

コール仮説と日本の人口老齡化

馬 場 啓之助

コール仮説 ここで検討の対象にしたいのは、コール Ansley J. Coale¹⁾ が1956年に死亡率の低下は一般に考えられているように人口の老齡化をもたらすものではなく、むしろ人口若返りを生むといった主張を提示した逆説的な仮説である。この仮説を日本の経験に適用してみた場合はたして十分な説明力をもつかどうかを検討してみることが、このノートの主題になる。

コールは後年(1964年)この仮説をその「人口はどのように老齡化するか若返るか」('How a Population Ages or Grows Younger')という解説論文のなかで次のように要約している。(1)「われわれの大半のものは多分、死亡率が削減され人々が平均して永生きするようになれば、人口は老齡化するであろうと考えることであろう。ところが答えは驚くべきことには、死亡率の削減は出生率の低下よりもはるかに少なくしか、それも多くの人が考えるであろう方向とは逆の方向において影響して、死亡率の削減による寿命の延伸は人口を多少とも若返らすというひねくれた結果をもたらすのである²⁾。」コールは死亡率の低下の影響についていわば逆説的な命題を提示しているのである。この逆説的な命題の根拠としては(2)に示す状況判断が提示される。

(2)「寿命が低い水準から65歳ないし70歳まで伸びてくるあいだ、いちばん目立つ生存率の改善はいつも幼少期と少年前期において起こってきたように思われる。このことの故に死亡率の削減は人口の若返りをもたらすという結果を生んできたのである。もっともこの結果は同時に起こった出生率の低下という、はるかに力強い力によって目立たなくされてはきたのだが³⁾。」

この要約によれば、コール仮説は寿命の延伸が幼・少

年期の病気の克服・生命の維持に力点をおいて進められてきたといった状況判断にたって、死亡率の削減は幼・少年人口の増加をもたらすから出生率の増大と同様の効果を生むと考えて、出生率の低下とは相反的な効果をもたらすとの判断に達したのであろう。したがってコール仮説にとっては死亡率の削減がいつも幼・少年の病気の克服・死亡の抑制に重点をおいて進められてきたし、今後もこの傾向は変わらないといった状況判断が前提となっており、その仮説の妥当性はこの状況判断に制約される。

コール仮説にとって死亡率の削減が幼・少年の病気の克服・死亡の抑制に重点をおいて進められてきた——かりに「ケース(1)」と呼ぶ——状況が重要であり、ケース(1)の範囲内においてはコール仮説は疑いもなく正しい。しかしながら寿命の延伸が中高年期の病気の克服・生存の維持に重点をおくようになれば、つまりケース(2)の状況のもとでは、コール仮説とは異なった判断が成り立たないこともなく、寿命の延伸が人口若返りではなく、かえって人口老齡化に貢献するといった逆の方向をもった仮説に転化しないものでもない。この点の吟味がこのノートの主題になる。

検討の方法と資料 1956年に発表された著名な報告『人口の老齡化とその経済的社会的な意義』(*Aging of Population and its Economic and Social Implications*, New York, 1956)において国連経済社会部は、コール論文を参考文献とし引用しているが、人口老齡化を検討するのに「標準生命表」を用いて寿命の延伸と総再生産率の変化に対応して60歳以上の老年人口の総人口に占める比率の変動を解明している⁴⁾。これによると、寿命の延伸よりも総再生産率の低下のほうが老人人口比率にあたる変動効果は明らかに大幅である。たとえば総再生産率が2.5人であれば、寿命が20歳から70.2歳まで延伸しても老人人口(この場合60歳以上人口)比率

1) Ansley J. Coale, 'Effects of Changes in Mortality and Fertility on Age Composition.', *The Miebark Memorial Fund Quarterly*, Vol. xxxiv, Jan. 1956, pp. 79-114.

2) Ansley J. Coale, 'How a Population Ages or Grows Younger,' *Population: The Vital Revolution*, edited by Ronall Friedjman, chap. 3, Chicago, 1964, p. 40.

3) *op. cit.*, p. 51.

4) United Nations, Dept of Economic and Social Affairs, *Aging of Population and its Economic and Social Implications*, *Population Bulletins*, No. 26, New York, 1956, Table 15, p. 26.

