連するため、基本的には学歴の低い、所得の低い階層で離婚が発生しやすいのである。このほかに、SSM2005 を用いた中井（2011）でも同様の結果が報告されており、日本労働研究機構（2003）でも、母子世帯の女性の学歴の低さが指摘されている。

このように、標準型外の家族の発生は階層的要因とは独立ではないから、標準型外のパターンを扱わないことが結果に影響を与えない、という第 2 の条件も満たされないことがわかる。

（3）父不在家庭出身者の教育達成

標準型外の家族は社会の中で常に一定数を占めており、またとくに階層的地位の低い人々の

間に多いことが確認されたが、こうした結果にも関わらず従来の方法で「問題がない」最後の条件とは、こうした標準型外の移動パターンが標準型と比較して差異を伴わない場合である。移動機会が標準型と同様であれば、これらの人々を分析に含めても除外しても結果に大きな差異は生じないが、大きな格差を伴う場合には問題となる。すでに母子世帯の貧困については多くの文献（日本労働研究機構 2003; 阿部 2008 など）が指摘しているが、理論上は社会保障制度が整備されていれば、家族的な事情で教育達成の格差は生じないことが想定できる。以上の条件は、たとえば父不在や母再婚を経験した子どもたちと、二人親家族で育った子どもたちとの教育達成の差を検討することで確認できる。

この問題についてはすでに SSM2005 データを用いた稲葉（2008; 2011c）、JGSS データを用いた余田（2010; 2012）などによって検討がなされており、ほぼ同様な結論が導き出されている。図 4 は、稲葉（2011c）が SSM2005 を用いて、ケースコントロール分析によって 15 歳時父不在群と存在群の短大以上への進学率を、出生コーホート別・性別に比較したものである。一見してわかるように、男女ともに父不在群と存在群の間には進学率の格差が存在し、男女ともに格差の縮小が示されていないこと、女子ではむしろ格差が拡大していることが理解できる。教育達成の差異は初職にも連動するため、父不在家庭で育つことがその後のライフコースに大きな影響を与えていることがわかる。なお、母学歴などの出身家庭の社会経済的地位を統制してもこうした差異は示される（稲葉 2008; 2012b）。こうして、標準型外のパターンが標準型のパターンと異質であることが父不在家庭について確認できた。

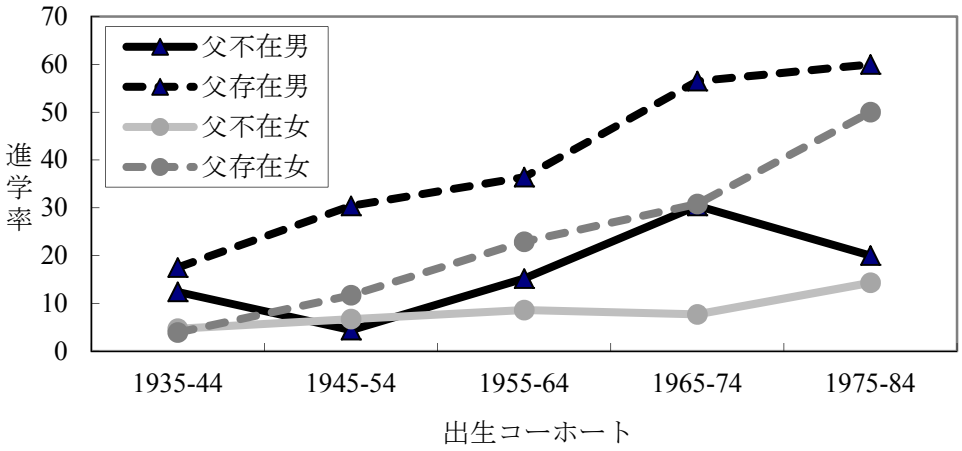

図 4　性別・出生コーホート別・父不在／存在別にみた短大以上への進学率
(SSM2005、稲葉[2011c]より転載)

（4）再婚家庭出身者の教育達成

ついで、再婚家庭出身者の教育達成についても、前節と同様に二人親家庭出身者との比較を行ってみよう。親の再婚と子どもの教育達成についてはアメリカで相当数の研究があり、ステップファミリー出身者の教育達成が低いことがすでに知られている（Sandefur, McLanahan and Wojtkiewicz 1992; McLanahan and Percheski 2008 など）。わが国ではこうした研究はほとんど見られないが、そもそもこうした分析が可能なデータ自体が存在しない。

