結婚後の競合を考慮した親子同居可能率のモデル※

廣嶋清志

1. はじめに

20代，30代の子世代が親と同居する割合（同居率）は戦後一貫して低下してきたが，低い出生率のもとに生まれた世代が世帯形成期に入るにしたがい逆に上昇し始めるとの予想のもとに，筆者はこのような人口学的制約を取り入れた親と子の同居率の分析モデルを提示し，このモデルを用いて過去および将来の親子の同居率を推計した[1]．この推計によると，予期したとおり20代，30代の子世代の親子との同居率は1975年を底としてやや持ち直し若干上昇に向かい,逆に60代，70代の親世代の子との同居率はさらに低下し続けるという結果となった．この1975年以後の推計結果は現在までのところ，その後の現実の親子同居率の観察によってほぼ裏付けられた[2]．将来の親子同居率の推計値は，住宅や福祉の需要の将来値を推計するための参考資料として用いられており[3]．その有効性についてさらに検討を加えておく必要があると思われる．

一方，Zeng Yi は同居の可能性を人口学的要因で表現するのに，筆者の用いた式と類似の数式を用い，出生力低下の結果親と子の同居率が高まり非核家族化が進むことを確認するとともに，非常に低い出生力の場合はさらに事態が逆転し，親が子と同居する割合が低下し再び核家族化が進行するという重要な指摘を行った[4]．この「超低出生力による核家族化の再出現」は筆者の前記のモデルでは無視されている．しかし，わが国の最近の出生力は合計出生率（total fertility rate）で1.7

※本稿は1987年6～9月IIASA（International Institute for Applied Systems Analysis）のPopulation Programで行った研究の一部にもとづいている．研究の機会が与えられたことに感謝したい．この研究に対するDouglas Wolf の有益なコメントに感謝する．

1) 廣嶋清志,「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」,『人口問題研究』第167号, 1983. 7, pp. 18 － 31.
同,「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, 1984. 1, pp. 31 － 42.
同, " A Basic Demographic Condition for Living Arrangement : Formal Demography of Parent - child Co - residentiality ", (Seminar on the Later Phases of the Family Life Cycle in Berlin), IUSSP, 1984. 9, 27 p.

2) 廣嶋清志,「最近の世帯主率変動の要因」,『人口問題研究』第183号, 1987. 4, pp. 62 -69.
同, " Recent Change in Prevalence of Parent - child Co - residence in Japan ",『人口学研究』第10号, 1987. 5. pp. 33 -41.

3) 石原邦雄,「子らとの同別居の将来予測」, 福武直, 青井和夫編,『高齢社会の構造と課題』, 東京大学出版会, 1985年, pp . 155 -164.
経済企画庁総合計画局,『21世紀居住の展望と課題』, 1987年6月, P. 32, 46 - 48.

4) Zeng Yi ," Changes in Family Structure in China : A Simulation Study ", *Population and Development Review* 12 - 4, December 1986, pp. 675 -703.
――, The family status life table : an extention of Bongaarts' nuclear family model ", *Netherlands Interuniversity Institute Working Paper*, no. 70, May 1987, The Hague.

前後の極めて低い水準にとどまっており，今後もこの程度の水準が継続した場合や，また中国の一人っ子政策が文字通りに実現された場合などには，この現象は無視できない要因となる可能性もある．したがって，今回はこの現象を取り入れて扱うことのできるモデルを提案することにする．

2. Zengのモデル

前回のモデルでは親が子を1人以上もっていた場合，子との同居の可能性は完全であるものと考え，子との同居が不可能なのは結婚していないとか結婚していても子のない場合のみであると考えた．これに対して，Zengは（1）親が1人以上の子をもっていても子と同居できない場合があるとし，同居できない親が発生するのは，その人口全体の家族再生産率[5] G つまり「子供1人以上もっている親1組当たりの子供数の2分の1」[6] が1より小さくなるときであり，（2）その同居できない親の割合は $1-G$ であることにした． なお，$G=1$ というのは低死亡率のもとで無子率などを考慮すると夫婦1組当たりの出生児数約1.9人，合計出生率約1.7に相当する．

以下，Zeng のモデルの設定(1),(2)に対応して，(1)親が1人以上子を持っていても子と同居できない場合とはどういう場合か，(2)同居できない親の割合はどれだけかを順次検討してみよう．その前に同居可能率の概念について考察しておく．

3. 同居可能性の計測

1） 純同居可能率と総同居可能率または同居可能割合と同居可能数

本モデルで同居可能性を計量的に表現するにあたって，あらかじめ同居可能率について考察しておこう．同居可能率とは同居可能性を定量的に表現する値であるが，これには2種のものが考えられる．

第1は，各人が同居の相手を持つ確率を指す．この同居可能率は個々人に対して同居が可能の場合100％，不可能を0％としてその間の連続な値で定義される[7]．これを前回のモデルでは同居可能率と呼んだ．今，ここではこれを「純同居可能率」net coresidability rate（NCR）と呼ぶことにしよ

---

5) Zeng はGに名称を与えていない．

前回モデルでは，子の親との同居可能率 $c_a = 2\,s_p / \bar{n}_0\, s'_c$ の逆数を筆者は「家族再生産率」と呼んだ．これは子の方からみた家族再生産である．ただし，s_p は子の出生後少なくとも一方の親の生き残る確率，$\bar{n}_0 s'_c$ は子のきょうだい1組の平均残存人数．$\bar{n}_0$ は子出生時における子数1以上の親についての平均出生児数．

s_c は子の出生からの生残率で，$s'_c = s_c \cdot \dfrac{1-f_0}{1-f_0-\sum_{n=1}^{\omega} f_n(1-s_c)^n}$ ．

f_n は n 人の子をもつ親（既婚女子）の割合．

6）ただし，実際にはZengのモデルは女だけの単性であるのでこれを「子を少なくとも1人以上もつ母親1人当たりの娘の人数」と表現し，安定人口を前提にし，子が再生産年齢に達することを前提にするので純再生産率NRR用いて，$G = \mathrm{NRR}/(1-n_1)$ と表している．ただし n_1 は女子のうち無子の割合．脚注4）文献参照．

そもそも，Zeng のモデルは基本的に単性モデルであるので，結婚関係の形成のしかた自体によって同居の可能性が左右されるという問題を扱うには無理がある．

7) 前回のモデルでは親に対する子との同居の可能性は同居，非同居の2つの状態で，二分的に設定され，子に対する親との同居の可能性は連続な値で設定されたが，今回のモデルではどちらに対しても同居の可能性は個々人に連続な値で定義される．

う．これを全人口について平均すると，これはその人口の中で同居可能な（100％可能な）人の割合とみなすことができるので，人口の「同居可能割合」proportion coresidable ということもできる．

第2には，各人がもつ同居の可能な相手方の数を指す．親子同居の場合同居の相手は親や子夫婦の場合もあり人数というより組数といった方がよい場合もあるが，これは0人から1人，2人…理論的にはいくらでも大きな値をとることができる．この同居可能率を「総同居可能率」gross coresidability rate (GCR)と称し，これは各人が平均何人(組)の同居可能な（100％同居可能な）相手をもつかを示す．したがってこの同居可能率を「同居可能数」average coresidable number ということができる．これは前回のモデルでは用いなかったものである．

これは明らかに純同居可能率と異なるが，0人から1人の間については純同居可能率と全く同じ値になる場合がありうる．後で述べる理想結婚や完全養子が行われるという特殊な場合である．

2） 総同居可能率，同居可能数の必要性

では2つの同居可能率のうちどちらを採用するのが望ましいのだろうか．同居実現率（つまり同居が可能な人が実際に同居する確率）がかなり高いとき，すなわち実際の同居の発生が人口学的に同居可能かどうか（つまり同居の相手がいるかどうか）に主として縛られる状況のときには，純同居可能率つまり同居可能割合で十分と考えられる．しかし，近年の日本の親子のように同居が選択的な行為となってきて，同居実現率がある程度低くなると，単に人口学的に可能かどうかだけでなく，どれだけの選択の可能性 availability をもっているかが問題になってくる．この場合は大きければ大きいほど同居の発生に有利に働くと考えられる．たとえば，純同居可能率が同じ100％でも，同居できる子（夫婦）を1人だけもつのと2人もっていてその中で選択することが可能だというものを比較すると，現実に1人以上と同居するわけではないが同居できる子を1人もつより2人もつ方が実際に同居が発生する率は高くなるだろう．そこで1以上の同居の可能性を切り捨てないことにして，各人が1を超える同居可能性をもつことを許容する同居可能率として総同居可能率を定義するのである．

今回のモデルでは同居可能性を表すのにこの2種の同居可能率をともに用いることにする．

3） 人口における総同居可能率

総同居可能率つまり同居可能数は人口全体における親と子の直接的な量的な対比によって求められるので，その定式化は比較的容易で，親についての子との総同居可能率は「子／親比」，子についての親との総同居可能率は「親／子比」で表わされる．前者は生きている親1組に対する平均の子の組数であり，後者は生きている子1組に対する平均的な親の組数である．ここで子の組数というのは結婚を前提にして子の平均的数を2分の1したものである．子／親比は家族の再生産を親から子の方向にみているものであり，親／子比は子から親の方向にみているものといえる．

