

論 説

マクロ経済環境の変動と公的年金財政

畑 農 鋭 矢*

1. はじめに

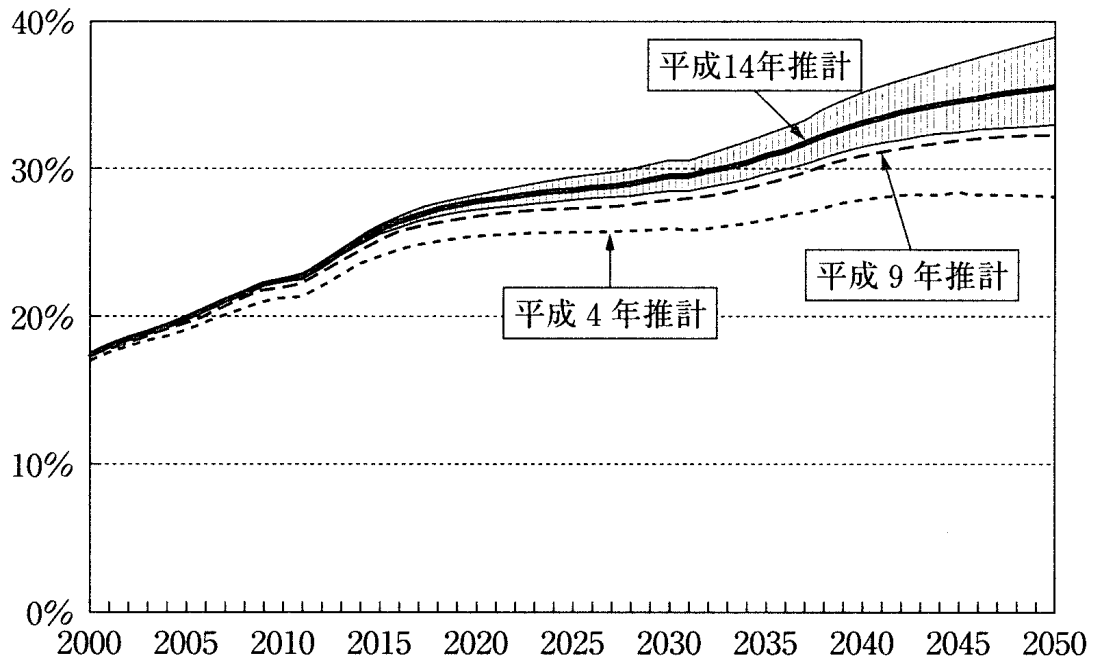
人口構造の高齢化にともなう公的年金制度の危機が指摘されて久しい。わが国の公的年金制度に対して経済理論的・統計的に分析を加えた先駆的な業績は1980年代前半に登場しているので¹⁾、それから数えるとおおよそ20年が経過したことになる。この間、幾度かの制度改革が試されてきたものの、十分に持続可能なシステムが構築されたとは言い難く、公的年金に関係する問題はいまだに山積している。その上、わが国の高齢化は、政策当局の予想を上回る速度で進展しており、このままでは現在の公的年金制度の枠組みが維持できないことは自明であろう。

直近においても、平成14年の国立社会保障・人口問題研究所の人口推計で、高齢化の進展速度は以前の予想よりも速いことが示されている。図1には、推計された65歳以上人口比率の予測値（中位推計）を示した。平成4年時点の推計値に比べて、平成9年の推計値はかなり高い値となっており、平成14年の推計値はさらに高い水準となっていることがわ

* E-mail: hatano@faculty.chiba-u.jp。千葉大学教育学部助教授・財務省財務総合政策研究所主任研究官。ただし、本稿は個人的見解に基づくものであり、筆者の所属する団体の見解を示したものではない。

1) たとえば、高山 (1981)、野口 (1982, 1984)、小椋・西本 (1984) などが挙げられる。

図1 65歳以上人口比率の将来予測



資料：国立社会保障・人口問題研究所（厚生省人口問題研究所）『日本の将来推計人口』。

かる。また、図1における実線のまわりの影付きの領域は低位推計と高位推計の幅を表したものであり、予想される高齢化の上限は低位推計値に、下限は高位推計値に対応しているが²⁾、平成9年の推計値は平成14年の高位推計値に比べても（高齢化進展速度の点で）甘い予想だったのである。

実は、上のような予想の修正は、これまでも繰り返されてきたことである。このように政策当局の将来予測が系統的に外れることは、人々の政府に対する信頼を減退させる。また、信頼に足る政策立案を行うためには、可能な限りの確な予想を行うことに加えて、リスクに対応できるように幅を持った柔軟な将来予測を提示することも必要であろう。この

2) 低位（高位）推計値とは出生率が相対的に低い（高い）という仮定の下での推計値なので、中位推計に比べて老年人口比率は高く（低く）なる。

問題は、高齢化の予測に限らない。経済成長率やインフレ率といったマクロ経済変数についても同様のことが言える。ところが、厚生労働省による公的年金財政の見通しは、マクロ経済状況に関する幅広い想定を満たしているとは言えないし、十分に多くのシナリオが公表されているわけでもない。

以下では、マクロ経済変数を含む経済環境の変化が厚生年金の給付（報酬比例部分）に及ぼす影響に焦点を当て、将来予測の不確実性が無視できないほどに大きいことを指摘する。このような予測の限界に直面しながら、政策立案を行うためには、悪い状態に陥るリスクも勘案して経済環境の想定を行うべきである。そうであれば、人々の信頼は失われるし、制度の維持もままならない。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節においては、様々なデータを用いて、現在までの厚生年金給付を取り巻く環境について概観する。第3節では、経済環境の変化を織り込むことのできる厚生年金給付の推計モデルを提示する。第4節では、この推計モデルによる将来予測と外生変数の設定を変更した場合のシミュレーション結果を示している。第5節は本論のまとめである。

2. 厚生年金給付を取り巻く環境

厚生年金給付の水準に影響を及ぼす要因はいくつも考えられるが、ここでは就業状況、公的年金加入状況、高齢者の生活水準について確認しておこう。

2-1 就業状況

厚生年金の対象となる可能性があるのは、就業者のうちの雇用者である。したがって、就業者に占める雇用者の比率

(1) 雇用者比率＝雇用者/就業者

が重要な指標となろう。この比率の上昇は、厚生年金の対象拡大に寄与する。ただし、雇用者比率が一定であっても、就業者数が増加すると、雇用者数も増加する。人口を外生変数と考えると、人口に占める就業者数の比率が問題となる。いま、人口を

