研究ノート

配偶関係・出産と労働経済学

――労働経済学研究の覚書(5)――

小　林　英　夫

目　次

1. まえがき

人口変動は，伝統的に経済学にとって与件であった。だが女子は，市場労働をする場合でも出産および家計内生産活動を免れることができなかったのだから，女子の労働供給時間と家計形成・出生力水準とは，本来は相互に制約しあうものであろう。『労働経済学ハンドブック』[1] の第3章は，その点を論じたものである。執筆者のマーク・モンゴメリーとジェームズ・トラッセルはそのことにふれ，女子労働供給と強く相関する人口学的諸変数（初婚年齢，配偶関係消滅，第1子出産年齢，ライフ・サイクルをつうじてみた出生子供数，年齢別特殊出生率のパターンなど）の変動には経験則がみられるというのに，経済学者たちはそれを検討しようとせず，家計形成と出生力は女子労働供給にとって外生的だという理論を踏襲する危険を冒してきた，と批判している[2]。その原因が経済学者の怠慢にあるのか，それとも経済分析の不適合性にあるのかは，検討の余地はあろうが，かれら

1）Orley Ashenfelter and Richard Layard, ed., *Handbook of Labor Economics*, North Holland, 1986, 2 Vols. 以下では *Handbook* と略す。

2）Mark Montgomery and James Trussell, Chapter 3 "Models of Marital Status and Childbearing," *Handbook*, p. 205.

の説くところを追ってみることは，それなりに意味があろう。

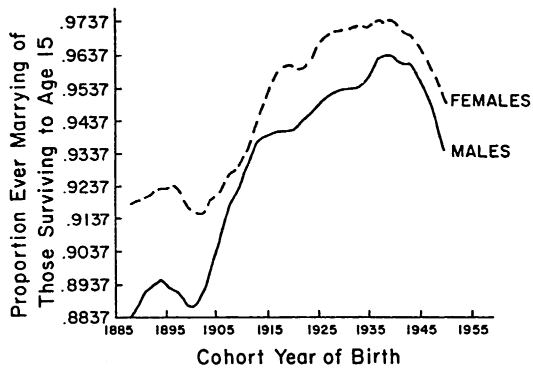
2.　合衆国における諸事実

結婚と配偶関係消滅

ごく例外（たとえば黒人女子）をのぞいて，有配偶出生率は婚外出生率を大きく上まわる。したがって出生力を論じる前に，結婚と配偶関係消滅 (marital dissolution) とに触れておかねばならない。

図1は，15歳以上男子および女子の出生コーホート別有配偶比率，図2は，男子および女子の出生コーホート別平均初婚年齢の各トレンドを示す。ビヘイビアーとしては両者は異なるが（レベル対タイミング),同一事象の鏡像に近い。平均初婚年齢は，男女とも1935年〜1940年コーホートの最低水準まで低下し，以後上昇に転じ，変動自体は女子より男子の方がやや大きい（ただし途上国や中国と比べれば小さい)。女子の最高は1908年〜1912年コーホートの23.2歳，最低は1933年〜1937年コーホートの21.0歳で，差は2.2年である。他方有配偶比率は，女子の最高は1933年〜1942年コーホートの97.3%，最低は1898年〜1902年コーホートの91.7%で，差は5.6%ポイントである[3]。

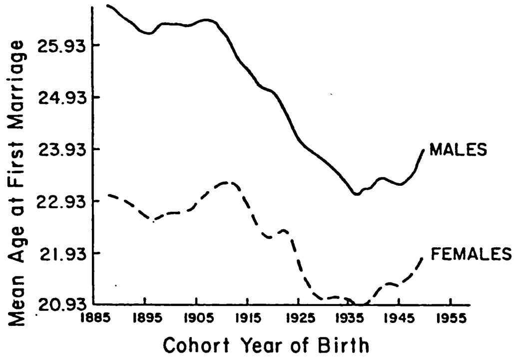
図1



Cohort trends in the proportion ever marrying of those surviving to age 15. United States-male and female cohorts born 1888-1950.

3) *Handbook*, pp. 206〜208.　なお人口学用語の日本語訳は，かならずしも定まってい

図 2



Cohort trends in the mean age at first marriage. United States-male and female cohorts born 1888-1950.

配偶関係消滅については，消滅理由の変化は劇的である。1917年以前に生まれた女子のそれは，半ば以上が配偶者の死亡であり，離婚は 1/4 にすぎなかったが，1948年〜1950年生まれの女子のそれは，それぞれ40%と42%であった。男女出生コーホート別の離婚トレンドは，図３のように「事実上の線形上昇」を示す（出生年の新しいほど離婚率は高い)。なお結婚持続期間別に離婚率をみると，結婚後最初の数年間に急上昇し，10年をすぎると横ばい状態が長く続くという[4]。

以上は，出生率のトレンドにどう影響するか。婚外出生を無視すれば，有配偶比率の変化は出生力の変化に直接転じるであろうから，女子１人当たり平均出生力は，他の条件を一定として 1898年〜1902年コーホートと 1933年〜1942年コーホートとの間で約６%[＝(97.3−91.7)/91.7] 上昇し，その後 1948年〜1950年コーホートとの間で約２%[＝(95.3

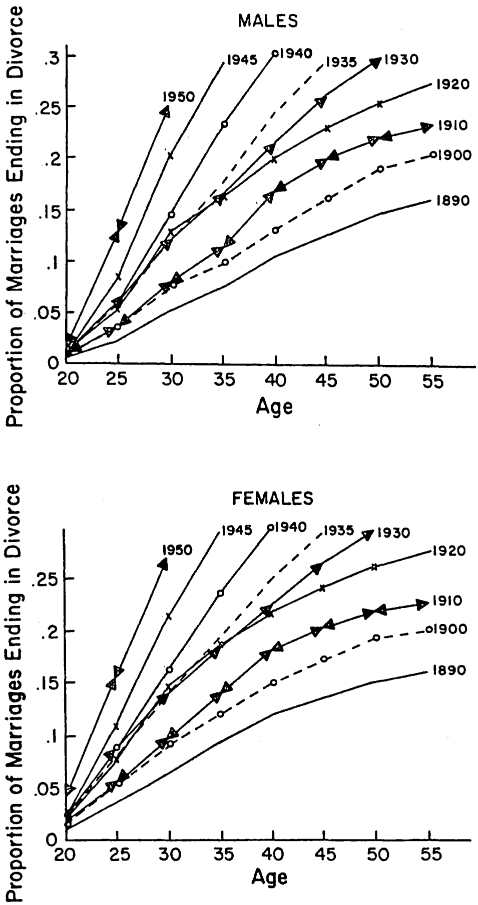
ないとのことである。ただし簡単な解説としては，たとえば大渕寛著『出生力の経済学』(中央大学出版部，1988年刊）191〜197ページをみよ。

４）*Handbook*, pp. 208, 210.　なお離婚性向の上昇は，たんにコーホートの出生年の新しいほど顕著であるだけでなく，すべての年齢について，したがってあらゆる持続期間の結婚についても生じている。したがって，いかなる所与の年齢についても，コーホートの出生年の新しくなるほど、離婚率はほとんど例外なしに高くなっている。図４はそれを示す。

－97.3)/97.3] 低下すると予想される。他方平均初婚年齢の変化の影響は，仮定の如何によろう。たとえばその最高・最低差2.2年を再生産期間の増加（妊娠危険期間の追加）と考えれば，生涯出生力の増大が期待されようが，それを再生産キャリアーの終期のたんなるズレと考えれば，生涯出生力への影響はとるにたりないであろう。

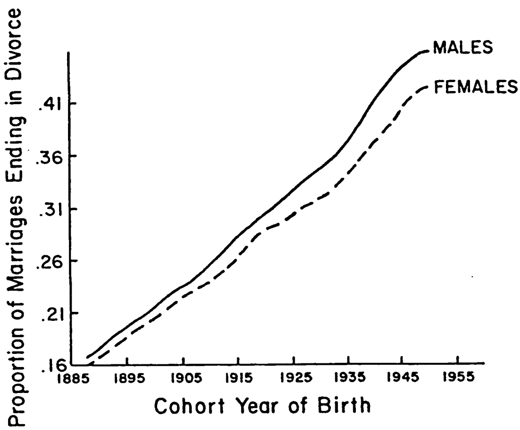
要するに有配偶比率の上昇と平均初婚年齢の低下とは，生涯出生力に正のインパクトを

図４



Cumulative proportion of marriages ending in divorce
United States-selected cohorts born 1890-1950.

図3



Cohort trends in the proportion of marriages ending in divorce. United States-male and female cohorts born 1888-1950.

及ぼす。だが離婚率上昇の効果は不確定である。婚外関係期間の増加は，出生力を低下させるかもしれぬ。だが再婚による相殺もありうる。総じてかかる結婚動態（nuptiality）変化の出生力に及ぼす純効果は小さい[5]。

出　生　力

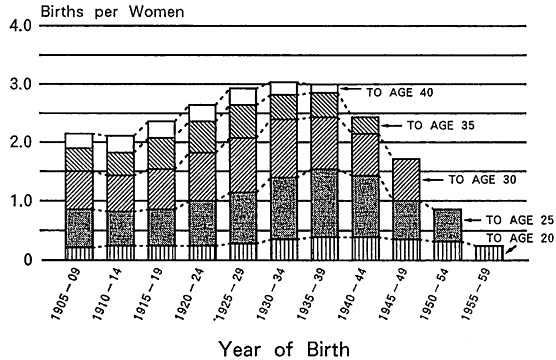
では，出生力そのもののビヘイビアーはどうか。図5は，各年齢（20, 25, 30, 35, 40）にいたるまでの平均出生子供数を出生コーホート別に示したものである。どの年齢の平均出生子供数も，1930年～1939年コーホートのピークまで上昇し，以後急落している。20歳までの平均出生子供数の変動は「相対的に小さい」が，35歳ないし40歳までの出生子供数の最近の低下は，補外すれば「非常に大きい」ものとなろう（すなわち家族規模の縮小）。なお図ではわからないが，10代の出生力は，嫡出（legitimate）から非嫡出（illegitimate）へと劇的に変化している[6]。

図6は，各年齢（18, 20, 22, 25, 30, 40）までに第1子を出産した女子比率を出生コーホート（5歳階級）別にみたものである。20歳までの第1子出産比率は，1915年～1919

5）*Handbook*, p. 210.

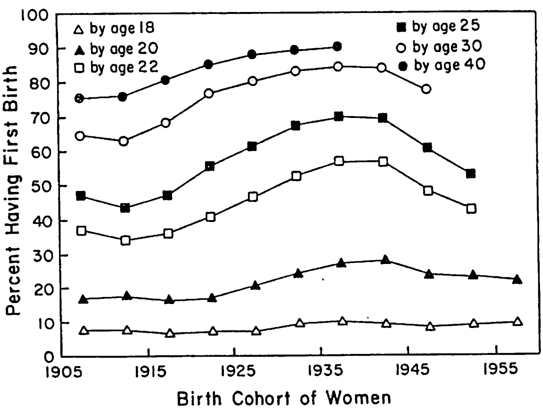
6）*Handbook*, pp. 210～211.

図5



Average number of births per woman, cumulated to successive ages, for women born from 1905-09 to 1955-59 :June 1980.

図6



Cumulative proportion of women with first birth by given age.

年コーホートの最低16%から1940年～1944年コーホートの最高27.7%まで上昇し，以後低下している。22歳までのそれは，20歳までと同様だが「より顕著な」変化を示す。逆に40歳まで無出産の女子比率は，1905年～1910年コーホートの25%から1935年～1939年コーホ

ートの10%へと低下している。生涯無出産の女子比率は検証できないが，比較的新しいコーホートについて推定20%を超えるという。なお中位の第1子出産年齢は，どのコーホートについても1935年～1954年コーホートのそれ（22.5歳）からほとんど外れないが，近年は上昇傾向にある。逆に中位の末子出産年齢はさまざまで，1905年～1919年コーホートが31.6歳，1920年～1929年コーホートが31.4歳，1930年～1939年コーホートが29.7歳であった[7]。

図5および図6にみられる出生力のコーホート間変動は，結婚動態変動にのみ帰せしめるには大きすぎるという。たとえば今世紀最初の1/3の出生力上昇の主たる理由は，出生子供数がゼロないし1の女子比率の激減にあり，またその後の出生力低下は，「避妊慣行における革命に圧倒的に帰せしめられる」のであって，ただ近年の10代女子の性行動増大が，10代女子の出産率を高く維持せしめているという。

出生力ビヘイビアーを期間別にみればどうか。期間別の合計特殊出生率（the total fertility rate, 略して TFR）は，1936年の2.1人から1957年の3.7人まで上昇し，以後1976年の1.7人まで低下し，それからは1.8人の近傍を上下している。出生力変動は，コーホート別よりも期間別の方が「はるかに顕著」であり，また結婚動態変化の出生力に及ぼすインパクトも，コーホート別よりも期間別の方が「はるかに大きい」。1951年～1964年のごときは，期間別 TFR が，コーホート別 TFR のピーク（3.1人）を常に上まわった。これは，各コーホートの年齢別出産パターンが変化し，若干のコーホートの出産ピークが特定期間に重なったためと考えられる[8]。

最後に出生間隔をみる。図7は，結婚から第1子出生までの間隔を初婚年次別にみたものである。それによると，負の間隔（婚前出産）比率は1940年以降着実に上昇し，その間隔が8カ月以内（婚前妊娠）の比率は単調増加しているが，間隔がそれ以上（婚後妊娠による出産）の比率は，最新の2つの結婚コーホート（1965年～1969年および1970年～1974年）について低下しており，結婚による第1子妊娠出産の明らかな遅れを示す。図8は，

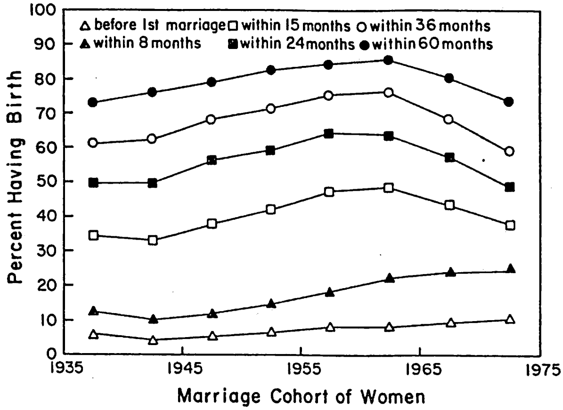
7）*Handbook,* pp. 211～212.

8）*Handbook,* p. 212.　なお合計特殊出生率 TFR は，再生産年齢（15歳～49歳または15歳～44歳，通常は前者）の女子1人の生む子供数であって，x 歳の女子の年齢別（特殊）出生率を $f(x)$ とすると

$$\mathrm{TFR}=\sum_{15}^{49} f(x)$$

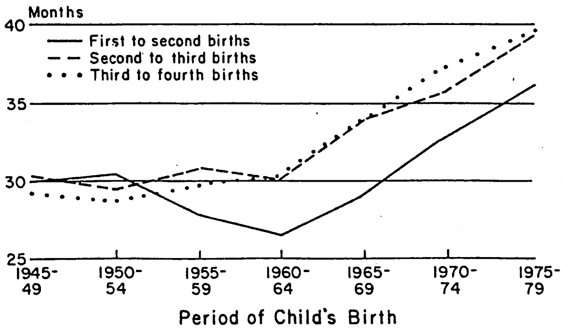
によって求められる。また出生率が年齢5歳階級別のデータである場合は，5歳階級別出生率の合計値を5倍することによって，TFR が得られる。

図7



Time between first marriage and first birth.

図8



Median interval in months since birth of previous child, for births occurring from 1945-49 to 1975-79.

中位の第2子以降出生間隔を子供の出生コーホート別にみたものだが，その間隔は，第2子，第3子および第4子のいずれについても，1960年～1964年コーホート以降長くなっている。

モンゴメリーとトラッセルによる認定事実の分析は以上のとおりだが，その点についてかれらは，「結婚と出産についてすら，人口学的ビヘイビアーを表面からかろうじて手さぐっているにすぎない」と控えめである[9]。

9）*Handbook,* p. 213.