さらに具体的な定式化は**8**の3）で述べる．

4. 子との同居不可能性または親の過剰の発生原因

Zeng のモデルの(1)の設定のように，「1人以上の子をもつ親の中で子と同居できない親が発生するのは全人口の家族再生産率 G が1より小さいとき」としてよいのだろうか．まず，これはさきに定義した同居可能割合を同居可能数で計ろうとするもので原理的に誤りである．ただし，同居可能割合が同居可能数に一致する場合がありうる．以下にこのことを検討しよう．

1） 親子関係をもつ人口の結婚連鎖への分割

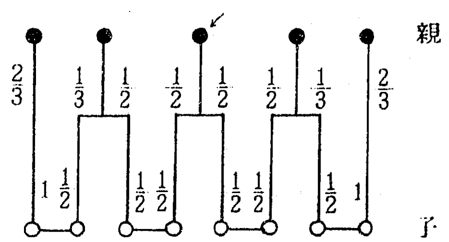
一般に，人口は親子関係をもつ人口とそれをもたない人口に分けられる．後者は子をもたず，かつ親を亡くした人口で構成されている．しかし，これからはこの前者つまり親子関係をもつ人たちのみで構成される人口を考えることにする．この人口は子を1人以上もつ親かその子のみで構成されている．以下で，単に人口という場合この親子関係をもつ人口のことを指すことにする．ただし，この限

定は6章までで，7章以下，実際に用いるモデルではこの限定はない．この限定は以下の議論の必要のためのものである．

この親子からなる人口では，親のない子や子のない「親」が存在しないため，子／親比および親／子比はそれぞれ前述の家族再生産率Gとその逆数$1/G$に一致する．つまり総同居可能率はGまたは$1/G$で表わされる．

さて，一般に複数の親子は子同士の結婚によって相互に結び付けられている．いく人かの親と子が複数の結婚によって互いに結び付けられて一群をなすこの集団を結婚連鎖 marriage chain と称し，これに含まれる親や子の間には結婚関係が存在するということにする．この結婚連鎖には1人っ子同士の結婚によってつくられるもののように（図2の左），孤立していて非常に単純な場合もあるが，現実に多くは相当大きくしかも複雑である．しかし，いずれにせよ個々の連鎖は有限の大きさをもっている．今，後の説明の便宜のため簡単な例を図1に示す．これらの図において●は親1組を示し○は子1人を示す．

図1　1人っ子2組と2人きょうだい3組からなる結婚連鎖



↙印の親も子と同居できない可能性がある．
上の数字は子との同居可能率，
下の数字は親との同居可能率，
本文参照。

なお，結婚していない子も結婚連鎖に含め，その子を子1組と考える。したがって，もっとも簡単な結婚連鎖は親1組と未婚の子1人からなるものである．

このように親子関係をもつ人口は大小様々な結婚連鎖によって覆いつくされており，当然，単一の結婚連鎖によって構成されるのではなく，いくつかの結婚連鎖に分けられるものと考えられる．このことは結婚連鎖によって人口が作られているということである．

2）人口と結婚連鎖の家族再生産率G

家族再生産率Gは個々の親子についても定義でき，親に対する子の組数（子の数の2分の1）とすることができ，同様に結婚連鎖についてもその全体について親の組数に対する子の組数の比率とすることができる．図1の場合4/5である．人口全体についても直接にその内部の親の組数に対する子の組数の比率として定義できるが，同時にその人口の内部の結婚連鎖ごとの家族再生産率の加重平均としても表せる．これを家族再生産率の平均値性ということにしよう．

3）結婚連鎖における子の不足，親の過剰

一般に，親は自分の子との同居をめぐって子の配偶者の親と競合するのであるが，とくに，子供1人の親はその子が配偶者の親と同居するかもしれないので，子と同居できない可能性があるのである．

しかし，ある親の子供数が2人以上でも，子供数1人の親が存在することの影響を受けて，その親が自分の子と同居できない場合がある．これを例によって示そう．今，1人きょうだい2組と2人きょうだい3組計5組がそれぞれ結婚し4組の子夫婦となった場合（図1参照）で，1人きょうだい2組がみなそれぞれ自分の親と同居し，2人の子をもった親2組も残る1人の子と同居したとすると，2人の子をもった親1組（図1の↙印）は子と同居できなくなる．このように，子供数1人以上の親でもその子の結婚のしかたによっては，子と同居できなくなる可能性があるのである．

一方逆に子からみると，子と同居できない親の存在は，子にとって同居できる親が1組以上あるという状態を意味する．この親の過剰は1人きょうだいの存在からくるものであるが，図1のような場合，一人っ子がそれぞれ自分の親と同居するとすると，残る2人きょうだい同士が結婚した子2組のうちどちらかは2組の親をもつことになる．つまり，親が1組過剰になっている．このように，親の

過剰は矢印で示した親の子のように一人っ子と結婚していない２人きょうだいにも及ぶ可能性がある.

結局，子と同居できない親が生じるもと，および親を過剰にもつ子が生じるもとはといえば，明らかに子供数１人という置き換え水準を越えない水準の子をもつ親が存在することによりその結婚連鎖で全体として家族再生産率が１以下になるからであるが，子との同居の不可能性は単にその親にとどまらず，その子の配偶者の親に転移し，場合によっては１人っ子と結婚しなかった子をもつ親にさえ転移する．図１の場合がそうである．このように，子供数１人の影響は結婚によって結び付けられた親と子の集団つまり結婚連鎖内に伝搬されるのである．なお，子供数０の親についてはその子供が結婚するわけではないのでこのような無子の影響は転移しない.

以上のように，子供を１人以上もっていても子と同居できない親が発生するのは子との同居をめぐる親同士の競合が存在し，かつ子供数１人の親が存在するからであり，それが結婚連鎖内で伝搬されるからである．親を過剰にもつ子の発生についても全く同様なことがいえる.

4) 人口における子の不足

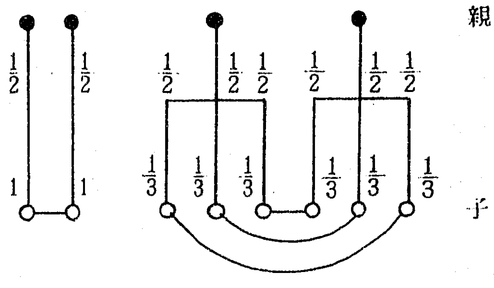
今，仮に人口が図１に示した結婚連鎖１群からなるきわめて小さなものであるとしよう．するとこの集団においては，親５組に対し子 8人,4組で 子を持つ親に対する子の組数の比，家族再生産率Gは0.8である．この数値が子と同居できる親の割合の最高限を示しているのは明らかである．したがって，少なくとも親１組は子と同居できない．つまりこの人口において$G<1$であることは子と同居できない親が存在することを示しているのである.

しかし，一般に人口がこのようにたった１つの結婚連鎖だけで形成されることはまずないのであって，大小様々な結婚連鎖を内にもっている.

さて，人口がいくつかの結婚連鎖に分割されているとき，人口全体の家族再生産率Gが１以下かどうかということと同居できない親が存在するかどうかとは一致しない可能性がある. つまり，Gが１あるいはそれ以上でもその内部にある結婚連鎖において子と同居できない親が存在する場合がある.

これを例で示そう.. 図２の場合を考えてみよう．これは二つの結婚連鎖からなり，一人っ子２組が結婚した結婚連鎖と３人きょうだい２組が結婚した結婚連鎖でなっている．一人っ子２組の結婚連鎖の家族再生産率は1/2で, 子と同居できる親の割合は最大で50%であり, ここでは家族再生産率と親の同居可能の割合は最高限とは一致している．３人きょうだい２組からなる結婚連鎖の家族再生産率は3/2であり, 同居できる親の割合の最高限は 100 %である．この結婚連鎖では当然ながら，家族再生産率Gと同居可能の親の割合の限度は一致しない．Gが１より大なる結婚連鎖ではいわば親がもつ子との同居の可能性は浪費されているのである．この２つの結婚連鎖全体では親４組に子４組でその家族再生産率は１である. しかし，同居できる親の割合の限度は100 %でなく, 3/4 =75%である. このように, ２つの結婚連鎖全体の家族再生産率が１だからといって同居できない親の割合が０であることを意味しないのである.

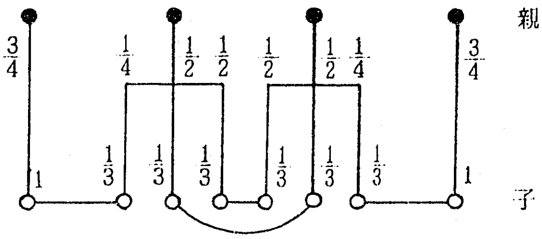
図２　１人っ子２組からなる結婚連鎖ときょうだい２組からなる結婚連鎖



上の数字は子との同居可能率，下の数字は親との同居可能率，本文参照.