回答者が子どもである場合、本人が 15 歳時（あるいは他の時期）に親が再婚していたかどうかを尋ねているデータはほぼ皆無である。回答者が親である場合には、本人の再婚歴は把握できるが、再婚の時期までを特定して測定しているデータはほとんど存在しない。かりに測定している場合でも、再婚した時点で子どもが同居していたかどうかはまずわからない。同居していなければ、子どもは再婚家庭ではなく、ひとり親家庭で暮らしていることにほかならない。

このように、再婚家庭であるかどうかを正確に判断することは実は難しい。このため、ここでは子どもが親と同居していたかどうかは問わずに、親の結婚経歴と子どもの教育達成の関連を検討する。具体的には親の結婚経歴を初婚継続、再婚、離別無配偶に区分し、かつ親の性別ごとに第一子の教育達成を比較する。前述のように「再婚」には、親の再婚した家庭で育った子と、そうでない子が混在している点で注意が必要である。

図 5 はこうして作成された、NFRJ03/08 データを用いた親の性別・結婚経歴別にみた第 1 子の短大以上への進学率である（稲葉 2011b）。なお、集計は第 1 子の出生コーホート別に行っている。一見して理解できるように、親の性別にかかわらず初婚継続家族の第 1 子は常に教育達成が高く、再婚、離別無配偶はこれに比較して進学率は低い。こうした格差は子どもの出生コーホートに関わりなく存続している。とくに女性では再婚と離別無配偶いずれも低い数値を示している。近年の離婚では子どもの親権は母方が持つことが多いため、再婚家庭で育つことがやはり教育達成上の格差を伴っていることが示唆される。こうして、母子世帯のみならず、再婚家庭でも教育達成上の格差が存在することが示唆されるのである。

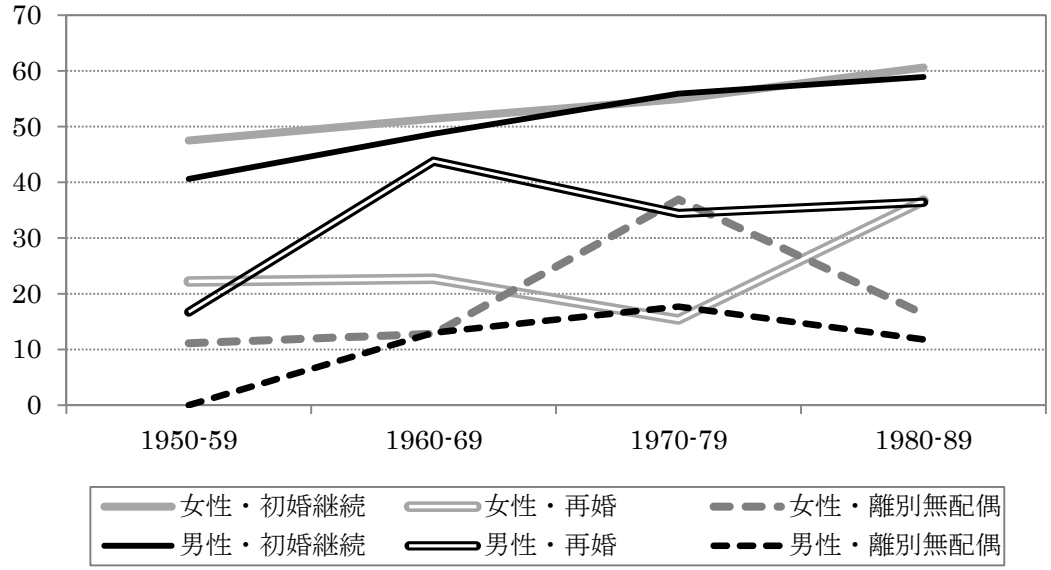

図 5　親の性別・結婚経歴別にみた第 1 子の出生コーホート別短大以上への進学率
（稲葉[2011b]より転載）

3．家族の不安定性と階層移動

（1）家族の不安定性と貧困の再生産

以上のように、高度成長期を除けば子どもの 1 割近くないしはそれ以上が 15 歳時点で父と同居していない、という経験をしていると考えられ、かつこうした経験は低所得層・低学歴層に特に多く生起しており、こうした経験が教育達成の格差を伴っていることが明らかとなった。階層的地位の低い層で家族の不安定性が顕著であり、この不安定性が教育達成に負の影響を与え、おそらくはその結果としてこれらの人々の上昇移動を妨げていると推測できる。