3. 人口学モデル——経験的規則性

人口学の特徴のひとつは，経験則（たとえば有配偶比率，出生率，死亡率の年齢別パターンなど）の解明にあり，その成果がモデル・スケジュール（model schedules）である。その典型は死亡率モデルないし生命表だが，その「労働経済学との結びつきは非常に薄い」。それはともあれ，かかるモデルを導出した哲学が「のちに結婚・出生力モデルを展開したひとびとの仕事に浸透している」ことは，注目してよい。このモデルの機能のひとつは，経験則の確立にある。それは，たとえばモデルから大きく逸脱したデータは信頼しがたいという意味で，データの質の評価に利用できるとしても，それ自体の重要性は乏しい。むしろ重要なのは，「発展途上国における出生力，有配偶比率，およびとくに死亡率の水準とトレンドにかんする諸種の推定方法の建築ブロック」としての機能だという[10]。

結婚モデル

アンスレー・コールによると，初婚および有配偶比率の年齢別パターンは人口によって大きく異なるが，位置，尺度および有配偶比率について調整すれば，パターンは酷似するという。図9はそれを示す。すなわち有配偶比率の年齢別パターンは，国（5カ国）により大きく異なるが（図9の上図），共通標準年齢の有配偶比率を1として正規化すると，国別に区別はできなくなる（図9の下図）。初婚の年齢別スケジュールについても同様であって，図10の(a)と(b)はそれを示す。すなわち(a)図は，2つの出生コーホートと2つのクロス・セクションよりみた年齢別初婚度数（1,000人当たり）を示し，(b)図は，それを位置，尺度，有配偶比率について調整したもの示す[11]。

年齢別初婚度数分布についてコールが樹立した有名な式は

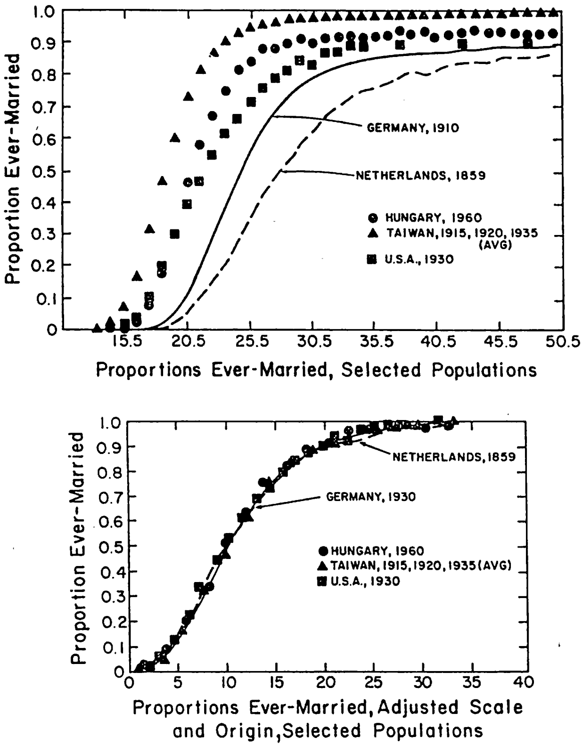
$$r(x)=0.174\exp[-4.411\exp(-0.309x)] \tag{1}$$

である。この単調増加ハザード関数は，標準化された年齢 $x=0$ から急加速し，$x=10$ までに減速しはじめ，$x=20$ までに事実上フラットになるという。コールはさらにマックネイルと協力し，スウェーデンのデータに依拠しながら式(1)の一層の展開をはかってい

10) *Handbook,* p. 215.

11) *Handbook,* p. 215.

図9



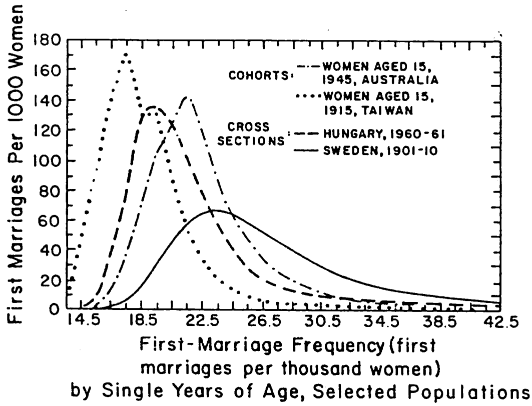
Proportions ever married by age, selected countries.

る[12)]。

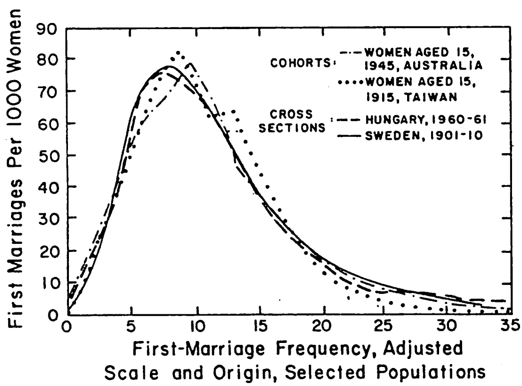
ところでこのような結婚のモデル・スケジュールには，一体どのような意味あいがあるのか。モンゴメリーとトラッセルは，以下の３点をあげる。すなわち，①正規確率分布を想定しているので，未婚コーホートについても推定パラメーターからその将来経験を予測

12) *Handbook,* pp. 215～216. なお式（1）の生い立ちは，以下のようなものである。すなわち一般に年齢別女子初婚者比率には標準表が存在すると考えられ，その表は，平均初婚年齢や独身者比率を大きく異にする人口においても，基本的におなじ形をとる。初婚度数を各年齢階級における person-years にたいする初婚者比率と定義すれば，その分布は，原点，生涯結婚持続者比率，および横軸尺度を異にするのみなので，それらを調整すれば，1865年～1869年のスウェーデンについて得られた初婚度数表に合致する。いまある年齢 x 歳までに結婚する女子比率の分布を確率分布関数

図10



(a)



(b)

First marriage rates by age for selected countries.

$F(x)$ にて示そう。対数ないし半対数グラフ用紙に経験的分布をプロットして直線的関係を求めるというのが通常のやり方だが，かかる方法では，標準初婚分布について直線的関係は得られない。だが危険関数 $r(x)=F'(x)/\{1-F(x)\}$（ただし $F'(x)$ は密度関数）についておなじ方法を適用してみると，二重指数関数である式(1)について，経験的危険が極端にフィットしたというわけである。

だがかかる危険関数の実際の結婚ビヘイビアー上の含意は，明らかではない。そこでグリフィス・フィーネイのごときは，初婚年齢分布曲線は、結婚市場参入年齢分布（normal と考えられる）と市場参入から現実の結婚までの遅れの分布（simple exponential と考えられる）の合成積（convolution）であると推測した。コールと

できる，②第1子出生度数にかんしてフィットネスがよければ，第1子出生モデルとして利用できる，③出生力一般モデルの礎石たりうる，というものである。他方このモデルには，本来は両性現象たるべき結婚を単性モデルとして扱っているという限界がある。だが両性モデルとしての重要な経験則はまだ見いだされず，「疑いもなく定式化されたる事実」といえるのは，平均して男子は年下の女子と結婚する傾向があるという点ぐらいであろう。かかる男子の選好を所与とすれば，適齢の (eligible) 男女数の変化がどの程度結婚市場の逼迫度を変えるかは，推測できよう。たとえば一部の低開発国で男女の結婚年齢差が縮小したのは，適齢女子の相対的豊富さ（死亡率変化による年齢別人口構成の変化の結果）によるものであって，社会的規範ないし趣好の変化によるものではないという。具体的にいえば，ラテン・アメリカでは，女子の結婚年齢は変化しないのに男子のそれが低下し，アジアでは，男子のそれは変化しないのに女子のそれが上昇したというのである[13]。

マックネイルの見いだした式は

$$g(a|k, a_0, E)=E\cdot(1.9465/k)\exp\{(-0.174/k)(a-a_0-6.06k)-\exp[(-0.2881/k)(a-a_0-6.06k)]\} \qquad (2)$$

である。ただし $f(x)dx=g(a)da$ は a 歳から $a+\Delta a$ 歳までの女子有配偶比率，E は結婚の意思ある女子比率，a_0 は結婚開始年齢，k は、19世紀スウェーデンの標準人口の所与の年間人口における基準年齢から結婚までの経過年数に対応させるための尺度係数，である。結婚の意思を有する女子の間では，平均初婚年齢は $a_0+11.36k$，その標準偏差は$6.58k$ であった。式(1)の標準化された年齢 x は，$x=(a-a_0)/k$ であり，標準化は開始年齢をゼロとし，分布の広がりをスウェーデン標準人口のそれとおなじくせしめる。

ところで a_0 および k の解釈はかならずしも容易でなく，したがって a_0 を位置パラメーター，k を尺度パラメーターとして選んだことは，正しいとしても恣意的となるおそれがある。そこでロドリゲスとトラッセルは，位置パラメーターとして平均 μ，尺度パラメーターとして標準偏差 σ をとり，モデルをつぎのように転換した。すなわち

$$g(a|\mu, \sigma, E)=(1.2813E/\sigma)\exp\{-1.145(0.805+(a-\mu)/\sigma)-\exp[-1.896(0.805+(a-\mu)/\sigma)]\} \qquad (3)$$

がそうである。なお以上の点については，*Handbook,* pp. 215〜218 および A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort," (*the Journal of the American Statistical Association,* Vol. 67, Nr. 340, Dec. 1972) pp. 743〜745 による。

13) *Handbook,* pp. 218〜219.

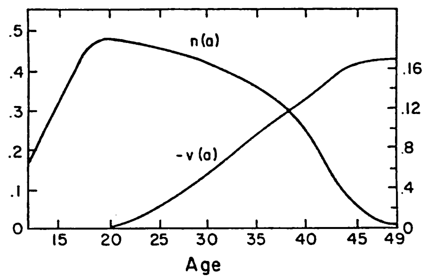
有配偶出生力モデル

論者（ルイス・ヘンリー）によれば，既往出生子供数（parity）にもとづく出産調節のおこなわれない国では，有配偶出生力の絶対水準こそ異なれ，その年齢別出生力パターンは著しく似ており，既往出生子供数とは独立した自然出生力（natural fertility）の作用がみられるという。自然出生力の年齢別パターンが特徴的な凹形を示すのにたいし，高度の出産調節のおこなわれる国の有配偶出生力は，その年齢別スケジュールが比較的高年齢層で凸形を示す。そこで，前述のコールは，有配偶出生力の単純モデルとして

$$r(a)=Mn(a)\exp(m\cdot v(a)) \qquad (4)$$

を唱えた。ただし，$r(a)$ は a 歳から $a+da$ 歳までの有配偶出生力，M は尺度係数，$n(a)$ は自然出生力の正規年齢別スケジュール，m は出生力調節水準，$v(a)$ は自然出生力からのズレの対数値，である。コールは，トラッセルと協力して $n(a)$および $v(a)$ の曲線を特定したが，図11はそれを示す。この $n(a)$ と $v(a)$ が与えられたところで，特定人口の M と m を最尤法をもちいて算出する。このモデルのフィットネスの良さは，韓国についてみられる。図12はそれを示す。なお式(3)（有配偶出生力モデル）は，一般出生力モデルの部分モデルとして，また途上国などの出生力調節の開始時期およびトレンドを見いだす手段として利用できるが，出生力調節の様態を明らかにするのは，mの単純推定値よりもその時系列変化である。図13は，スウェーデンと台湾についてそのことを示す[14)]。

図11

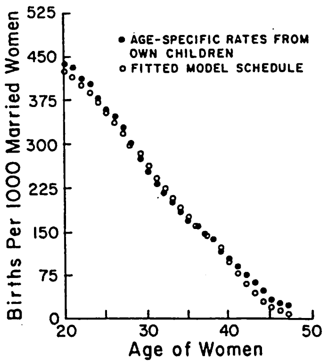


Values of $n(a)$ (natural fertility), and $v(a)$ (logarithmic departure from $n(a)$).

---

14) *Handbook,* pp. 219〜222.　この点については若干の補足が必要であろう。アンスレー・コールはつぎのようにいう。有配偶出生力の年齢別パターンは，婚前妊娠の影響を強く受ける20歳未満を除いて20歳以上に限ると，慎重な出生力調節のおこなわれな

図12



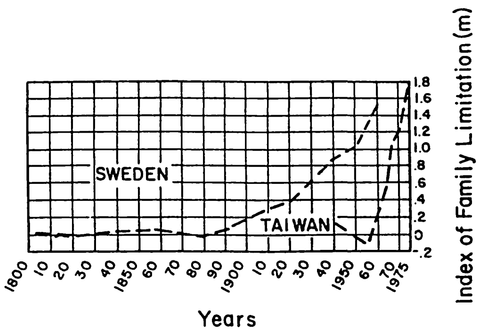
Age-specific marital fertility rates vs. fitted model schedule, Republic of Korea, 1966.

い人口では，ルイス・ヘンリーが「自然出生力」と称した典型的パターンにしたがうが，そうでない人口では，自然出生力のパターンから当然に乖離する。だがその乖離には，典型的な年齢別パターンがみられる。そこで20歳以上の自然出生力を $n(a)$，その有配偶出生力を m(a)，自発的な出生力調節効果の年齢別パターンを v(a)，結婚初期（20歳～24歳）の有配偶出生力の・自然出生力にたいする比率を M, $m(a)$ の $n(a)$ パターンからの乖離度を示す係数を m とすると，$m(\mathrm{a})=M\cdot n(\mathrm{a})\cdot \mathrm{e}^{m\cdot v(a)}$という関係が導きだされる。

さて実際の計算はどうか。$n(a)$としては，代表的多産集団であるハテライト（the Hutterites）の1921年～30年の有配偶出生力（データ的に信頼できる最高の出生力）をとる。$v(a)$については，ある国人口のそれ（$v_i(a)$）を，同人口の20歳～24歳の有配偶出生力の・ハテライト当該出生力にたいする比率として捉え，1965年国連人口年鑑の43カ国人口について $m=1$, $M=1$ として各$v_i(a)$を計算し，その算術平均として算出されている。

上述の関係式から明らかなように，有配偶出生力 $m(a)$ を示すパラメーターは，m と M の2つである。もし $m=0$ なら，有配偶出生力は，自然出生力の単なる定数(M)倍にすぎない。$m=1$なら，有配偶出生力の自然出生力からのズレが，前記43カ国の同様のズレの平均値に等しいことを示す。m が非常に大きければ，有配偶出生力が，年齢とともにハテライトのそれに比し急速に低下することを示す。なお出生力の年齢別構成に影響を及ぼすのは m のみであって，M は，出生力水準の決定に資するにすぎない（Ansley J. Coale, "Age Patterns of Marriage," *Population Studies,* Vol. 25, Nr. 2, July 1971, pp. 206～207)。図11は，以上のようにしてコールとト

図13



Time series of the measure of fertility control (m) for Sweden 1800-1960 and Taiwan 1940-1975.

ところで，有配偶出生力曲線の各年齢時の勾配を決定するものはなにか。ヒラリー・ページによると，それは出生力の任意調節の効果にほかならないが，同時に有配偶出生力は，結婚持続期間とともに指数関数的に減衰する。すなわち調節出生力の自然出生力からの乖離は，年齢とともに増大し，コールとトラッセルの描いた式(4)の $v(a)$ 変化を示すが，より厳密には，ある時点における年齢 a 歳，結婚持続期間 d の女子の有配偶出生力は

$$r(a,d)=Tn(a)e^{-sd} \qquad (6)$$

で示される。a 歳女子の平均有配偶出生力は，式(6)をすべての結婚持続期間にわたって積分することにより得られるが，その際のウェイトは各持続期間に該当する a 歳の女子

ラッセルが得たものである。

なお $n(a)$ と $v(a)$ が与えられると，特定人口の M と m は最尤法により推定される。すなわちある年齢(a歳)の女子有配偶出生率を一定とし，出生までの待機期間は指数分布をしており，かつ妊娠ハザード E_a を条件とする出生子供数 B_a がポアソン分布 ($e^{-\lambda}\lambda^x/x!$) をするとすると，以下の尤度関数が得られよう。ただし分布のパラメーター λ は $\lambda_a E_a$, x は B_a であり，また λ_a はたんなる出生率にすぎず，λ_a に式(4)を代入する。

$$L=\Pi_a(Mn(a)\exp(mv(a))E_a)^{B_a}\exp(-Mn(a)\exp(mv(a))E_a)/B_a! \qquad (5)$$

かくして M と m の最尤推定値が，比較的容易に得られるという(*Handbook*, p. 220)。

数であって，加重平均は$Tn(a)e^{-sda}$（ただし da はゼロと a の間の持続期間）である。もしすべての初婚が平均初婚年齢でおこなわれるとすれば，da は年齢とともに線形の増加をするから，図11の $v(a)$ の標準形は，すくなくとも25歳〜45歳について事実上線形である[15)]。

---

15) *Handbook*, pp. 222〜223. 付言すれば，式(4)の$v(a)$は常に負であり，また式(6)の d は常に正である。なお式(6)の説明では分かりにくいので，ページ自身が語っているところを紹介しておこう。ページは，A・J・コールのモデルが年齢のみを変数としていることに不満を抱き，主としてスウェーデンのデータに依拠しながら，ある年齢グループと次の年齢グループの間の出生力の比率差が各結婚持続期間グループについて同一であることに着目し，以下のモデルを考えた。すなわち

$$m(a,d,t)=L(t)\cdot v(a,t)\cdot u(d,t)$$

である。ただし $m(a,d,t)$ は，t 時点における年齢 a, 結婚持続期間 d の女子有配偶出生率，$L(t)$ は，すべての年齢・結婚持続期開について平均した t 時点の一般有配偶出生力水準，$v(a,t)$ は t 時点の a歳を特徴づける係数，$u(d,t)$ は t 時点の結婚期間 d を特徴づける係数である。ところでページは，結婚持続期間ゼロの場合には，その特異な境界的状況やその後1年間に起りうる諸種の変動の故に異常な状況がしばしばみられるので，それを避けるために結婚持続期間2年の女子に典型的な水準を基準とし

$$m(a,d,t)=L'(t)\cdot v(a,t)\cdot u'(d,t)$$

なるモデルを考えた。ただし $L'(t)$ は，t 時点における結婚持続期間2年の女子の典型的出生率，$u'(d,t)$ は，t 時点における結婚期間2年の女子の出生率にたいする結婚期間 d の女子の出生率の比率としてみた結婚持続期間 d の効果を示す。$u'(d,t)$は時間とともに，したがって結婚持続期間とともに減衰するので，いま $(t-d)$ 時点に結婚したコーホートの平均出生力低下率を $b(t')$ とすれば，$u'(d,t)$ は $e^{(d-2)\cdot b(t')}$ と書き直すことができる。とすれば前式は

$$m(a,d,t)=L'(t)\cdot v(a)\cdot e^{(d-2)b(t')}$$

となる。とすれば式(6)の理解は容易となろう (H. J. Page, "Patterns Underlying Fertility Schedules: A Decomposition by Both Age and Marriage Duration", *Population Studies*, Vol. 31, Nr. 1, March 1977, pp. 85, 88, 100, 102)。

