

戦後日本における親と子の同居率の 形式人口学的分析モデル

廣 嶋 清 志

I はじめに

どのような人も居住の単位である世帯に属しており、その世帯は各人にとって最も身近かな環境であって、各人の生活に強い影響を与える。こうした世帯の重要な属性はその人的構成とくに家族構成である。この家族構成と密接な関連を持つのが、成人した（とくに結婚した）子供とその親が同居しているか別居しているかという親と子の同居・別居の状態である¹⁾。このような親子の同居・別居は高齢者の扶養や幼児の保育などの形態を左右するので社会的・政策的に重要な意義を持っているが、他方、出生、死亡、移動、婦人の労働力参加等の人口現象の各側面に影響を及ぼすので、人口学的にも重要な意義を持っている²⁾³⁾。また逆に、親子同居の頻度は、親子同居に関する制度や各人の意識によって決められるだけでなく、出生率や死亡率などの人口学的要因によっても左右されることが知られている⁴⁾。しかし、その分析はまだ十分とはいえず、不明の点も多い。たとえば、第2次大戦

1) 本稿で親と子の同居あるいは親子同居（または単に同居）というのは特に断わらない限り、成人した子供、とくに結婚した子供（夫婦）とその親（配偶者の親を含む）との同居を指す。

2) とくに、このような determinants としての親子の同居・別居は文字通り、その二分的な状態だけでなく、その中間的な状態や別居状態におけるその距離などが異なる状態など多様で連続的な状態を考える必要がある。そのような意味では「親子の居住関係」という方が適当である（注20文献参照）が、人口学的分析の対象としては、「同居・別居」という二分的な概念である方が扱いやすい。

3) この demographic consequences of family and household composition (Bongaarts) に関して、Burch は婦人労働力、移動、出生について、Bongaartsは出生、死亡、移動について、それぞれ研究成果を整理しているが、婦人労働力と出生を除いて親子同居（三世代同居）の影響を直接に扱ったものはあまり見られない。わが国においては、たとえば、婦人労働力については廣嶋（1978）が親と同居する婦人において雇用労働力率が高いこと、出生については阿藤、廣嶋（1981）が親と同居するものにおいて出生率が高いことと死亡については上野らが三世代同居の者に自殺率が高いことを明らかにしている。

廣嶋清志、「婦人雇用労働力の供給構造—未就学児の保育条件と母親の雇用労働者化との関連分析」、『人口問題研究』、第145号、1978年、pp. 18-41。

阿藤 誠、「わが国出生力の社会的決定要因」、『人口問題研究』第157号、1981年、pp. 1-27。

廣嶋清志、「現代日本の育児環境と出生力」、『人口問題研究』、第158号、1981年、pp. 11-45。

Thomas K. Burch, "Household and Family Demography: A Bibliographic Essay", *Population Index*, 45-2, 1979, pp. 173-195.

John Bongaarts, "The Formal Demography of Families and Households: An Overview," *Newsletter (International Union for the Scientific Study of Population)*, No. 17, 1983, pp. 27-42.

上野正彦他、「老人の自殺」、『日大医学雑誌』、第40巻第10号、1981年、pp. 1109-1119。

4) すでに1937年戸田貞三は三世代同居の世帯がなぞ3割にみたないかを、結婚・出生・死亡という人口学的要因で説明できること、したがって、「家系尊重の傾向を失いつつある」こと等によるものでないことを明らかにした(注9参照)。

戸田貞三、『家族構成』、1937年（複製版、1970年、新泉社。pp. 333-343）。海外の同様の研究については、たとえば Burch 前掲（注3）参照。

後のいわゆる核家族化あるいは核家族世帯率の上昇に対して、人口学的要因がどのような役割を果たしたかについても十分評価が確立しているとはいえない⁵⁾。また、全般的な核家族化が進行する一方で、高齢の親とその子供との同居率が70~80%と比較的高い水準に維持されてきたことが知られているが、この一見相反する2つの現象をどのように統一的に説明するかという検討は開始されたばかりといえる。このような研究の立ち遅れは家族・世帯を対象とする人口学、すなわち家族人口学(family demography)がまだ十分発達していないことによるところが大きいと考えられる⁶⁾。

本稿では、このような世帯の家族構成や親子同居の頻度を検討するため、親子同居率(後述)に対して人口学的要因がどのようなメカニズムで影響を及ぼすのかを考察し、それを「分析モデル」(analytic model)⁷⁾によって表現する方法を考案し、続稿において、第2次大戦後のわが国で親子同居率がどのように推移し、また将来どのように推移しうるかを検討する。

なお、全人口についての世帯の家族構成は各年齢別人口についての世帯の家族構成と全人口の年齢構成とで決定されているが、本稿では後者を扱わず、年齢階層別人口についての世帯の家族構成や親子同居率のみを扱うことにし、特に世帯形成において重要な子供世代が結婚した直後および親世代が高齢に達した時という2つのファミリー・ライフ・サイクルの段階での状態を扱うことにする。

Ⅱ 親子同居率の予備的考察

1. 同居・別居行動と同居・別居状態

親と子の同居を人口学的に扱う場合、動態統計的事象としての同居・別居と静態統計的状态としての同居・別居を区別しなければならない。動態統計事象としての同居・別居とは、子供の出生、つま

5) 岡崎陽一は次のように説明する。「戦前子供数が多く、二・三男など当然に独立して核家族を形成する者が多かったのに対して、戦後は親二人子二人となり、……三世帯世帯を形成する可能性が高まっているにもかかわらず、逆に核家族化のテンポは速まっているのである。戦後、核家族化は激しい人口移動と親世帯から独立しようとする若者意識の変化とによって一段と促進された」。この見解は後でみるように、一部次のように修正されなければならない。「戦前は子供数が多かったが、死亡率が高かったため、結婚に際して核家族を形成するものより親と同居する者の方が多いという状況が1950年ごろまで続いた。1955年頃からは核家族を形成する可能性を持つ者の方がやや多くなったが、1970年ごろからまた逆に三世帯世帯を形成する可能性を持つ者の方が多くなっている。1965年ごろからの核家族化は激しい人口移動と親世帯から……」

原田尚は1960年から75年にかけての核家族世帯率の増大は、第1に「親の年齢が比較的low健康」ならち別居する「一時別居型居住形態」が急増したこと、第2に「子供が成人して新しい核家族を創設するケースが増大すること」、「すなわち高出生率等の結果結婚年齢人口の構成比が肥大しているという人口構造上の与件」によるとしている。この後半はやや分かり難いが、「新しく結婚する者の中で核家族を形成する比率が一定としても、結婚する人口が人口構造上増加する場合、人口全体についての核家族世帯率が上昇する」という意味と解される。本稿では第2の要因は扱わないが、第1の要因の指摘は後で見るとに妥当なものといえる。

岡崎陽一、「社会変動と社会福祉需要」、氏原正治郎他編、『社会保障講座3 社会変動への対応』総合労働研究所、1981年、p.19.