表 1 標準生命表——生誕時の10万人が年齢別に減少していく生存者数を表示

男子	出生時の10万人につき出生時の平均余命別の生存者数					
	20歳	30歳	40歳	50歳	60.4歳	70.2歳
歳0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	66,769	74,441	80,427	85,622	91,553	97,033
5	48,876	62,201	72,050	80,180	88,573	96,087
10	44,523	58,871	69,672	78,599	87,579	95,697
20	39,182	54,123	65,943	75,900	85,831	94,842
30	32,226	47,064	59,888	71,240	82,744	93,399
40	24,198	39,257	53,321	66,247	79,336	91,410
50	15,307	29,761	44,894	59,345	73,900	87,610
60	7,900	19,353	33,603	48,466	64,008	78,710
70	2,975	9,329	19,466	31,847	46,000	60,227
80	483	2,142	5,993	12,198	20,646	30,322

女子	20歳	30歳	40歳	50歳	60.4歳	70.2歳
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	69,324	76,627	82,441	87,125	92,941	97,663
5	50,372	63,834	73,805	82,136	90,044	96,860
10	45,703	60,294	71,307	80,515	89,160	96,568
20	39,519	54,843	67,090	77,615	87,488	95,926
30	31,724	46,994	60,539	72,940	84,686	94,786
40	23,316	38,708	53,698	67,981	81,511	93,136
50	15,648	30,452	46,318	62,064	77,105	90,089
60	9,134	21,451	36,706	53,076	69,302	83,642
70	3,920	11,420	23,067	37,747	53,770	68,831
80	743	2,970	7,898	16,086	27,082	38,977

(1) 10万人の生誕児が年齢別に出生時の平均余命(寿命)段階別にどれだけ生存していくかを表示した標準生命表である。生存者数は10万に対して何%かは容易に読みとれる。

(2) 直前の寿命段階に較べて15%かた生存者数が増加した年齢層をゴチで表示してみた。

(3) United Nations, Dept of Economic and Social Affairs, Aging of Populations and its Economic and Social Implications, Population Bulletins No. 26 (New York, 1956), Table 14, p. 23 より引用。

は5.2%から5.9%へしか伸びないのに、寿命を50歳に固定しておいても、総再生産率が4人から1人に低下すれば、老人人口比率は2.7%から21.9%へと大幅に増大する。だから人口高齢化にとって主要な要因は出生率の低下にあって、死亡率の削減は副次的な要因にすぎないことは疑いもなく明白である。しかしそれだからと言って、死亡率の削減による寿命の延伸が、コール仮説が想定するように、ケース(1)の姿をたどってきた今後もたどるときめてかかってよいわけではない。ケース(2)が成立しないものとは限らない。

国連が利用した「標準生命表」を表1として掲げてみる。この表においてゴチで表示しておいたのは、寿命の

延伸によってその生存率が前の寿命段階より15%以上の幅をもって上昇した年齢グループである。この年齢グループが生存率改善の頂点を形作るとみてよい。表1によれば、(i)20歳から30歳に寿命が延伸した際、男性の場合生存率改善の頂点は40歳のグループにあるが、女性の場合は頂点が20歳から50歳のグループに広くわたっている。(ii)この年齢グループの頂点は寿命の延伸が進むにつれて漸次中高年に移っていくが、いやがて人口高齢化の勢いは鈍化していき男性の場合寿命が70歳台になるともはや生存率が15%以上の幅で伸びる年齢グループは存在しなくなり、女性の場合はわずかに70歳のグループにこれを見るだけになる。

この表1による限り、寿命の延伸につれて生存率改善の頂点が漸次中高年に移行しているので、前記死亡率削減のケース(1)からケース(2)へ移行しているとみてよく、コール仮説の状況判断とは異なっており、ケース(2)の状況に基づいて逆の方向をもった仮説が導きだせるかも知れない。もっとも(i)の指摘は寿命の70歳台への延伸ではまだ寿命の延伸だけで人口高齢化をもたらすわけにいかないことも示しているが、それにしてもコール仮説の説くように寿命の延伸が人口若返りをもたらすとだけ主張することはできない。