これに対して，図３のように，図２と同じ子供数の組み合わせであっても結婚のし方が異なるものが考えられる．この結婚連鎖の家族再生産率は同じ4/4であるが，同居できる親の割合は最大 100 %となり，家族再生産率と一致する.

図3　1人っ子2組と3人きょうだい2組からなる1つの結婚連鎖



上の数字は子との同居可能率，下の数字は親との同居可能率，本文参照.

一般に子と同居できる親の割合は人口全体における家族再生産率のような平均的な水準自体と一致するとは限らないのである．この不一致は図2の場合のように，結婚関係によって形成されるいくつかの結婚連鎖によって人口が分けられること，かつ家族再生産率Gが1以上の結婚連鎖が存在する一方Gが1以下の結婚連鎖が存在するというように不均等性が存在し，同居の可能性が浪費されることからくる．これを同居可能割合の非平均値性ということができる．しかし，同居可能割合は全人口の家族再生産率Gより低いことは明らかで，Gはその上限を示すものといってよい．

5）人口における親の過剰

逆に子からみると，きょうだい数1のものが存在する限り，親との同居可能性が浪費されることがあり得るので，同居可能割合と家族再生産率が一致することは保障されない．たとえばさきの図2のように一人っ子の結婚連鎖では家族再生産率Gは1／2で，その逆数1／Gは2であるが，親と同居できる子の割合，子の同居可能割合の上限は100％である．ここで親は過剰に存在し親との同居可能性は浪費されている．3人きょうだいでは家族再生産率3／2で子の同居可能割合の上限は2／3，67％である．

2つの結婚連鎖全体の子の同居可能割合の上限は3／4，75％になる．しかし，図3のような結婚関係が形成されれば子の同居可能割合の上限は4／4，100％となるのである．このように親との同居可能割合は1／Gを上限として実際には結婚関係の形成のされかたに依存してこれより低くなるのである．

以上のように，親子のみからなる人口を仮定してもZengのモデルの上記(1)の設定は人口が単一の結婚連鎖で形成されていない以上，無限定には妥当しないのである．

5. 子の不足，親の過剰のない人口

親子でなる人口全体の家族再生産率Gが1以上であっても，人口が結婚連鎖に分割されていることから子の不足，親の過剰が部分的に生じるのが普通であることを指摘した．もちろんこの条件($G \geqq 1$)のとき常にそうなるわけではない．ここでは，$G \geqq 1$でかつ子の不足，親の過剰が生じない人口とはどんなものかをみてみよう．

1）子供数1人の親が全く存在しない人口

すべての親が2人以上の子をもっているものとすると，どのような結婚連鎖が形成されようと，すべての親に子との同居の可能性が存在し，子不足の親は存在せず，家族再生産率Gは当然1以上になり，同居可能の親の割合は100％となる．例えば，図4(A)，(B)のように親4組に子5組が存在する場合，家族再生産率$G=5/4$で，どのような結婚がおこなわれようと，全体の親の子との同居可能割合は100％で変わりない．

子供からみるとこの場合，親1組に子夫婦1組以上対応するので，過剰な親をもつ子は存在しない．どのような結婚がおこなわれようと，同居可能率は100％以下である．図4(A)，(B)の場合，子の同居可能割合は最大4／5，80％で，子の間にどのような結婚が形成されようと，この値に変化はない．

以上のように，子の不足，親の過剰のない人口のもっとも簡単な例は子供数2人以上の親からなる人口である．この人口は理論的に意義があっても，現実性に乏しいことはいうまでもない[8]．

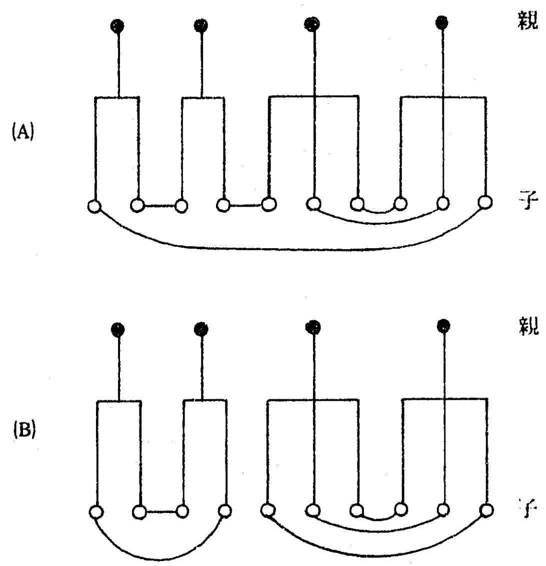
8）第8次出産力調査1982年によると35～39歳の妻の出生数は0人3.9％，1人9.9％．したがって，子1人以上における子1人の割合は10.3％である（厚生省人口問題研究所，『第8次出産力調査第Ⅰ報告書日本人の結婚と出産』，1983年）．また，子供の死亡率が高い場合は出生率が高くとも，親が高齢の時点では子1人の割合はかなり高くなる．

2） 理想結婚人口

子供数１人の親が存在しても，家族再生産率が１以上ならば全人口の中で同居の可能性が浪費されないで，つまり子と同居できない親が存在しないような理想的な結婚関係が形成されるとするなら（理想結婚関係の形成），親の同居可能割合は家族再生産率により近くなり，少なくとも100％に達することができる．子についていうと，過剰な親をもつ子は完全に解消される．

たとえば，図２のような結婚でなく，図３のような結婚連鎖が作られるよう結婚が行われることである．これを「理想結婚人口」としよう．この理想結婚のある部分は一人娘に対するいわゆる婿養子という形で現れる．つまり，婿養子と呼ばれるものはつぎに述べる養子とは全くことなり，ここでいう結婚の一種である．

図４　２人きょうだい２組と３人きょうだい２組からなる結婚連鎖の２種



3） 完全養子人口

また，子供数１人の親が存在し家族再生産率が１以上という同じ条件で，理想結婚関係が形成されなくとも，自分の子と同居できない親には他の親から子が供給されれば，つまり養子が完全に行われれば，親の同居可能割合は家族再生産率により近くなり100％になりうる．子についていうと，過剰な親をもつ子が解消される．図２において，３人きょうだい同士で結婚した１組の子が，取り残された一人っ子の親のところへ養子として同居する場合である．これを「完全養子人口」としよう．

これは理論的に重要であっても，現実にこのような例がどの程度発生するかは疑問で，むしろ，2）で述べた理想結婚の方が多く選ばれるであろう．また，養子は元来一人っ子の親に対してではなく，主として子のない親に対して行われるので，ここでいう完全養子の完全というのは限定されたいみでの完全である[9]．

4） 親の過剰，子の不足のない人口の妥当性

確かに，家族再生産率Gが１以上であるかぎり，必ず人口全体としての親と子とのつり合いは取れているので，2），3)のような結婚や養子が可能なのである．

前回のモデルで親が子を１人以上もつかぎり子との同居が可能であると仮定されていたのは結局，上記の理想結婚人口や完全養子人口として仮定されていたことになる．Zengも同様の仮定をしていることになる．子について，$G>1$であるかぎり１人きょうだいが存在しても親の過剰が生じないと仮定されるのも同じ仮定である．

このような理想結婚人口や完全養子人口を仮定することが全く妥当でないとはいえないだろう．現実にある程度このような同居を考慮した結婚や養子をしようとする行動様式が存在すると考えられるからであり，Gが１を大きく下まわることも一般的でないからである．この仮定が妥当な場合は前回のモデルで十分なのである．

しかし，このような人口を仮定することが妥当でないのは，親子同居を意識したこのような行動が非常に微弱になったり，全く存在しなくなった場合や，あるいはむしろ逆に同居に不利になるように行動が変化したときである．現実に，一人っ子の結婚について，過去には一人っ子同士の結婚が避け

9） 子のない親に対する完全養子については脚注１の文献で述べた．

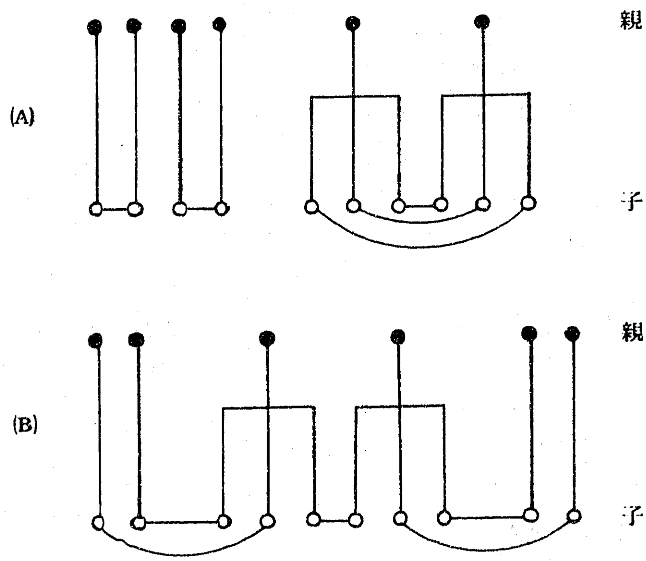
られる傾向にあったが，近年は同類婚の一種としてむしろそれが選ばれる傾向にあると報告されている[10]．また，高学歴の女性は高学歴の男性と結婚する傾向が強いが，彼らのきょうだい数がともに少ないとするとそこからは子と同居できない親が多く発生することをいみする．今後さらに，親子同居を意識した家族形成意識が弱まっていき，理想結婚関係を形成しない方向がしだいに強くなると考えられるので，とくに将来動向をみる場合には，このような結婚の要因によって子不足，親過剰が生じることを許容するモデルの方が望ましいと考えられる．