原田 尚、「家族形態の変動と老人同居扶養」、『社会学評論』、第113号、29-1、1978年、pp. 50-66.

6) family demography の発展の現状については、Burch, Bongaarts 前掲注3参照。

7) Bongaarts (前掲注3) は「家族または世帯の属性とその人口学的決定因との数量的関係を記述する」モデルを分析的モデル(analytic models)、マクロシミュレーションモデル(macrosimulation models)、マイクロシミュレーションモデル(microsimulation models)の3つに分け、分析的モデルとは簡略化のためのいくつかの仮定に拠る、家族・世帯の属性を従属変数とし人口学的決定因を独立変数とするいくつかの等式からなるものとしている。

り親と子の関係が生じる際に、すべての親子に対して同居が発生し、その後しだいに別居が発生して行き、別居したものにはまた同居が発生しうる、というようにある期間に発生する同居あるいは別居の行動を指している。これに対して、このような動態統計的事象としての同居・別居によって開始あるいは解消された結果を示すのが静態統計的な状態としての同居・別居である。これらを区別するために前者を同居行動・別居行動、後者を同居状態・別居状態と呼ぶことにする。同居行動は別居状態においてのみ発生し、別居行動は同居状態においてのみ発生する。同居する相手が存在しないときも別居状態であると定義すると、同居状態は親または子の死亡によっても解消され、別居状態に移るし、別居状態は親または子の死亡によっても解消されずに継続することになる。

以下で扱うのは同居・別居行動ではなく、同居・別居状態という静態統計的事象である。とはいえ、この同居・別居状態は動態統計的事象と関わりがないというわけではない。たとえば、ある年に結婚した者の結婚直後の親との同居・別居状態を扱う場合、その別居状態にある人口の2分の1は結婚の結果生じた核家族世帯数にはほぼ等しく（後述。ただし、別居行動件数に等しいとは限らない）、その意味で動態統計的事象と関連が深い。

2. 同居率の同居可能率と同居実現率への分解

親子同居の状態の頻度は普通、親世代人口についての子供との同居率（親から見た同居率）および子供世代人口についての子供との同居率（子供から見た同居率）という2つの率で表わされる。（ここでは、この両者を総称して親子同居率と呼ぶことにする。逆に、単に同居率という場合には、親から見た同居率か子供から見た同居率を指す。）この同居率（たとえば、親世代人口についての子供との同居率）とは、ある人口 P （たとえば、親世代人口⁸⁾）の中で、同居すべき相手（たとえば子供）と同居している人口 P_c （これを同居人口と称する）の比率、 P_c/P と定義できる（図1）。これをここでは現実の同居率または単に同居率と呼び c で表わす。

そもそも同居状態は、その状態の開始の前提として同居しようとする主体（たとえば、親）に対してその同居の対象となる者（たとえば、子供）が存在していなければならないという人口学的制約を受ける。そこで今、ある人口 P において同居すべき対象を持つ人口を同居可能人口 P_a とすると、 P_a が P に占める比率 P_a/P は人口 P の同居可能性を表わす確率であるといえ、これを同居可能率と呼び c_a で表わす⁹⁾。

現実の同居行動およびその結果としての同居状態は、この同居可能人口 P_a の内部において生ずるはずであり、いわば同居の可能性が現実化したものと考えることができる。そこで、同居すべき対象を持つ人口 P_a のうち現実に同居している人口 P_c の比率 P_c/P_a は同居可能性の実現の程度を示すもので、これを同居実現率と呼び c_r で表わす¹⁰⁾。

8) 親世代人口には子供を持たなかった人、つまり親でない同年齢の人口も含まれる。

9) 同居可能性は availability of kin [for co-residence arrangements]（下記参照）に相当するといえるので a を添字とした。

S. Philip Morgan and Kiyosi Hiroshima, "The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy," *Carolina Population Center Papers*, 1983, p. 5.

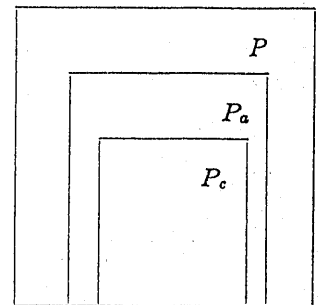
Susana Torrado, "Family Types and Fertility in Less Developed Countries," *IUSSP Papers*, No. 25, 1982, p. 5.