(2) 人口＝労働力人口＋非労働力人口

のように2つに分け、このうちの労働力人口を

(3) 労働力人口＝就業者＋失業者

のように分割しよう。ここで、労働力率と失業率を

(4) 労働力率＝労働力人口/人口

(5) 失業率＝失業者/労働力人口

のように定義すると、就業者が人口に占める割合は

就業率＝就業者/人口

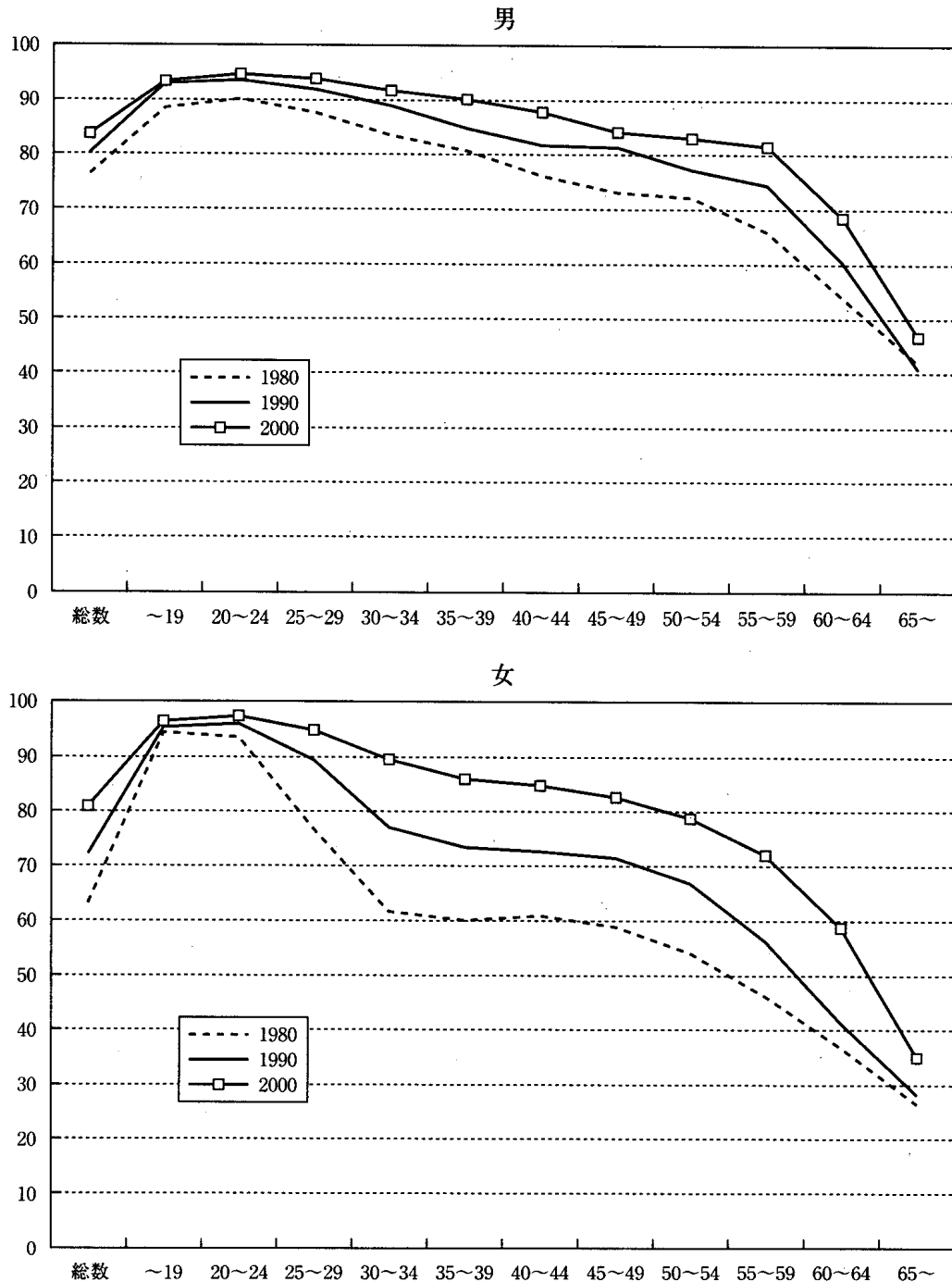
(6)
$$= (\text{労働力人口} - \text{失業者}) / \text{人口}$$

$$= (1 - \text{失業率}) \times \text{労働力率}$$

となる。つまり、就業率の変化は、失業率の変化と労働力率の変化に分けて考えることができる。以下では、雇用者比率、就業率、労働力率、失業率の時系列的推移を確認し、厚生年金の対象の拡大・縮小に関する知見を得る。

以上のデータを年齢階級別に見たのが、図2～図5である。まず、図2を見ると、雇用者比率が総じて高まりつつあることが読み取れる。とくに女性では、その傾向が強い。これらの事実は、厚生年金の対象拡大の可能性を示唆している。また、図3から、就業率は横ばいか微減傾向にあることが判明する。このことは、厚生年金の対象縮小の可能性を示唆するものである。雇用者比率が上昇し、就業率は微減であるとする、雇用者数への影響はややプラス程度と想像されるが、人口が減少していくことを考慮すると、全体としては増えない可能性も高い。