これは国連の「標準生命表」に基づいて言えることである。日本の人口統計によっても同様なことが言えるかどうか吟味してみたい。吟味の要点は、寿命の延伸が生存率伸張の頂点を中高年層に移行しているかどうかにかかれる。資料は『日本人口の動向』(人口問題審議会編、昭和49年刊)に用意されている。その資料編の第44表「男女別出生時の平均余命および生存数の推移」は、寿命(e_0)の延伸につれて男女別に15歳時点の生存率(l_{15})と65歳時点の生存率(l_{65})の推移を表示している。ここでの吟味はこの第44表の計数を対数転換して統計分析にかけることによっておこなわれる。この第44表を対数転換して表示すれば表2のようなになる。

この表2について寿命の対数値($\log e_0$)を説明変数とし65歳時点の生存率($\log l_{65}$)および15歳時点の生存率($\log l_{15}$)をそれぞれ被説明変数として

$$(1) \log l_{65} = A + B_1 \log e_0$$

$$(2) \log l_{15} = A + B_2 \log e_0$$

を計測し、 B_1 を B_2 と比較して B_1 のほうが B_2 よりも充分大であれば、ケース(2)の状況が妥当し、コール仮説が主張するように「寿命の延伸は人口を多少とも若返らすというひねくれた結論をもたらす」どころではなく、「寿命の延伸は人口高齢化を幾分促進する」ことになる

表 2 男女別出生時の平均余命および生存率の推移

Period	$\log m\dot{e}_0$	$\log f\dot{e}_0$	$\log ml_{15}$	$\log fl_{15}$	$\log ml_{65}$	$\log fl_{65}$
1921-25	1.62387	1.63548	1.48452	1.86015	1.54435	1.86484
1926-30	1.65147	1.66782	1.52909	1.87911	1.59761	1.88379
1935-36	1.67136	1.69574	1.55892	1.89817	1.63898	1.90372
1947	1.69949	1.73207	1.60038	1.91860	1.69148	1.92412
1950-52	1.77503	1.79913	1.74125	1.95434	1.79828	1.95818
1955	1.80345	1.83091	1.79126	1.96935	1.84884	1.97301
1960	1.81504	1.84527	1.81145	1.97712	1.87628	1.98147
1965	1.83084	1.86284	1.83935	1.98567	1.90287	1.98917
1970	1.84092	1.87338	1.85942	1.98923	1.91771	1.99204
1972	1.84813	1.88035	1.87164	1.99027	1.92645	1.99286

(注) 1. $m\dot{e}_0$ は男子出生時の平均余命すなわち寿命, $f\dot{e}_0$ は女子のそれ, l_{65} は65歳時点の生存率, l_{15} は15歳時点の生存率, 添字の m は男子, 添字の f は女子を示す。単位は平均余命は年, 生存率はパーセントである。
2. 『日本人口の動向』(人口問題審議会編, 昭和49年刊) よりとった計数を対数に転換したものである。

とみる。

これに続いて $\log e_0$ の二次の項を説明変数として

$$(3) \log l_{65} = A + B_3 (\log \dot{e}_0)^2$$

が成立すれば, 人口老齡化をもたす弾性値は

$2 \log \dot{e}_0 B_3$ の値をとるから, 弾性値は $\log \dot{e}_0$ とともに増大していった, 「寿命の延伸は人口老齡化を加速する」ことが明らかになる。

これに関連して

$$\log l_{65} = A + B_3 (\log \dot{e}_0)^2$$

の代りに

$$\log l_{65} = A + C \log \dot{e}_0 + D (\log \dot{e}_0)^2$$

といった重相関式を採用することが適当か否かに関して補足的吟味を加えるよう試みる。これが吟味の方法および資料である。

検討の結果 検討の対象となる計数は表2に対数化して表示しておいた。表示した $\log m\dot{e}_0$ と $\log ml_{65}$ との相関関係を分析してみると

$$(1) \log ml_{65} = -1.22594 + 1.7451 \log m\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9995$$

が成立し, $\log m\dot{e}_0$ と $\log ml_{15}$ の間には

$$(2) \log ml_{15} = 0.39797 + 0.5719 \log m\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9916$$