戸田貞三は三世同居の頻度を検討する際、次のようにほぼ同様な問題設定を行った。「同時に一家族の構成員として存し得る場合、すなわち事実上同居しているか否かは別として、これらの者が同時に一家族として存することの可能なる場合が何程あるか」（前掲注4, p. 334, 傍点引用者）。

10) 同居率 c 、同居可能率 c_a 、同居実現率 c_r を総称して同居諸率と呼ぶことにする。また、以下では親世代

以上のように、人口 P と同居人口 P_c の間に同居可能人口 P_a を介在させることにより(図1)、同居率 $c(=P_c/P)$ は同居可能率 $c_a(=P_a/P)$ と同居実現率 $c_r(=P_c/P_a)$ に分解される。すなわち $P_c/P=(P_a/P)\cdot(P_c/P_a)$ 、または $c=c_a\cdot c_r$ と表わされる。また、同居可能率 c_a は人口学的要因によって決められ、同居実現率 c_r は社会、経済的要因によって決められるといえるので、同居率 c が人口学的要因による部分 c_a と社会、経済的要因による部分 c_r とに分解されることを意味する。さらに、同居率 c から人口学的要因を排除した c/c_a 、つまり同居実現率 c_r によって同居慣行の強さが示される。いわば、同居可能率 c_a という基準値を用いて同居率 c を標準化することにより、同居実現率 c_r という同居慣行の強さを示す指標が得られるものといえる。

図1 人口(P)、同居人口(P_c)、同居可能人口(P_a)の関係



3. 親子同居率と世帯の家族構成

親子の同居、別居は世帯の家族構成と密接な関連を有している。すなわち、親と既婚の子供とが同居している世帯は核家族世帯ではないし、また、核家族世帯では親と既婚の子供が同居していない¹¹⁾。ところで、親子同居率はその定義から明らかなように個人を単位としたものであって、世帯を単位としたものではない。世帯の家族構成に関する統計は普通、世帯を単位として表わされることが多いが、これが個人を単位とした統計で表わされていたり、あるいは個人を単位とした統計であると見なせる場合もある。このような場合、親子同居率と世帯の家族構成の統計を関連づけることができる。とくに結婚直後の世帯についてこのことを検討してみよう¹²⁾。

ある人が結婚したあと親と同居しない場合は(他の世帯員がいないとして)配偶者ととともに核家族世帯を形成することになる(この世帯を結婚核家族世帯と呼ぶことにする)し、同居する場合は拡大家族世帯に属することになる。ある社会においてある年に生じた結婚核家族世帯の総数はその社会のその年の核家族世帯総数、したがって、核家族世帯比率に直接に影響を与える重要な要因のひとつである¹³⁾。ある年の結婚核家族世帯の数 K の結婚件数 M に対する比率 K/M を結婚核家族世帯形成率(略して、核家族形成率という場合がある)とすると、この率は世帯の家族構成の動向を表わすひとつの重要な指標である。

世帯の動向を表わすこの率 K/M と親子同居率との関係を考えてみる。結婚した人口は結婚件数 M の2倍、 $2M$ であり、そのうち核家族世帯に属する人口は結婚核家族世帯数 K の2倍、 $2K$ であり、またこの人口 $2K$ は親と別居している人口でもある¹⁴⁾。したがって $2K/2M$ すなわち、 K/M は結婚した人口についての別居している人口の比率を表わすことになる。今、この既婚人口 $2M$ についての親との同居率を c とすると、別居している人口の比率(別居率と呼ぶ)は $(1-c)$ である。こうして、結

人口についての同居諸率は大文字の C を用い、子供世代人口についてまたは特に親・子を区別しない場合は小文字の c を用いる。

- 11) 配偶関係が離・死別の子供とその親のみが同居する世帯は普通、核家族世帯に分類されるので、正確には「有配偶」の子供と言うべきであるが、簡単のため「既婚」の子供とする。
- 12) このような検討は他にたとえば、配偶者が死亡した直後の高齢者のいる世帯について行うことができる。
- 13) ある年の結婚核家族世帯数はそのまま結婚にともなう核家族世帯の増加数にはほぼ等しい。その誤差は、結婚核家族世帯の中で夫や妻が結婚前にも核家族世帯に属していて、かつ結婚に伴う離脱によって元の核家族世帯が消滅すること(たとえば、夫がその片親とのみ同居していた場合、その片親は核家族世帯から単身世帯に属することになる。)によって生じる。
- 14) ここでも、親と同居しない場合、夫婦以外の世帯員がいないものと仮定される。

婚核家族形成率 K/M は $(1-c)$ で表わされることがわかる。

同様に、同居可能率 c_a の余数 $(1-c_a)$ 、つまり別居可能率は、結婚直後の人口については結婚核家族世帯形成可能率（核家族可能率）と呼ぶことができ、さらに、 $(1-c)/(1-c_a)$ は結婚核家族世帯形成実現率（核家族実現率）と呼ぶことができる。ただし、この核家族実現率は同居慣行が優勢で、別居が別居可能率 $(1-c_a)$ の範囲内で行われるときに意義がある。

4. 人口学的制約を越える親子同居

親子同居が人口学的制約の範囲内でのみ行われる場合、つまり同居人口 $P_c \leq$ 同居可能人口 P_a とすると、 $P_c/P \leq P_a/P$ 、すなわち、同居率 $c \leq$ 同居可能率 c_a 、同居実現率 $c_r \leq 1$ の関係がある。

ところで、同居可能人口以外の人口、つまり同居の対象となる者を持たない人口 $(P-P_a)$ を同居不可能人口と名付けることができる。この同居不可能人口（たとえば、親世代人口について考えると子供を持たない人口）にとって、その同居対象を持たないという人口学的制約を乗り越えて同居を実現するための慣行・制度として養子制度がある¹⁵⁾。そこで、養子が行われる場合の同居諸率を検討してみよう。

今、同居が可能な親子はすべて同居し、かつ同居不可能な親世代人口に対して完全に養子が行われた場合を考えることにする。子供を持っている親の組数を N 、子供を持っていない「親」（夫婦）の組数を N_0 、結婚しなかった人口を S とすると、 (N_0+S) 組の「親」（義理の親）に対して養子が行われることになる。この結果、親世代人口から見ると、子供との同居率は1となり、子供世代人口から見ると、同居率は $(N+N_0+S)/N$ 倍となる。ただし、このように完全に養子が行われる前提として、その時点で子供夫婦組数が $(N+N_0+S)$ 組以上存在しなければならない。これは一種の人口再生産に関する条件である。

さて、このように養子が完全に行われることが原則となっている社会においては、親世代人口から見た同居可能率 C_a は1であるので、同居実現率 $C_r (=C/C_a)$ は同居率 C と全く同じになる。（後にⅢ-4で見るように $c_r = C_r$ なので、子供から見た同居実現率 c_r も C に等しい。）したがって、このような社会においては、同居率 C と同居実現率 $C_r (=c_r)$ とが区別して意識されることがなく、同居率 C そのものによって同居慣行の強さが示されるものと考えられるはずである。