しかしながら、こうした不安定な家族に所属する人たちのライフコースは父子の階層的地位の移動を対象とする階層研究から除外されてきた。あるいは、こうした人たちの家族のあり方は標準型と同様なものとして処理され、こうした人々自体が脚光を浴びることはほとんどなかった。父のいない人々や再婚家庭に育つ人々を何らかの方法でこれまでの世代間移動研究に取り込むことができれば、階層の固定化の傾向はより強い結果が示されるだろう。さきに見たように、これらの人々が高度成長期に一時的に減少したのであれば、この時期に階層の固定化は弱まり、逆にそれ以前、それ以降の時期には階層の固定化が理論上は強まることになる。

90 年代以降階層の固定化が指摘されたが（佐藤 2000 など）、SSM 調査をはじめとする多くのその後の研究はこうした単純な見方をむしろ否定し、平等化の趨勢を指摘している（鹿又 2001; 吉田 2009; 石田・三輪 2009 など）。こうした研究の成果はもちろん重要ではあるが、こ

れらの研究の外側には貧困を世代的に再生産している階層が存在する可能性を忘れてはならない。そうした人々は明らかに徐々に増加しており、もしかするとそうした人々を扱わなかったことが社会的な階層固定化のイメージと階層研究とのずれにつながっているのかもしれない。

もともとアメリカの地位達成研究は Otis D. Duncan をはじめとして家族構造が世代間移動に及ぼす効果を研究関心として有していた（余田 2010）。Duncan の研究の意義については、木村邦博や余田翔平の今後の研究を待ちたいが、日本の階層研究は基本的には家族研究に無関心であった。この理由はいろいろ考えられるが、階層研究はマクロな移動の構造とその動態に関心があり、学歴や職歴が形成されるミクロな過程への関心が薄かったということなのかもしれない。一方で家族研究者は家族それ自体への関心は強いが、家族と他の社会システムとの関連への関心は弱い。80 年代や 90 年代の家族研究は家族の多様化を指摘するものの、それが社会に何をもたらすのかという指摘は明確にし得なかった。

本研究が考察してきたように、家族の多様化とは人々の「あるべき家族像」が多様化し、その選好が実現されていく過程では必ずしもない。家族の多様化とは標準型外の家族の増加を意味するが、それは資源としての家族に恵まれない人々の増加を意味する側面が強い。回答者の主観に依存した形で父職を尋ね、それによって出身階層を測定する伝統的なアプローチではこうした人々を正確に把握することは難しい。少なくとも 15 歳時点での父親の同居の有無は測定される必要があるし、できればその父が実父か継父かも把握できていたほうがよい。父が不在である場合には、母親の職業を出身階層とすることも検討してみる必要がある。15 歳以前の家族のあり方の変化は、女性の階層的地位をどのように測定するか、という問題と同様に、出身家庭の階層的地位をどのように測定するか、という大きな問題を提起するのである。

（2）家族変動から見た戦後日本の階層移動

改めて、家族変動を視野に含めた場合に第 2 次世界大戦前から戦後の日本の階層移動がどのように考えられるのかを検討してみよう。戦前・戦中に結婚した夫婦は平均寿命が現在よりも短く、また戦争の影響もあり、15 歳以前に父を失う経験は子どもたち全体の 1 割以上が経験していた。もっとも死亡率が高かった世代では、こうした数値は 2 割を上回っていたと考えられる。こうした父の早期死亡は、社会保障制度の整備された高度成長期以降でさえ、家族の経済的な貧困と関連している（稲葉 2008; 2011b; 2011c）。社会保障制度が十分に整備されていなかった戦前は、再婚がこうした事態への数少ない対処法であったと考えられるが、再婚は親子関係の再構築という難しい課題を抱えることが多く（Sandefur, McLanahan and Wojtkiewicz 1992）、それ自体が父の死亡とは別の家族ストレスとなっていた可能性もある。

いずれにせよ、父との死別はそのもとで育つ子の教育達成に負の効果を有することが一般的であった。こうした父の死別がどのような階層にとくに多く発生したのかは今後の研究をまたねばならないが、一般に健康上の問題や死亡率は社会経済的地位の低い階層に高いことが知られており（Cockerham 2000;近藤 2007）、階層的な地位の低い人々にこうした問題が特に発生し