が成立する。なおここで添字の m は男性のそれであることを示す。

これによると, 男性の場合寿命の延伸に対応する青年15歳の生存率改善の弾性値は0.5719であり, 老人65歳の生存率改善の弾性値は1.7451である。すなわち出生時の平均余命が1%伸びるのに対応して15歳と65歳の生存率

はそれぞれ0.5719%および1.7451%伸びることを示している。明らかに寿命延伸に伴う生存率の伸張の重点は青年になくて老人にあることは明らかである。寿命の延伸の効果はコール仮説の主張するように人口若返りにあるのではなく, 日本の場合人口老齡化にあることが証明されたとみてよい。

次に女性の場合である。 $\log f\dot{e}_0$ と $\log fl_{65}$ ないし $\log fl_{15}$ の相関関係を分析してみると

$$(3) \log fl_{65} = -1.001947 + 1.5675 \log f\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9854$$

$$(4) \log fl_{15} = 1.00801 + 0.5265 \log f\dot{e}_0$$

$$r^2 = 0.9883$$

が成立する。ここで添字の f は女性を示すことは言うまでもない。(3) (4)両式を比較してみると男性の場合と同じく女性の場合もまた寿命の延伸は15歳時点の生存率改善の弾性値より65歳時点の生存率改善の弾性値のほうが充分大であることがわかる。これから男女ともに寿命の延伸が生産年齢入口の人口よりも老人人口の入口に対して生存率伸張のより強い効果を及ぼしていることがわかる。もし15歳時点の生存率の延伸に大きな効果を表わし前記ケース(1)が効果を示すならとにかく, ケース(2)の効果のほうが大きい以上, 寿命の延伸は日本の場合人口老齡化をうながしたとみるほかはない。

しかも寿命の延伸は人口老齡化を促進するだけでなく, これを加速していることが知られる。このことを明らかにするには, 前記相関式の説明変数として寿命 ($\log \dot{e}_0$) の代りにその二次の項 ($\log \dot{e}_0$)² をもってくればよい。そうすると

$$(5) \log ml_{65} = 0.16002 + 0.5012 (\log m\dot{e}_0)^2$$

$$r^2 = 0.9995$$

$$(6) \log fl_{65} = 0.3595 + 0.4443 (\log f\dot{e}_0)^2$$

$$r^2 = 0.9859$$

の両式が成立する。これによれば, 男女ともに弾性値は $2B_3 (\log \dot{e}_0)$ の形をとるから, 寿命の延伸とともに弾性値は大になっていき, 加速されていくことがわかる。

なおこの人口老齡化の加速を証明するのに

$$\log l_{65} = A + B_3 (\log \dot{e}_0)^2$$

といった単純相関式を用いたが

$$\log l_{65} = A + C (\log \dot{e}_0) + D (\log \dot{e}_0)^2$$

といった重相関式の採否についても説明しておかなくてはならない。次節にこの点補足説明を加えておくことにしよう。

補足的な吟味 前記単純相関式の代りに説明変数として寿命 ($\log \dot{e}_0$) にその二次の項 ($\log \dot{e}_0$)² を付加して重

相関式を求めると、計数を小数点以下5ケタをとり6ケタで四捨五入する場合

$$(7) \log_m l_{65} = 5.92809 - 6.6403 \log_m e_0 + 2.4080$$

$$(\log_m e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9861$$

$$(8) \log_r l_{65} = -0.79405 + 1.3115 \log_r e_0 + 0.07250$$

$$(\log_r e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9855$$

が得られた。この重相関式は計測上成立するのだが、試みに(7)式について小数点以下のケタ数を6ケタまでとってみると、それだけで(7)式のパラメーターは-6.6403から19.95807に増大し、2.4080は-5.2335に変化していき、符号が転換し計数は大幅になって不安定である。重相関式の計測には小数点以下5ケタでは計数の安定は得られないことを思い知らされた。岸研究員が小数点以下15ケタをとって計測されたところによれば

$$(7') \log_m l_{65} = 1.07298 - 1.05188 \log_m e_0 + 0.80349$$

$$(\log_m e_0)^2$$

$$R^2 = 0.9997$$

が成立した。

これによると、(1)式の $\log_m e_0$ にかかるパラメーターは1.7451であったものが $(\log_m e_0)^2$ を説明変数に加えたために、 $(\log_m e_0)^2$ のパラメーター0.80349と $\log_m e_0$ のそれ-1.05188に分解した形になって、符号の転換が起こってしまう。ここで誤差と t-value の吟味をしてみると、