ここで、養子率を「同居可能者以外の同居者」の同居不可能者に対する割合と定義することができ、親から見た場合、 $(C-C_a)/(1-C_a)$ 、子供から見た場合、 $(c-c_a)/(1-c_a)$ と表わされる。なお、後者は結婚核家族世帯形成実現率（上述）の余数である。

5. 親子同居と家族再生産

子供から見た同居可能率 c_a の逆数 $1/c_a$ 、すなわち、子供世代人口 P の親と同居可能な子供世代人口 P_a に対する比率 P/P_a は、親と子供夫婦が同居して家族を形成し得るという観点から見た家族の再生産の程度、つまり世代の引き継ぎの可能性を子供から見たものであるといえる。その意味でこの率 $1/c_a$ を家族再生産率と呼ぶ。（この率が1より小さいことはあり得ない。）

さらに、親と同居不可能な人口 $(P-P_a)$ の同居可能人口 P_a に対する比率 $(P-P_a)/P_a = (1-c_a)/c_a = 1/c_a - 1$ を、同様に家族再生産剰余率とすることができる。この率は家族から放出される人口の比率、つまり家族人口学的要因による移動人口の限度を示しているものと解される。

15) Burch は高死亡率のもとでの equilibrating processes: offsetting demographic constraints として fictive kinship practices や addition of domestic servants を挙げている（前掲注3）。

Ⅱ 親子同居率の分析モデル

1. 本分析モデルの基本的仮定

(1) 基本的仮定

本分析モデルの基本的特徴は同居率の分析に同居可能率を導入することであり、同居可能率が人口学的要因によってどのように決められるかを明示することがこの分析モデルの要である。この分析モデルにおける同居可能率の算出はいくつかの仮定の上に行われるが、その重要なものは離婚・再婚の無視および親子年齢差の限定の2つである。

離婚や再婚は親子関係の錯綜をもたらすが、わが国ではその発生率はそれほど高いものではないので、これらは無視すると、各人にとって親子関係は一度だけ生成し、相手の死亡によってのみ消滅するというように単純化されるのである。親子年齢差の限定の仮定については項を改めて説明しよう。

(2) 親子年齢差（世代間隔）の限定

同居可能率を計算するには、親あるいは子供にとってその同居の相手である子供あるいは親が生存しているか死亡しているかという対応関係を示す統計、つまり、個々の親の産児歴と親および子供の死亡経過を示す統計が必要となるが、このような情報を提供する統計が著しく繁雑なものになることは明らかである。しかし、出生と死亡が独立である、すなわち、子供数や子供出生時の親の年齢によって親の死亡率や子供の死亡率に差がないと仮定すると、年次別年齢別死亡率は容易に得られるので、問題は出生の統計だけになる。つまり、親世代人口の各人の子供数と各子供の年齢（または子供出生時の親の年齢、あるいは親子の年齢差）という2つの情報を同時に持った統計が必要となる。しかし、この統計もまだかなり複雑である。子供数とその年齢の組み合わせが多様だからである。

そこで、今回の分析モデルにおける同居可能率の算出にあたっては、親子の年齢差の各人間の差異を無視あるいは限定し¹⁶⁾、子供数の差異のみを考慮した。いいかえると、どの親に対しても子供はすべてまとめてある時に生まれるものと仮定されるのである。このような仮定を設けた根拠は、第1に、親子同居率に対して子供数も親子の年齢差も影響を与えるにしても、子供数の方がはるかに大きな影響を与えるからである¹⁷⁾。第2には、今回のモデルは同居率、つまりある人口における同居人口の比率を検討するためのもので、その同居・別居状態の開始・終了のタイミングやその継続期間を検討するためのものではないからである¹⁸⁾。

16) 親世代人口と子供世代人口が親子年齢差（たとえば30歳）だけ離れた5歳階級人口とすると、親と子の年齢差は平均30歳であると仮定されるものであるが、現実には25—34歳と10歳の幅を持った親子年齢差が許容されていることになる。

17) Mason and Martin は“Family Matrices”によって、親子世代間の人口比を明らかにして社会的な扶養関係等を検討しているが、このモデルは逆に各親の子供数を無視（平均化）し、親子年齢差を考慮したものということができる。このマトリックスは縦軸に子供の年齢、横軸に親の年齢をとり、各セルに該当する人口が示される。この際、人口動態統計の年次別母親年齢別出生児数によってある年のセンサス人口が親人口と子供人口とに区分される。

しかし、このモデルでは親子同居率の問題をよく解くことができない。というのは、この方法による親と子の対応は親人口全体と子供人口全体の量的な対応であって、個々の親と子供との量的対応関係を積み上げたものではないからである。このため、たとえば高齢の親世代人口に対してその子供世代人口は10倍以上生存しているというような結果が導びかれる。

Andrew Mason and Linda G. Martin, “Intergenerational Differences in Income: An Analysis of Japan”, *Population and Development Review*, A Supplement to Vol. 8, 1982, pp. 179-191.

18) 森岡清美は逆に家族周期の段階別の長さ（たとえば、直系制家族における夫婦家族である期間）の比率

なお、上記の子供出生の集中化の仮定に基き、親世代人口および子供世代人口の死亡率は、すべてこの出生時点を始点とする生残率によって表わされることになる。

2. 子供からみた親との同居可能率

(1) 生物学的同居可能率

本稿では親子同居を成人した子、とくに既婚の子供について考えるものであるが、説明の便宜のため、まず子供の出生時点についての親子同居を考えてみると、どの子供にとっても出生時には（正確にはもう少し逆のぼる必要があるが）両親が生存している。したがって、その時子供にとっての親との同居可能率は1に等しいといえる。つぎに、子供の出生時からある年数を経過した時点においては、親との同居可能率は父または母のどちらか一方が生き残る確率 s_p （これを親残存率ということにする）であるといえるが、これは父の生残率を s_m 、母の生残率を s_f とすると、 $s_p=1-(1-s_m)(1-s_f)=s_m+s_f-s_ms_f$ と表わされる。