なお平均有配偶出生力 $Tn(a)e^{-sda}$ は，積分の第2平均値定理による。同定理によれば，$f(x)$ が区間 $[a,b]$ における正の単調減少関数で $\varphi(x)$ が $[a,\mathrm{b}]$ における積分可能な関数ならば

$$\int_a^b f(x)\varphi(x)dx=f(a+0)\int_a^\eta \varphi(x)dx$$

となる $\eta(a<\eta\leq b)$が存することになる。$f(x)$ を $n(a)$, $\varphi(x)$ を e^{-sd}, 区間 $[a,b]$ を $[0,a]$, ηを$da(0<da<a)$ とすれば，前記平均値が得られよう。

出生力モデル

さて，以上の２つの部分モデル（結婚動態モデルと有配偶出生力モデル）を１つの出生力モデルに１本化するとどうなるか。コールとトラッセルは，それを以下の式で示す。

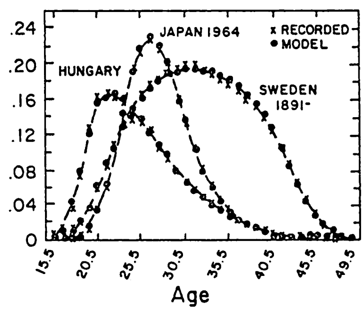
$$f(a)=Fn(a)\exp(mv(a))G(a), \tag{7}$$

ただし，$f(a)da$ は a 歳から $a+da$ 歳までの出生率，$G(a)$は a 歳の有配偶比率（a 歳までの式(２)の累積関数)，F は式(２)の E および式(４)の M に等しい尺度係数，である。モデルのパラメーターは４つであって，そのひとつは水準パラメーター F であり，残る３つは年齢別パターンを決定するパラメーター（a_0 または μ, k またはσ, mの３つで，式(２)，(３)，(４)をみればよい）である。なおこのモデルでは，婚外出生力，配偶関係消滅，再婚といった要因は無視されているが，その導入は「それだけの労力に値しない」。というのも，①このモデルは諸種の変動を十分捉えうるほどフレキシブルだし，②すべての変動にフィットするモデルを考えること自体が愚かなことだからである[16)]。

なお出生力は，社会経済的・文化的諸条件によって影響されるが，実際にはかかる諸条件と出生力とは，諸種の変数によって媒介される[17)]。式(７)は，かかる「接近」（proxi-

16) *Handbook*, p. 223.　なお式(７)のモデルは，観察されたる多くの出生力スケジュールをうまく描いているのだが，そのことは，図14から理解できよう。スウェーデン，ハンガリー，日本について，モデルの実際値にたいするフィットネスの良さは，図から一目瞭然であろう。

図14



Age-specific fertility rates of three populations fitted by model fertility schedules.

17) K・デービスとJ・ブレークは，「それをつうじて，かつそれをつうじてのみ社会経済的ならびに文化的諸条件が出生力に影響を及ぼしうる要因」として媒介出生力変数

mate)ないし「媒介」(intermediate) モデルの1種であり，出生力を有配偶比率と有配偶出生力の積に因子分解することにより，かかる媒介変数を2つ（婚外交渉を無視すれば，男女結合年齢と独身者比率）織りこんでいる。この因子分解は，出生力の史的分析の指標ベースを提供したものという。というのも I_f を総出生力指標（全女子が各年齢において最多産集団ハテライトの有配偶出生率を経験した場合の出生子供数を実際の出生子供数で除したもの），I_g を有配偶出生力指標（全有配偶女子がハテライトと同率で再生産した場合の期待出生子供数を有配偶出生子供数で除したもの），I_m を結婚指標（全女子の期待出生子供数にたいする有配偶女子の期待出生子供数の比率）とすれば，$I_f = I_g I_m$（ただし婚外出生力は無視）という関係が成立するからである[18]。

論者（ジョン・ボンガーツ）によれば，前記の媒介変数のうち出生力水準の人口間格差を主として説明するものは，女子の性結合比率（女子の性結合年齢，生涯独身，性結合の消滅・再生の3変数を合成したもの），避妊，母乳による子育て，誘発された中絶の4変数であって，第5の変数（不妊）は，アフリカの一部の国を除けば重要な変数ではないという。そしてかかる媒介変数の抑制効果がなければ，ほとんどの人口の潜在出生力は，子供15人の周辺を上下していようという（もちろん潜在出生力のかかる大きな変動を疑うものもいるが）[19]。

人口学の経験的モデルの要約

モンゴメリーとトラッセルによれば，経験的人口学モデルには以下の特徴があるという。すなわち，①モデルはあくまで記述的 (descriptive) なものであり，②個人のビヘイビアーではなく集計的ビヘイビアーを記述したものであり，③小標本から推定されたとはいえ，確率的変動を無視しうる大標本にも適用できるものであり，④モデルの目的が広い経験則の把握にあるので，パラメーター推定値を検定することは適切でなく，⑤数式の確立は目的でなく，データの不完全な人口における推計手段としてのモデルの利用こそ，その目的であるという[20]。

だが以上の特徴②（集計的ビヘイビアーの記述）にもかかわらず，世界出生力調査(the

を考え，11要因をあげたが，それは結局，性交，受精，妊娠の3事象のいずれかに結びつくものとして分類できるという (*Handbook*, p. 223)。

18) *Handbook*, p. 224.

19) *Handbook*, pp. 224〜226.

20) *Handbook*, 225.

World Fertility Survey）によってミクロ・データが豊富に提供されたため，個人ビヘイビアーのモデルが多く開発されるようになった。その１例は，式(４)の有配偶出生力を対数表示し，かつ a 歳の有配偶出生率をベクトル Z_i に従属せしめる形のモデルであって，

$$\ln[r_i(a)]=\ln(M)+\ln(n(a))+mv(a)+\beta' Z_i. \qquad (8)$$

がそうである。かかる共変量（covariates）の導入は，式(３)の初婚ないし第１子出生モデルについても可能であろう。だがそれは，人口学の経験的研究と労働経済学のそれとを事実上区別しえなくする。出生間隔をめぐる議論はそのよい例であろう。ただし人口学者たちは，経済学の効用最大化モデルに「アレルギー症状を呈しないまでも大いに懐疑的」であり，これは大きな違いとして残るであろう[21]。

出生間隔モデル

論理的にみると，出生力水準の人口間格差は，妊娠の危険にさらされる女子比率の格差と，妊娠の際の出生間隔の格差とに帰せしめられよう。ところで妊娠危険性（exposure to risk）の人口間変動の主な理由は，性的関係を保ちながらも自発的ないし非自発的不妊措置によって妊娠を免れる女子比率が大きいとはいえ，やはり異性と関係する女子比率が

21）*Handbook*, pp. 225〜226.　なお式(８)には説明が必要であろう。一般に標準生命表と同様に，各期間（結婚持続期間ないし年齢）ごとに，期末事象（死亡，結婚，配偶関係消滅，出産など）の発生リスクが考えられる。そこで個人 i が共変量ベクトル Z_i で示される特性を有するとすると，その個人の前記リスク関数は

$$\mu_i(d)=e^{\lambda(d)}\cdot e^{\beta' Z_i}$$

で与えられる。β はパラメーター・ベクトルである。すなわちリスク関数は，結婚持続期間ないし年齢に依存するリスク $e^{\lambda(d)}$ と，共変量に依存する別の因子$e^{\beta' Z_i}$ との積である。もし Z_{i1} が個人の教育年数を示し，Z_{i2} がその所得を示し，かつ共変量がそれだけであれば，$\beta'=(\beta_1, \beta_2)$ かつ $Z_i'=(Z_{i1}, Z_{i2})$ とすれば，$\mu(d)=e^{\lambda(d)}e^{\beta_1 Z_{i1}+\beta_2 Z_{i2}}$ である。いま期間 d を年齢 a のみに限定し，また期末事象を結婚による出生のみに限定すれば，$e^{\lambda(d)}$ は式(４)で与えられる。したがってリスク関数 $\mu_i(d)$，すなわち有配偶出生力 $r(a)$ は

$$r(a)=M\cdot n(a)\cdot e^{m\cdot v(a)}\cdot e^{\beta' Z_i}$$

である。その自然対数をとれば，式(８)が得られる（J. Trussell and D. E. Bloom, "Estimating the Co-variates of Age at Marriage and First Birth," *Population Studies*, Vol. 37, Nr. 3, November 1983, pp. 404〜405)。

人口により異なる点にある。では出生間隔の人口間格差については，一体なにがいえるであろうか。

論者（ミンデル・シェプスとジェーン・メンケン）によっては，出生間隔を3つの構成期間（受精までの期間，妊娠期間，産後の非受精期間）に分割し，各構成期間の変動を分析しようとするものがある。出生をこのような再生過程（a renewal process）とみることに意味があるにしても，その際重要なのは標本抽出フレームであって，たとえば出生間隔として調査時点を中心にはさむ期間をとるかどうか（より一般的には閉期間をとるか開期間をとるか）は，推定値のバイアスの問題と密接に関わりあう[22]。

モンゴメリーとトラッセルによると，出生間隔の決定要因の推定には3種のモデルの利用がみられるという。すなわち，①間隔分布について特定関数（たとえばガンマ関数）を想定するもの，②間隔を若干の構成期間に分割し，各構成期間における出生確率を共変量の関数として推定するもの，③リスク（瞬間出生率）をいくつかの変数で説明しようとするもの，がそうだという。それぞれに長短はあるが，かれらは，③を重点的に論じる。

いま特性 Z_i をもつ女子 i を考え，出生間隔の始期から期間 d を経過した時期の出産リスクを $\mu_i(d)$ とすると，一般式として

$$\ln(\mu_i(d))=\alpha(d)+\beta(d)'Z_i(d). \qquad (9)$$

が得られる。$\alpha(d)$ は潜在的ハザードであり，β と Z_i はともに d の関数である。したがって効果 $\beta(d)$ も共変量 $Z_i(d)$ も，出生間隔内において変化しうる。たとえば母乳による子育ての出生力抑止効果は，時間とともに逓減するがごとくである。いまある女子が調査時点で通常の出生間隔を完了していない確率を $\exp(-\int_0^d \mu_i(y)dy)$ とすれば，その女子が当該時点で出産している確率は，$\mu_i(d)\exp(-\int_0^d \mu_i(y)\mathrm{d}y)$ である。ただしそれ以前に $\alpha(d)$ および $\beta(d)$ の関数形式が特定されていなければならない。その通常の方法は階段関数(step function) を想定することであって，具体的には次期出産までの間隔をたとえば3カ月のごとき相対的に短期の部分間隔(sub-intervals) に分割し，部分間隔内の関数値を一定とするというものである。部分間隔（k）内における特性 Z_{ik} の女子の出産リスクは，式(9)から

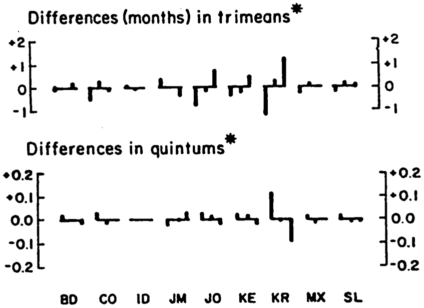
$$\ln(\mu_{ik})=\alpha_k+\beta_k'Z_{ik} \qquad (10)$$

22) *Handbook,* pp. 226〜227.

と書けよう。効果 β と共変量 Z は部分間隔内で変わるかもしれず，また変わらないかもしれない[23]。

こうしたモデルによる研究例（たとえばジャーマン・ロドリゲス）によると，説明変数は6つ（出生順位，出生間隔，母親の年齢，母親の学歴，母乳による子育て，避妊）であり，そのうち効果のもっとも強力だったのは，第5要因と第6要因であるという。開発途上国（9カ国）にかんする類似の研究によっても，出生順位（ただし第3子から第8子まで）はさほど重要ではなく，より重要なのは母親の年齢と学歴だが，もっとも重要な変数は出生間隔(始期からの経過期間ではない)だという。順位ではなく間隔こそ重要だという意味では，再生産プロセスは「自然の弾みのついたエンジン」(an engine with built-in momentum) といえよう。だがその始動時期が結婚時なのか，それとも第1子出生時なのか，また年齢的にいつ頃なのかは，今後の課題だともいう[24]。

図15



Effects of birth order on the analysis of birth intervals. (*The quintum is the proportion of birth intervals closed within 5 years from the time of the previous birth. The trimean, measured only for those who have a birth within 60 months, equals $0.25Q_{25}+0.5Q_{50}+0.25Q_{75}$, where Q_i is the ith percentile. The two-digit codes for countries represent, in order, Bangladesh, Colombia, Indonesia, Jamaica, Jordan, Kenya, Korea, Mexico, and Sri Lanka. The three categories of birth order are 3, 4-5, and 6-8.)

---

23) *Handbook*, pp. 227〜228.

24) *Handbook*, pp. 228〜229.

なお出生順位すなわち既往出生子供数の出生間隔に及ぼす効果の弱いことは，図15からわかる。クィンタム（第 i 子出生数に占める第（i−1）子出生後5年以内の出生数の比率）でみても，またトリミーン（第（i−1）子出生後5年以内に出生した第 i 子の出生間隔の4分位加重平均）でみても，出生順位による出生間隔のバラツキは，韓国を別とすれば（これとて小さい）非常に小さい。とすれば開発途上国では，ある目標出生数が達成されると再生産は止むという従来の既成概念は，疑わしくなるかもしれぬ[25]。

論者によっては，生物学的・社会経済学的要因を明示的にモデルに組みこもうとする。だがかかる要因（たとえば母乳による子育て，避妊など）をコントロールすれば，過去の出生間隔こそ現在・未来の間隔の「強力な予測要因」だし，逆にいま挙げた2要因の効果は，過去の出生間隔をコントロールしようとしまいと大して変わらない。要するに出生順位は，出生間隔予測の有意の変数ではないし，また社会経済的要因（学歴，職歴，労働経験など）は，単純な生物学的モデル（避妊，母乳による子育て，女子年齢などの変数による）の説明力を大して高めもしないという[26]。

観察されない異質性

以上のような複雑な非線形ハザード・モデルでは，変数除外は，たとえ除外変数が他の説明変数と相関していなくても，すべての変数の効果推定値に歪みを生ぜしめる。「真の」（"true"）モデルに含まれるべき全変数のデータの得られるはずがなく，たとえば潜在的な妊孕力（the underlying fecundity）のごとき変数は，観察できない。かかる異質因子（heterogeneity）をコントロールするには，かかる変数の分布関数を特定してパラメーターを推定すればよく，妊孕力がガンマ分布をすると想定した研究では，有意のパラメーター推定値が得られたという。だが分布関数をどう特定するかで推定値は異なるし，また観察不能因子の正しい関数形など知りようがない。それにハザード関数自体の関数形をどう選ぶかで，構造パラメーターの推定値は大きく変わる。モンゴメリーとトラッセルは，かかる推定値の不安定性の故に統計解析自体に懐疑的となり，「われわれのデータ蒐集能力や関心ある行動学的・生物学的プロセスへの理解が，統計テクニックの進歩に追いつけないことを憂える」と結んでいる[27]。

25）*Handbook*, p. 229.

26）*Handbook*, pp. 229〜230.

27）*Handbook*, pp. 230〜231.

4. 配偶関係の経済モデル

以上の人口学的ビヘイビアーのトレンド・経験則を説明するには，「家計のミクロ経済学理論の範囲からかなり外れる」問題を考慮すべきであろう。たとえば合衆国における初婚年齢・第1子出産年齢の劇的な高まりは，「予算制約の時系列変動だけでなく潜在的選好の変化」による。だが予算制約に焦点を絞れば，ミクロ経済学的アプローチにもそれなりの利点はあろう。たとえば観察可能な外生変数（女子賃金率など）の小集合をとりだし，その家計形成および出生力に及ぼすインパクトを最適化モデルで解明することができる。ただしそれとても一定の枠内であって，たとえば個人の選択が社会規範や個人心理によって制約されることは，人口学的現象においても例外ではありえない[28]。

初婚年齢

もし経済理論のなかで，初婚年齢にかんするモデルとしてアナロジーが許されるものがあるとすれば，それは，労働市場における職探し理論であろう。いまもっとも単純なケースとして，配偶者探し(marital search)の環境が「時間にかんして同質」(time-homogeneous)でかつ時間領域が無限である場合，したがって配偶者探しの最適戦略が変わらない場合を考えよう。

配偶者候補（a prospective spouse）の特性が単一指標 ε で表わされるとし，配偶者探しをする女子は，期間当たり c の費用を投じて特性 ε の結婚オファーが得られるとする。ε の取りだされる分布関数は $F(\varepsilon)$であり，また取りだされた ε は「独立かつ同一の分布」(independent and idendically distributed)をする。配偶者探しをする女子の期待効用は ε にかんして線形（危険中立的）であり，また配偶者探し戦略の評価格付けは，その割引期待値によっておこなわれる。結婚は永久に続くとする。とすれば割引係数 $D(0<D<1)$ のもとでの結婚の現在値は，$\varepsilon(1-D)^{-1}$ であろう[29]。

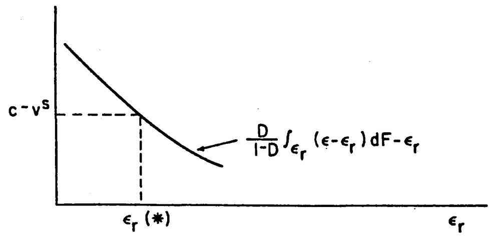
---

28) *Handbook*, pp. 232〜233.