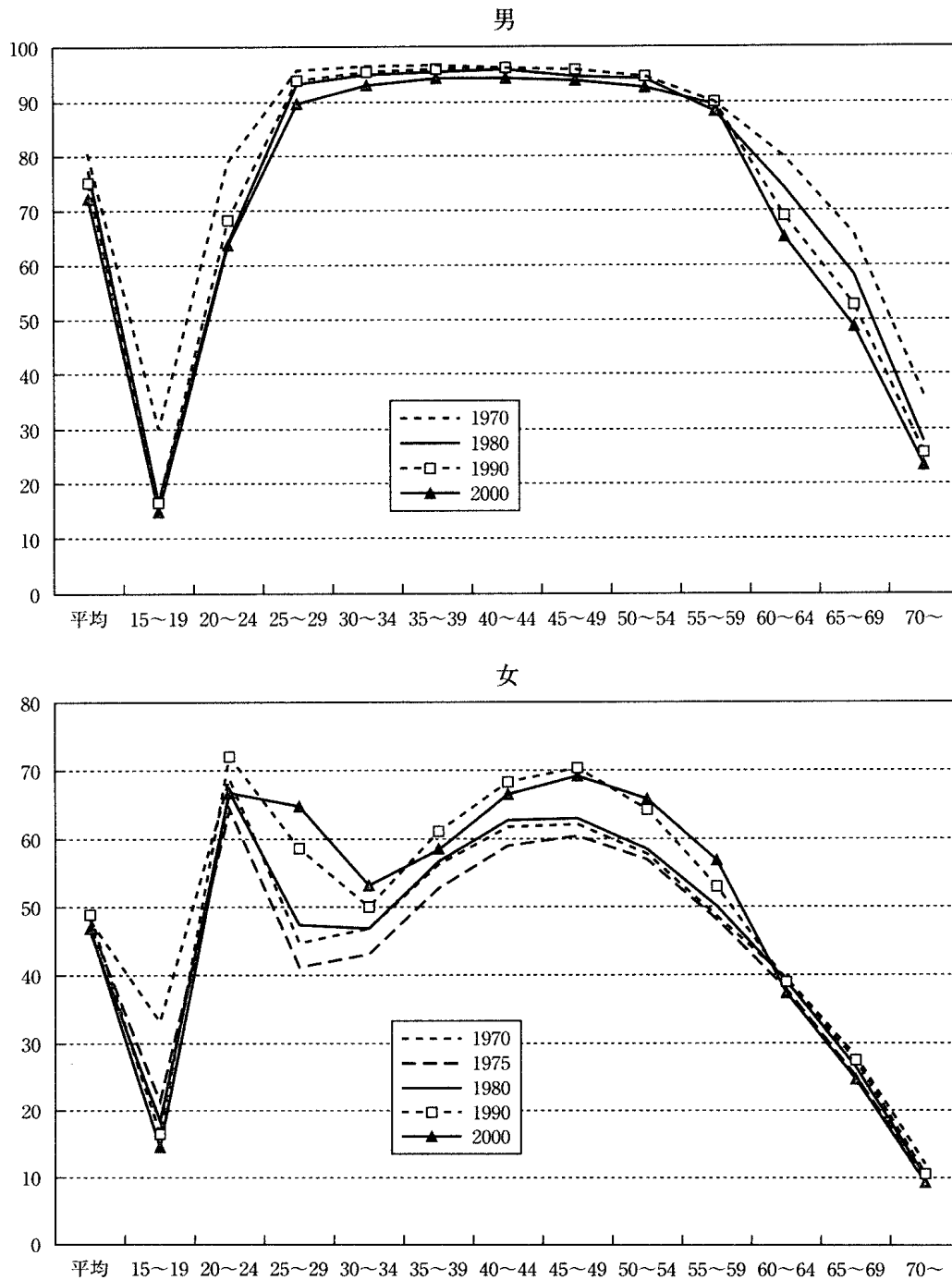
図2 雇用者比率 (%)



資料：総務省統計局『労働力調査年報』。

ところで、図3をより細かく見ていくと、男性の20代と60代以上で就業率が低下し、女性の20代後半～30代前半で上昇、20代前半と30代後半で低下してきていることがわかる。また、女性の50代後半にも上昇傾向

図3 就業率(%)

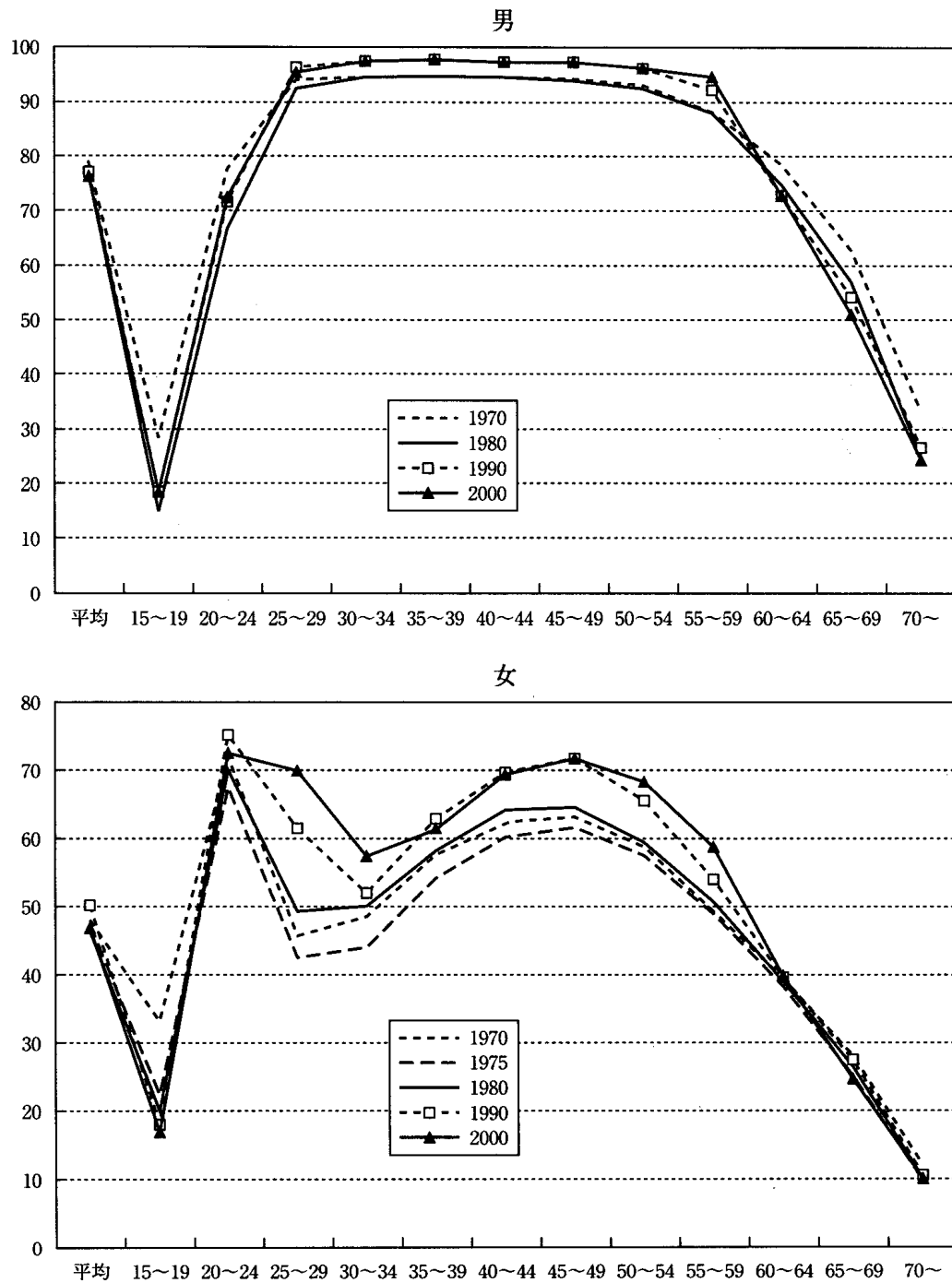


資料：総務省統計局『労働力調査年報』。

が見られる。そこで、これらの動きを労働力率と失業率の推移に分けて考えるために、図4と図5を検討してみると、以下のことがわかる。

- ① 20代男性の就業率の低下は労働力率によるのではなく、失業率の上

図4 労働力率 (%)