このような同居可能率は死亡という生物学的事実によってのみ決められるという意味で、生物学的同居可能率と呼ぶことができよう。

(2) 同居原則のある同居可能率

生物学的同居可能率に対して、社会の親子同居の原則（residential rules）を考慮に入れた同居可能率が考えられる。すなわち、その社会で慣習上、親子同居が事実上不可能とされるような場合を除いた同居可能率である。このような同居原則の中で最も重要なのは、きょうだい内の子供相互間における親との同居に関する排除性についてのものである。これについては次のような2つの場合が考えられる。

1) きょうだい間での無排除を原則とする同居可能率

第1に、ある親から生まれたきょうだいで全く排除性がない同居原則を持つ社会、つまりきょうだいの全員が親の元で同居するという原則の社会が考えられる。既婚の子供のきょうだいについて、このような同居原則によってできる家族はいわゆる joint family といわれるものである¹⁹⁾。この社会においては、どの子供も自分の親または結婚後は配偶者の親と同居可能なので、その社会の子供世代人口にとっての親との同居可能率はそれぞれの子供のきょうだい数と全く関係なく、生物学的同居可能率と同じく、親の残存率 s_p に等しい。この同居原則はわが国においては未成年の子と親との同居について当てはまるものと考えてよい。

2) 一対一同居原則の下での同居可能率

第2に、ある親から生まれたきょうだいで完全に排除し合う同居原則を持つ社会、つまりきょうだいのうち、他のきょうだいは完全に排除され同居が不可能な原則を持つ社会が考えられる。このような同居の原則を一対一同居原則と仮りに呼ぶことにする。これをわが国における親子同居のモデルとして採用することができる。この一対一同居原則の下で、親子同居可能率はどのように構成されるのかを、単純な場合から複雑な場合へと段階的に展開してみよう。

i きょうだい数 n 人のきょうだいの同居可能率

から夫婦家族率（親族世帯総数に対する夫婦家族的世帯の比）への影響を考察している。この方法は、それによってその大まかな傾向を論じることができるという意義を持っているが、やや立入った分析には向かないと思われる。

森岡清美、『家族周期論』、培風館、1973年、pp. 126-7.

19) 同居原則と joint family 等家族・世帯類型との関係については、たとえば下記参照。

中根千枝、『家族の構造——社会人類学的分析』、東京大学出版会、1970年、p. 34.

今、きょうだい数が n 人である一組のきょうだいに属する一人の子供について、その同居可能率を考えると、きょうだい n 人の中の1人だけが親と同居することができるのであるから、その子供が同居可能な子供である確率は n 分の1であり、同居可能な子供の親との同居可能率は生物学的同居可能率 s_p であるので、結局その問題とする子供の同居可能率は s_p/n となる。このように、一対一同居原則の下での同居可能率（以下では単に同居可能率と言う）は生物学的同居可能率をきょうだい数 n で分割したものであるといえる。このいみで、同居可能率はきょうだい数の影響を受ける²⁰⁾。なお、このように同居可能率を導くとき生物学的同居可能率 s_p に乗ぜられる係数（今の場合 $1/n$ ）を同居分担係数と定義しておく。

ところで、親子同居を検討するのは主として既婚の子供についてであるので、子供の結婚後の状態を考える必要がある。（これまでは子供の結婚については一切考慮されてなかった。）既婚の子供にとって同居しうる親は2組（実の親と義理の親）になり、同居可能率は結婚を考えない場合の2倍になる。このことは、きょうだい数 n 人の2組のきょうだいが相互に結婚して n 組の夫婦を形成するという極端なケースを考えると理解しやすい。子供夫婦 n 組に対して親は2組存在するので、子供各人の同居可能率は2倍になるのである。（もちろん、実際にこのような結婚が行われる必要はない。）したがって、きょうだい数 n 人のある子供にとって親と同居できる可能性は $2s_p/n$ となる²¹⁾。

ここで、きょうだい数 n が出生時点（きょうだいがまとめて生まれると仮定されている）のものであるとすると、出生後のある時点においては、きょうだいの死亡の影響を受けて、きょうだい数は ns_c と表わされる。ただし、 s_c は出生時からその時点までのきょうだいの平均的な生残率である。したがって、出生時点できょうだい数 n 人のきょうだいに属する一人の既婚の子供の親との同居可能率 c_a は $\frac{2s_p}{ns_c}$ となる。

i) 続柄指定同居原則と同居可能率

これまで、ある親から生まれたきょうだいの中で同居可能な子供1人がどのようにして決められるかは考慮しなかったが、現実にはきょうだいの中で同居可能性を持つ子供の属性（たとえば長男）までが明確にされた同居原則（続柄指定同居原則と仮称することにする）もあり得る。しかし、この続柄指定同居原則の下での同居可能率は、今までの一対一同居原則の下でのそれと結果的に差がないと考えてよい。というのは、同居がある続柄の子供に指定されるとしても、その続柄の子供が欠ける場合に同居が生じないという意味での指定ではないからである。すなわち、たとえば、長男が死亡したり、男子が生まれず女子ばかりであった場合には、それに代わる他の続柄の子供との同居が行われるものと考えられる。

ii) 成人した未婚の子供の同居原則

1)で述べたように、子供が未婚で未成年（18歳未満または20歳未満）の場合、きょうだいの全員が親と同居していることが当然であって、同居についてきょうだい相互の間で（少なくとも完全な）排除性が存在するわけではない。しかし、子供が成年に達した後は未婚であってもある程度の排除性が存

20) きょうだい数の影響を受けるのは同居可能率だけでなく、同居実現率もそうである。たとえば、きょうだい数は各人の達成しうる学歴に影響を及ぼし、その結果、各人の地域間の移動性・定着性つまり親子同居の実現性にも影響を及ぼす。これはきょうだい数の人口学的要因としての効果というよりも、社会・経済的要因としての効果といえる。これについては、下記参照。

廣嶋清志、「家族形成過程へのきょうだい数の影響」、『人口学研究』、第6号、1983年、pp. 31-40。

21) 同居可能率が2倍になることを「親とその男子のみが同居する」という同居原則からも導びける。 n 人のきょうだいの中の男子は $n/2$ 人だからである。この場合、2という数字は性比からくるものである。このような考え方をとらなかったのは同居原則をできるだけ一般的な内容にとどめたかったからである。