29) *Handbook*, p. 233. 若干の補足をしておく。まず「独立かつ同一の分布」とは，撹乱項 ε_t にかんして，すべての t について $E\varepsilon_t=0$, $E\varepsilon_t^2=\sigma\varepsilon^2$ であり，またすべての t と s $(t\neq s)$ について，$E\varepsilon_t\varepsilon_s=0$ である場合のことをいう。

また結婚の現在価値についてみると，割引率を r とし $D=(1+r)^{-1}$ なる割引係数を考えれば，期間当たりの価値 ε で無限に続く結婚の現在価値は，公比 $D(0<D<1)$ の無限等比級数の和であり，当然に $\varepsilon(1-D)^{-1}$ であろう。

図16



The determination of the reservation level of ε in the time-homogeneous search model [eq.(11)].

さて配偶者探しの標準的な例は，職探しモデルにおいて留保賃金を不変とする戦略がとられる場合にあたるであろう。閾値水準 ε_r を上まわる結婚オファーはすべて受諾され，下まわるオファーはすべて拒否されて，配偶者探しが続けられる。a 歳時に結婚できるという条件付確率は，$\varepsilon \leqq \varepsilon_r$ である確率分布が $F(\varepsilon_r)$ であるから，$1-F(\varepsilon_r)$ であろう。とすれば結婚年齢は幾何分布をしよう（すなわち，$G(p)=pq^x=[1-F(\varepsilon_r)]\cdot F(\varepsilon_r)^a$）。最適の ε_r を得るための条件は

$$c-v^s=\frac{D}{1-D}\int_{\varepsilon_r}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F-\varepsilon_r, \tag{11}$$

であって，ここに v^s は期間当たりの独身の効用を示す。式 (11) の右辺は，ε_r にかんして右下りのスロープを意味し，図16はそれを示す。その含意は，配偶者探しの費用の高くなる（あるいは独身の効用の低下する）ほど閾値水準が低くなる（結婚の早まる確率が高くなる）ことにあろう[30)]。

30) *Handbook*, pp. 233〜234. なお式(11)は，職探しモデルの応用である。いま各期間ごとに求人 (a job offer) X_i が提示され，しかも X_i は，累積分布関数を $F(\cdot)$とする確率変数であり，$E(X_i)$ は有限であり，また X_i は相互に独立であるとする。求職者 (a job searcher) が，応じた求人申込のうち最高条件のものを保持するとすると，n 回の求職行動後に行動中止することによる収益は

$$Y_n=max(X_1,\ldots\ldots, X_n)-nc,$$

である。c は，期間当たり求職費用である。ここでの目標は，最終的に受諾するまでに接触したランダムな求人申込件数（すなわちランダムなストップ前求職回数）を N とするとき，$E(Y_N)$ を最大にするストップ・ルールを発見することにある。最上のストップ・ルールによる求職行動の期待利得を ξ としよう。まず最初の求人 X_1 を考えよう。ξ の定義によって，それが ξ を上まわれば受諾され，下まわれば拒否されて

求職が続行される。かくて直観的に，いかなる賃金オファーについても最適政策は

accept job if　　$x \geqq \xi$　　（1）

continue search if $x<\xi$.

という形をとる。かかる臨界値 ξ は留保賃金であり，（1）の形をとる政策は，留保賃金性（the reservation wage property）をもつという。

この最適政策から得られる期待収益は

$Emax(\xi, X_1)-c.$

である。だが定義により ξ は，最上のストップ・ルールによる求職の期待収益なので，最適ストップ・ルールによる最適期待収益は，以下の条件を満たしていなければならない。

$$\xi=Emax(\xi,\ X_1)\ -c. \quad (2)$$

ところで $Emax(\xi, X_1)$ は，書きなおすと

$$\begin{aligned}Emax(\xi, X_1)&=\xi\int_0^{\xi}dF(x)+\int_{\xi}^{\infty}xdF(x)\\&=\xi\int_0^{\xi}dF(x)+\xi\int_{\xi}^{\infty}dF(x)+\int_{\xi}^{\infty}xdF(x)-\xi\int_{\xi}^{\infty}dF(x)\\&=\xi+\int_{\xi}^{\infty}(x-\xi)dF(x),\end{aligned}$$

となるので，式（2）は

$$c=\int_{\xi}^{\infty}(x-\xi)dF(x) \quad (3)$$

である。式（3）は

$$H(x)\equiv\int_x^{\infty}(y-x)dF(y)$$

において x=ξ の場合（$H(\xi)$）であるが，関数 $H(x)$ についてみると

$$dH(x)/dx=-[1-F(x)],\ \mathrm{d}^2H(x)/dx^2\geqq 0$$

である。したがって関数 $H(x)$ は，図16のように右下りでかつ凸である。

式（3）の含意は，最適ストップ・ルールのもとでの ξ は，さらにもう1件求人を探す限界費用 c をそれから得られる期待限界収益 $H(\xi)$ と等しくするように，選ばれるべきだというにある。いいかえれば求職者は，現在の求人を受け入れることによる収益をもう1回求職活動を続けることによる期待収益と比較するだけでよいことになる（Steven A. Lippman and John J. McCall, “The Economics of Job Search,” *Economic Inquiry*, Vol. XIV, Nr. 2, June 1976, pp. 158～160)。

さて上記を今論じている配偶者探しの場合にあてはめると

$$\varepsilon_r=Emax(\varepsilon_r, \varepsilon)-c \quad (4)$$

また　$Emax(\varepsilon_r,\ \varepsilon)=\varepsilon_r+\int_{\varepsilon_r}^{\infty}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F(\varepsilon)$

であるが，すくなくとも $\varepsilon_r=v^s$ でなければならないから

$$Emax(\varepsilon_r,\ \varepsilon)=v^s+\int_{\varepsilon_r}^{\infty}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F(\varepsilon) \quad (5)$$

配偶者探しの一般モデルに移る前に，なお2点論じておくべきであろう。第1点は，若年時における配偶者探しの境界上の解の確率についてである。若年女子にとって v^s が十分に大きければ，ε_r 水準も非常に高く，結婚は事実上成立しないであろう。加齢により v^s が低下すれば，ε_r 水準も，結婚リスクを有意ならしめる程度まで低下しよう。v^s 低下は，時間的同質性（time-homogeneity）からの乖離を意味する。v^s が臨界水準を下まわる年齢 a^* は，結婚適格化年齢（her entry point into eligibility for marriage）と考えられる。もし a^* が確率変数だとすれば，その人口の結婚年齢を特徴づけるものこそ，同人口の経験的なハザード関数であろう。第2点は，v^s の予期しない低下（たとえば予期しない妊娠による）が ε_r 水準を低下せしめ，独身と結婚の間の過渡的状態を急速に結婚に転ぜしめる点である（ただし逆のリスクも考えられる）[31]。

さて配偶者探しの一般モデル化は，結婚オファー度数にかんして容易だという。配偶者探しの期間当たり投資費用 c を所与とし，結婚オファーの現われる期間当たり確率を q とすると，式(11)は

$$c-v^s=\frac{qD}{1-D}\int_{\varepsilon_r}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F-\varepsilon_r. \tag{12}$$

と修正される。左辺の値が一定であるかぎり，q の上昇は ε_r を上昇させる。結婚市場からの退出率（"exit rate"）は，$q[1-F(\varepsilon_r)]$ であるが，q の退出率におよぼすインパクトは，結婚オファーの分布関数 $F(\varepsilon)$ の形状の如何による。もし密度関数 $F'(\varepsilon)$ が対数的に凹なら，オファー度数 q の増加は ε_r の上昇を凌駕し，退出率の純増をもたらす。だ

となる。式(4)に式(5)を代入して整理すれば

$$c-v^s=\int_{\varepsilon_r}^{\infty}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F(\varepsilon)-\varepsilon_r$$

を得る。上式の含意は，留保条件を上まわる結婚の期待効用が，独身の効用を上まわる配偶者探し費用と等しくなければならないことを示す。今1期間を考え，費用の支出が期首におこなわれ，期間内の配偶者探しの結果，期末に結婚がおこなわれるとする。割引係数を D とすれば

$$c-v^s=D\int_{\varepsilon_r}^{\infty}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F(\varepsilon)-\varepsilon_r$$

であり，結婚が無限に続く場合を考えれば

$$c-v^s=\frac{D}{1-D}\int_{\varepsilon_r}^{\infty}(\varepsilon-\varepsilon_r)\mathrm{d}F(\varepsilon)-\varepsilon_r$$

が得られよう。

31） *Handbook*, p. 234.

が一般には q 上昇のインパクトは，曖昧である[32]。

結婚オファー確率 q と退出率との関係は，いわゆる「結婚市場圧迫」(“marriage squeeze”) とも関わる。出生コーホートの規模変化は，結婚相手として年下の女子を選ぶ男子の性向を所与とすれば，適齢男女数間のインバランスをもたらし，独身女子への結婚オファー度数を変化させる。q の低下は結婚リスクを低下させるが，q 低下の退出率へのインパクトは，当事者の内生的反応 (the endogenous response) である ε_r に依存する。q 低下は ε_r の下方調整をもたらすが，その結果として退出率は，上昇することも低下することもありうる。

q 低下の予測される場合も同様であろう。小さな閉鎖人口では，それは結婚市場の特性をも決定する。配偶者探しをする a 歳の女子の留保条件 $\varepsilon_{r,a}$ は，加齢による q 低下が予想されれば，$\varepsilon_{r,a} \geqq \varepsilon_{r,a+1}$ となる。だがその退出率へのインパクトは，また曖昧である。

なお加齢が ε_r を低下せしめる別のメカニズムもある。結婚が重視される社会では，一定年齢 A_r 歳までに結婚すべきだという規範的圧力が働き，それに服しないと制裁が加えられるので，その後の独身の効用は，v^s から $v^s - \Delta$ まで低下する。すなわち年齢が A_r に近づけば，ε_r 水準は低下する。したがってかかる制裁は，ε_r への効果の点で，職探しモデルにおける失業手当の費消が留保賃金を低下させるのに似る[33]。

とはいうもののモンゴメリーとトラッセルによれば，結婚市場における配偶者探しは，単純な外延的職探しモデルで考えられている以上に系統的だという。たとえば格別に狭隘な市場では，最良の配偶者候補から最っ先に接触できるだけの情報が得られよう。配偶者候補を探す順序は，①結婚オファーの現われる確率と，②特性序列 j 番目 ($j=1, 2, \cdots\cdots, N$) のオファーの出現可能性分布 $F^j(\varepsilon)$ にかんして，配偶者探しをする女子自身がどのようなプライオリティを置くかによる。n 件の最良のオファー ($n<N$) を経験しおえた女子は，魅力の乏しくなった結婚市場になお居残るか，それとも閾値水準 ε_r をひき下げるかの選択を迫られる。

かくして結婚リスクが青年期に高いという経験則は，職探しモデルによって多くの説明が与えられる。たとえば，①最適解が境界上の解から内部解に移行したためとか，②異性数の減少による結婚オファー確率 q の低下が留保水準 ε_r を低下せしめたとか，③社会的結婚適齢期への年齢接近が結婚受諾条件を緩和せしめたためとか，④最良のオファーか

32) *Handbook*, pp. 234〜235.

33) *Handbook*, pp. 235〜236.

ら逐次試されて，後になるほど留保水準 ε_r が低下したため，というごとくである。ただし職探しモデルによるアナロジーの難点として，結婚モデルでは，配偶者候補を特徴づける単一観察変数（たとえば職探しモデルにおける賃金率）の欠如していること，また結婚は多変量的判断（稼得力，学歴，宗教，外見的魅力，年齢差など）を要するというのに，各変量の選好は単調ではなく，しかも結婚の実証分析に全変量を織りこむのは困難であることが指摘されよう[34)]。

職探し理論の適用については，なお付言すべきことがあるという。配偶者特性 ε と独身の効用 v^s の双方には同時影響しないが，いずれか一方には影響する変数を特定することが，とくに重要となろう。たとえば女子賃金率 W_f が高ければ，v^s も高いであろう。だが結婚自体の価値の一部は，W_f に象徴される女子の資力によっても決まる（すなわち ε の計算のなかに W_f も入りこむ)。したがって，結婚後女子が市場労働をやめる場合には（境界上の解），W_f の効果を v^s にたいするものに限定する工夫も必要となろう。

入手できるデータの中味も問題であろう。職探しの intensity（境界上の解か内部解か）と留保賃金にあたるものは，配偶者探しにおいては観察できない。もちろん intensity についていえば，切捨て水準 (cut-off level) を設定し，それ以下のものを「配偶者探しをしないもの」とするのも，ひとつの工夫ではあろう。だが配偶者探しモデルにおいて，職探しモデルの非労働力に該当するものを定義することは，意義が疑わしいであろう[35)]。

結婚の利得

ところで配偶者候補が現実に現われた場合，配偶者探しをしている女子は，一体どのような判断を下すのか。当事者双方に「結婚の利得」(“gains to marriage”)がなければ，結婚は決断されないというのはいいすぎだとしても，①結婚のもたらす利得と，②余暇・消費の当事者間配分をめぐる交渉ルールとの間の結びつきについては，より明確にしておくべきであろう。

G・S・ベッカーの理論は，その代表的なものであろう。まず，その単一期間モデルをとりあげる。結婚を考慮中の女子について，消費を x_f，余暇を l_f，結婚のもたらす効用＝部分効用(the sub-utility)を表わす因子を θ_f とし，直接効用関数を $U=U_f(x_f, l_f, \theta_f)$ にて示す。また消費財価格ベクトルを p，恒常賃金を W_f，資産価値を Ω_f 時間賦

34）*Handbook*, pp. 236〜237.

35）*Handbook*, p. 237.

存量をTとし，独身（$\theta_f\equiv 0$）の効用を間接効用関数 $v_f{}^s=V^s{}_f(p, w_f, \Omega_f+w_fT)$ にて示す。さらに配偶者候補の恒常賃金を W_m，資産価値を Ω_m，独身の効用を示す間接効用関数を $v_m{}^s=V_m{}^s(p, w_m, \Omega_m+w_mT)$ とする。結婚を考慮中の男女がいずれも，結婚の効用が独身の効用（$V_f{}^s$ と $V_m{}^s$）を上まわると確信すれば，結婚が成立する。

結婚におけるパレート最適の取りきめ (arrangements) 集合は，以下の最適化の解によって示される。

$$\max_{\{x_f,\ l_f,\ x_m, l_m\}} U_f(x_f,\ l_f,\ \theta_f)$$

subject to

$$U_m(x_m,\ l_m,\ \theta_m)=u_m,$$
$$0\leq l_f,\ l_m\leq T,$$
$$p'(x_f+x_m)+w_fl_f+w_ml_m\leq\Omega_f+\Omega_m+(w_f+w_m)T$$

as u_m is varied.

結婚は，かかるパレート最適可能性リストから特定ベクトル $(x_f{}^*,\ l_f{}^*,\ x_m{}^*,\ l_m{}^*)$ を選ぶことだが，その各可能性にはそれぞれの交渉ルールが存する。結婚実現の必要条件は

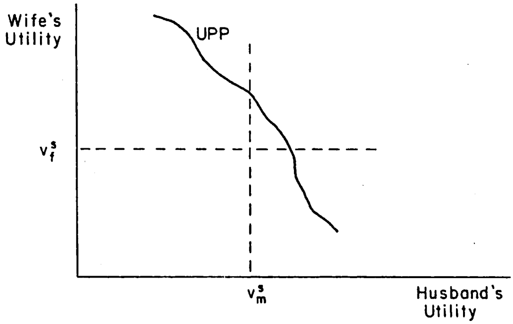
$$U(x_f{}^*,\ l_f{}^*,\ \theta_f)\geq v_f{}^s \tag{13}$$
$$U(x_m{}^*,\ l_m{}^*,\ \theta_m)\geq v_m{}^s. \tag{14}$$

だが，すでにみた配偶者探し理論と結びつければ，式(13)は $\varepsilon=U(x_f{}^*,\ l_f{}^*,\ \theta_f)$ と書ける。このことは，配偶者候補の特性 ε，したがって $F(\varepsilon)$ が女子の特性にも依存することを示す[36)]。

図17は，男子および女子の独身の効用をそれぞれ $v_m{}^s$ および $v_f{}^s$ とした場合，望ましい結婚のもたらす効用可能性曲線がどのような形をとるかを示す。結婚上の取りきめは，当事者の一方または双方にとって，その効用水準が非結婚状態の厚生水準を下まわる場合（かならず存在しうる）には，実現されない。ベッカーによれば，効用可能性曲線の位置（結婚利得のポテンシャル）の重要な決定要因は，以下のような性質の財の存在であるという。その性質とは，①取引コストの故に市場における入手が困難または不可能であり，家計内生産が必要である，②生産は時間投入にかんして収穫逓増である，というものであ

36) *Handbook*, p. 238.　ここに展開されているのは，あくまでモンゴメリーとトラッセルによるベッカー理論の要約であって，実際のベッカーの論文は，たとえば「結婚の利得」と題する節などを除けば，難解である。(G. S. Becker, "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, Nr. 4, July/August 1973)。

図17



The utility-possibilities curve (UPP) for a prospective match, with associated single-state utilitylevels $v_f{}^s$ and $v_m{}^s$.