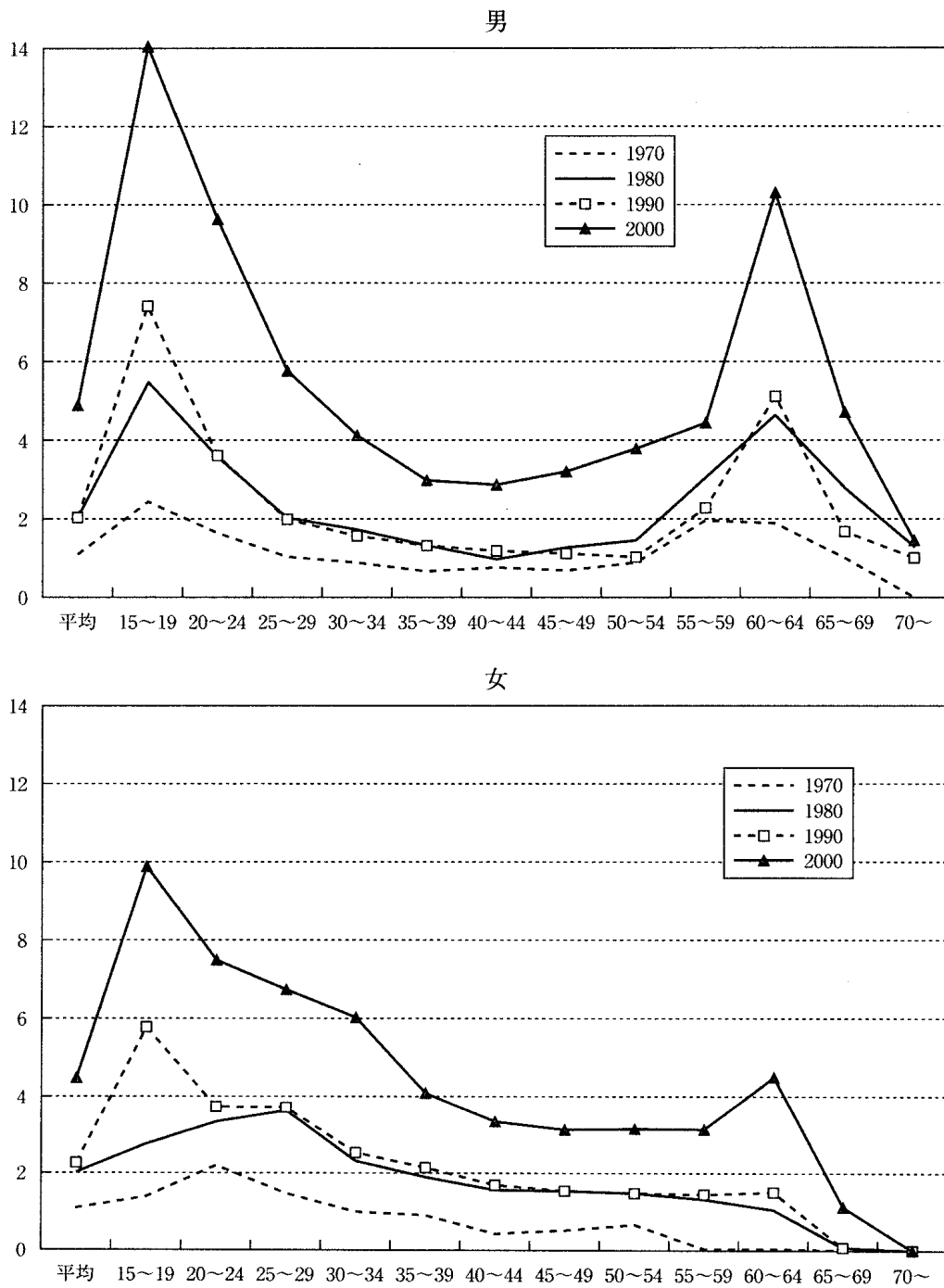


資料：総務省統計局『労働力調査年報』。

昇による。

- ② 60代以上男性の就業率の低下については、60代前半で失業率の影響が支配的であるものの、60代後半以降については労働力率の低下も

図5 失業率(%)



資料：総務省統計局『労働力調査年報』。

寄与している。

- ③ 女性については、20代前半で失業率の影響が強いものの、他は労働力率の変化も大きいため、出産や育児などに関するライフステージ

のあり方が変化している可能性がある。

以上の事実と経済政策を関連させて述べると、次の2点を指摘することができよう。

- 1) 景気対策は20代前半の就業率に大きな影響を及ぼす。
- 2) 全体としての就業率を高めるためには、高齢期や出産・育児期などのライフスタイルに影響を及ぼすような税制や社会保障制度、その他の支援策が重要である。