5） $G<1$ における理想結婚，完全養子

ここでついでに，家族再生産率 G が1未満の場合の理想結婚，完全養子についてふれておこう．$G<1$ のときは，いうまでもなく子の不足，親の過剰が存在するのは当然である．この場合，結婚や養子が子の不足や親の過剰を最小にするよう行われるものとすることができ，親の同居可能の割合は最大 G になり，子の同居可能割合は $1/G$ 以下つまり100％となる．このような人口を仮定することは現実にどの程度合っているかどうかは別として，理論的には可能である．Zengのモデルはこの仮定を採用していることになる．

これがたとえば図2と図3に1人っ子2組が加わった場合で，図5の(A)の場合，3人の子をもつ親2組の同居可能割合は100％にとどまり，逆に子からみた同居割合はこの3人きょうだいのところで100％に至らない．ここで同居可能性がむだになっている．これに対して，理想結婚人口である(B)の場合は親からみた同居可能割合の上限は全体で $G=5/6=83\%$ までになり，子からみた同居可能割合の上限も100％となる．

図5　1人っ子4組と3人きょうだい2組からなる結婚連鎖の2種



6. 同居可能割合の推定問題

では，同居不可能な親の割合，つまり親がもつ子との同居不可能率の大きさはどのようにきまるのだろうか．Zengのモデル(2)の設定のように，全人口の家族再生産率 G と子と同居できない親の割合（Zengの論文では n_3）との間に直接的な関係（$n_3=1-G$）が存在するとしてよいのだろうか．また，理想結婚人口でなく，かつ子供数1の親の割合が無視できない程度に存在する場合，全人口の親の同居可能の割合，および子の同居可能の割合を正確に求めるにはどうすればよいのだろうか．

1） 結婚連鎖内の子不足，親過剰の伝搬性の2つのモデル

上記の図1の例について，この結婚連鎖の内部で子の不足や親の過剰は個々の親子の内部にとどまらず，すべての親子に伝搬され，均一化される可能性をもつものと考えられた．このような結婚連鎖の中での同居可能性の伝搬性をどの程度と考えるかが問題となる．

これにはさしあたり完全な伝搬性が存在すると考えるモデル（完全伝搬モデル）と，全く逆に完全に伝搬しないとする非伝搬モデルが考えられる．完全伝搬モデルとは同一の結婚連鎖内では親と子の両陣営がそ

10）下記文献33～35ページ参照．
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．
なお，結婚年次別でない結果については脚注8の文献38～40ページ参照．

れぞれ一体となって親子の対応を作ろうとし，結局，同居の可能性は親の間では完全に伝搬され完全に均一化され，また子の間でも完全に伝搬され均一化するというものである．この対極に，結婚と出生で作られる個々の親子の対応のみで決まるというモデルが考えられる．つまり，同居の可能性は全く伝搬されず，結婚連鎖の全体では均一化されないとするものである．

現実はどうであろうか．たとえば，自分の子が一人っ子と結婚した場合その子を子の配偶者の親に譲り自分は他の子と同居するという傾向は若干存在するだろう．すると親子両陣営の内部でそれぞれお互いに同居の可能性を全く融通し合わないとする完全な非伝搬型はやや非現実的である．しかし逆に，子供を多く持った親が一人っ子の親と全く同じ同居可能性になってしまうというのもあまりに寛大すぎるだろう．つまり，子との同居の可能性が自分の生んだ子の数とは全く関係なくなるという完全伝搬モデルはその点でより非現実的であろう．そこで，子の親とその配偶者の親との間でのみ互いに子との同居可能性を若干譲り合うとする部分的伝搬型モデルが望ましい．

また，2）で述べるように，完全伝搬型は結婚連鎖においてその内部の親と子の構成が分かっていればたちどころに計算可能であるが現実の結婚連鎖の全体像を捉えるのはそう簡単なことではないので，実際の計算の便宜という点でも部分的伝搬型の方が有用である．

したがって，本研究では部分的伝搬型モデルを採用しこれによって実際の同居可能率を計算する．その前に，完全伝搬モデルによった同居可能割合を確認しておこう．

2） 完全伝搬型モデルの同居可能割合

(1) 結婚連鎖内の同居可能性

同居可能性が結婚連鎖全体で均一化されるものとする完全伝搬モデルによれば，結婚連鎖内では親の同居可能の割合は最高限つまり家族再生産率に一致し，したがってその親の数と子の数という構成さえわかれば計算できる．その内部でどのような結婚によるネットワークができあがっているかという「構造」は問題でなく，どれだけのきょうだい数の子が含まれているかという「構成」だけが問題となる．しかし，これは結婚連鎖全体が決まらないかぎり決まらない．

たとえば，さきの図１，２，３の場合同居可能割合はすでに計算した家族再生産率Gと一致する．いうまでもなく，家族再生産率Gが1を越えるとき，親の同居可能割合は100％であることに注意する．

(2) 人口の同居可能性

全人口についての同居可能割合は，**4**の4），5）で述べたように単に全人口の家族再生産率Gと等しいとはできず，結婚連鎖の形成状況を把握し，その連鎖ごとに家族再生産率を計算しそれによって同居可能割合を決定し，それを加重平均しなければならない．しかし，現実の結婚連鎖は図２のような単純な場合は極めてまれであり，おそらく複雑かつ巨大であろう．全人口についてこのような複雑な結婚連鎖の形成のしかたを全面的に知ることは実際上不可能である．

しかし，ここでもし理想結婚，完全養子人口で，子不足・親過剰を最小にする行動があると仮定することが妥当ならば，人口内でどのような結婚連鎖が形成されているかにかかわりなく，親の同居可能割合は人口全体の中の親と子の組数という構成を示す家族再生産率Gに等しくなり，子の同居可能割合は$1/G$となる．ただし，Gあるいは$1/G$が1を越えるときは同居可能割合はそれぞれ100％となる．なお，総同居可能率つまり同居可能数は**4**の1）で述べたように無限定にGあるいは$1/G$としてよい．

3） 部分的伝搬型モデルと結婚連鎖の分解

本研究で採用する部分的伝搬型モデルでは，ひとつの一体になった結婚連鎖でも，同居の可能性つまり子の不足や親の過剰がその構成員の間で無限に伝搬するものではなく，無限に相互作用するものでもないとする．したがって，結婚連鎖はその要素つまり，子とその配偶者およびそれぞれの親からなる部分集団ごとに分解して扱われる．いわば，結婚連鎖という大きな分子の全体構造を知るかわりに，それを構成する２種の原子である親と子の間にどのような原子結合が形成され，それぞれのもつ

同居可能性いわば親子の飽和関係，対応関係が作られているかを知り，全人口における同居可能性はこれを積み上げることにより得られる．したがって，結婚連鎖全体の作られ方は直接知る必要がない．

部分的伝搬型モデルでは全人口の同居可能割合は，理想結婚人口であってもその人口の家族再生産率と一致するとは限らず，個々の親と子の対応における同居の可能性を個別に決め積み上げなければならない．逆にいえば，このモデルでは理想結婚を条件とせず，いかなる結婚が行われていても同居可能割合は計算可能である．以下に，章をあらためこれを説明しよう．したがって，ここからは結婚連鎖のみで人口が構成されているという限定は取り払われる．なお，親と同世代の，子のない人たちを含む人口を「親世代人口」と呼ぶことにする．

7. 部分的伝搬型モデルによる同居可能性――競合の均衡と同居可能性の分配

一般に，子が結婚したあとは，親子の同居をめぐって二つの競合が生じる．すなわち，子との同居をめぐって親と「子の配偶者の親」とが競合し，親との同居をめぐっては子のきょうだいとその配偶者のきょうだいとが競合する．

1) 親からみた同居の可能性

まず，親が子と同居する場合の可能性について考えてみよう．親がもつ子との同居の可能性をその子ごとに求める．子供1人（1組）のもつ「親との同居の可能性」1が競合する2組の親に配分されることになる．これは子が親の1組としか同居しないとするからである．この配分のされ方はそれぞれの親が引っ張る力に比例するものといえる．親がそれぞれ引っ張る力は各親について合計1であるはずである．ここで，この親の引っ張る力は子供の間でその性や出生順にかかわらず等しいと仮定すると[11]，この力は子供の間で均等に分割される（対等仮定）.つまり，親の引っ張る力はその子供数に反比例する．