在するものといえる。その場合未婚成人のきょうだい間の同居の排除性が完全排除（一対一同居，同居分担係数 $\frac{1}{ns_c}$ ）と完全無排除（同1）の間にあることは確かであるので，その同居分担係数が $\frac{2}{ns_c}$ ，つまり，既婚のきょうだい間でのそれと同一であるとみなしても大きな誤りではないであろう。これは，同居に関する排除性が，きょうだい2人ずつの単位で完全に排除し合うという程度であると見做すことに担当する。

以上のような仮定に立つと，成人した子供については，子供の配偶関係に関わらず親との同居可能率は $\frac{2s_p}{ns_c}$ と表わされるといってよいのである。

ii きょうだい数 n 人のきょうだい N_n 組の集団についての同居可能率

今まで出生時にきょうだい数 n 人のきょうだいに属する一人の子供についての親との同居可能率が $2s_p/ns_c$ であることを明らかにしたが，つぎに，きょうだい数 n 人のきょうだい N_n 組からなる集団についての平均的な同居可能率を検討する。

出生時に n 人であったきょうだい N_n 組の中には出生後のある時点において，そのきょうだい全員が死亡してしまつてきょうだいそのものが消滅してしまふきょうだいがある。 n 人のきょうだいがすべて死亡する確率は $(1-s_c)^n$ であるから，消滅するきょうだいの組数は $N_n(1-s_c)^n$ であり，逆にきょうだいが一人以上生き残るきょうだい組数は $N_n\{1-(1-s_c)^n\}$ である。一方，きょうだい数 n 人のきょうだいに属する子供の総人口は nN_n から nN_ns_c に減少している。したがって，出生時に n 人のきょうだい N_n 組からなる集団についての平均きょうだいい数は $nN_ns_c/N_n\{1-(1-s_c)^n\}$
 $=ns_c/\{1-(1-s_c)^n\}$ となる。こうして，この集団についての同居可能率は $2s_p/ns_c/\{1-(1-s_c)^n\}$
 $=\frac{2s_p}{ns_c}\{1-(1-s_c)^n\}$ と表わされる。

iii 子供世代人口全体についての同居可能率

最後に，きょうだいい数が1, 2, ..., n , ..., ω からなる子供世代人口についての平均的な同居可能率を求めてみよう。きょうだいい数が1, 2, ..., n のきょうだいい組数(=親の組数)をそれぞれ N_1, N_2, \dots, N_n とする。この総組数を N ，つまり $\sum_{n=1}^{\omega} N_n = N$ とし， $N_n/N = p_n$ とすると， $N_n = Np_n$ ，

$\sum_{n=1}^{\omega} p_n = \sum_{n=1}^{\omega} (N_n/N) = 1$ である。したがって，きょうだいい数1, 2, ..., n 人のきょうだいに属する子供の総人口はそれぞれ， $1 \times N_1, 2N_2, \dots, nN_n = nNp_n$ であり，子供世代人口は $\sum_{n=1}^{\omega} nNp_n = \bar{n}N$ である。ただし， $\sum_{n=1}^{\omega} np_n = \bar{n}$ とする。この \bar{n} はきょうだいいの組について平均したきょうだいい数である²²⁾。

22) きょうだいい数は親から見れば子供数である。しかし，きょうだいい数にゼロは存在しないが，子供数にはゼロが存在する。したがって，この平均きょうだいい数 \bar{n} は平均子供数 \bar{x} と次のような関係を持つ。 $\bar{n} = \bar{x}/(1-f_0)$ 。ただし， f_n は子供数 n の親の組数 N_n の $(N+N_0)$ (夫婦組数)に対する比率(N_0 は子供数0の夫婦組数)，すなわち $f_n = N_n/(N+N_0)$ ， f_0 は子供数0の夫婦組数割合。したがって，

$$f_n = \{ (N+N_0 - N_0) / (N+N_0) \} N_n / N = (1-f_0)p_n,$$

$$\bar{x} = \sum_{n=0}^{\omega} nf_n = \sum_{n=0}^{\omega} n(1-f_0)p_n = (1-f_0) \sum_{n=1}^{\omega} np_n = (1-f_0)\bar{n}$$

なお， \bar{n} は子供一人ひとりについて平均したきょうだいい数 \bar{c} とも異なる。

$$\bar{c} = \frac{\sum_{n=1}^{\omega} (n \times nNp_n)}{\sum_{n=1}^{\omega} nNp_n} = \frac{\sum_{n=1}^{\omega} n^2 p_n}{\sum_{n=1}^{\omega} np_n}$$

$$= \frac{\sum n^2 p_n - 2\bar{n}^2 + \bar{n}^2 + \bar{n}^2}{\bar{n}} = \frac{\sum n^2 p_n - 2\sum p_n \bar{n} + \sum p_n \bar{n}^2 + \bar{n}^2}{\bar{n}} = \frac{\sum p_n (n - \bar{n})^2}{\bar{n}} + \bar{n} = \frac{\sigma_n^2}{\bar{n}} + \bar{n}$$

ただし， σ_n^2 はきょうだいい数 n の分散。また， $\bar{c} = \frac{\sigma_x^2}{\bar{x}} + \bar{x}$ (σ_x^2 は子供数 x の分散)とも表わされる。