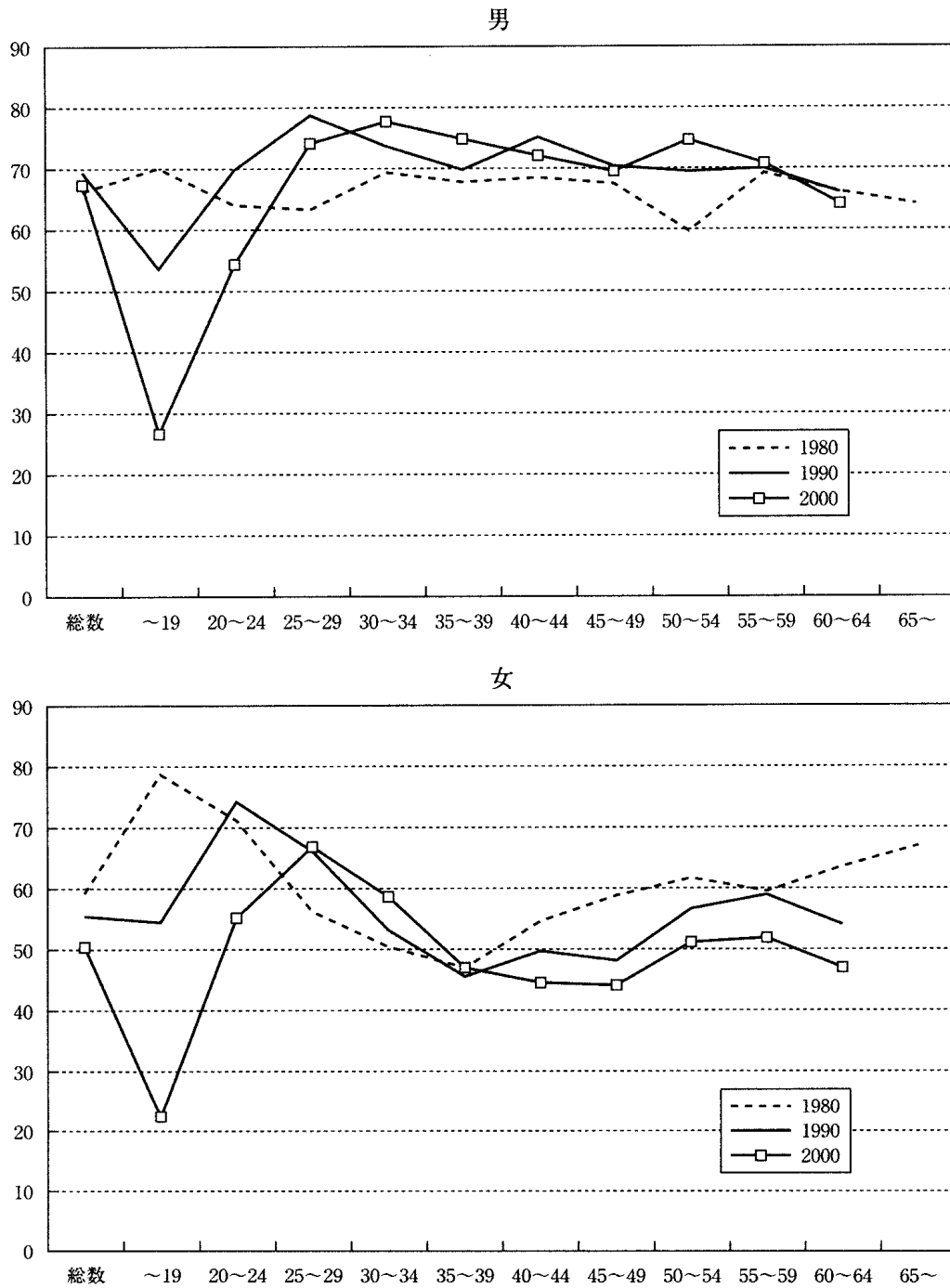
2-2 公的年金加入状況

前項では、雇用者数の推移について検討したが、雇用者のすべてが厚生年金の対象となるわけではない。そこで、社会保険庁の事業年報から得られる厚生年金の被保険者数を労働力調査の雇用者数で除した値（厚生年金被保険者比率）を計算してみた。この数字の時系列的推移を示したのが図6である。この図によると、男女ともに若年層で低下傾向が顕著であることが目を引く。また、40代以上の女性についても漸減していることが読み取れる。このような現象の主要因は、パートタイム労働や派遣社員の増大に象徴される労働の非正規化であろう。したがって、対策の一つとして、すぐさま思い浮かぶのは雇用の正規化であるが、このような時代の流れを変えることは容易ではない。むしろ、非正規社員を考慮した公的年金制度の充実が図られるべきである。

2-3 高齢者の消費水準と年金給付水準

平成12年改正後のモデル年金の給付額は、月額で基礎年金67,017円、報酬比例年金104,092円となっている。これを基準に考えると、夫婦二人では238,125円（＝基礎年金×2＋報酬比例年金）、対象者単身では171,109円（＝基礎年金＋報酬比例年金）になる。また、対象者の配偶

図6 厚生年金被保険者比率（％）



資料：社会保険庁『事業年報』，総務省統計局『労働力調査年報』。

者が報酬比例部分について遺族年金をもらっていることを想定すると、145,086円（＝基礎年金＋ $3/4 \times$ 報酬比例年金）である。

では、現在の経済状況から見て、この給付額は適正なのであろうか。

表1 高齢者世帯と若年・壮年世帯の消費支出比較

			総世帯		一般世帯		単身世帯			
			全世帯	勤労者世帯	全世帯	勤労者世帯	全世帯		勤労者世帯	
							男	女	男	女
消費支出 (円/月)	1人あたり	A:70歳以上	114,266	128,472	103,302	116,397	163,835	145,532	176,106	186,338
		B:59歳以下	104,809	105,829	94,672	95,562	207,801	195,987	208,517	189,174
		A/B	1.09	1.21	1.09	1.22	0.79	0.74	0.84	0.99
	世帯あたり	A:70歳以上	214,176	254,374	258,655	296,813	163,835	145,532	176,106	186,338
		B:59歳以下	314,361	314,128	351,835	353,831	207,801	195,987	208,517	189,174
		A/B	0.68	0.81	0.74	0.84	0.79	0.74	0.84	0.99
世帯人員 (人)	A:70歳以上		1.87	1.98	2.50	2.55	1.00	1.00	1.00	1.00
	B:59歳以下		3.00	2.97	3.72	3.70	1.00	1.00	1.00	1.00
	A/B		0.62	0.67	0.67	0.69	1.00	1.00	1.00	1.00

資料：総務庁統計局『平成11年 全国消費実態調査』。

この点について検討するために、平成11年の全国消費実態調査を利用して、高齢者世帯と若年・壮年世帯の消費支出額を表1にまとめた。表の計数から以下のことがわかるが、これらの事実から現状の年金給付額が過剰であるとは言い切れず、給付削減の根拠は得られない。

- ① 住居費や光熱水道費など固定的にかかる費用を含むものがあるため、世帯人数が多くなるほど、1人あたり消費支出は低下する。
- ② 二人以上の一般世帯では、世帯規模の差を除けば、消費支出水準にあまり差はなく、1人あたり103,302～128,472円の幅にある。世帯人数が2人に近い総世帯では、世帯あたりで214,176～254,374円となっており、夫婦2人のモデル年金とほぼ対応している。
- ③ 単身世帯の男性の消費支出は163,835～176,106円であり、対象者単身のケース171,109円とほぼ対応する。
- ④ 単身世帯の女性は、勤労者世帯の支出がやや高いものの、全世帯平均では145,532円となっており、配偶者単身ケース145,086円とほぼ対応する。