例で説明する．図1の1人っ子の親をとると，その子は2人きょうだいと結婚している．この子夫婦は同居について両方の親から引っ張られている．この引っ張る力はそれぞれのきょうだい数に反比例するものと考え，1人きょうだいの親から1の力で引っ張られ，2人の親からは1/2の力で引っ張られるものと考えられる．これは子の側が親の1組としか同居できないからである．そこで子の同居の可能性，合計1はこの引っ張り合いの結果，このふたつの力の大きさに比例して配分される．こうしてこの親の子との同居可能性は

$1/(1+1/2)=2/3$ と考えられる．

一般に対等仮定に基づく子との同居の可能性は，n人のきょうだいの子がm人のきょうだいの配偶者と結婚する場合，その子との同居の可能性は次の式で表される．

$$\frac{1/n}{(1/n+1/m)} = \frac{m}{m+n}$$

ちなみに，その子の配偶者の親がもつその子との同居可能性はつぎのようになる．

$$\frac{1/m}{(1/n+1/m)} = \frac{n}{m+n}$$

ところで，今その子の配偶者の親が死亡していればこの競合はなくなるので，この式がなりたつのは子の配偶者の親が生きている場合（発生割合，s_p）のみである．ただし，s_pは脚注6で述べた少

11）性・出生順位によって同居の望ましさが異なるものとするモデルも考えられるが，別稿に譲ずる．

なくとも父または母が生き残る確率である．子の配偶者の親が死んでいる場合（発生割合，$1-s_p$）は完全に自分の同居可能性１となる．したがって，上記の親の子との同居可能性 $X(n, m)$ は子の配偶者の親が生きている場合と死んでいる場合の２項の和として，下記のような(1)式で表される．

$$X(n, m)=\frac{m}{m+n}s_p+1-s_p \quad \cdots\cdots \quad (1)$$

親の n 人の子のどの子との同居もその可能性は独立に発生すると考えられるのですべてを合計することが可能であり，その親のもつ n 人の子供それぞれについて(1)式で表される同居可能性が合計されるのである．

このようにして図１の場合，それぞれの子との同居可能性を求めると図１の上段の数値のようになる．これらを各親ごとに合計したものが各親のもつ同居可能率である．これらを親５組について合計すると４となり，これは子の組数に一致する．

なお，その子が結婚していない場合，子の配偶者の親との競合が全くないので配偶者のきょうだい数はいわば無限大であるとすることができ，$m=\infty$，$1/m=0$ とし，(1)式において $X(n, \infty)=1$ となる．子の数が０，$n=0$ の場合は，(1)式は適用できず，当然ながら $X(0, m)=0$ とする．

ここで n や m は生まれたときのものでなく，現時点のものであるので，そこには子の死亡率が加味されている．したがって，この同居可能率には親子の死亡率がともに含まれている．前回のモデルでは子の死亡率は含まれていたが，親の死亡は含まれていなかった．今回は子の配偶者の親との競合という要素が加味されたことにより親の死亡率も含まれているのである．親の死亡率が高いほど(1)の値は大になる．

いま仮に $s_p=1$ として，親からみた子との同居可能率 $X(n, m)$ を行列の形で具体的に示すとつぎのようになる．

$$\left[X(n, m)\right] = \begin{array}{cc} & m \\ & \begin{array}{ccccccc} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & \cdots & \infty \end{array} \\ n \begin{array}{c} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \\ \vdots \end{array} & \left[\begin{array}{ccccccc} .0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ .5 & .667 & .75 & .8 & .833 & \cdots & 1 \\ .333 & .5 & .6 & .667 & .714 & \cdots & 1 \\ .25 & .4 & .5 & .571 & .625 & \cdots & 1 \\ .2 & .333 & .429 & .5 & .556 & \cdots & 1 \\ .167 & .286 & .375 & .444 & .5 & \cdots & 1 \\ .143 & .25 & .333 & .4 & .455 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \end{array}\right] \end{array}$$

これをみると，たとえば子１人の親はその子がきょうだい数１人の配偶者と結婚している場合，その子との同居可能率は 0.5 であるが，配偶者のきょうだいが２人，３人と増えていくにしたがい，同居可能率は0.667，0.75 と増えていく．また，自分の子の数が多くなると，その子１人当たりの同居可能率はしだいに小さくなる．この行列はいうまでもなく対称行列ではない．対角要素，つまり $m=n$ のときはすべて 0.5 となっている．子の数と子の配偶者の数が同じとき，同じ力で引き合うとされているからである．

2）子からみた同居可能性

一方，子からみた親との同居可能性は一般にきょうだい数 n 人の中では $1/n$ で，m 人きょうだいの配偶者と結婚しているとすると，その配偶者の親との同居可能性は $1/m$ である．この２組の親との

同居の可能性は独立に発生するとしてよいので合計が可能である．したがって，この子がもつ親との同居の可能性はつぎのように表される．

$$\frac{1}{n}+\frac{1}{m}=\frac{m+n}{n\,m}$$

図１の一番左の子の場合，親との同居可能性は自分の親についてはきょうだい数１なので競合はなく１，配偶者の親については配偶者のきょうだいの中で競合し，1/2 したがって合計 $1+1/2=3/2$ とすることができる．しかし，親との同居可能割合，純同居可能率は１を越えることができないので100％となり，親は過剰となっている．

同様にして，それぞれの子について同居可能性を計算すると図１の下の段の数値のようになり，子４組について合計すると５となる．これが親の組数５に等しいのはいうまでもない．そのいみでは，全体として親５組と子４組の対応をミクロに表現しているといえる．

なお，図１の矢印で示した親の子との同居可能性は２人の子それぞれについて１／２と１／２で合計１となっている．さきにこの親は同居できない可能性があると指摘したのは完全伝搬モデルによってすべての親の間で同居可能性が均一化されるとする場合の結果であって，ここでは部分的伝搬モデルによるので 100％同居可能となっている．

また，図２の親の中で子との同居可能性が 100％に満たないものをみると，同居可能率１／２の親が２組ある．図３では同居可能率が３／４の親２組が存在する．したがって，図３の方が親にとって同居の可能性は全体として高くなっているといえる．しかし，図３のように理想結婚人口でもこの部分的伝搬モデルで考えると全員の親が同居可能性 100％をもつわけではなく，平均的な純同居可能率は 100％まで到達していないことに注意しなければならない．

さて，ここで親の死亡率を考慮するとすると，父または母の生き残る確率 s_p を使って，上記の子の親との同居可能性 $Y(n, m)$ はつぎのように表される．

$$Y(n, m)=\frac{s_p}{n}+\frac{s_p}{m} \qquad \cdots\cdots (2)$$

ここで，自分の親との同居可能性は s_p/n，配偶者の親との同居可能性は s_p/m である．n または m が１であるとき(2)式は１を越える可能性があるが，もし純同居可能率を問題にするときは上限値が１と設定される．

また，この式でわかるように同居可能率は親の死亡率と子の死亡率をともに含んでいる．いうまでもなく，(1)式とは逆に親の死亡率が高いほど(2)の値は小さくなる．

その子がもし結婚していない場合は，$m=\infty$ とし，(2)式で $Y(n, \infty)=s_p/n$ である．また，たとえば２人きょうだいと２人きょうだいが結婚するときには $Y(2, 2)=s_p$ となる．いま仮に $s_p=1$ として，子からみた親との同居可能率 $Y(n, m)$ を行列の形で具体的に示すとつぎのようになる．

$$\left[Y(n, m)\right]= \begin{array}{cc} & m \\ & \begin{array}{ccccccc} 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & \cdots & \infty \end{array} \\ n\ \begin{array}{c} 1\\2\\3\\4\\5\\6\\\vdots \end{array} & \left[\begin{array}{ccccccc} 2 & 1.5 & 1.333 & 1.25 & 1.2 & \cdots & 1 \\ 1.5 & 1 & .833 & .75 & .7 & \cdots & 0.5 \\ 1.333 & .833 & .667 & .583 & .533 & \cdots & 0.333 \\ 1.25 & .75 & .583 & .5 & .45 & \cdots & 0.25 \\ 1.2 & .7 & .533 & .45 & .4 & \cdots & 0.2 \\ 1.167 & .667 & .5 & .417 & .367 & \cdots & 0.167 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \end{array}\right] \end{array}$$

これによると，たとえばきょうだい数1人の子はどのようなきょうだい数の配偶者と結婚しようとその親との総同居可能率は1を越える.

この行列はいうまでもなく対称行列となっている.