(イ)係数0.80349に対しては誤差 (S_3) は0.23429であり、t-value は3.42977であり、信頼係数は99%を越えているが、(ロ)係数1.05188に対しては誤差 (S_2) は0.81540であり、t-value は1.29002であり、信頼係数は90%に達せず、わずか85%を越えているにすぎない。このように(7')式を(1)式に換えてみても、係数のマイナス転換が起こって精度が改善されるわけではない。

(8)式を岸研究員の計測によって(8')式に置き換えると、

$$(8') \log_r l_{65} = -0.37671 + 0.83769 \log_r e_0$$

$$+ 2.0659 (\log_r e_0)^2$$

$$R^2 = 0.99982$$

となる。(3)式の $\log_r e_0$ にかかるパラメーターは1.5675から、 $(\log_r e_0)^2$ の係数0.20659が加わったこともあってか、0.83769に縮小するが、この係数の誤差 (S_2) は0.49365であり、その t-value は1.69695であるのに対して、パラメーター0.20659の誤差 (S_3) は0.13994、その t-value は1.47627である。いずれも信頼係数は90%を越

表3 寿命・出生率・死亡率および年齢時点の生存率

	寿命	出生率	死亡率	65歳時点の生存率	15歳時点の生存率
	年	%	%	%	%
1921-25	42.69	36.2(イ)	25.4(イ)	32.770	72.863
1926-30	45.68	34.9(ロ)	20.3(ロ)	36.737	76.113
1935-36	48.27	31.6	16.8	39.884	79.609
1947	52.06	34.3	14.6	44.496	83.440
1950-52	61.05	28.1	10.9	58.980	90.421
1955	65.71	19.4	7.8	66.223	93.582
1960	67.78	17.2	7.6	69.997	95.346
1965	70.38	18.6	7.1	74.521	97.146
1970	72.07	18.8	6.9	77.544	97.869
1972	73.25	19.3	6.5	79.417	98.079

(1) 寿命および年齢時点の生存率は男女別を人員ウェイトで総平均した。

(2) 出生率および死亡率は寿命の年次に対応する年次のものであり、(イ)は1920年、(ロ)は1925年であるほか、単年のものはその年次のまま、複数年期間のものはその最初の年次をとった。

(3) 人口問題審議会編『日本人口の動向』(昭和49年刊)の資料編の統計によった。

えている。単純相関式(3)に較べて判別係数も大きくなっており、係数の信頼係数も高いから置き換えるに値いすると言てよい。

寿命・出生率・死亡率の関係 これまで寿命を説明変数とし15歳時点と65歳時点の生存率を被説明変数としてその相関関係を分析してきた。それによって寿命の延伸につれて生存率の改善の頂点が移動していく関係を明らかにしようとした。しかし寿命を独立変数として先決されると考えていたわけではない。寿命は明らかに出生率および死亡率によって規定されて変動するはずである。この節では寿命を被説明変数とみて、出生率および死亡率を説明変数としてその相関関係を計測してみる。ただし相関関係の計測を男女別に企てるのではなく男女合わせて全体の動きをみていくことにする。そのために男性の寿命と女性の寿命を総平均し年数を単位として表示し、出生率と死亡率とは1000分の1を単位とする。

寿命の延伸と出生率の低下の間には

$$(9) \log e_0 = 2.63598 - 0.6217 \log x$$

$$r^2 = 0.8803$$

の関係があったことがわかった。ここで $\log x$ は出生率の対数値である。死亡率の対数値を $\log z$ とすると

$$(10) \log z = -1.06975 + 1.5148 \log x$$

$$r^2 = 0.8825$$

が成立する。わが国の場合も1920年(大正9年)以来出生率も死亡率も低下し始めて、計数上はたがいに相関し合っている。もっとも出生率のほうはその低下傾向は戦

後のベビー・ブームによって逆転した後1950年から1961年にかけて急激に低下し、その後ゆるやかに回復したが、1949年以降再び低下し続けている。その変異係数は0.9219である。死亡率のほうはこういった波動もなく堅実に改善されていった。その変異係数は0.08420であり、出生率のそれよりもはるかに小さい。