る。①は，利己的（selfish）選好のもとでも結婚利得の存在することを示し，②は，各配偶者がそれぞれ家計内生産の異なる分野に特化する理由（特化により独身時代よりもよい生活が保証される）を説明する。かかる交渉・役割特化モデル（the bargaining-specialization framework）は，まだ実証の段階には至っていないが，配偶関係消滅の原因を論じるには有用であろう。ただし難点として，w_f や w_m のような観察可能変数が，効用可能性曲線をシフトさせるだけでなく，独身の効用（$v_f{}^s$ と $v_m{}^s$）や配偶者間の相対的交渉力にも影響をおよぼす点があげられよう[37]。

配偶関係消滅

一般に配偶関係の消滅については，①結婚の早いほど消滅リスクは高く，②消滅リスクは結婚当初の数年間に上昇し，結婚後10年過ぎまでに横ばいに転じ，それから低下する，という経験則がみられる。職探し理論や配偶者間交渉フレームは，それをどう説明するのであろうか。

まず職探し理論からみよう。独身者の場合，予期せぬショック（たとえば妊娠）は独身効用 v^s，したがって結婚留保条件 ε_r を低下させ，結婚を急がせるだろうが，既婚者の場合，予期せぬショック（たとえば新事実の露顕）は結婚の期待利得（the expected payoff），すなわち $E[\varepsilon|\varepsilon\geqq\varepsilon_r]$ を低下させ，結婚を解消の瀬戸際まで追いやろう。また配偶者探しの費用 c の高くつく，ないし結婚オファーの出現確率 q の低い個人は，ε_r 水

37) *Handbook,* pp. 239～240.

準を低くするから予期せぬショックにあう確率も高く，配偶関係の消滅リスクは逆に高いかもしれぬ。だが一般には結婚年齢ないし配偶者探し期間は，離婚尤度（likelihood of divorce）と負の結びつきを示す。ただし結婚持続期間の経過とともにハザード率（配偶関係の消滅率）が次第に低下することは，実証ずみである。結婚初期にそのリスクの高いのは，とくにその時期に配偶者の追加情報が急速に蓄積され，実現された効用可能性曲線が，結婚を合理的としない位置までシフトするからである。「結婚特有の資本」(“marital-specific capital”）である子供がまだ生まれていない場合は，なおのことであろう[38)]。

次に，役割交渉モデルについてみる。その実証例は，配偶関係消滅をめぐる負の所得税実験のインパクトの研究にみられるという。そのインパクトは先験的に不確定だが，負の所得税（所得補填）自体は，結婚の効用可能性曲線および独身効用関数（v_f^s と v_m^s）をシフトさせ，経済的理由で離婚に踏みきれないでいる（v^s 水準が低い）場合に，離婚後の生活安定のチャンスを与えよう。さらに負の所得税には，福祉給付の受給にともなう屈辱感はないので，なおのことそうであろう。だが逆に負の所得税は，破局寸前の結婚を救うかもしれず，配偶関係消滅の誘因としては，欠損家庭扶助手当（Aid to Families with Dependent Children，略して AFDC）よりも劣るかもしれぬ。ところで実験結果によると負の所得税は，黒人・白人をとわず配偶関係の消滅率を高める効果があり，その効果は，所得補填が公的扶助並の低水準だというのに有意だったという。なお後段の点は，潜在的な福祉給付受給層が，受給の屈辱感ないし制度への無理解のいずれによるかをとわず，福祉給付そのものを軽く評価しているという見方と合致しよう[39)]。

最後に配偶者探し期間に影響する要因として，離婚の予見可能性が考えられる。常識的には結婚持続性への不安が大きいほど，配偶者探しも intensive となろう。もちろんその相殺可能性もある。たとえば職探しモデルにおいては，レイオフ率の上昇が留保賃金を低下させるように，外生的な離婚リスク λ の増大は，初婚年齢を高めるよりは低め，また期待結婚持続期間を短縮させよう。にもかかわらず最初の配偶者については，選り好みがうるさい。その理由としては，特定年齢集団の離婚リスクが不変ないし予見可能であるとか，あるいは離婚リスクは現実の配偶者特性水準 ε（間接的には結婚年齢）に依存する，といったことが考えられよう。いずれにせよ離婚リスクと結婚年齢とのある種の結びつきは実証されているが，その解釈はさまざまである[40)]。

38) *Handbook,* p. 240.
39) *Handbook,* p. 241.
40) *Handbook,* pp. 241～242.

5.　出生力の経済モデル――単一期間モデル

静学モデル

モンゴメリーとトラッセルは，ライフ・サイクルをつうじた出生子供数を説明するための単一期間・完全確実性モデル（the modest, one-period, full-certainty model）から出発する。

いま既往出生子供数を N, 余暇時間を T_l, 財消費を X, 家計効用関数を $U=U[N, T_l, X]$ とする。また当該女子の市場賃金率を w, 夫の所得（外生的）を Ω とする。総家計時間 T は，余暇時間 T_l, 育児時間 T_c, 市場労働時間 T_m に分割され，$T_l+T_c+T_m=T$ である。育児には時間 T_c と貨幣支出 E_c が必要であり，$N(=n)$ 人の子供を欲する家計は，そのために必要な n 単位の育児ケア（child care）を確保する目的をもって，T_c と E_c の諸種の組み合わせのひとつを無差別に選択する。ケアの質に格別の選好がなければ，選択の条件は最小費用であろう。

費用最小化は2段階的に扱われる。第1段階は $N=n$ と固定した場合であり，第2段階は N の値および他の選択変数（独立変数）の選択にかかわる場合である。まず $N=n$ の場合を考えよう。その場合の T_c と E_c の最適組み合わせは

$$\min_{T_c, E_c} wT_c + E_c \tag{15a}$$

s. t.

$$g(T_c, E_c) = n, \tag{15b}$$

によって与えられる。ただし g は育児ケア生産関数である。式(15)の解は1組の条件付需要関数，すなわち $T_c(w, n)$ と $E_c(w, n)$ であり，その際の費用関数は

$$C(w, n)=wT_c(w, n)+E_c(w, n)$$

であって，双対定理でおなじみの性質

$$\frac{\partial C(w, n)}{\partial w}=T_c(w, n)$$

がみられる[41)]。

41) *Handbook*, pp. 242〜243.　なおここにいう双対定理とは，以下のようである。生産関数 $F(x)$，投入ベクトル x（価格p），そのときの最大産出量 $u=F(x)$，総費用関数 $C(u;p)$ として，(u^*, p^*) にて費用を最小ならしめる投入需要関数 $x_i(u, p)$ が存在するとすれば，それは，事実上投入価格 p_i にかんする費用関数の偏微分に等しい。

そこで N, T_l, X をめぐるひとつの選択を考えよう。２つの制約条件（予算と時間）を１本化し，かつ余暇時間と市場消費時間についての内部解を想定して，

$$\max\ U[N,\ T_l,\ X] \tag{16a}$$
$$\text{s. t.}\quad X+C(w,\ N)+wT_l-\Omega-wT=0. \tag{16b}$$

を考える。最適解の１階の条件は

$$\frac{\partial U}{\partial N}-\lambda\frac{\partial C}{\partial N}=0$$

$$\frac{\partial U}{\partial T_l}-\lambda w=0$$

$$\frac{\partial U}{\partial X}-\lambda=0$$

である。提示賃金の変化にかんして，以下のスルツキー方程式が得られる。

$$\begin{bmatrix}\mathrm{d}N\\ \mathrm{d}T_l\\ \mathrm{d}X\\ \mathrm{d}\lambda\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}H & \alpha\\ & \\ & \\ \alpha' & \beta\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\lambda\dfrac{\partial^2 C}{\partial N\partial w}\mathrm{d}w\\ \lambda\mathrm{d}w\\ 0\\ -(T_c+T_l)\mathrm{d}w+T\mathrm{d}w\end{bmatrix}\quad\text{or}\quad\begin{bmatrix}\mathrm{d}N\\ \mathrm{d}T_l\\ \mathrm{d}X\\ \mathrm{d}\lambda\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}H & \alpha\\ & \\ & \\ \alpha' & \beta\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\lambda\dfrac{\partial T_c}{\partial N}\mathrm{d}w\\ \lambda\mathrm{d}w\\ 0\\ (T-T_c-T_l)\mathrm{d}w\end{bmatrix}$$

ただし λH は代替効果を示す負値半定符号の行列 (3×3)，α は所得効果を示す列ベクトル (3×1)，β はスカラーである。出生子供数 N および余暇時間 T_l にたいする賃金変化の（補償）効果は

$$\left.\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}\right|_c=\lambda\left\{H_{NN}\frac{\partial T_c}{\partial N}+H_{NT_l}\right\}\leqq 0, \tag{17}$$

$$\left.\frac{\mathrm{d}T_l}{\mathrm{d}w}\right|_c=\lambda\left\{H_{NT_l}\frac{\partial T_c}{\partial N}+H_{T_lT_l}\right\}\leqq 0. \tag{18}$$

すなわち

$$x_i(u^*,\ p^*)=\frac{\partial C(u^*,\ p^*)}{\partial p_i},\quad i=1,\cdots\cdots\cdots N$$

である。ここで x を T_C, u を n, p を w と置きかえれば，

$$\frac{\partial C(w,\ n)}{\partial w}=T_C(w,\ n)$$

が導かれる(K. J. Arrow and M. D. Intriligator, *Handbook of Mathematical Economics,* Volume II, North-Holland, 1982, pp. 566〜567)。

によって与えられる。賃金変化は N と T_l の潜在価格に同時に影響を及ぼすので，式(17)および(18)の符号は定まらない。ただしその影響は，T_l の潜在価格にたいしては直接的だが，N の潜在価格にたいしては間接的（$\partial C/\partial N$ を つうじて）である。したがって賃金変化の結果として自己代替効果も交差代替効果もともに作用するが，前者の方が支配的と想定されるので，その場合には式(17)および(18)はともに負値であろう[42]。

42) *Handbook*, pp. 243〜245. なおスルツキー方程式および式(17)，(18) の導出は以下のとおりである。式(16)の最適解の1階の条件は

$$\frac{\partial U}{\partial N}-\lambda\frac{\partial C}{\partial N}=0$$

$$\frac{\partial U}{\partial T_l}-\lambda w=0$$

$$\frac{\partial U}{\partial X}-\lambda=0$$

$$X+C(w,N)+wT_l-\Omega-wT=0$$

である。それぞれの全微分をとって整理すれば

$$\begin{aligned}(U_{NN}-\lambda C_{NN})\mathrm{d}N+U_{NT_l}\mathrm{d}T_l+U_{NX}\mathrm{d}X-C_N\mathrm{d}\lambda&=\lambda C_{Nw}\mathrm{d}w\\ U_{T_lN}\mathrm{d}N+U_{T_lT_l}\mathrm{d}T_l+U_{T_lX}\mathrm{d}X-w\mathrm{d}\lambda&=\lambda\mathrm{d}w\\ U_{XN}\mathrm{d}N+U_{XT_l}\mathrm{d}T_l+U_{XX}\mathrm{d}X-\mathrm{d}\lambda&=0\\ C_N\mathrm{d}N+w\ \mathrm{d}T_l+\mathrm{d}X+0&=-(T_C+T_l)\mathrm{d}w+T\mathrm{d}w\quad(\because C_w=T_c)\end{aligned}$$

が得られる。行列表示をすれば

$$\begin{pmatrix}U_{NN}-\lambda C_{NN} & U_{NT_l} & U_{NX} & C_N\\ U_{T_lN} & U_{T_lT_l} & U_{T_lX} & w\\ U_{XN} & U_{XT_l} & U_{XX} & 1\\ C_N & w & 1 & 0\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\mathrm{d}N\\ \mathrm{d}T_l\\ \mathrm{d}X\\ -\mathrm{d}\lambda\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\lambda C_{Nw}\mathrm{d}w\\ \lambda\mathrm{d}w\\ 0\\ -(T_C+T_l)\mathrm{d}w+T\mathrm{d}w\end{pmatrix}$$

が得られる。いま係数行列の逆行列を求めるのに，係数行列式を $|F|$，各要素の余因子を Fij $(i,j=N,T_l,X,\lambda)$ にて示せば，逆行列は

$$\frac{1}{|F|}\begin{pmatrix}F_{NN} & F_{T_lN} & F_{XN} & F_{\lambda N}\\ F_{NT_l} & F_{T_lT_l} & F_{XT_l} & F_{\lambda T_l}\\ F_{NX} & F_{T_lX} & F_{XX} & F_{\lambda X}\\ F_{N\lambda} & F_{T_l\lambda} & F_{X\lambda} & F_{\lambda\lambda}\end{pmatrix}$$

である。

$$H=\frac{1}{|F|}\begin{pmatrix}F_{NN} & F_{T_lN} & F_{XN}\\ F_{NT_l} & F_{T_lT_l} & F_{XT_l}\\ F_{NX} & F_{T_lX} & F_{XX}\end{pmatrix}\qquad \alpha=\frac{1}{|F|}\begin{pmatrix}F_{\lambda N}\\ F_{\lambda T_l}\\ F_{\lambda X}\end{pmatrix}\qquad \beta=\frac{F_{\lambda\lambda}}{|F|}$$

と置けば，逆行列は

$$\begin{pmatrix}H & \alpha\\ \alpha' & \beta\end{pmatrix}$$

市場労働時間以外の総時間（T_c+T_l）にたいする賃金変化の補償効果は

$$\left.\frac{\partial T_c}{\partial w}\right|_c+\left.\frac{\partial T_c}{\partial N}\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}\right|_c+\left.\frac{\partial T_l}{\partial w}\right|_c$$

で与えられる。第1項は負であり，また第2項と第3項の和も負であるので，前記効果に符号上の曖昧さはない。かくして賃金増加は，非市場時間の市場時間による代替をうながす。ただし非市場時間（T_c+T_l）の各構成時間にたいする賃金効果については，理論はほとんどヒントを与えない。

なお理論上，女子賃金率は出産の機会費用の主要素だが，実証研究（女子賃金，男子所得，生涯出生力をめぐる）の結果は「やや混乱」したものらしく，賃金観察が実際に市場労働している女子に限られることもあって，負の賃金効果の検証は困難だという[43]。

で与えられる。よってスルツキー方程式は

$$\begin{pmatrix}\mathrm{d}N\\ \mathrm{d}T_l\\ \mathrm{d}X\\ \mathrm{d}\lambda\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}H & \alpha\\ \alpha' & \beta\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\lambda C_{Nw}\,\mathrm{d}w\\ \lambda\mathrm{d}w\\ 0\\ -(T_C+T_l)\mathrm{d}w+T\mathrm{d}w\end{pmatrix}\ \text{or}\ \begin{pmatrix}H & \alpha\\ \alpha' & \beta\end{pmatrix}\begin{pmatrix}\lambda T_{CN}\mathrm{d}w\\ \lambda\mathrm{d}w\\ 0\\ (T-T_C-T_l)\mathrm{d}w\end{pmatrix}$$

である。とすれば N および T_l にたいする賃金変化（$\mathrm{d}w$）の補償効果は

$$\left.\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}\right|_C=\left[\frac{F_{NN}}{|F|},\ \frac{F_{T_lN}}{|F|},\ \frac{F_{XN}}{|F|}\right]\begin{pmatrix}\lambda T_{CN}\\ \lambda\\ 0\end{pmatrix}=\lambda\left\{\frac{F_{NN}}{|F|}T_{CN}+\frac{F_{NT_l}}{|F|}\right\}$$

である。　$H_{NN}=F_{NN}/|F|$，$H_{NT_l}=F_{NT_l}/|F|$ と置けば

$$\left.\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}\right|_C=\lambda\left\{H_{NN}\frac{\partial T_C}{\partial N}+H_{NT_l}\right\}$$

であり，また同様にして

$$\left.\frac{\mathrm{d}T_l}{\mathrm{d}w}\right|_C=\lambda\left\{H_{NT_l}\frac{\partial T_C}{\partial N}+H_{T_lT_l}\right\}$$

を得る。

43）*Handbook,* p. 245.　なお市場労働時間以外の総時間（T_C+T_l）にたいする賃金変化の補償効果は，

$$T_C=T_C(w,N),\ T_l=T_l(w)$$

であるから，

$$\mathrm{d}T_C=\frac{\partial T_C}{\partial w}\mathrm{d}w+\frac{\partial T_C}{\partial N}\mathrm{d}N\qquad\therefore\ \frac{\mathrm{d}T_C}{\mathrm{d}w}=\frac{\partial T_C}{\partial w}+\frac{\partial T_C}{\partial N}\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}$$

$$\mathrm{d}T_l=\frac{\partial T_l}{\partial w}\mathrm{d}w\qquad\therefore\ \frac{\mathrm{d}T_l}{\mathrm{d}w}=\frac{\partial T_l}{\partial w}$$