子供の出生後のある時点において、きょうだい数、1, 2, ..., n 人のきょうだいに属する子供の総人数はそれぞれ $N_{1s_c}, 2N_{2s_c}, \dots, nN_{ns_c}$ 人であり、同居可能率は $\frac{2s_p}{ns_c} \{1-(1-s_c)^n\}$ ($n=1, 2, \dots, n$) と表わされるので、子供世代人口全体についての同居可能率 c_a は、この同居可能率にそれぞれの人数のウェイトを乗じて平均すればよく、次のように表わされる。

$$\begin{aligned} c_a &= \frac{\sum_{n=1}^{\omega} \left[\frac{2s_p}{ns_c} \{1-(1-s_c)^n\} nN_{ns_c} \right]}{\sum_{n=1}^{\omega} nN_{ns_c}} \\ &= \frac{\sum_{n=1}^{\omega} [2N_{ns_p} \{1-(1-s_c)^n\}]}{s_c \sum_{n=1}^{\omega} nN_n} \\ &= \frac{2s_p \sum_{n=1}^{\omega} N_n \{1-(1-s_c)^n\}}{s_c \sum_{n=1}^{\omega} nN_n} = \frac{2N_{s_p} \{1-\sum_{n=1}^{\omega} p_n(1-s_c)^n\}}{\bar{n}N_{s_c}} = \frac{2s_p}{\bar{n}s_c'} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{ただし, } s_c' = s_c \cdot \frac{1}{1 - \sum_{n=1}^{\omega} p_n(1-s_c)^n} \quad (2)$$

s_c' はきょうだいの消滅を考慮して修正した子供世代人口の平均生存率であるといえる。この同居可能率における同居分担係数は $2/\bar{n}s_c'$ となる。

3. 親から見た子供との同居可能率

親から見た子供との同居の可能性は、自分の子供が少なくとも一人生存している確率で表わされる²³⁾。これを親の同居可能率とし、 C_a で表わす。この場合、子供から見た親との同居可能率 c_a の場合（親を持たない人は存在しない）と異なり、子供を一度も持たない人も存在する。そこでまず、親世代人口を既婚者と未婚者に分ける。ただし、ここでいう既婚者は有配偶者と死別者からなり、離婚者は有配偶者と見做される。

ある既婚者について、出産した n 人の子供がある時点までに全員死亡する確立は $(1-s_c)^n$ と表わされる。ただし、 s_c は子供世代人口の平均的な生存率であり、 n 人の子供はまとめて同一時点に生まれるものと仮定されている。この式には子供を1人も持たなかった人、つまり $n=0$ の場合も含まれていると考えてよい。したがって、子供数 0, 1, ..., ω の既婚者人口についてのある時点における無子率²⁴⁾ R_0 は $\sum_{n=0}^{\omega} f_n(1-s_c)^n$ と表わされる。ただし、 f_n は既婚者全員に対する n 人の子供を持った既婚者の比率である（注21参照）したがって、既婚者全員についての平均的な有子率 R_c は次のように表わされる。 $R_c = 1 - R_0 = 1 - \sum_{n=0}^{\omega} f_n(1-s_c)^n$

一方、既婚者である親自身の人数を検討しよう。子供出産時（年齢）における親世代の夫婦組数を $N' (= N_0 + N)$ とすると、その人口は $2N'$ である。（ここでも子供の出産はある年齢でまとめて起こると仮定されており、 N_0 は子供を生まなかった夫婦の組数であり、 N は子供を生んだ親の組数で

23) 親子同居は親とその子供夫婦との同居なので、同居の対象となる子供（ムコ、ヨメを含む）数は実子の数の倍になる。しかし、ある親の自分の子供の夫婦はムコ、ヨメの実の親と同居する可能性も持ち、自分たちと同居する可能性は半減する。以上の結果、結局、親との同居可能性を持つ子供の数は実子の数に等しいと考えてよいのである。

24) ここで言う無子率とは文字通り、子供を持っていない夫婦の割合であり、子供を生まなかった夫婦の割合 f_0 （無出生率と称する）とは異なる。

ある。) 出産後のある時点における親世代の夫婦組数は $N's_p$ と表わされ、その人口は $N'(s_m+s_f)$ となる。したがって、その時点において少くとも一人の子供を持つ親世代の夫婦組数はさきの有子率 R_c を用いて、 $N's_p \cdot R_c$ 、その人口は $N'(s_m+s_f)R_c$ と表わされる。

さらに、この時点における親世代の総人口 P_t を求めてみよう。この人口の既婚率を R_m とすると、未婚者人口は $P_t(1-R_m)$ 、総人口は $P_t = N'(s_m+s_f) + P_t(1-R_m)$ と表わされ、結局、 $P_t = N'(s_m+s_f)/R_m$ である。

さて、親世代人口からみた同居可能率 C_a は親世代人口 P_t に占める子供を持つ親（既婚者）の人口 $N'(s_m+s_f)R_c$ の比率として、次のように表わされる。

$$C_a = \frac{N'(s_m+s_f)R_c}{P_t} = \frac{N'(s_m+s_f)R_c}{N'(s_m+s_f)/R_m} = R_c \cdot R_m$$

$$= \{1 - \sum_{n=0}^{\infty} f_n(1-s_c)^n\} R_m \quad (3)$$

この式から明らかなように、 C_a は親自身についての死亡率、あるいは生残率 s_m, s_f と全く関係がない。また、きょうだい数 n は、子供から見た同居可能率 c_a においては ((1)式) それを低下させる方向に働くのに対し、親から見たそれ C_a においては逆に高める方向で働くのである。

4. 子供から見た同居諸率と親から見た同居諸率

(1) 同居可能率 c_a, C_a

子供から見た同居可能率 $c_a = 2s_p/\bar{n}s_c'$ (式(1)) における s_c' (式(2)) は $p_n = f_n/(1-f_0)$ を使って次のように変形される。

$$s_c' = s_c \cdot \frac{1}{1 - \sum_{n=1}^{\infty} \{f_n/(1-f_0)\} (1-s_c)^n}$$

$$= s_c \cdot \frac{1-f_0}{1-f_0 - \sum_{n=1}^{\infty} f_n(1-s_c)^n}$$

また、親から見た同居可能率 C_a (式(3)) を変形すると次のようになる。

$$C_a = \{1-f_0 - \sum_{n=1}^{\infty} f_n(1-s_c)^n\} R_m$$

したがって、この2つの同居可能率の比は次のように表わされる。

$$\frac{c_a}{C_a} = \frac{2s_p}{\{1-f_0 - \sum_{n=1}^{\infty} f_n(1-s_c)^n\} R_m \cdot \bar{n}s_c'}$$