表2 所得階級別の比較

所得 階級	消 費 支 出						世帯人員			
	1 人あたり			世帯あたり						
	A 70歳以上	B 59歳以下	A/B	A 70歳以上	B 59歳以下	A/B	A 70歳 以上	B 59歳 以下	A/B	
全世帯	I	65,495	68,263	0.96	143,433	223,831	0.64	2.19	3.28	0.67
	II	79,650	73,899	1.08	168,857	262,335	0.64	2.12	3.55	0.60
	III	95,190	80,881	1.18	208,466	292,603	0.71	2.19	3.62	0.61
	IV	106,390	84,527	1.26	232,994	308,962	0.75	2.19	3.66	0.60
	V	109,971	89,981	1.22	237,537	331,041	0.72	2.16	3.68	0.59
	VI	115,494	95,120	1.21	264,482	352,833	0.75	2.29	3.71	0.62
	VII	115,264	99,774	1.16	276,633	377,901	0.73	2.40	3.79	0.63
	VIII	116,897	106,878	1.09	305,101	409,576	0.74	2.61	3.83	0.68
	IX	109,884	113,408	0.97	346,135	444,268	0.78	3.15	3.92	0.80
	X	108,601	124,580	0.87	402,910	514,995	0.78	3.71	4.13	0.90
勤労者 世帯	I	70,138	68,131	1.03	152,199	223,057	0.68	2.17	3.27	0.66
	II	87,362	76,624	1.14	192,196	270,824	0.71	2.20	3.53	0.62
	III	122,467	81,510	1.50	269,428	295,151	0.91	2.20	3.62	0.61
	IV	116,274	85,726	1.36	277,894	312,436	0.89	2.39	3.64	0.66
	V	114,997	92,257	1.25	270,243	336,902	0.80	2.35	3.65	0.64
	VI	119,091	95,247	1.25	290,582	354,318	0.82	2.44	3.72	0.66
	VII	135,570	100,459	1.35	352,481	379,373	0.93	2.60	3.78	0.69
	VIII	127,992	107,556	1.19	336,618	409,533	0.82	2.63	3.81	0.69
	IX	152,034	113,743	1.34	442,420	443,763	1.00	2.91	3.90	0.75
	X	104,937	125,225	0.84	384,068	512,951	0.75	3.66	4.10	0.89

資料：総務庁統計局『平成11年 全国消費実態調査』

しかし、公的年金の役割は最低限の生活資源を確保することであり、必ずしも平均的な消費水準をカバーする必要はない。そこで、所得階級別に消費支出を検討した結果が表2である。まず、表から全世帯と勤労者世帯の間に大きな差はないことがわかる。次に、公的年金によって賄うべき消費支出を最も経済的に貧しい第I階級の額であると考えよう。この場合、高齢者、若年・壮年世帯に関わらず、1人あたり消費支出は

基礎年金給付額とはほぼ整合的である。また、報酬比例部分については以下のような思考実験が有用であろう。

- ① 高齢者の世帯あたり消費支出は夫婦二人のモデル年金額よりも相当少ないが、低所得の制約から抑制している可能性と世帯規模の格差を考慮する必要がある。
- ② 抑制の可能性を考慮し、若年・壮年世帯の世帯あたり消費支出（20数万円）を基準にする。
- ③ 高齢者世帯の世帯人数は若年・壮年世帯の2/3程度であるが、固定費用の存在を考慮して、世帯あたり消費支出は若年・壮年世帯の3/4程度と想定する。
- ④ 基準となる消費支出をやや多めに設定し、24万円と考える。これに3/4を掛け合わせて得られる18万円は、夫婦二人のモデル年金額よりもかなり少ない。

以上の分析から、基礎年金の給付額は妥当な水準であるが、報酬比例部分については過剰である可能性が示唆された。しかしながら、ここでの分析は極めて単純なものであり、厳密に給付額が過剰であると結論付けられるわけではない。それに対して、近年の応用計量分析の発展により、給付水準の過剰・不足問題を統計的に検証することが可能となってきた。

Bernheim (1991) によれば、公的年金の水準について統計的に評価するためには、家計の生命保険の購入状況を見ればよい。議論の要点は、公的年金資産は次世代に遺贈できないのに対し、生命保険資産は次世代に遺贈されるという点にある。いま、遺贈不能な公的年金が過剰な状況を想定すると、家計は不足した遺贈可能資産を増やすために生命保険を購入するはずなので、公的年金の増加に対して生命保険が増加するならば、公的年金は過剰であると結論付けることができる。このような考え方を日本に適用して実証分析を行った大竹 (1990) は公的年金水準が過

剰である可能性を示したが、駒村・渋谷・浦田（2000）は相反する結果を得ている。ただし、鈴木（2001）によると、いずれの研究もデータに問題があり、注意深く加工した上で分析を行うと、公的年金水準が過剰であるとの結論が妥当となる。

3. 推計の方法と留意点

本節では、厚生年金給付（報酬比例部分）の予測を行うための枠組みを示し、推計の前提となる経済変数の設定について若干の議論を加える。

3-1 モデル

N_{it} を t 年における i 歳階級の人口、 L_{it} を t 年における i 歳階級の雇用者数、 R_{it} を t 年における i 歳階級の厚生年金被保険者数とする。これらを用いて、雇用者比率を

$$(7) \quad l_{it} = \frac{L_{it}}{N_{it}}$$

とし、厚生年金被保険者比率を

$$(8) \quad r_{it} = \frac{R_{it}}{L_{it}}$$

と定義しよう。(7)と(8)を利用すると、 t 年の厚生年金被保険者比率は

$$(9) \quad \frac{R_{it}}{N_{it}} = l_{it} r_{it}$$

と表すことができる。(9)を出生コーホート別に労働期間について合計すると、各コーホートの厚生年金の平均加入年数が得られる。例えば、あるコーホートの労働期間が40年間で、厚生年金被保険者比率が毎年50%だったとすると、1人あたりの平均加入年数は20年（＝40年×0.5）ということになる。