ていたことが予想できる。階層的地位の低い人々は、経済的な貧しさに加えて家族的資源にも恵まれておらず、高等教育機関はおろか、義務教育をこえて進学することさえ簡単なことではなかったように思われる。階層的地位の再生産はこうした家族の不安定性を媒介としてとくに低所得層で顕著に発生していたと推察できる。

戦後、高度成長期以降は平均寿命が伸長していった時期である。経済成長にともない人々の安定的な雇用が確保され、栄養状態を含む生活水準の改善がなされたこと、医療保険が整備され国民皆保険が達成されると同時に、保健所による乳幼児健診や予防接種が制度化されたこと、開業医が政策的に優遇され、地域での診療機会が増加したことなどがこうした事態をもたらした。高度成長期に結婚を経験した世代では配偶者の死亡率がそれ以前に比較して大きく減少し、15 歳以前での父との死別は子どもたちにとって徐々にマイナーなイベントになっていく。こうして家族の不安定性は大きく解消され、階層的地位の低い人々の教育達成が以前より可能になったと考えられる。

しかしながら、配偶者との死別が減少する一方で離別が増加する。この傾向は 1970 年代後半以降に結婚した夫婦で顕著となり、1990 年代に結婚した夫婦ではその後 15 年間に 1 割近くが離別を経験していることになる。離婚は階層的地位の低い人々に発生しやすい。良く知られているように母子世帯は 8 割以上の母親が就労しているにも関わらず所得は低く（日本労働研究機構 2003）、相対的貧困率は 2004 年の国民生活基礎調査において 66%ほどにもなるという（阿部 2008）。児童扶養手当をはじめとして離別母子世帯への社会保障制度は用意されているが、その効果は限定的であり母子世帯の貧困は解消されていない（藤原・湯澤・石田 2011）。

こうして、ふたたび家族の不安定性が経済的問題を媒介として子どもの教育達成に影響を与えだしていると考えられる。離婚の増加は再婚の増加に結び付くが、再婚もさまざまな家族関係上の問題を伴いやすく、子どもの教育達成に負の効果を持ってしまうことも多い。詳細を示す余裕はないが、NFRJ08 データによれば、再婚している場合には初婚継続の場合に比して子どもとの関係が悪く、子どもの年齢の上昇とともにこの傾向はより顕著になる。母子世帯と二人親世帯の短大以上への進学をめぐる格差は解消されておらず、女子にいたってはむしろ格差が拡大傾向にある。90 年代以降とくに顕著になる家族の不安定性の増大は、ふたたび低所得層を中心とした階層の固定化を引き起こしている可能性が示唆されるのである。

４．家族研究と階層研究

以上にみてきた「家族の不安定性」という要因は、少なくともこれまでのわが国の階層研究の射程には含まれてこなかった。他の条件が同じであったとしても、家族の安定性が変化するだけでおそらく世代間移動のパターンは変化する。家族の不安定性が階層的地位の低い人々に多く経験されるのであれば、それは低所得層・低社会階層の世代的再生産に結び付くだろう。

家族の安定性はそれだけでも個人のもつ資源であり、最も身近で強力な社会関係資本であるといえる。家族研究はライフコースや世代間関係の変化を対象としてきたが、やはりその関心

は標準型である夫・妻・子の核家族を含んだ家族であり、標準型外の家族をあまり扱ってはこなかった。母子世帯の貧困は比較的最近になって問題にされるようになったが、ステップファミリーや親の再婚が子どもに及ぼす影響については、事例研究をふくめて研究そのものがほとんど存在しない。これらの背景にあるのは家族研究者の不平等や階層への関心の低さであり、それゆえに階層研究に提供できるような実質をもった研究が提示されてこなかったのである。

本研究が示すのは、階層研究と家族研究の相補的な連携の有効性である。例えば、不安定な家族構造がなぜ子どもの低い教育達成と結びつくのか、は家族研究が答えるべき重要な問題である。すでに、貧困を原因とする剥奪仮説や子どもの不完全な養育に原因をもとめるペアレンティング仮説、親の異性関係の問題が子どもにとってストレスになることを指摘する家族ストレス仮説など、興味深い仮説が提示されている（McLanahan and Percheski 2008; 稲葉 2011c）。これらの仮説の検討はそれ自体が家族研究にとって新しい問題を発見することにもつながるはずである。