寿命と死亡率との間には

$$(11) \quad \log e_0 = 2.34210 - 0.4046 \log x \\ r^2 = 0.9913$$

の相関関係式が成立する。

ここで(9)式と(11)式を総合して重相関式を求めると、小数点以下5ケタの範囲では

$$(12) \quad \log e_0 = 2.15133 + 0.0527 \log x - 0.4329 \log z \\ R^2 = 0.9918$$

が一応成立する。しかしこれでは(9)式でマイナスであった $\log x$ の係数がプラスに転換し説明し難い事態が生ずるので、小数点以下5ケタでは不安定であるおそれがあることを考えて、小数点以下15ケタをとってみると、岸研究員の計測では

$$(12') \quad \log e_0 = 2.15266 + 0.04857 \log x - 0.43291 \log z \\ R^2 = 0.9916$$

となる。誤差を係数とともに表示すると

(イ) 係数0.04857に対しては誤差0.07341

(ロ) 係数0.4329に対しては誤差0.04501

であり、t-value は(イ)が0.066163、(ロ)が9.61798である。信頼係数は(イ)については75%にも達しないが、(ロ)は9995%を越える。そうであるにしても、単純相関式をわざわざ総合してみるまでのことはないと言うほかはない。この重相関式では寿命は出生率の上昇とともに延伸し死亡率の低下とともに延長していくことになって、説明し難

いことになるからである。(12')の重相関式の代りに(9)式と(11)式の単純相関式を使うほかはない。

日本の人口高齢化の総括 ここで寿命・65歳時点の生存率および15歳時点の生存率の相関関係を男女性別の区別をこえて総合して提示してみると、

$$(13) \quad \log l_{65} = -1.17469 + 1.6488 \log e_0 \\ r^2 = 0.9997$$

$$(14) \quad \log l_{15} = 0.97602 + 0.5472 \log e_0 \\ r^2 = 0.8884$$

のようになる。男女総合しても青年人口の生存率よりも老人人口の生存率のほうが伸張が激しく、しかもそれは寿命の延伸に伴って加速されていく。それは加速式

$$(15) \quad \log l_{65} = 0.2659 + 0.4706 (\log e_0)^2 \\ r^2 = 0.9993$$

が成立するからである。

日本の人口の寿命の延進は

$$(9) \quad \log e_0 = 2.63598 - 0.6217 \log x$$

に示したように出生率の低下によって促進されていき、また死亡率が改善されれば

$$(11) \quad \log e_0 = 2.34210 - 0.4046 \log z$$

に示されるように促進されて、出生率の低下と死亡率の改善は寿命の延伸について相乗効果を発揮していく。しかも老人人口の生存率は

$$(15) \quad \log l_{65} = 0.2659 + 0.4706 (\log e_0)^2$$

に示すように寿命の延伸につれて加速されていくのである。

このような次第で(9)、(11)、(13)、(14)および(15)の5式はわが国の人口高齢化をささえる主要な相関式である。

社会保障の国民経済的地位に関するモデル分析

目 次

研究の概要

第1章 社会保障給付の物価スライド化の影響

I 序 論

II 社会保障短期モデル

III スライド化の影響測定

IV 特定目的のための政策

第2章 長期社会保障モデルの計測と分析

I はじめに

II モデルの構造

III モデルのシミュレーション

IV Aging の経済学について

V おわりに

社会保障モデル作成研究会

主 査：市川 洋（筑波大学教授）

林 英機（経済企画庁経済研究所主任研究
官）

馬場啓之助（社会保障研究所長）

岸 功（社会保障研究所研究員）

本研究は、昭和54年度において、社会保障研究所が、
社会保障の国民経済的役割という研究課題を、外部の研究
者の参画を得て研究した成果である。

研究の概要

I はじめに

わが国では、人口構成の高齢化に伴って、社会保障給
付費が急激に増大し、国民経済や国民生活に大きな影響
を及ぼすものと予想される。そのような局面を迎えるに
あたり、社会保障への資源配分や負担の問題を計量的に
検討することの意義は増している。