8. 全人口における同居可能率

1）親からみた同居可能率の積み上げ

個々の親の同居可能性は(1)式で求められたので，全人口についてはこれを直接積み上げればよい.親からみた同居可能性，親の子との同居可能率 A_p はつぎのように表される。これは，親世代人口を子供数 n によってグループに分け，n 人の子をもつ親ごとの平均的な同居可能率 A_n を親世代人口における各子供数 n の割合 f_n（式(9)参照）という重みをかけて合計したものであらわされる.ω は最大の子供数である.

$$A_p = \sum_{n=0}^{\omega} f_n \, A_n \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (3)$$

現に n 人の子をもつ親の平均的な子との同居可能率 A_n は総同居可能率の場合つぎのように表される.

$$A_n = n \cdot \sum_{m=1}^{\infty} \left[{}_nP_m \cdot X(n, m) \right] \quad \cdots\cdots\cdots\cdots \quad (4)$$

ここで，${}_nP_m$ は n 人きょうだいの各人が m 人のきょうだいの配偶者と結婚している割合である.したがって，$\sum_{m=1}^{\infty} {}_nP_m = 1$

これに対して，純同居可能率の場合，親ごとに合計して平均することは同じであるが，その前に1をこえる同居可能率は切り捨てなければならないので，(4)式のような計算は不可能である.このためにはまず1以下の同居可能率をもつ親についてその同居可能率を平均し，その他の親の同居可能率をすべて1にし，そのうえで平均する.同居可能率が1以下になる親はたとえば $s_p = 0.976$ のとき(1)式と ${}_nP_m$ のある値（10. で用いる例と同じ）によって実際に計算してみると，つぎのような場合のみである.

$n = 1$ ： $m = 1$ ；　2 ；　3 ；　4 ；　5 ；　6 ；　7
　　2 ：　1　1 ；　2　1
　　3 ：　1　1　1 ；　2　1　1
　　4 ：　1　1　1　1
　　5 ：　1　1　1　1　1
　　6 ：　1　1　1　1　1　1

すなわち，子の数が1の場合同居可能率が1以下になるのは子の配偶者のきょうだい数が1から7までであり，子が2人のときは配偶者のきょうだい数が1人 1人，2人1人の2通りである.等々.親の死亡率がもっと高いときこの組み合せはもっと多様になる.

2）子からみた親との同居可能率の積上げ

個々の子からみた親との同居可能性は(2)式で求められるので，全人口についての子からみた親との同居可能率 A_c はつぎのように表される.子供世代人口をそのきょうだい数 n によってグループに分け，n 人きょうだいごとの平均的な同居可能率 a_n を子供世代人口における各きょうだい n の割合 p_n

（式(10)参照）という重みをかけて合計したものであらわされる．

$$A_c = \sum_{n=1}^{\omega} p_n\, a_n \quad \cdots\cdots (5)$$

各n人きょうだいの平均的な親子同居可能率はつぎのように表される．

$$a_n = \sum_{m=1}^{\infty} \left[{}_nP_m \cdot Y(n\,,\,m) \right] \quad \cdots\cdots (6)$$

ここで，${}_nP_m$ は(4)式の場合と同じく，n人きょうだいの各人がm人のきょうだいの配偶者と結婚している割合である．

(6)式の a_n が1を越える場合，純同居可能率は1と設定される．

3）人口の総同居可能率，同居可能数の直接的算出

3の3）で述べたように，全人口の総同居可能率は子／親比または親／子比であるので，直接これを導くことを考えよう．

(1) 親からみた子との総同居可能率

親世代人口全体についての子との同居可能数の合計は子の結婚のしかた（配偶者のきょうだい数）にかかわらず一定であるので，今n人きょうだいの子はすべてn人きょうだいの配偶者と結婚するものと単純化しよう．(1)式においてこの子1人当たりの同居可能数は次のようになる．

$$X(n\,,\,n) = 1 - \frac{s_p}{2} \quad \cdots\cdots (7)'$$

これを親世代全体で平均すると次のようになる．

$$\sum_{n=0}^{\omega} f_n \cdot n \left(1 - \frac{s_p}{2}\right) = \bar{x}\left(1 - \frac{s_p}{2}\right) \quad \cdots\cdots (7)''$$

ただし，$\bar{x}$ は親世代の平均子供数であり，$\bar{x}_0$ を子供が生まれた時点のものとし，s_cを子の生残率とすると，$\bar{x} = \bar{x}_0\, s_c$ と表わされる．これが子／親比である．

ここで，子の未婚者が存在するものとすると，r_m をその既婚率として，n人きょうだいの子全体の同居可能数は，既婚の子について(7)′式，未婚の子について1であるので，次の通りになる．

$$\left(1 - \frac{s_p}{2}\right) r_m + \left(1 - r_m\right) = 1 - \frac{s_p}{2} \cdot r_m$$

したがって，全親世代人口（既婚）については子／親比は

$$\bar{x}_0\, s_c \left(1 - \frac{s_p}{2} \cdot r_m\right) \quad \cdots\cdots (7)$$

(2) 子からみた親との総同居可能率

(1)と同様にして，n人きょうだいの子がすべてn人きょうだいの配偶者と結婚するものとすると，(2)式によって

$$Y\ (n,\ n) = \frac{2s_p}{n} \qquad \cdots\cdots (8)'$$

したがって，子全体で平均すると親／子比は次のようになる（⑽式参照）．

$$\sum_{n=1}^{\omega} p_n \cdot \frac{2s_p}{n} = 2s_p \sum_{n=1}^{\omega} \frac{p_n}{n} = \frac{2s_p \sum_{n=1}^{\omega} W_n}{\sum_{k=1}^{\omega} W_k \cdot k} = \frac{2s_p}{\bar{n}} = \frac{2s_p}{\bar{n}_0 s_c'} \qquad \cdots\cdots (8)''$$

ただし，$\bar{n}$ は子１人以上持つ親についての平均子供数，$\bar{n}_0$ は子出生時のもの，s_c' は脚注５参照．

ここで子の未婚者が存在するものとすると，既婚者については⑻′式，未婚者については $\frac{s_p}{n}$ を適用し，

$$\frac{2s_p}{\bar{n}} r_m + \frac{s_p}{\bar{n}}(1 - r_m) = \frac{s_p(r_m + 1)}{\bar{n}} \qquad \cdots\cdots (8)$$

以上のように総同居可能率は⑺，⑻式によって求められる．

なお，ここでさきの家族再生産率 G は $\bar{n}$, $\bar{x}$ を使って次のように表わされる．

$$G = \frac{\bar{n}}{2} = \frac{\bar{x}}{2(1 - f_0)}$$

f_0 は０子の母親の割合である．このように子／親比，親／子比は G，$1/G$ と一般には一致しない．

9. 親子関係の動的な表現

1）子の数別親の分布 f_n，きょうだい数別子の分布 p_n の子の死亡による変化

ここまでは，一時点における静的な親子関係を扱ってきたが，ここで子の出生から親が高齢に達する時点までの変化などの動的な関係を扱おう．

このモデルで同居可能率を計算するには，⑴式から⑹式でわかるように，その時点の親の生残率 s_p，結婚の組み合わせ $_nP_m$ の他は親世代における子数による相対的な分布 f_n，子世代におけるきょうだい数による相対的な分布 p_n が得られればよい．そこで，子の出生時における子数別の親の数の分布 W_n をもとにしてこれらを求める方法を示しておこう．ここには当然ながら出生率と子世代の死亡率が表現されている．

ついでながら，前回のモデルでは子の数についてはその平均値が変化することを表現したが，子の数の分布そのものは必要としなかった．今回のモデルは結婚におけるきょうだい数の組み合わせが必要なのでその数そのものの変化を必要とするのである．

いま，ある時点において子の数が n 人である親の組数を W_n とし，相対頻度を f_n とすると，f_n はつぎのように表される．

$$f_n = \frac{W_n}{\sum_{k=0}^{\omega} W_k} \qquad \cdots\cdots (9)$$

また，きょうだい数 n 人の子の相対頻度 p_n はつぎのように表される[12]．

12）これは前回モデルの p_n とは異なる．前回は $p_n = f_n / (1 - f_0)$ とした．

$$p_n = \frac{W_n \cdot n}{\sum_{k=1}^{\omega} W_k \cdot k} \quad \cdots\cdots (10)$$

親の組数 W_n は子の死亡率によってつぎの時点には変化する．ある時点において子の数が n 人である親の組数を W_n ，子の死亡率を生残率 s_c で表すと，つぎの時点において子の数が n 人である親の組数 W'_n はつぎのように表される．

$$W'_n = \sum_{k=n}^{\omega} W_k \cdot s_c{}^n \cdot (1-s_c)^{k-n} \cdot b\ (k,n) \quad \cdots\cdots (11)$$

この式は，n 人の子が全員生き残るもの（確率 s_c^n ）と，$n+1$ 人の子が1人死亡するもの（確率 $s_c{}^n \cdot (1-s_c)$ ），$n+2$ 人の子が2人死亡するもの（確率 $s_c{}^n \cdot (1-s_c)^2$ ）……から W'_n がなっていることを示している．ここで $b\ (k\ ,\ n)$ は二項係数で k 人から n 人を取り出す場合の数を示し，この場合，それぞれ n 人から n 人，$n+1$ 人から n 人，$n+2$ 人から n 人の生きのこる場合の数を示し，次式で表される．

$$b\ (k\ ,\ n) = \frac{k\,!}{n\,!\,(k-n)\,!} \quad \cdots\cdots (12)$$

子の死亡発生後の親の分布，子の分布は(11)式によって求めた W'_n によって(9)，(10)式であらためて f_n ，p_n を求めればよい．なお，脚注5で示した式は子の死亡による0子の増加をとり入れて平均子数の変化を示すもので，平均子数については(11)式による結果と変わりはない．