雇用者比率および厚生年金被保険者比率は以下の関数によって決定さ

表3 雇用者比率関数の推定

年齢階級	定数項	$t-1984$	w	r	u	g	Adj. R ²	D.W.
15~19歳	-1.157 (-0.76)	0.013* (2.26)	-0.094 (-0.03)	-1.280 (-1.52)	1.461* (-2.88)		0.438	1.20
20~24歳	-2.708 (-0.54)	0.020 (0.77)	6.574 (0.77)	1.055 (-0.74)	-1.772 (-1.70)	0.907 (0.15)	0.328	0.66
25~29歳	-8.583** (-4.78)	0.026 (1.74)	13.509** (5.88)	1.318 (1.21)		-0.058 (-0.02)	0.691	1.76
30~34歳	4.832 (0.98)	0.017 (1.54)	-3.412 (-0.65)	-2.041 (-1.05)			0.586	0.44
35~39歳	7.331** (4.72)	0.022** (4.77)	-5.541** (-3.88)	-1.047 (-1.30)			0.941	1.13
40~44歳	3.214* (2.46)	0.021** (3.39)	-1.672 (-1.57)	0.044 (0.08)			0.958	1.43
45~49歳	-4.691** (-4.80)	0.040** (9.27)	4.463** (5.98)	-0.557 (-0.86)			0.918	0.83
50~54歳	-5.422** (-7.68)	0.020** (7.60)	5.014** (8.92)	-0.134 (-0.22)			0.969	1.54
55~59歳	-3.400* (-2.74)	0.006 (0.50)	3.728** (3.11)	-0.579 (-0.57)			0.944	0.75
60~64歳	-0.708 (-0.62)	0.022** (3.35)	0.345 (0.23)	-1.829 (-1.17)			0.662	0.46
男								
年齢階級	定数項	$t-1984$	w	r	u	g	Adj. R ²	D.W.
15~19歳	-1.733 (-1.71)	0.007 (0.55)	0.627 (0.42)	-2.687** (-3.44)	-0.939 (-1.18)		0.405	1.55
20~24歳	-6.694* (-2.86)	0.098** (3.34)	8.704* (3.12)	0.284 (0.28)	-0.482 (-0.33)	-0.172* (-3.24)*	0.534	1.58
25~29歳	-6.554** (-8.32)	0.098** (13.99)	5.815** (8.20)	1.138* (2.21)		-4.331 (-2.05)	0.988	1.92
30~34歳	-4.050* (-2.53)	0.043** (17.75)	2.972 (2.10)	0.800 (0.88)			0.975	1.81
35~39歳	0.096 (0.05)	0.032** (4.18)	-0.459 (-0.28)	-1.052 (-1.41)			0.929	0.42
40~44歳	1.161 (0.75)	0.038** (6.24)	-1.276 (-0.88)	-1.082 (-1.40)			0.946	0.70
45~49歳	-3.604** (-5.36)	0.034** (15.64)	3.138** (4.99)	-0.032 (-0.06)			0.978	0.83
50~54歳	-3.861 (-1.18)	0.042** (9.65)	3.140 (1.01)	-1.528 (-1.58)			0.945	0.52
55~59歳	2.199* (2.84)	0.037** (6.66)	-3.084** (-4.34)	-0.563 (-0.68)			0.977	1.09
60~64歳	-1.350 (-2.00)	0.035** (3.68)	-0.466 (-0.72)	-1.038 (-0.90)			0.920	0.54
女								

表4 厚生年金被保険者比率関数の推定

年齢階級	定数項	$t-1984$	w	r	u	g	Adj. R ²	D.W.
15～19歳	0.273 (0.07)	-0.079** (-5.38)	2.260 (0.23)	1.020 (0.47)	-1.906 (-1.47)		0.936	2.69
20～24歳	-5.660 (-1.59)	0.043* (2.30)	13.829* (2.28)	2.619* (2.59)	-3.305** (-4.45)	-9.337 (-2.11)	0.940	1.91
25～29歳	-14.213** (-4.29)	0.093** (3.35)	20.495** (4.84)	2.547 (1.27)		-10.808 (-1.73)	0.663	1.42
30～34歳	4.394 (1.51)	0.026** (3.93)	-3.851 (-1.25)	-0.364 (-0.32)			0.865	1.80
35～39歳	1.564 (0.77)	0.028** (4.75)	-0.820 (-0.44)	-0.212 (-0.20)			0.852	2.13
男 40～44歳	-2.123 (-0.46)	0.021 (0.98)	2.399 (0.65)	0.731 (0.39)			-0.081	1.05
45～49歳	-9.974** (-4.79)	0.048** (5.22)	8.261** (5.20)	0.690 (0.50)			0.679	2.17
50～54歳	-3.300 (-1.89)	0.027** (4.23)	3.144* (2.26)	-1.636 (-1.10)			0.855	2.11
55～59歳	-4.270 (-2.15)	-0.012 (-0.61)	4.704* (2.46)	0.998 (0.61)			0.793	0.84
60～64歳	1.508 (1.22)	0.003 (0.41)	-1.139 (-0.72)	0.618 (0.37)			-0.188	1.36
年齢階級	定数項	$t-1984$	w	r	u	g	Adj. R ²	D.W.
15～19歳	2.429 (0.71)	-0.141** (-3.39)	-1.351 (-0.27)	2.786 (1.06)	-1.369 (-0.51)		0.964	2.49
20～24歳	-10.941 (-2.21)	0.129 (2.07)	14.031* (2.38)	1.892 (0.89)	-0.582 (-0.19)	-32.151* (-2.87)	0.828	1.35
25～29歳	-8.025** (-4.16)	0.098** (5.70)	7.815** (4.50)	1.312 (1.04)		-8.774 (-1.69)	0.843	1.59
30～34歳	-3.197 (-1.53)	0.030** (9.48)	2.745 (1.48)	1.244 (1.05)			0.909	1.68
35～39歳	-0.103 (-0.08)	0.013* (2.47)	-0.218 (-0.18)	1.809** (3.37)			0.704	2.28
女 40～44歳	-3.125 (-1.52)	-0.025** (-3.07)	2.889 (1.49)	0.072 (0.07)			0.640	1.26
45～49歳	0.600 (0.38)	-0.022** (-4.25)	-0.388 (-0.26)	-0.606 (-0.49)			0.663	0.98
50～54歳	-6.077 (-2.06)	-0.019** (-4.88)	6.046 (2.16)	-0.593 (-0.68)			0.642	1.21
55～59歳	5.451** (4.52)	-0.034** (-3.92)	-4.706** (-4.25)	1.035 (0.80)			0.508	1.53
60～64歳	-0.780 (-1.20)	0.002 (0.27)	0.874 (1.41)	0.855 (0.77)			0.511	1.18

れるものと想定した。

$$(10) \quad \log \left(\frac{l_{it}}{1-l_{it}} \right) = \alpha_0 + \alpha_1(t-1984) + \alpha_2 w_{it} + \alpha_3 r_t + \alpha_4 u_{it} + \alpha_5 g_{it}$$

$$(11) \quad \log \left(\frac{r_{it}}{1-r_{it}} \right) = \beta_0 + \beta_1(t-1984) + \beta_2 w_{it} + \beta_3 r_t + \beta_4 u_{it} + \beta_5 g_{it}$$