となり，したがって

夫の所得の出生力に及ぼす影響

以上は内部解（市場労働）のケースに限定したが，今度は境界上の解をも含む単一期間モデルを考えよう。バッツとウォードは，かかるモデルとして，外生所得 Ω の出生力に及ぼす効果が妻の市場労働参加とともに変動するケースを考える。かれらによれば，出生力への所得効果は，境界上の解の場合よりも内部解の場合の方が大きい。その理由は，時間配分制約下の選択にかんする以下の経済理論によって説明されよう。すなわち，一般に労働時間は劣等財であるから，外生所得の増加（Ω から $\Omega+d\Omega$ へ）は労働供給を減ぜしめ，家計内生産，余暇，出生力を増大させるであろうが，外生所得と無関係に境界（ゼロ労働時間）上にとどまるよう「制約されている」女子は，かかる制約のない女子に比較して，Ω の変化にたいする出生力ビヘイビアーの感応性が乏しいという[44]。

さてバッツとウォードは，集計的にみて男子所得の女子出生力に及ぼす効果は女子雇用者比率とともに変動するという考え方に立ち，以下の式を特定する。

$$\ln(TFR_t)=\alpha+\beta\ln(E_tWF_t)+\gamma_1\ln(E_t\Omega_t)+\gamma_2\ln((1-E_t)\Omega_t)+u_t$$

ただし TFR_t は t 期の合計特殊出生率，E_t は女子雇用者比率，WF_t は女子賃金率，Ω_t は男子稼得収入を示す。E_t は内生的であり，誤差項 u_t とは潜在的に相関しているので，β, γ_1 γ_2 の一致推定量をうるために，操作変数が用いられている。モデルは単純だが，合衆国時系列データによる実証分析の結果は，「相対的に良好」なフィットネスを示すという。ただし TFR_t と E_t はともに内生的であり，しかも共通の情報・時間配分制約に依存しているので，操作変数の選択にかかわる問題は依然として残る[45]。

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}(T_C+T_l)=\frac{\mathrm{d}T_C}{\mathrm{d}w}+\frac{\mathrm{d}T_l}{\mathrm{d}w}=\frac{\partial T_C}{\partial w}+\frac{\partial T_C}{\partial N}\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}+\frac{\partial T_l}{\partial w}$$

$$\frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d}w}(T_C+T_l)\Big|_C=\frac{\partial T_C}{\partial w}\Big|_C+\frac{\partial T_C}{\partial N}\frac{\mathrm{d}N}{\mathrm{d}w}\Big|_C+\frac{\partial T_l}{\partial w}\Big|_C$$

となる。

44) *Handbook*, pp. 245～246.

45) *Handbook*, p. 246.　なおバッツとウォードによる出生率の経済モデルについては，とくに解説しておく必要があろう。従来（1950年代のベビー・ブームまで），開発国の出生力変化とマクロ経済行動との間には正の相関がみられたが，1960年代のベビー・バスト（baby bust）によってそれは崩れた。諸種の原因（避妊，期待生活水準の上昇，仕事への女子の意識変化，政府のアファーマティブ行動計画，世界人口増加など）が指摘されたが，出生力低下原因が，経済福祉と結びついた単純メカニズムから望ましい出生力へと変化したことは確かである。そこでバッツとウォードは，ベッカ

ーたちの出生力のミクロ経済分析に依拠し，出生力への影響の点で男女の稼得収入を区別し，また妻が雇用労働する家計とそうでない家計とを区別して分析し，結論として，1950年代ベビー・ブームの原因は男子所得の上昇であり，1960年代のベビー・バストの主原因は女子所得の上昇にあり，将来の出生力変動は反景気循環的 (counter-cyclical) と期待されるとした。

かれらの静学的な家計行動モデルによれば，夫の賃金上昇による家計所得の増加は，夫の時間が育児サービス生産の重要な投入要素でないかぎり，子供の需要を高める。雇用労働する妻の賃金上昇も家計所得を増加させるが，育児サービスが妻の時間と市場財の投入によって家計内で生産されるかぎり，出産と育児の機会費用が高まり，子供の価格も高まる。すなわちこの点で男女はシメトリーではない。

また夫の賃金上昇は，妻が雇用労働をしている場合には，妻の労働時間を減少させるが（ただし妻の時間の価格は変わらない），妻が雇用されていない場合には，出生力を高める（ただしその大きさは，より小さい）。前者の場合，夫と妻の家計時間投入が粗代替財なら，一方の賃金増加は他方の代替的な労働市場退出を促がす。後者の場合，夫の賃金増加は妻の時間の潜在価格と子供の潜在価格を上昇せしめ，それは，夫の賃金増加の出生力にたいする正の効果を緩和しよう。

ところで期間出生力は，家計が望ましい完結家族規模をどう決定し，またライフ・サイクルよりみた出生分布・出生タイミングをどう決定するかによる。もし所得の短期変動が完全に予測され，またそれに伴って完全な資本市場が利用できるなら，出生率は，かならずしも準循環的 (pro-cyclical) でなく，富ないし恒常所得の変化に反応する。だがそうでなければ，時間消費を所得変動に合わせようとする刺激が働き，出生率は準循環的となろう。

そこでバッツとウォードは，以下のようにモデルをつくる。ある年に夫婦が子供をもつ確率を B，とくに妻が雇用労働しない場合のそれを B_1，妻が雇用労働する場合のそれを B_2，夫の所得を Y_m，雇用労働する妻の時間の機会費用を W_f，雇用労働しない妻の時間の潜在価格を $W_f{}^*$（ただし $W_f{}^*$ は Y_m の関数），また他の変数ベクトルを X とすると

$$B_1=B_1{}^0(Y_m,\ W_f{}^*(Y_m),\ X)=B_1(Y_m,\ X) \qquad (1)$$
$$B_2=B_2(Y_m,\ W_f,\ X)$$

と考えられる。$W_f \leq W_r$（W_r は留保賃金）であるかぎり妻は労働力化せず，W_f 変化は B に影響しない。$W_f > W_r$ であれば妻は労働力化しており，W_f 上昇は育児時間コストを高め，B を低下させる。W_f が W_r 以下から以上へと変化すれば，妻は非労働力から労働力に転じ，B を低下させる。かくして女子賃金変化による B 平均変化は，かかる3グループ（妻が雇用労働しない，している，雇用労働を始めた）の反応の加重平均であり，その場合ウェイトは，もちろん各グループの世帯比率である。

いま妻が雇用労働する世帯比率を K，女子賃金変化による前記比率変化を ΔK，全

出生力反応にしめる雇用労働女子の反応を α とすれば，妻が雇用労働しない世帯の反応は無視してよいから

$$dB=K\frac{\partial B_2}{\partial W_f}dW_f+\alpha\Delta K\frac{\partial B_2}{\partial W_f}dW_f \qquad (2)$$

と書ける。$K=K(W_f)$，したがって $\Delta K=\frac{\partial K}{\partial W_f}dW_f$ であるから，式(2)は

$$dB=K\frac{\partial B_2}{\partial W_f}dW_f+\alpha\frac{\partial K}{\partial W_f}\frac{\partial B_2}{\partial W_f}(dW_f)^2 \qquad (3)$$

とも書ける。

夫の所得上昇についてみると，妻の労働力化をもたらす夫の臨界所得水準を $\overset{0}{Y}_m$ とすれば，$Y_m<\overset{0}{Y}_m$ の範囲内で Y_m が増加するとき，雇用労働する妻の B は上昇する。$Y_m>\overset{0}{Y}_m$ となれば妻は雇用労働をやめ，Y_m の継続的増加は，B を上昇させるが，$Y_m<\overset{0}{Y}_m$ の場合ほどではない。Y_m 上昇の B に及ぼす効果についても，式(3)と同様に

$$\begin{aligned}dB=&K\frac{\partial B_2}{\partial Y_m}dY_m+(1-K)\frac{\partial B_1}{\partial Y_m}dY_m\\&+\left\{\alpha\frac{\partial B_2}{\partial Y_m}+(1-\alpha)\frac{\partial B_1}{\partial Y_m}\right\}\frac{\partial K}{\partial Y_m}(dY_m)^2\end{aligned} \qquad (4)$$

と書けよう。式(3)と(4)にかんして2次項を無視して一本化すれば

$$dB=K\frac{\partial B_2}{\partial Y_m}dY_m+(1-K)\frac{\partial B_1}{\partial Y_m}dY_m+K\frac{\partial B_2}{\partial W_f}dW_f$$

が得られる。弾力性の形で表現するために操作すれば

$$\begin{aligned}\frac{dB}{B}=&K\cdot\frac{B_2}{B}\cdot\frac{\partial B_2}{B_2}\cdot\frac{Y_m}{\partial Y_m}\cdot\frac{dY_m}{Y_m}+(1-K)\frac{B_1}{B}\cdot\frac{\partial B_1}{B_1}\cdot\frac{Y_m}{\partial Y_m}\cdot\frac{dY_m}{Y_m}\\&+K\cdot\frac{B_2}{B}\cdot\frac{\partial B_2}{B_2}\cdot\frac{W_f}{\partial W_f}\cdot\frac{dW_f}{W_f}\\=&K\left(\frac{B_2}{B}\eta_{B2Ym}\right)\frac{dY_m}{Y_m}+(1-K)\left(\frac{B_1}{B}\eta_{B1Ym}\right)\frac{dY_m}{Y_m}+K\left(\frac{B_2}{B}\eta_{B2Wf}\right)\frac{dW_f}{W_f}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\therefore\ d\ln B=&\left(\frac{B_2}{B}\eta_{B2Ym}\right)K\cdot d\ln Y_m+\left(\frac{B_1}{B}\eta_{B1Ym}\right)(1-K)\cdot d\ln Y_m\\&+\left(\frac{B_2}{B}\eta_{B2Wf}\right)K\cdot d\ln W_f\end{aligned} \qquad (5)$$

を得る。式(5)の従属変数は，平均出生確率に対応する。これを出生率に置きかえれば

$$\ln B=\beta_0+\beta_1K\cdot\ln Y_m+\beta_2(1-K)\ln Y_m+\beta_3K\cdot\ln W_f \qquad (6)$$

を得る。ただし $\beta_1>0$，$\beta_2>0$，$\beta_3<0$ である。(W. P. Butz and M. P. Ward, "The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility," *the American Economic Review,* Vol. 69, Nr. 3, June 1979, pp. 318〜321)。

経済学に関心あるものにとっては，このバッツ＝ウォード仮説はとくに注目に値するが，その解説と日本への適用については，大谷憲司氏の近著『現代日本出生力分析』（関西大学出版部，1993年）の第3章「期間出生率変動とその構成要素に関するマクロ分析」がぜひ読まれるべきであろう。

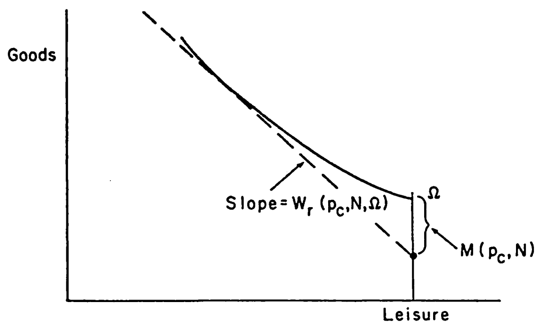
育児ケアの手配と労働供給

子供数 N を一定として短期の労働供給を考えてみる。有配偶女子の留保賃金と労働供給にとって，育児ケア費用はどのような意味をもつか。

いま働く母親の育児ケア手配費用が金銭的費用のみからなり，しかもその費用が労働市場への提供時間数から独立しているとすると，費用最小化の帰結として特定タイプの育児ケアが選択される。母親が市場労働に参加する場合の最適育児ケア手配の費用を $M(p_c, N)$——ただし p_c はその価格ベクトル——とし，かかる費用の変動が留保賃金にどのようなインパクトを及ぼすかをみると，費用増加は，女子の留保賃金を高め，市場参加意欲を抑制する。市場労働に参加しない場合，育児ケア支出は，もちろん外生所得 Ω によって賄われる。図18は，そのことを示す。なお育児ケア費用 M は，市場賃金が留保賃金を上まわる際の労働供給関数に不連続性をもたらす[46]。

だがこのモデルは，経験的事実とはかなり隔たる。モデルでは，育児ケア価格 p_c と子

図18



Fixed child care costs and the reservation wage.

46) *Handbook,* p. 247.　この辺の記述については，J. J. ヘックマンの主張が参照されるべきであろう。これは，就業女子の育児費用負担を軽減するため，週30時間以上就業する女子について育児減税を実施したニクソン政府の措置（1972年）の分析である。ニクソンの措置が，福祉給付受給者の就業を助長しようとしたものであることはいうまでもないが，ヘックマンの分析は，一般化してうまく転用できる。ただし図18とは異なり，ヘックマンは，すべての財を貨幣所得に圧縮し，貨幣所得と非市場時間（余暇）の間の無差別曲線を描いている（J. J. Heckman, "Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort", *Journal of Political Economy,* Vol. 82, Nr. 2, Part II, March/April 1974)。

供数 N はともに留保賃金に影響を及ぼすが，市場労働を決意ずみの場合は，賃金 w と育児ケア手配とは独立である。だが認定事実によれば，育児ケア手配は，母親の賃金率と労働時間の両者について感応的だという。かかるモデルと事実の乖離は，以下のように説明できよう。パート・タイムであれフル・タイムであれ母親が市場労働をしようとすれば，望みうる育児ケアの範囲は，一方では両親のどちらかによる家計内ケアから，他方では親類，ベビー・シッター，ケア・センターによるケアに至るまで多岐にわたるが，どのケアを手配しようと，母親の働く時間の長くなるほど，ケア手配費用は高くつくであろうからである。だが働かない母親の賃金は観察されず，他の価格（諸種の育児ケア価格）も観察されず，しかもケアの質への考慮が必要とあっては，手配された育児ケアの型・労働市場参加の可否・労働供給時間数の相互連関にかんして厳密な接近は困難であり，したがってそれはまだ試みられていないという[47]。

静学モデルの拡張――子供の質

両親に効用をもたらす因子として「子供の質」（“child quality”）がある。それは「子供の特性にかんする両親の潜在的選好に依拠したある派生的量（derived quantity)」として捉えられるべきものであって，データ的に観察できるものではない。かかる因子を両親の効用関数に導入すれば，出生力ビヘイビアーの検証力が高まるかどうかは明らかではないが，外生所得の出生力に及ぼす効果を論じる上で，「子供の質」概念は有用ではある。

高所得世帯ほど子供数の少ないことは，確認実証されている。稼得所得と外生所得との区分や避妊知識の役割についての分析が適正であったかどうかの問題は残るにせよ，正常財のみに関心をもつ立場からすれば，所得効果の推定値が負であることは共通の認識であろう。だが子供の質という概念は，子供数にたいする「真の」所得効果が，データの示すほどの負値性をもたないという考え方を裏づける[48]。まずは社会学的説明からみよう。

静学モデルの育児ケア生産関数を $n=g(T_c, E_c)$ とする。g と結びつくのは費用関数 $C(w, N)$ であるが，それは社会階級所属の関数でもある。特定の社会階級所属（代理変数 α）は，$N(=n)$ 人の子供の養育の最低支出水準（おそらくは支出の型）に強い制約を加える。いまや，費用関数は $C=C(w, N, \alpha)$となる。しかも $\partial C/\partial\alpha \geqq 0$，$\partial C^2/\partial N\partial\alpha \geqq 0$

---

47) *Handbook*, pp. 247～248.

48) *Handbook*, p. 248.

であろう。階級所属を異にする家族は，直面する制約も異なり，子供の潜在価格 $\partial C/\partial N$ は，階級所属 α とともにシステマティカルに変化する。外生所得 Ω と階級所属の如何とは相関するから，これによって，子供数についての負の所得効果のひとつの説明は得られる。ただし α が未観察のままに Ω 変化の N に及ぼすインパクトを推定すれば，真の所得効果（α 一定のもとでの Ω 変化効果）と価格効果（α 変化による $\partial C/\partial N$ 変化効果）とが混同されかねない。かかる変数除外は，真の所得効果を過少評価せしめがちだという[49]。

ベッカー（とルイス）は，特別なケースとしてかかる社会階級視点を織りこんだモデルを展開する。まずひとつの結合「生産」関数（a joint “production” function）を想定し，それを陰関数 $g(T_c, E_c; n, q)=0$ として定義する。これは，質水準 q で n 人の子供を育てるのに最低限必要な育児ケア時間および同貨幣支出をしめす。いわば家計内生産の諸特性と，q(単位)の質を生みだす T_c と E_c の組み合わせの選好ランキングとを結びつけたもので，その意味では特殊合成型（a peculiar hybrid）の関数である。

まず第1段階として，$N(=n)$ と $Q(=q)$ を所与として $g=0$ の条件のもとで wT_c+E_c を最小ならしめる。その際費用関数 $C(w; n, q)$[ただし $\partial C/\partial w=T_c(w; n, q)$] の特定化として

$$C(w, N, Q)=p_0(w)N+p_1(w)Q+p_2(w)N\cdot Q,$$

を考える。ただし p_i は価格指標，Q は「子供1人当たりの質」(“quality per child”)，NQ は「育児サービス」(“child services”)である。式が交互作用形 (interactive form) であるのは，N の潜在価格 $\partial C/\partial N$ が，子供の質水準に依存していることを明示するためである。その点は，

$$\frac{\partial C(w, N, Q)}{\partial N}=p_0(w)+p_2(w)Q.$$

であることをみればよい。第2段階は，N と Q にかんする非線形予算制約と時間にかんする相互的諸制約のもとで，効用 $U(X, T_l, N, Q)$ を最大ならしめることであろう[50]。

ベッカー（とルイス）の展開の基本視点は単純であって，それは，子供の質が両親に効用をもたらすとき，富の外生的増加 $d\Omega$ は，子供の数と質をともに高めることに向けら

49) *Handbook,* p. 249.
50) *Handbook,* pp. 249～250.