たとえば、社会保障部門の支出がどのような集団へ最
終的に帰着するのか、社会保障部門が総貯蓄や資本形成
にどう影響するか、あるいは社会保障給付が人々の貯蓄
行動や就労にどう作用するのか、さらに生活安定にどれ
ほど寄与するものなのか、などという問題に対して実証
的研究が必要であろう。

そこで、本研究では、社会保障が国民経済や国民生活
に及ぼす経済的效果を計量モデルにより解析する方法の
開発を研究課題にして研究をおこなった。その際の手が
かりとしたのが EC モデルであるので、次に若干、EC
モデルにふれておきたい。

II EC モデルとの関連

EC は1968年7月に「社会保障の経済的效果」という
報告書を発表した。その中で扱ったモデルは、国民経済
の循環構造の中に社会保障制度を位置づけて、その給付
改善がもたらす影響を測定したトランスファー・モデル
と、この制度が経済成長に及ぼす影響を測定するための
動学モデルにより構成されている（EC のトランスファ
ー・モデルの概略およびそれを日本に適用する試みと、
動学モデルは、市川洋ほか「国民経済計算と年金制度」、
年金研究年報、第1巻、pp.9～72、年金制度研究開発基
金、昭和54年、にみることができる）。

本研究は上記の研究論文の成果を踏まえて始められ
たが、ひきつがれた点としては具体的には次のようなもの
がある。家計部門を勤労者家計と資本家家計に分割した
のに対応して、消費支出や負担を分割したこと。一般政
府を中央・地方政府と社会保障基金に分割したこと。ま
た、社会保障の給付引上げに伴う財源調達方法のちが
いがもたらす影響の測定。とくに雇用に与える効果を明示
すること。しかし、同時にとくに改善しなければならない
とされたのは、トランスファー・モデルにおける乗数
分析の比較静学的分析手法より、短期的変動をも考慮に
入れた短期分析の手法に移り、社会保障の政策効果分析
に利用できるようにすること、とくに物価への影響を明
示的に扱えるようにすることであった。これがトランス
ファー・モデルを短期モデルに発展させることにした所
以である。

また、動学モデルについては、上記論文において、長
期プロトタイプモデルがすでに検討されていたが、本研
究では、シミュレーション可能などころまでモデルを具
体化することが第1の課題とされた。EC の原モデルで
は、社会保障貯蓄が資本形成にどう寄与するかという側
面に重点があると思われるが、本研究では人口高齢化の
影響を測定するという側面から検討を加えた。

III 社会保障短期モデル

短期モデルは第1章「社会保障給付の物価スライド制の影響」にまとめられている。

われわれのモデルは18本の方程式から構成されている。そして、最初のシミュレーションは社会保障給付が1兆円引上げられた場合に、負担増や政府投資削減で財政収支バランスを保つケース、あるいは赤字のままにするケースについての分析である。その際、給付引上げを一律に物価スライド制でおこなう場合とそうでない場合——非スライド制と以下略称する——とに分けて分析した。

給付引上げが物価や雇用に及ぼす影響はケースにより異なることが明らかにされたが、給付引上げが雇用拡大や物価安定という政策目標と矛盾しない方策が望ましいことは言うまでもない。今回用いたモデルのもとでは、引上げと負担増を同時におこなう場合には、勤労所得税(社会保障負担を含む)による負担増が他の方法よりも悪影響が小さいという結果になっている。しかし、モデル自体の問題もさることながら、高成長期には物価上昇のもとで減税がおこなわれたのに対し、ここでは負担増が問題とされているが、負担増と同時にたとえば公共支出の変更をやったらどうなるか、というような複数政策の併用についても検討の余地が残されている。

つぎのシミュレーションは、給付引上げと物価や雇用との摩擦をなくすための政策を考えるためのもので、ひとつの実験として分配率変更の効果を検討した。ついで、給付引上げと失業率一定という条件のもとでの諸政策の効果、さらに、給付引上げと物価一定という条件のもとでの諸政策の効果についての測定をおこなった。