$$= \frac{2s_p}{\bar{n}(1-f_0)s_c R_m} = \frac{2s_p}{\bar{x}s_c R_m} \quad (4)$$

ただし、 \bar{x} は親から見た平均子供数 ($=\bar{n}(1-f_0)$, 注22参照)。

(2) 同居率 c, C

ある時点で親²⁵⁾と同居する子供夫婦²⁶⁾の組数を N_c とすると、そこに含まれる子供世代人口は、そ

25) ここでの親には子供を生まずに養子を迎えた夫婦を含めてよい。ただし、未婚で養子を迎えた者は除く

26) 未婚である子供についても同様に扱えるよう、2-(2)-2)-i-ii) で仮定したので、ここでは説明の便宜のため、子供夫婦を例にとる。

の時点が結婚時であるとする $2N_c$ であり、結婚後であっても子供夫婦における死亡が無視できる時点（続稿²⁷⁾では結婚後10年と仮定される）であれば $2N_c$ と見做せる。

一方、その時点では子供夫婦と同居する親の組数も N_c であるので、そこに含まれる親の人口は $N_c(s_m+s_f)/s_p$ である。なぜなら、子供出生時の親の組数を X とすると、 $N_c = Xs_p$ であり ($\therefore X = N_c/s_p$)、親の人口は子供出生時に $2X$ 、その時点では $X(s_m+s_f)$ であるが、これは $(N_c/s_p)(s_m+s_f)$ と表わせるからである。

したがって、その時点において子供世代人口 ($N\bar{n}s_c$) からみた親との同居率 c は $2N_c/N\bar{n}s_c$ と表わせる。また、その時点における親世代人口 P_t から見た子供との同居率 C は次の通りである。

$$\begin{aligned} C &= \{N_c(s_m+s_f)/s_p\} / P_t \\ &= \{N_c(s_m+s_f)/s_p\} / \{(N+N_0)(s_m+s_f)/R_m\} \\ &= N_c \cdot R_m / (N+N_0)s_p \end{aligned}$$

したがって、この2つの同居率の比は次のようになる。

$$\frac{c}{C} = \frac{2(N+N_0)s_p}{\bar{n}N_s c R_m}$$

ここに、 $\frac{N}{N+N_0} = \frac{N+N_0-N_0}{N+N_0} = 1 - \frac{N_0}{N+N_0} = 1 - f_0$ を代入する。

$$\frac{c}{C} = \frac{2s_p}{\bar{n}(1-f_0)s_c R_m} \quad (5)$$

(3) 同居実現率 c_r, C_r

式(4)、式(5)から $c/C = c_a/C_a$ の関係が導びける。したがって、 $c/c_a = C/C_a$ であり、これはすなわち次式を意味する。

$$c_r = C_r \quad (6)$$

以上のように、子供から見た同居実現率 c_r と親から見た C_r とは全く等しい。ただし、式(5)、(6)が成立するのは、子供世代の生残率 s_c が結婚時の水準とほぼ同一と見做しうる限度内においてである。

上記式(4)、(5)、(6)を用いて、子供から見た同居諸率を親から見たそれに変換すること、またその逆も可能となる。

27) 廣嶋清志、「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」、『人口問題研究』、第169号（予定）。

Formal Demography of Parent-child Co-residentiality in Postwar Japan

Kiyosi HIROSIMA

Co-residence of parents and grown-up children has been acknowledged as one of the important factors that affect the demographic consequences such as fertility, nuptiality, mortality, migration and female labor force participation. Hence, it is worth examining the trend in parent-child co-residence for conventional demography itself. It has been recognized, to some extent, that the demographic factors affect the trend in the parent-child co-residence. But such analyses have not been enough and the firm propositions have not yet been established concerning how the demographic factors have affected the nuclearization of households in postwar Japan.

Therefore, author devised an analytic model which describes how demographic factors affect the prevalence of parent-child co-residence under a residential rule, 'one sib rule' applicable to Japanese society. Co-residence rate of parents with their children (C) represents the rate, P_c/P , where P is a population of parents and P_c is a population of parents who co-reside with their children. This rate is expressed as $C=C_a \cdot C_r$, where C_a is the rate of availability of children for parents to co-reside with, and C_r is the realization rate of co-residence with children for parents. C_a is defined as P_a/P , and C_r as P_c/P_a , where P_a is a population of parents who have their children to co-residence with. Rates concerning co-residence from the view-point of children, c , c_a and c_r are also defined in the same way. These six rates are named as the rates of parent-child co-residence.

Rate of availability of parents from the view-point of children, c_a under one sib rule for co-residence can be calculated through the formula,

$$c_a = 2s_p / \bar{n}s_c', \quad (1)$$

where s_p is the average survival rate of parents (e.i. the probability of survival of either mother or father), \bar{n} the average number of siblings for each sib set, and s_c' the average survival rate of children (s_c) modified by the probability of disappearance of sibling set itself. Formula (1) is constructed under the assumption of, first, neglecting divorce and remarriage of parents, and second, neglecting the variation in the age difference between parents and children. The latter assumption means that all people who belong to a certain cohort have all their children of their each number at a certain age (25-29 years old).

The rate of availability of children from the view-point of parents, C_a can be calculated through the formula,

$$C_a = [1 - \sum_{n=0}^{\infty} f_n (1-s_c)^n] R_m, \quad (2)$$

where f_n is the relative frequency of couples who had n live births, $f_0 + f_1 + f_2 + \dots = 1$, s_c

is the average survival rate of children, and R_m is the percentage of ever-married. This rate is again constructed under the same assumption above-mentioned.

Between the two sets of the rates of co-residence from the view-point of children and from that of parents are the relations as follows;

$$\frac{c_a}{C_a} = \frac{2s_p}{\bar{n}(1-f_0)s_c R_m}, \quad (3)$$

$$c_r = C_r, \quad (4)$$

$$\frac{c}{C} = \frac{c_a}{C_a}, \quad (5)$$

where there is another assumption that the survival rate of children after marriage is invariable for a certain period (e.g. ten years) for (4) and (5). Once we obtain the rates of co-residence for children or parents, we can easily produce the rates of co-residence for parents or children, using these relations.