れがちだというにある。かかる場合の所得ないし富の変化が子供数のみに及ぼす効果は，子供の質が一定の場合よりも弱い。もしこれを割当て理論（rationing theory）によって説明すれば，次のようにいえよう。まず，質水準として $Q=Q(*)$ を選択する。Q が局所的に正常財であり，また N と Q が純粋に代替的であれば，富の増加 $d\Omega$ の一部は，$Q=Q(*)$ という制約条件がなければ Q の向上に向けられたはずだが，いまや N の増加に向けられる。すなわち質水準が自由に選択できるときの N への所得効果は，$Q=Q(*)$ の場合よりも弱められると。だがベッカー（とルイス）は，潜在価格（shadow prices）理論に依拠して次のようにいう。すなわち子供数 N の潜在価格は，交互作用的性質をもつとして $\partial C(w, N, Q)/\partial N=p_0(w)+p_2(w)Q$ と示されるが，Q が正常財であれば，所得水準の高い家計ほど子供1人当たりの支出は多く，子供数増加の潜在価格もしくは限界費用は高まり，子供の数から質への代替をうながすと[51)]。

だが割当て理論と潜在価格理論とは，家計所得の生涯出生力に及ぼす推定効果の大きさ（小さい）と符号（負）を説明する上では，補完的であろう。というのも前者の理論は，とくに予算制約の非線形性に依存しているわけでなく，$p_2(w)\equiv0$ であっても意味をもちうるし，さらに予算制約の非線形性は，その曲率の変化によって線形制約の場合よりも所得効果を大きく変化させ，割当て理論をより説得力あらしめるからである。

なお残る問題として，子供の間の資源配分の不平等がある。その原因が最適化の際の制約条件（たとえば天賦の能力差）にあるのか，それとも両親の選好にあるのかは，判断が難しい。だが現実には，あるディメンション（たとえば教育）の資源配分の不平等が，他のディメンション（たとえば遺贈）において相殺されうる。したがって両親の効用源泉として遺贈（bequests）を育児支出 E_c の別形式だと考えれば，子供の質についての数量化モデルもまた可能であろう[52)]。

静学モデルの拡張——趣好形成

選好の形成が中心的役割を演じるような生涯出生力モデルも，また考えられよう。論者（R・イースターリン）によると，満足の源泉として子供数よりも物的財にどの程度ウェイトを置くかは，青年期の消費経験によるのであって，高所得世帯の若者は物的財にたいする選好が相対的に強く，そのことが以後の出生力決定に影響を及ぼすという。そのモデ

51）*Handbook,* p. 250.

52）*Handbook,* p. 250～251.

ル化のために，ある世代（t）の両親についてコブ・ダグラス型の効用関数を想定する。

$$U_t(X,\ N)=X^{\alpha_t}N^{1-\alpha_t}$$

ただし N は子供数，X は合成財消費量を示す。α_t は，t 世代の両親が子供数よりも物的財にたいして抱く選好強度のパラメーターであって

$$\alpha_t=h(\Omega_{t-1},\ N_{t-1})$$

と表わされる。ただし Ω_{t-1} は前世代の所得，N_{t-1} はその時点の家族規模である。前世代の所得や家族規模が物的財の選好に及ぼす影響は，符号条件として

$$\frac{\partial h}{\partial \Omega_{t-1}}\geq 0,\ \frac{\partial h}{\partial N_{t-1}}\leq 0$$

と考えられよう。それを比率化して

$$h(\Omega_{t-1},\ N_{t-1})=\frac{\Omega_{t-1}}{N_{t-1}}$$

と捉えてもよい。このモデルでは，t 世代の両親の子供数にたいする需要は

$$N_t(*)=\frac{[1-h(\Omega_{t-1},\ N_{t-1})]\cdot\Omega_t}{p_t}$$

と書ける。p_t は子供の価格指標であって，上式の右辺の含意は明瞭である[53]。

このイースターリン・モデルでは，他の条件にして等しければ，大家族に生まれた両親は，自らも大家族をもつ傾向があることになる。これは，特定の趣好形成メカニズムを排し，Ω_{t-1} を出生力需要方程式に導入したためである。集計データ（センサス）では，前記の傾向が比較的よく追跡できるが，ミクロ・データでは，Ω_{t-1} を導入したことのメリットの証拠は乏しいという。

なおある世代の出生力が次世代の労働市場に及ぼすインパクトも，注目されてよい。もし大規模出生コーホートの労働市場参入により賃金下落ないし失業増加が発生し，それが再生産ライフ・サイクルに入りこむとすれば，$\Omega_t=g(N_{t-1})$（ただし $g'\leq 0$）となり，$t+1$ 期の出生コーホートは，相対的に小規模であろう。この閉鎖的動学システムは，趣好形成メカニズムに依存しない。出生力のかかる世代間関係は，イースターリン理論と密接に結びついている[54]。

53）*Handbook,* pp. 251～252.

54）*Handbook,* p. 252.

育児費用と等価尺度

家族構成を異にする家計の間で，育児費用と厚生がどう異なるかをみよう。

育児費用論議は，両親による育児貨幣支出と時間の機会費用をめぐって展開されるが，量質両面よりするアプローチのひとつの結論は，育児関連活動の総支出額は内生的に決定されるというにある。「育児費用」（“child costs”）は，$C(w, N)$ ないし $C(w, N, Q)$ に影響を及ぼす外生的全価格・全制約の関数である。したがって質的側面が観察できれば，$C(w, N, Q)$ も認定でき，総支出額も定まるが，そうでなければ，総支出額は定まりようがない[55]。

育児費用とからんで厚生の問題もある。一部論者（A・ディートンとJ・ミュールバウアー）の説くところでは，両親の直接効用関数を $U(X, N)$（Xは消費財ベクトル，Nは子供数)，その効用関数のもとで効用水準 u を達成するのに必要な総支出関数を $e(p, u)$（p は価格ベクトル)，また子供数を n 人に制限した当該支出関数を $e^*(p, u; n)$ とすると，子供数制限のもたらす消費者余剰指標 θ は

$$\theta(p, u, n) \equiv e^*(p, u; n+1) - e^*(p, u; n)$$

である。それは，子供数が $n+1$ 人ととなっても，n 人の場合と同水準の生活を両親に保障するに必要な追加所得である，と解釈できる。同様の考え方を比率で示せば

$$\phi(p, u, n) = \frac{e^*(p, u; n+1)}{e^*(p, u; n)}$$

と表わせるが，この ϕ は「等価尺度」（“equivalence scale”）と呼んでよい。子供数 N が最適水準 $n(*)$ にあったとすれば，θ は，避妊失敗の厚生費用（the welfare cost）でもあろう。標準消費者モデルにおけると同様，子供への選好は θ および ϕ の水準に影響を及ぼすから，子供好きの親は，諸価格を所与として子供 $n+1$ 人の場合に子供 n 人の場合とおなじ豊かさを感じるために必要な補償額が，そうでない親よりも少なくてすむであろう[56]。

問題は，選好にかんする情報が得られるかどうかであろう。いま論じている需要体系のもとでは，財消費のの推定は可能だが，θ や ϕ の推定は困難である。θ や ϕ の推定には u の情報が必要である。いま選好（効用）が可分的だとして，財ベクトル X のみから得

---

55) *Handbook*, p. 253.

56) *Handbook*, pp. 253〜254.

られる部分効用関数 $h(X)$ を考え，$U(X, N) = U^*(h(X), N)$ とすると，X の相対的序列づけは子供数 N によって影響されないから，$N=n$ の条件下の X の選択データによって認定できるのは，U^* ではなくて h のみであろう。U^* を認定するには，N と X の両方の選好を確認し，N と X のデータの同時変動を利用するモデルが必要であろう。

論者によっては，$N=n$ の場合の X の「条件つき」("conditional") 選好と (X, N) の「条件なしの」("unconditional") 選好とを区別し，後者こそ厚生比較の適正な基礎だというものがある。他の論者（ディートンとミュールバウアー）は，完全なる厚生比較のためには (X, N) の結合モデルが必要だとしながらも，N にかんする長期効用と X にかんする短期便益とを区別する。もしライラ・サイクルの厚生にとって年間財消費のもたらす部分効用が有用な投入であるなら，「条件つき」選好は，有用な情報を提供しよう。だが「条件なし」の選好の把握は，たとえ家計支出データを出生力情報で補なってみても困難であろう。さらに世帯レベルの支出データでは，親と子供の消費は区別できないし，また家計における公共財の存在は，問題を一層複雑にする。結局のところ「条件なし」の選好には概念および実証上の難点があり，かかる選好は排除せざるをえないという[57]。

6.　ライフ・サイクル出生力モデル

さて以上の単一期間出生力モデルは，個人のビヘイビアーの理解には役立つが，当モデルと個人の出生力経歴データとのギャップが大きすぎる。出生は，以後の家計上の決定を制約するというのに，出生力の決定は不確実である。こうした問題の処理には，ライフ・サイクルをつうじて家計による避妊努力の選択がおこなわれる多期間逐次決定モデル(the multiple period, sequential-decision model) が適している。出生のタイミングと間隔にかんするＬ・エドレフセンの静学モデルは，その橋渡しとされる。だがそのモデルを論じる前に，非連続的な労働市場参加と女子賃金にかんする経験的事実をみておこう[58]。

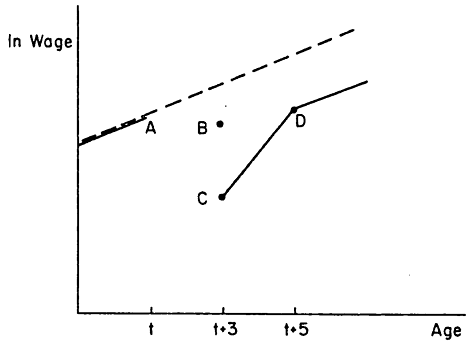
ライフ・サイクル出生力モデルにおける時間費用

賃金が経験におうじて上昇する場合，労働市場からの中途退出には，現在および将来にわたって放棄賃金収入のタームでみた費用をともなう。さらに市場退出期間中に，人的資本は減価するかもしれない。とすれば女子の労働市場退出にたいする賃金ペナルティは，

57) *Handbook*, p. 255.

58) *Handbook*, p. 255.

図19



Wages for a continuously employed worker (dotted line) and the wage path for a worker who leaves the labor force at point t and returns at point $t+3$.

一体いかほどになるのか。要約すれば，出産目的の女子労働市場退出には，①放棄賃金収入としての直接機会費用，②将来の賃金成長の条件となる経験の損失，③過去に蓄積された人的資本の減価，という３種の費用をともなう。各費用はいかほどであろうか。また市場再参入後の賃金回復（人的資本減価の回復）の速さは，実際にはいかほどであろうか[59)]。

M・コーコランたちの実証研究によれば，その純減価効果は比較的小さなものらしい。図19はそれを示す。点線は，労働経験の継続するフル・タイム労働者の賃金の動きを示す。３年間の労働中断による減価効果は大きく（再参入時の賃金はB点ではなくC点であろう），再参入後に賃金はふたたび大きく上昇し，５年にしてD点に達する。かくして３年間の市場退出費用は，３年間の労働経験ギャップであると判断されよう[60)]。

コーコランたちのかかる認定事実は，出生力決定理論にとってなにを意味するか。前述のエドレフセンに倣って考えてみよう。資本市場が完全である状況下の生涯予算制約として，a_0 歳で出産を開始し，N 人の子供を出産し，育児のため子供１人当たり β 期間の完全なる労働市場退出をする場合を想定する。N 人の子供の養育のための必要退出期間は，$S\equiv\beta N$ である。賃金を蓄積経験 $E(a)$ の関数とし，かつ退出による賃金（ないし人

59）*Handbook,* pp. 255〜256.

60）*Handbook,* p. 256.

的資本）減価を単純化のためにゼロとすれば

$$\ln w(a)=\alpha+\rho E(a) \tag{19}$$

と書けよう。

式(19)を利用すれば，再生産可能期間 T におけるすべての富は，次式で示される。

$$F(\alpha,\ \rho)=\int_0^T w(a)\mathrm{e}^{-ra}\mathrm{d}a=\int_0^T \mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a \tag{20}$$

ただし $\mathrm{e}^{\alpha+\rho a}$ は，雇用の継続する労働者が a 歳時に稼得する賃金であり，r は利子率である。a 歳時に出産を開始し，一定期間（$S=s$）労働市場を退出するという出生力戦略の機会費用は，一体いかほどであろうか。かかる戦略下の生涯賃金収入は，3つの項の和として

$$\int_0^{a_0}\mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a+\int_{a_0}^{a_0+s}0\mathrm{d}a+\int_{a_0+s}^{T}\mathrm{e}^{\alpha+\rho(a-s)-ra}\mathrm{d}a,$$

と書ける。整理すれば

$$\int_0^{a_0}\mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a+\mathrm{e}^{-\rho s}\int_{a_0+s}^{T}\mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a$$

であるから，前記戦略の機会費用は

$$C(a_0,\ s)\equiv\int_{a_0}^{a_0+s}\mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a+(1-\mathrm{e}^{-\rho s})\int_{a_0+s}^{T}\mathrm{e}^{\alpha+(\rho-r)a}\mathrm{d}a. \tag{21}$$

である。この費用関数は，静学モデルの費用関数 $C(w,\ N)$ に類するもので，出産開始年齢 a_0 および子供数 s/β のいずれにかんしても非線形である。

ところで，出産開始年齢 a_0 および労働市場退出期間 s の潜在価格はそれぞれ

$$\frac{\partial C(a_0,\ s)}{\partial a_0}\leq 0,\quad \frac{\partial C(a_0,\ s)}{\partial s}\geq 0$$

であろう。左式は，出産開始年齢にたいする家計の格別の選好のないかぎり，a_0 の最適解は，再生産期間内のできるだけ遅い時期であること，すなわち $a_0(*)=T-s(*)$ であることを示唆する。だが現実には第1子出生が結婚後早くみられる傾向があり，それを説明するには，a_0にかんする選好もしくは賃金関数の追加構造の導入が必要であろう。要するに人的資本蓄積を包摂する出生力モデルにとっては，早く第1子をもちたい（子供との生活を長く味わいたい）という願望と，結婚早期出産戦略のもたらす機会費用（労働経験・稼得収入の放棄）との間に緊張が存するということであろう。その表現方法としては，目

的関数を $u=U^*(a_0, N, x)$（ただし $\partial U^*/\partial a_0 \leq 0$）と書くことであろう。その際の最適条件は $\partial U^*/\partial a_0 = \lambda \partial C/\partial a_0$（$\lambda$ は制約乗数）であろう[61]。

この人的資本モデルの比較静学的結果は，賃金関数パラメーター（α および ρ）の変化におうじてどう変化するかによる。前述のエドレフセンによれば，その変化は

$$\frac{\partial^2 C}{\partial a_0 \, \partial \alpha} \leq 0, \quad \frac{\partial^2 C}{\partial a_0 \, \partial \rho} \leq 0, \quad \frac{\partial^2 C}{\partial s \, \partial \alpha} \geq 0, \quad \frac{\partial^2 C}{\partial s \, \partial \rho} \geq 0,$$

であるという。その意味するところは，α および ρ の水準の高いほど，出産を遅らせ子供数を減らそうとする刺激は大きいというにある。だが α および ρ がどう予測されるか，また出産開始時期および出生子供数がどう定まるかは，賃金関数をどう特定するかに決定的に依存する。たとえば賃金が外生的に成長するなら，出産を遅らせようとの刺激は存しないであろう。賃金成長率を γ とすれば，式(19)は

$$\ln w(a) = \alpha + \gamma a + \rho E(a) \tag{19'}$$

と書き直され，a_0 の潜在価格は

$$\frac{\partial C(a_0, s)}{\partial a_0} \gtreqless 0, \quad \text{as } \gamma \gtreqless r$$

となる。もし $\gamma > r$ なら，直ちに出産を開始することが最適となろう[62]。

なお子供の年齢が異なれば，親から受ける育児接触時間量も異なるが，この事実は，賃金および出産の機会費用の意味あいを一層複雑なものとしよう。たとえば親のライフ・サイクル上の t 期における出生力決定を考えるとして，a 歳の子供1人に配分される育児時間を $T_{c,a}$ とすれば，t 期の出生にかかわる時間の機会費用は

$$C(w, t) = \sum_{i=t} w(i)(1+r)^{-(i-t)} T_{c,i-t}, \tag{22}$$

である。ここに $w(i)$ は年齢 i 歳の（外生的）賃金水準であり，また $T_{c,a}$ は年齢にかんして右下りの勾配をもつ。いま t' 期に賃金が一時的に増加すると予想される場合，その出生力にたいする抑制的ないし逆刺戟的（disincentive）効果は，t' 期に近い時期におけるほど大きく，またそれから遠い時期におけるほど小さい[63]。

61）*Handbook*, pp. 256～258.