2）結婚後の子の死亡率によるきょうだい数の組み合わせの変化

子と子の配偶者のきょうだい数の組み合わせは，子の結婚後その双方のきょうだいの死亡によって変化する．たとえば，2人きょうだいの夫と3人きょうだいの妻の組み合わせの夫婦の場合，そのいくらかは夫のきょうだいが死亡して1人と3人の組み合わせになり，またそのいくらかは妻のきょうだいが死亡し2人と2人の組み合わせになる．結婚のしかたがきょうだい数によって異なるとき，結婚時にきょうだい数の組み合わせをつくるのと，死亡が発生してきょうだい数が変化したあと組み合わせるのと明らかに結果が異なる．たとえば，一人っ子同士をさけて結婚が行われる傾向があるとき，結婚後の時点できょうだいの組み合わせを結婚のしかたによって算出すると，1人きょうだいと2人きょうだいの結婚のうち2人きょうだいの1人が死亡した結果1人同士の組み合わせができるような場合が実際より過少に発生するよう計算される．したがって，このような変化はまず結婚時に組み合わせを作りその後その変化を追跡しなければならず，大変複雑になる．ただし，結婚後のきょうだいの死亡率はきょうだい数の組み合わせと独立と仮定することはできる．

しかしここで，さらにもし結婚のしかたが自分や配偶者のきょうだい数とまったく関係ないものと仮定する（10で述べる完全ランダム婚）と，きょうだい数の組み合わせの死亡による変化は，死亡の発生によってきょうだい数が変化した後にきょうだい数の組み合わせを作ることで十分再現することができる．

また3）で述べるように，結婚後の子の死亡率を子の配偶者との同居を考慮して変更すると，実際の子および子の配偶者の死亡の発生はほとんど無視しうるので，結婚後の子の数（きょうだい数）の変化はないものと仮定することもできる．

3）子の死亡後の子の配偶者との同居

子が結婚したあと死亡し子の配偶者が残された場合，親とその子の配偶者との同居はどうなるか．

わが国の場合，息子がすでに死亡したあとも姑と嫁の同居などのかたちで同居は行われるものと考えられる．このような場合，子との同居の可能性は子の生存，死亡そのものではなく子夫婦の残存，消滅によって決まると考えるのである．この場合子（夫婦）の出生からの残存率 s_{cc} は子の出生から結婚までの生残率 s_{cm}，生まれてから現在までの子の生残率 s_c を使ってつぎのように表わされる．

$$s_{cc}=s_{cm}\cdot\left(2s_c/s_{cm}-s_c^2/s_{cm}^2\right) \quad \cdots\cdots (13)$$

ここで，s_c/s_{cm} は子の結婚後の生残率であり，上記の式の（ ）内はこれをもとにして計算した子夫婦の少なくとも一方が生きのこる確率であるが，低死亡率のもとではほとんど1を切らない．つまり $s_{cc} \doteqdot s_{cm}$．

以上によってモデルの構造は示された．

10. 計算例とモデルの評価

今回のモデルで同居可能率を計算し，Zeng のモデルに相当する家族再生産率 G により判別するモデル，および前回モデルによる結果とを比較してみよう．

1） データと仮定

今回のモデルによる計算も前回モデルと同様，離婚・再婚を無視し，親と子の年齢差を限定する．したがって，子は親が30～34歳のときに生まれ，25～29歳で結婚し，親が高齢（65～69歳）になったとき，35～39歳になっているものとする．

データは1985年現在25～29歳の人口が2025年に65～69歳の親世代になる時点を想定したものである．

今回は結婚におけるきょうだい数の組み合わせのデータがあらたに必要になるが，いまこのデータは手元になく，つぎのような2種の結婚がおこなわれるものと仮定する．

(1) 完全ランダム婚：きょうだい数に全く独立にランダムに結婚がおこなわれる場合．すなわち，配偶者のきょうだい数の分布が各自のきょうだい数に全く関係なく，結婚時における全人口のきょうだい数の分布 p_n の通りであるような結婚がおこなわれるものとするのである．つまり，n 人きょうだいが m 人きょうだいと結婚する割合 ${}_nP_m$ はその人口の m 人きょうだいの割合 p_m に等しい．すなわち，${}_nP_m=p_m$．これは5で述べたような理想結婚や完全養子は全く行われないことを意味し，現実にはたとえば一人っ子同士の結婚が避けられるとすると，この仮定はその組み合わせが現実にくらべて過大に発生するということになる．

(2) 完全同類婚：きょうだい数に関して完全に同類婚である場合．すなわち，各人は自分のきょうだい数と同じきょうだい数の配偶者とのみ結婚する．

なお，以上のような結婚が実際に成立するためには，きょうだい数が夫妻の間で過不足なく対応する必要がある．これはいわゆる結婚の両性モデルにおける斉合性 consistency の要件[13]であるが，上記2種の結婚では常に成立する．

またデータとして今回のモデルでは子の生涯未婚率も必要でここでは仮に一律に5％とし，親の未婚率は3.8％とした．

1985年現在25～29歳人口の出生率は今のところ不明であるが，仮に1982年出産力調査による結婚年齢23～24歳，現在年齢50歳未満の有配偶女子の出生児数分布を用いる（平均1.921，表1の最左の分布[14]）．死亡率は親世代の30～34歳（子出生時）から65～69歳への残存率を0.976，子世代の出生

13） これについては，たとえば下記文献参照。
Nico Keilman, "Nuptiality Model and the Two-sex Problem in National Population Forcasts", *European Journal of Population*, 1, pp. 207-235.

14） 脚注8文献参照．

から25～29歳にかけての生残率を0．980，35～39歳にかけての生残率を0．977とする．これらは前回モデルに用いた値である．

2） 子数分布，きょうだい数分布の変化

表1は子の数別にみた親の数の割合，きょうだいの数別にみた子の数の割合を子の出生時，子の結婚時，親高齢時の3時点について示したものである．子の死亡によって，子の数，きょうだいの数が少ない方にしだいにシフトしていることがわかる．このときの家族再生産率Gは最下段のようにいずれも1を超えている．つまり全部の親世代人口（既婚者）についての平均子数は1．921人から1．839人であるが，子を1人以上もつ親についてみた平均子数は2人を超えているのである．

親高齢時の分布(5)，(6)は現実の分布であるが，親子同居に関しては先の仮定のように義理の子との同居を考慮にいれ，死亡率を変更し，式(13)が用いられる結果，子夫婦の消滅率は極めて小さくなり，親高齢時の子の分布，きょうだいの分布は子結婚時の分布(3)，(4)と全く変わりない結果となった．したがって，親高齢時の全人口の同居可能率の重みづけのためには表1の(5)，(6)ではなく，(3)，(4)を用いる．

3） 親からみた同居可能率：完全ランダム婚

親高齢時における親からみた同居可能率のうちまず純同居可能率つまり同居可能割合をみると表2の(1)のように子が3人以上であれば100％となっており，親の人口（既婚人口）全体では表1の(3)の分布を重みとしてかけ，平均85.9％となっている．逆にいうと，14．1％の人が子と同居できないことをいみする．これは明らかに表1の(3)の子0人の割合7.8％より大きく，倍近い．また，家族再生産率Gは1より大きく，Zengのモデルによると子1人以上もつ親からは同居不可能な親が発生しないことになる．前回モデルによっても同様で同居可能な親（既婚者）は7.8％のみとなる．ところが今回のモデルによる計算によれば，14．1－7．8＝6．3％が子を1人以上もつ親（この場合，表2の(1)からこれは子1人および2人の親に限られる）から発生することになるのである．理想結婚が行われればこの6．3％は解消され，同居可能割合は92．2％になるはずである．

これに対して，総同居可能率，同居可能人数は子1人につき表2の(2)に示す通りで，たとえば子が3人いる場合は0．465人となり，各親の子全員については子が2人以上のとき同居可能人数は1を超える．しかし，6人の子がいても2人を若干下まわる．全部の親については結局やはり表1の分布(3)をかけ1．010を得る．つまり既婚者1人が平均1．01人の同居可能の子をもつといえるのである．これを未婚者を含む親世代人口全体については既婚率をかけて，0．971人となる．

4） 子からみた同居可能率：完全ランダム婚

子からみた純同居可能率，同居可能割合は表2の(4)のようになり，子世代人口全体では表1の(4)の分布を重みとしてかけて，平均85．2％となる．同居可能数はきょうだい数1人のものでは1．430と親の組数が1を超え，2人きょうだいでは1以下となる．平均では0．932組となる．