家族のあり方は多くの子どもにとって選択可能なものではない。親の離婚や再婚が子どもに及ぼす負の影響があるとすれば､それは何らかの形で極小化することが目指されるべきだろう。社会政策的な観点からも、家族研究と階層研究の連携は不可欠である。

［付記：NFRJ98/NFRJ03/NFRJ08 および SSM2005 は東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから個票データの提供を受けた］

【注】

1) 初婚年齢が早い時代の 15 歳時父職と、晩婚の時代の 15 歳時父職は大きな差が示されることが予想される。こうした初婚年齢の変動が及ぼす効果についても検討が必要に思われる。
2) こうした人々への注目が不要であることを主張するものではない。
3) 1940 年は離別も合算された数値であり、日本人のみを扱った特殊な年である。1950 年は沖縄の本土籍の日本人、外国人を除く数値。
4) 有配偶離婚率は夫婦 1000 組あたりの離婚件数であるが、ここでは 100 組あたりの離婚件数。

【文献】

阿部彩. 2008.『子どもの貧困―日本の不公平を考える―』岩波書店.

赤川学. 2000.「女性の階層的地位はどのように決まるか？」盛山和夫編『日本の階層システム４　ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会: 47-63.

Cockerham, William C. 2000. *Sociology of Mental Disorder (5th edition)*. Upper Saddle River: Prentice Hall.

藤原千沙・湯澤直美・石田浩. 2011.「母子世帯の所得分布と児童扶養手当の貧困削減効果―地方自治体の児童扶養手当受給資格者データから―」『貧困研究』6:54-66.

稲葉昭英. 2008.「「父のいない」子どもたちの教育達成：父早期不在者・早期死別者のライフコース」杉野

勇・中井美樹編『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005 年 SSM 調査研究会: 1-19.
稲葉昭英. 2011a.「NFRJ98/03/08 からみた日本の家族の現状と変化」『家族社会学研究』23(1):43-52.
稲葉昭英. 2011b.「親との死別/離婚・再婚と子どもの教育達成」稲葉昭英・保田時男編,2011『階層・ネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会: 131-157.
稲葉昭英. 2011c.「ひとり親家庭出身者の教育達成」佐藤嘉倫・尾島史章編『現代の階層システム[1]　格差と多様性』東京大学出版会: 239-252 .
石田浩・三輪哲. 2009.「 階層移動から見た日本社会」『社会学評論』59(4): 648- 662.
鹿又伸夫. 2001.『機会と結果の不平等』ミネルヴァ書房.
国立社会保障・人口問題研究所. 2010.『人口の動向　日本と世界』厚生統計協会.
近藤克則. 2007.『検証「健康格差社会」』医学書院.
厚生労働省. 2009.『離婚に関する統計（平成 21 年度）』厚生統計協会.
McLanahan, Sara and Percheski ,Christine. 2008. “Family structure and the reproduction of inequalities.” *Annual Review of Sociology.* 34:257-276.
中井美樹. 2011.「ライフイベントとジェンダー格差―性別役割分業型ライフコースの貧困リスクー」佐藤嘉倫・尾島史章編『現代の階層システム[1]　格差と多様性』東京大学出版会: 143-159 .
直井道子. 1990.「階層意識－女性の地位借用モデルは有効かー」岡本英雄・直井道子編『現代日本の階層構造４　女性と社会階層』東京大学出版会: 147-164.
日本労働研究機構編. 2003.『母子世帯の母への就業支援に関する研究』日本労働研究機構.
Sandefur, Gary D.,Sara McLanahan, and Roger A.Wojtkiewicz. 1992. “The effects of parental marital status during adolescence on high school graduation.” *Social Forces*. 71: 102-121.
佐藤俊樹. 2000.『不平等社会日本－さよなら総中流－』中公新書.
盛山和夫. 1996.「家族か個人か―階層単位とジェンダー―」『家族社会学研究』8: 33-45.
余田翔平. 2010.『家族構造と地位達成』東北大学文学研究科修士論文.
余田翔平. 2012.「子ども期の家族構造と教育達成格差――二人親世帯／母子世帯／父子世帯の比較」『家族社会学研究』24(1): (印刷中)
吉田崇. 2009.『社会移動の持続と変容 : 世代間移動・職歴移動からみた戦後日本の流動性』同志社大学文学研究科博士論文.

（いなば　あきひで　首都大学東京）