今回の短期モデルは、給付引上げの財源の求め方と同時に、給付引上げと諸政策目標との調和のための政策動員を検討するために用いられているわけである。この短期モデルは試運転の段階のもので、財政バランスや、給付内容の細分化などについて、小型のモデルなりの改善も必要であり、また、社会保障給付と物価・雇用との関連の理論的分析も必要ではないかと考えている。

IV 社会保障長期モデル

長期モデルは、第2章「長期社会保障モデルの計測と分析」で扱っている。

まずわれわれが作成したモデルを簡単に説明しておこう。

はじめに、就業者数と前期資本ストックをコブ-ダグラス型生産関数に与えて実質GNPを求め、外生的に決め

られたGNPデフレーターにより名目GNPに変換する。それにより、政府と社会保障の収入と支出が決まり残余として政府貯蓄および社会保障基金貯蓄が決まる。

つぎに、前期資本ストックから固定資本減耗を決める。これと、すでに求められている政府および社会保障の消費や貯蓄を合わせたものを名目GNPから差引くことにより民間(家計と企業)の可処分所得が得られ、貯蓄関数を介して民間貯蓄が決まる。

このようにして求められた政府と社会保障基金と民間の貯蓄合計が投資総額となる。投資額から、まず、外生的に与えられている政府と社会保障による投資を控除し、さらに、投資関数で求めた民間住宅投資と在庫増とを差引くと、残差として企業設備投資が決まる。これが次期の生産に投入されるわけである。

したがって、このモデルでは政府と社会保障基金の貯蓄(またはマイナスの貯蓄)、それに外生的に与える政府投資とが、総資本形成や生産の拡大・縮小に大きな役割を果たすことになる。

また、問題の社会保障給付や負担は社会保障基金の支出と収入の一部を構成することによりモデルに組み込まれているから、当然、貯蓄に影響を与えることになる。

報告書では、このモデルに年金支給開始年齢、社会保障負担、政府支出にいくつかの想定を施して昭和100年まで試みた模擬実験の結果が10ケースについて述べられている。ここでのシミュレーションは、たとえば年金受給者数がどうなるかを予測しようということを目的としているわけではない。むしろ、年金受給者数の予測はそれ自体としてきわめて重要であるが、ここでは、それは別途計算して外生的に与えている。

シミュレーションの際、外生的に与える変数のうち重要と思われるものを本文の表Ⅲ-2に示してあるが、ここでの年金受給者数というのは、厚生年金の各年度の老齢年金額を基準にして受給者数を換算したものであることに注意を要する。

また、年金給付水準、医療費、社会保障負担はGNPに関連づけられた関数により算出されるため制度的要因は表面に現われていない。

ここまでの説明でもわかるように、われわれのモデルは、マクロ経済モデルに社会保障を独立した部門として持ち込む方法についてわれわれなりの工夫はしてはみたものの、まだ、モデル自体としては輪郭を描いた段階のものであり、プロトタイプと呼ぶ所以である。

したがって、年金給付であれば、給付水準や受給者数の与え方、医療給付であれば、医療費関数そのもの、さ

らに労働力人口の年齢構成変化を生産関数にどう反映させるか、などの点が大きな検討課題として残されている。

シミュレーション結果にはふれないでおくが、人口推計との関連を述べておきたい。われわれが用いた将来人口は、総人口が昭和80年にピークとなるのに対し、65歳以上人口の実数がピークとなるのはそれより15年おそい昭和95年（70歳以上人口のピークは昭和100年）である。それに対しわれわれが推計した就業者数は絶対数のピークは昭和75年でそれ以降は減少するというものである。これらのピークのタイム・ラグそれ自体も重要ではあるが、長期社会保障モデルは、人口推計、就業者推計へ依存する面が大きいから、モデルによる模擬実験において

は、条件設定とは別に、これら変数の与え方にもさらに検討を加え、幾通りか試みる必要があるように思われる。

（付 記）

なお、報告書は研究会メンバーの共同執筆であるが、第1章は主に市川が、第2章は林が分担したものである。

また、三上英美子氏（当時、慶応義塾大学大学院）には計算作業などで御協力いただいた。記して謝意を表したい。