一方，前回のモデルでは同居可能割合は脚注6で示したように$2s_p/\bar{n}_0 s_c' = 2s_p/\bar{n}$とされたが，これは，同居可能数を示す(8)″式に相当する．というのは，さきに述べたように理想結婚人口を前提とすると，同居可能割合は同居可能数に一致するからである．したがって，未婚者がいない限り前回モデルは今回の同居可能数と一致する．逆にいえば今回のモデルでは結婚形態が理想結婚でない場合，同居可能割合は前回モデルの結果より当然低くなる．さらに，未婚者を含むことによりその分低くなる．

前回モデルによる同居可能割合は(8)″式により95．6％となるが，今回の完全ランダム婚では未婚者がいないものとすると87．2％で，この差8．4％が理想結婚でないことにより生じたものである．

未婚者を5％とする今回の結果85．2％とその87．2％との差2％が未婚者の存在によるものである．

5） 同居可能率：完全同類婚

完全に同じきょうだい数のもの同士で結婚が行われるとすると，表3のように，同居可能割合，純同居可能率は表2の完全ランダム婚にくらべさらに低くなり，親で83.1％（全親世代80.0％），子で83.8％となっている．これらはいずれも完全ランダム婚の結果に比べてやや小さくなっており，それだけ同居可能性が無駄になっており，理想結婚からより遠いことがわかる．親について子の数別にみると，同居不可能なのは子が1人の親のみである．他の子数の親に同居不可能性は全く及んでおらず，同居不可能のものはもっぱら子1人の親からのみ発生している．

これに対して，親からみた同居可能数は子の数にかかわりなく子1人につき0.536人となり，したがって子の数が多くなるほど比例的に大きくなっている．しかし，親世代の既婚者全体では1.01人（親世代全体0.971人）で，ランダム婚の結果と全く変わりがない．これは子からみた同居可能数，総同居可能率の0.932人についても同様である．同居可能数はどのような結婚が行われようと，同居可能性がむだにならないので人口全体では同じ値（式(7)，(8)でも得られる）になることが示されている．

以上のように，今回のモデルでは親からみた同居可能割合は前回のモデルに比べて親の間の競合を取り入れた分低下する．その低下の程度は理想結婚から離れるほど大きく，完全同類婚のとき最低となる．また，子1人の親の割合が高くなるほど，つまり出生率が低く死亡率が高いほど，その低下の程度が大きくなる．

子からみた同居可能割合では前回のモデルに子の間での競合の要因がすでに取り入れられているが，結婚が理想結婚から離れるほどその割合はより小さくなる．もっとも理想結婚から離れる完全同類婚でも，きょうだい数1の割合が大きいほど，つまり出生率が低く死亡率が高いほど，子からみた同居可能割合は低くなる．

子の未婚を独立して取り入れたことにより，親からみた同居可能割合は上昇し，子からみた同居可能割合は低下する．

11. まとめ

親と子の同居可能性は基本的には子の出生によって作られる親と子の数の対応関係によって決まり，その後の双方の死亡による数の変化によって変化するといえる．筆者が前回発表したモデルはこのような考え方にもとづいている．ところがこれによると親が子を1人以上持っていても子と同居できない場合が生じるという現象を説明することができない．これを説明するためには実は，親子の同居可能性に対して子および子の配偶者の両性が関与していることを取り入れた両性モデルでなければならず，前回のモデルに組み入れられていた親との同居をめぐるその子のきょうだいの間の競合以外に，親との同居をめぐって子のきょうだいと子の配偶者のきょうだいの間で競合することや，子との同居をめぐって子の親と子の配偶者の親の間で競合することを取り入れなければならない．

結局，親の組数に対する子の組数の比率，家族再生産率Gが人口全体で1を超えていても，子を1人しか持たない親がその人口に含まれる以上，子1人の親の存在から来る子不足を解消するような理想的な結婚が行われないかぎり，子を1人以上もつ親の中から子と同居できないものが発生すること，子からいうと子の中から1組以上の同居可能な親をもつものが発生する．前回のモデルおよびZengのモデルはこの理想結婚を前提としている．今回のモデルでは結婚によって作られる子と子の配偶者のきょうだい数の組み合わせという要因を取り入れて，同居可能割合が算出される．

今回のモデルによると同居可能割合は前回のモデルにくらべ競合による分だけ低くなる．その低くなる程度は理想結婚から離れているほど，また子1人の割合が大きいほど，つまり死亡率が高く，出生率が低いほど大きくなる．したがって，将来結婚が理想結婚から離れ，出生率の低下が大きいと前回モデルの結果を修正する必要があるかもしれない．その際には，結婚におけるきょうだい数の組み合わせに関する実際のデータが必要である．これと関連して，今回のモデルでは同居について親が子を選好する度合は子の性，出生順に関して全く同じとしたが，この点を変更することも考えられる．

表１　子数別親の割合，きょうだい数別子の割合

子数，きょうだい数 (人)	子出生時 親 (1)	子出生時 子 (2)	子結婚時 親 (3)	子結婚時 子 (4)	親高齢時 親 (5)	親高齢時 子 (6)
0	7.4	-	7.8	-	8.3	-
1	17.9	9.3	19.6	10.4	21.5	11.7
2	52.6	54.8	51.7	54.9	50.6	55.0
3	19.8	30.9	18.8	29.9	17.7	28.8
4	2.0	4.1	1.9	3.9	1.7	3.7
5	0.3	0.9	0.3	0.8	0.3	0.7
6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
平　均　(人)	1.921	2.325	1.883	2.298	1.839	2.269
家族再生産率 G	1.037		1.021		1.003	

表２　同居可能率（完全ランダム婚）

子数 きょうだい数	親からみた子との同居可能 割合 (1)	親からみた子との同居可能 数（組） 子１人 (2)	親からみた子との同居可能 数（組） 子全員 (3)	子からみた親との同居可能 割合 (4)	子からみた親との同居可能 数（組） (5)
0	0.000	0.000	0.000	-	-
1	0.704	0.704	0.704	0.999	1.430
2	0.990	0.556	1.112	0.896	0.942
3	1.000	0.465	1.395	0.750	0.780
4	1.000	0.403	1.613	0.676	0.698
5	1.000	0.358	1.792	0.632	0.649
6	1.000	0.324	1.946	0.603	0.617
総　数					
（既婚人口）	0.859		1.010		
（全　人　口）	0.826		0.971	0.852	0.932

表３　同居可能率（完全同類婚）

子数 きょうだい数	親からみた子との同居可能 割合 (1)	親からみた子との同居可能 数（組） 子１人 (2)	親からみた子との同居可能 数（組） 子全員 (3)	子からみた親との同居可能 割合 (4)	子からみた親との同居可能 数（組） (5)
0	0.000	0.000	0.000	-	-
1	0.536	0.536	0.536	0.999	1.903
2	1.000	0.536	1.073	0.952	0.952
3	1.000	0.536	1.609	0.634	0.634
4	1.000	0.536	2.146	0.476	0.476
5	1.000	0.536	2.682	0.381	0.381
6	1.000	0.536	3.218	0.317	0.317
総　数					
（既婚人口）	0.831		1.010		
（全　人　口）	0.800		0.971	0.838	0.932

A Model of Parent/Child Coresidability Taking Account of Postnuptial Competition

Kiyosi HIROSIMA

We define net coresidability rate (NCR) as the proportion of parents (children) who are demographically able to coreside with children (parents), and gross coresidability rate (GCR) as the average number of children (parents) to coreside with for a parent (child). The coresidability rates which are basically decided by the numerical relationship between parents and their children started by the births of children will change according to the occurrence of deaths of both parents and children after the births of children. The previous model proposed by us was founded on this structuring.

By that model, however, we cannot explain a phenomenon that some parents who have at least one child cannot coreside with their child. To explain this phenomenon, we should build a two-sex model which expresses that the coresidability is affected not only by the competition among children's siblings concerning the coresidence with their parents, but also by the competition between the siblings of the children and the siblings of children's spouses concerning the coresidence with parents and by the competition between the parents and the parents of children's spouses concerning the coresidence with their children.

In this article, we theoretically explain that even if the family reproductive rate, $\dot{G}$, the ratio of number of child pairs to number of parent pairs, of a population surpasses unity, as the population contains parents who have only one child, and unless the lack of children to coreside with will be dissolved by the 'ideal marriage' in the population, some parents cannot coreside with their child even though they have at least one child, in other words, some children have more than one pair of parents to coreside with. In our previous model and in Zeng's model, the ideal marriage is virtually assumed.

We build a new model to yield the coresidability rates for both children and parents, incorporating the factor of the combination of numbers of siblings of children and children's spouses. According to this model, the proportion coresidable of both parents and children is calculated to be lower than that obtained through our previous model. The extent of the lowness is the larger, the farther the marriage is from ideal marriage, and the higher the mortality and the lower the fertility is where a larger proportion of only children will be produced.

Therefore we may need to revise the results by our previous model, if the decline in fertility becomes larger than expected before. In this connexion, we may also try to alter the preference of parents for the sex and birth order of children to coreside with.