62）*Handbook*, p. 258.

63）*Handbook*, pp. 258～259.

出産の非逆行性

子供の出生は，家計資源への需要発生であるが，同時に親にとっては自己選択への制約でもある。その制約の含意はさまざまだが，割当て理論によって，以下のように論じることができよう。

たとえば再生産期間内にある家計にとって，子供の出生のもたらす前記制約が大きくなりつつあれば，それだけ価格変化の（補償）効果も小さくなろう。自己価格効果はゼロに向かう傾向もある。とくに提示賃金にたいする労働供給の感応性は，子供の人数や年齢構成の如何によって変化する。かかるル・シャトリエ効果は，「人口学的尺度で測った」労働供給関数によって接近も可能となろう[64)]。

予期せざる出生の家計選択に及ぼすインパクトについても，同様に割当て理論が有用であろう。たとえば a 歳時に出生する子供数の予期せざる増加（たとえば双子の出生）は，代替財の消費減少と補完財の消費増加とをもたらす。$a+\Delta a$ 歳時の余暇が a 歳時出生子供数と代替的であれば，a 歳時の双子出生は，$a+\Delta a$ 歳時の余暇減少をともなう。また「子供の質」への支出が子供数と代替的であるなら，出生力上昇ショックは，かかる質への支出の低下をもたらすであろう[65)]。

不確実性下の動学的計画モデル

出産経歴の分析にかんしていうと，不確実性下の逐次的意思決定の公式経済モデルからは，得るところそう多くはない。ライフ・サイクルにおける出生力選択を論じようとすれば，家計による再生産コントロールが不完全であり，また子供により強制される家計需要が「非逆行的」（“irreversible”）であるという事実にぶつかるが，これを逐次的意思決定フレームに織りこむこと自体は，さほど困難ではない。困難なのは，出生力コントロールの時間経路にかんして検証可能な内容を引きだすことだという[66)]。

64）*Handbook,* p. 259. なおル・シャトリエ効果については，サミュエルソンの説明が分かりやすい。すなわち「もしある与えられた均衡状態において（補償された）価格変化が行われるならば，その結果生じる財の需要量の変化は，個人が配給というような制約下にある場合よりも，そういう追加的制約がない場合の方がより大きいであろう。さらに新しい制約を導入するごとに需要は非弾力性を増すであろう」と（サミュエルソン著，佐藤隆三訳『経済分析の基礎』勁草書房刊，1967年，173ページ）。

65）*Handbook,* p. 259.

66）*Handbook,* p. 260.

そこでライフ・サイクルをつうじた避妊の単純モデルを考える。まず a 歳時の家計所得 Y_a を外生的とし，また資本市場はまったく不完全であり，貯蓄はおこなわれないものとする。当該期間における予算制約は

$$Y_a=X_a+pN_a$$

である。ただし X_a は家計の合成財消費，p は子供の単位価格（単純化のため一定）を示す。いま a 歳時の家計の間接効用指標 V が，①現在の子供数 N_a と，②効率水準 u で避妊を試みた結果（妊娠確率$=1-u$）としての不効用を示す関数 $\rho(u)$，とに依存するとしよう。期間内の予算制約（$Y_a=X_a+pN_a$）は，間接効用指標（$V[N_a, \rho(u)]$）のなかに陰伏的に含まれる。ライフ・サイクルをつうじた避妊利用の最適経路を得るために，以下の家計目的関数を想定する。

$$\max_{\substack{\{u_t:\ t\in(0,\ 1,\ldots T),\\ \boldsymbol{u}\leq u_t\leq 1,\ \text{for all}\ t\}}} E_0\sum_{a=0}^{T} V[N_a,\ \rho(u_a)][1+r]^{-a}+S(N_T)$$

ただし $\boldsymbol{u}$ は家計の妊孕力水準を示す。また $S(N_T)$ は，最終期（T 期）における子供数を所与として，ライフ・サイクル期間のうち再生産期間を超える期間（残存期間）に得られる効用を示す最終期価値関数（a terminal value function）である。いまある時期（t 歳時）を基準として

$$J[N_t,\ t]=\max_{\{u\}} E_t\sum_{a=t}^{T} V[N_a,\ \rho(u_a)][1+r]^{-a}+S(N_T)$$

なる式を考える。$J[N_t,\ t]$ は，t 歳時の子供数を所与（$N=N_t$）として，$T-t$ 期間（残存生涯期間）より派生しうる最大効用を示す[67]。

さて $J[N_t,\ t]$ の年齢別経路を示す以下の逐次決定方程式（a recursive equation）を考えよう。

$$\begin{aligned} J[N_t,\ t]=&\max_{u_t}\ E_t\ V[N_t,\ \rho(u_t)][1+r]^{-t}\\ &+\max_{\{u\}}\ E_t\sum_{a=t+1}^{T} V[N_a,\ \rho(u_a))][1+r]^{-a}+S(N_T)\end{aligned}$$

もし u の定義［1－(妊娠確率)］をもちいれば，上式は以下のように書ける。

$$\begin{aligned} J[N_t,t]=&\max_{u_t}\ E_tV[N_t,\ \rho(u_t)][1+r]^{-t}\\ &+\max_{\{u\}}\ \{u_t\cdot J[N_t,t+1]+(1-u_t)J[N_t+1,\ t+1]\}. \end{aligned} \tag{23}$$

---

67) *Handbook*, p. 260.

式(23)から明らかだが，避妊努力 u の選好が欠如していれば，$\{u\}$ の最適解は境界上の解であろう。$J[N_t+1, t+1]$ と $J[N_t, t+1]$ との効用差は，追加的子供1人の価値を示す。これら2つの項（式(23)右辺第2項の｛ ｝内）が偶然等しくならないかぎり，$u_t(*)=1$ または $u_t(*)=\boldsymbol{u}$ であろう。逆に避妊努力 u が選好されれば，$\{u\}$ の最適解として内部解の可能性があろう。

式(23)の最適値の特徴は，$u_t(*)$ コントロールが，N_t ないし他のパラメーターの変化によってどう変わるかを直接示さない，という点にある。それを示すには，新たな工夫が必要となる。1つの工夫は，生涯終了期から逆に遡及して処理することだが，実際の手続は困難だという。もう1つの工夫は，家計の間接効用指標 V について特定の関数形（2次式）を選び，$u_t(*)$ の閉じた解を得ようとするものだが，かかる解の得られるのは，最適値集合 $\{u_t(*)\}$ が，すべての t にかんして内部解 $[\boldsymbol{u}<u_t(*)<1]$ を特徴とする場合のみだという[68]。

なお論者によれば，所与の既往出生子供数のもとでは，妊娠ハザード $(1-u_t(*))$ は，直近出産からの経過期間の長いほど上昇するという。もっと子供の欲しい（すなわち $J(N_{t+1}, t+1)$ が $J(N_t, t+1)$ よりも大きい）親にとっては，それは示唆的であろう。逆にもう子供の欲しくない親にとっては，時間の経過とは妊娠危険期間の短縮だが，同時に妊娠のない時間の経過は，妊娠への警戒度を緩めさせる。また所与の年齢 t のもとでは，既往出生子供数の多いほど避妊努力水準は高いであろう[69]。

雇用を導入したライフ・サイクル出生力モデル

以上のライフ・サイクル出生力モデルを労働供給に結びつけたのが，V・J・ホッツとR・ミラーの2人だという。かれらは，不確実性下の明示的な動学的決定の枠組のなかに例のウォードとバッツの考え方を織りこんだのであって，その際の不確実性の領域は，夫の所得の時間経路，出産可能期間の長さ，妻の賃金の一時的変動，避妊努力の結果，など多岐にわたる。ただし貯蓄はゼロであり，各期ごとの家計予算は収支均等し，妻の恒常賃金は不変であり，また避妊に心理的・金銭的費用は伴わず，バング・バング（"bang-bang"）型の出生力コントロールの最適経路が生みだされるものとされている[70]。

68) *Handbook,* p. 261.

69) *Handbook,* pp. 261～262.

70) *Handbook,* p. 262. なおバング・バングとは，単一制御の反復によって運動を種々に変えられるミサイル制御装置をいう。

このモデルの主要変数は，育児ケア時間の年齢別スケジュールを示す $T_{c,a}$ である。家計は，子供の出生によりそのスケジュールを強制される。$T_{c,a}$ は，子供の加齢とともに減少し，乳幼児（すなわち $T_{c,0}$）の場合に最大であろう。ライフ・サイクル上の任意の時期 t をとってみると，家計は，時間賦存量の一部を既往出生した子供のケアに配分し，残余時間を余暇と労働に配分するであろう。すでに育児に配分ずみの時間総量は

$$T_c = \sum_{a=0} T_{c,a} n_{t-a-1}, \tag{28}$$

で示される。ただし n_s は，ライフ・サイクル上の s 時点における既往出生子供数である。家計にとっては，育児時間以外に若干の余暇（家計内生産）時間と市場労働時間は原則として必要だから，$T_{c,a}$ は，幾何的に逓減する関数だと考えられる。新たな出生を伴わずに時間が経過すれば，家計の期間当たり時間賦存量と必要育児ケア時間との差は，拡大しはじめる。期間当たり時間予算がこのように増大しはじめると，新たな出生にたいする抑制（逆刺激）は薄れる。ホッツとミラーのかかる分析は，出生間隔の無出生期間従属（duration dependence）にある種の構造的説明を与えるものだという[71]。

なおかれらのモデルの労働供給に関わる部分は，子供の数および年齢構成を説明変数とする点で，他の単一期間モデルに似る。だがかれらは，前記変数が，ライフ・サイクルをつうじ個人固有の恒常的固定賃金（an individual-specific, persistent fixed wage）に即応して内生的に変化することを認める。かくして t 歳時以前の出生と t 歳時労働供給の支配的決定要因（観察不能）との間には，ある種の相関がある。このモデルは「ひとつの革新的総合」ではあろう。ただしモンゴメリーとトラッセルは，このモデルから得られる理論的予測は，明示的というよりは質的な性質のものであって，効用指標 J_t について関数形を与えるものではないと指摘している[72]。

避妊歴

ともあれホッツとミラーのモデルを検証するには避妊歴の情報が必要だが，開発国と途上国の如何を問わずそれは利用できない。そこで入手可能な出産歴のもつモデル上の含意に頼らざるをえない。問題は，研究対象ビヘイビアーの多く発生するのが，再生産期間の比較的遅い時期（たとえば年齢別出生力率プロファイルが凹型から凸型に転換する時期）

71）*Handbook*, p. 262.

72）*Handbook*, pp. 262〜263.

であり，また女子が妊娠不能に気づくのも，この時期だというにある。規則的な生理学的パターンは，規則的な行動パターンと混同されやすい。避妊歴の導入こそはこの混同回避の第一歩なのだが，その情報は得られがたいというのが，現状である[73]。

7 結　論

配偶関係と出産にかんする従来の研究の多くは，経済モデルのアナロジーによるものだった。たとえば初婚年齢理論は労働市場の職探し理論によって，家計内生産モデルは国際貿易理論（比較優位）によって，また単純出生力モデルにおける出産は既知の価格による耐久財購入によって，それぞれアナロジーが試みられてきた。だがその結果は，どのように判断してよいのであろうか。

モンゴメリーとトラッセルは，次のようにいう。配偶関係の分析は，出生力の分析に比べて遅れている。結婚および配偶関係消滅が職探し理論で分析できるとすれば，それは，不確実性，結婚機会の頻度，独身の効用に影響する 社会規範， などを 説明する ことができ，魅力的であろう。だがそれは，実証可能な命題をほとんど与えてくれない。その主たる理由は，得られる情報が年齢別結婚度数のみであり，それから知りうるところが相対的に僅かだという点にある。労働市場の職探し理論の検証にとって，求職者の受諾賃金データが必要であるように，同理論の結婚への適用にさいしては，合意された結婚の内容データが必要であろう。それがなければ，職探し期間中の留保賃金水準の変化に相当するものと，配偶者探しの際の結婚オファー度数その他の変化とを区別することができない。だが合意された結婚の特徴づけは難しい。ただし配偶者候補の学歴・賃金収入水準を職探し理論における提示賃金になぞらえれば，多少の前進は期待されようと[74]。

出生力の分析についてはどうか。出生力の経済学の大きなテーマは，時間の価格指標としての女子賃金であって，確かにそれは，出産と育児の機会費用の主たるものであろう。その経済学的論理性は完璧ですらある。だが，その計量的検証結果は説得的ではない。というのも，女子予測賃金率と累積出生力とが逆方向に変動する例は多いのに，現実の賃金率については，かならずしも逆の（負）の賃金効果が確立されていないからである。もし労働供給が内生的であるなら，出生力と労働供給の同時モデルが求められてよい[75]。

ともあれ賃金効果を認定するには，出生力の経済モデルの核心である育児ケア時間の分

73) *Handbook*, p. 263.

74) *Handbook*, pp. 263～264.

75) *Handbook*, p. 264.

析からまず始めるべきであろう。モデルにおける育児ケア時間の扱いが陰伏的か陽表的かは，問題ではない。自己の育児ケアを他者（親類・市場を問わない）によるケアによって代替させることは，多くの家計にとって望ましかろう。その代替がどの程度おこなわれるかは，かかるケアの価格と質による。育児ケア，労働力化，労働時間は密接に関連しているだけに，育児ケアは，優先的に研究されるに値する。

ところでライフ・サイクル上のある時期における育児ケアと労働供給を分析したとして，それから直ちに出生力タイミングの分析へと移るのは，飛躍というものであろう。人口学は，年齢別出生力パターンの明白な経験則を樹立しているが，経済学は，その説明にまだ成功していない。その主たる理由は，女子賃金関数を特定する上での困難さにあろう。たとえば年齢とともに外生的に上昇する女子賃金関数は，経験蓄積の結果として上昇する賃金関数を表わしていると考えられるが，同関数により最適出生力タイミングを予測する場合には，結論はさまざまとなってしまう。いいかえれば，女子の非連続的な労働市場経験と賃金率との関連は，いまだ完全に解明されていない。女子賃金関数が特定できなくては，出生力タイミングの最適予測は立証できない[76]。

一体に女子労働供給モデルでは，配偶関係および出生力が，労働力化および市場労働供給の外生的影響因として扱われている。だがすでに論じたように，配偶関係，出生力，労働供給は，同時決定されるとみるべきものであろう。それらは，共通の選好・制約条件下の決定の産物のはずである。しかも制約条件はライフ・サイクルをつうじて発展し，決定は基本的に非逆行的である。すくなくとも出生力の場合，ライフ・サイクル上のある時期の決定が，諸変数（観察の可能不能を問わず）を媒介して他の時期の決定と結びつくとは考えにくい。もし計測不能変数が，ライフ・サイクルをつうじて出生力や労働供給に影響を及ぼしているとするなら，所与の年齢時の既往出生子供数と労働供給との関係は，一部は偽りのものとなろう。労働力化のプロビット・モデルの複合誤差項を ε とすれば，ε は，右辺の説明諸変数（既往出生子供数，配偶関係，その他）と相関する可能性が非常に大きいことになる。そこで2つの解決方法が考えられよう。その第1は，誘導型の労働供給モデルを組み立てることにより出生力変数や配偶関係変数を除去する方法だが，これでは，現実のビヘイビアーへの理解がかなり損われる。第2は，観察不能変数の役割に注目して人口学的変数と労働供給変数にかんする同時モデルをつくることであって，第1の方法に比較して「困難だが報われそうな方法」であるという[77]。

76) *Handbook,* pp. 264〜265.
77) *Handbook,* pp. 265〜266.

最終的にモンゴメリーとトラッセルは，ベッカー・モデルにたいする既存の論評を援用しながら，次のようにいう。家族の経済モデルの面白さは，出生力や家族形成の経済研究領域との関わりを強調することにあるのではなくて，むしろ出生力や家族形成そのものの明白な諸点を強調することにある。家族モデルは，個人の生理機能，不確実性，非逆行性，社会規範の役割をも対象とする故，他の経済研究テーマとは区別されよう。避妊利用の動学的経済モデルは，確かに出産の不確実性と非逆行性の問題を扱ってはいる。だがその場合でも経済学者は，規範的ルールや個人心理のもたらす余分の制約をほとんど捉えようとしない。かかる領域こそ一層注意されてしかるべきであろうと[78)]。

配偶関係と出産をめぐるモンゴメリーとトラッセルの主張は，ほぼ以上に尽きる。女子の場合，配偶関係・出生力，家計内生産，市場労働供給の間に同時決定メカニズムが作用しているであろう事実は，否定すべくもなかろう。だがそのメカニズムが経済理論でどこまで説明しきれるかは，確信がもてそうにない。モンゴメリーとトラッセルのいう規範的ルールや個人心理の領域についても，同様であろう。要するに配偶関係と出産は，労働経済学が無視することを許されないテーマではあるが，労働経済学に最もよく適合したテーマでは到底ありえないということであろう。

追記　六十の手習であってみれば，相も変わらず初歩的な（それもあまりにも初歩的な）問題について同僚諸氏の教示を得た。人口学については大谷憲司助教授に，30）の職探しモデルについては村田安雄教授に，また41）の双対定理および42）のスルツキー方程式の導出については堀江義教授に，それぞれお世話になった。

78）*Handbook,* p. 266