ただし、 w_{it} は t 年における i 歳階級の相対賃金（性別平均値＝1）， r_{it} は t 年の就業者1人あたり実質経済成長率（対前年）， u_{it} は t 年における i 歳階級の大学進学率， g_{it} は t 年における i 歳階級の大学院進学率である。大学進学率は10代後半と20代前半で，大学院進学率は20代のみ有効とした。推定結果は表3と表4のとおりである。一部の年齢階級については，推定の精度がよくないが，全体としては一定の説明力を有すると思われる。本稿の主目的は，これらの関数の推定にはないので，これ以上は立ち入らないが，推定精度の向上は今後の重要な課題と言えよう。

さて，報酬比例部分は，

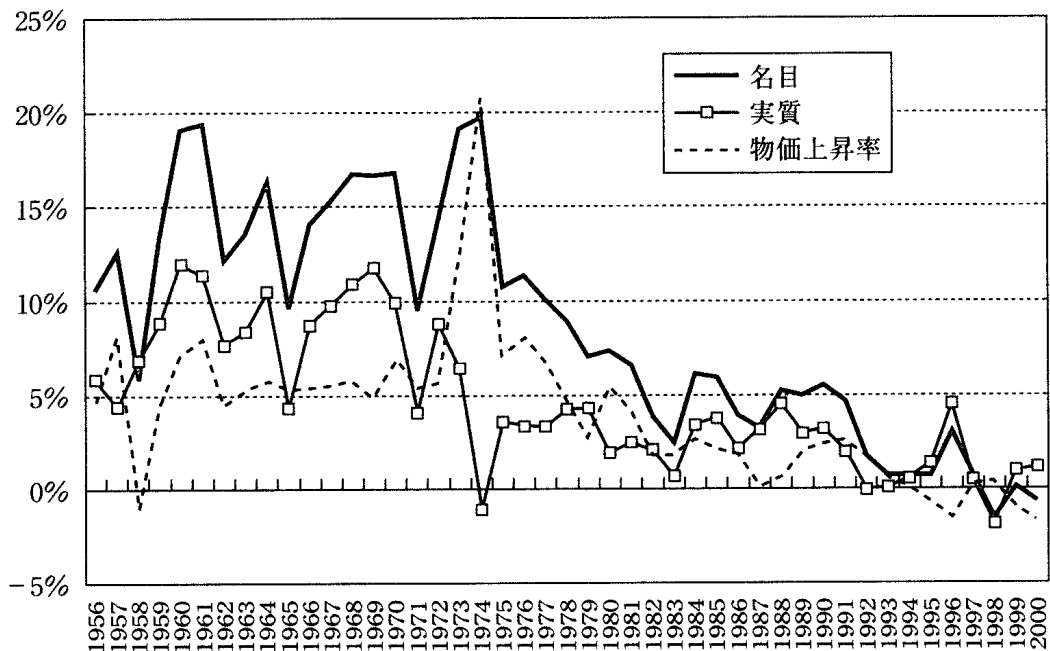
$$(12) \quad \text{平均報酬月額} \times \text{給付乗率} \times \text{加入月数} \times \text{物価スライド率}$$

として計算される。このうち，給付乗率は生年によって決められており，加入月数は上の方法で推定された平均加入年数で代用される。また，物価スライド率は外生変数である物価上昇率に対応するものと考えと，残る問題は平均報酬月額だけである。平均報酬月額は加入中の月給（標準報酬月額）に再評価率を乗じて平均することにより得られ，再評価率は賃金（可処分所得）スライドに他ならない。したがって，外生的に設定される賃金上昇率と相対賃金の推移により平均報酬月額の伸びが決まるものとして推計を行った。

3-2 外生変数の設定

外生的に設定する必要がある数値として，賃金上昇率，賃金プロファイル，物価上昇率，支給開始年齢などが挙げられる。これらのうち，と

図7 1人あたり経済成長率と物価上昇率



資料：内閣府『国民経済計算』，総務省統計局『労働力調査年報』。

くに賃金上昇率と物価上昇率の設定には注意を要する。1つの考え方は、実質賃金上昇率が一定となるように、名目賃金上昇率と物価上昇率を平行して動かす方法であろう。しかし、一般に実質賃金上昇率は物価上昇率と無関係ではなく、一定となるとは限らない。

このことを確認するために、就業者1人あたりの経済成長率（GDP成長率）と物価上昇率（GDPデフレーター上昇率）の推移を検討したのが図7である。図を見ると、物価上昇率が高いときには、実質経済成長率も高く、逆に物価上昇率が低いときには、実質経済成長率も低くなることがわかる。つまり、名目の成長率と物価上昇率は必ずしも平行に動くわけではない。賃金上昇率と物価上昇率の設定を行う際には、このことを念頭におく必要があるだろう。

支給開始年齢については、徐々に引き上げられることがきまっているので、そのスケジュールにしたがった。具体的には、表5のような引き上げスケジュールを基本とした。また、雇用者比率と被保険者比率の推

**表5 支給開始年齢引き上げの
スケジュール (歳)**

	男	女
2012	60	60
2013	61	60
2014	61	60
2015	62	60
2016	62	60
2017	63	60
2018	63	61
2019	64	61
2020	64	62
2021	65	62
2022	65	63
2023	65	63
2024	65	64
2025	65	64
2026	65	65

定で用いる進学率については、2000年時点の値で一定と仮定し、相対賃金は1996～2000年の平均値で一定とした。なお、就業者1人あたり実質経済成長率は外生変数として設定される名目賃金成長率から物価上昇率を引いた値を用いた。

3-3 公的年金制度がマクロ経済に及ぼす影響

教科書レベルでも議論されるように、賦課方式の公的年金は公債と同様のマクロ経済効果を持つ。このことは以下のように説明できる。賦課方式の公的年金による世代間移転は、正の移転を受けた世代の消費を増加させるため、それに伴ってマクロ的な貯蓄が減少する。このような貯蓄の減少は資本蓄積を阻害することになり、その結果として国民所得の水準は押し下げられるのである。ライフサイクル・モデルを前提とした

岩本（1990）や麻生（1995, 1997）によれば、賦課方式の公的年金が持つ資本蓄積阻害効果の量的なインパクトはかなり大きい。つまり、賦課方式の公的年金制度が存在する経済において、マクロ経済変数の将来予測を行うためには、以上のような効果の現実妥当性について検討しておく必要がある。

公的年金と消費・貯蓄の関係についての先駆的業績としては、Feldstein（1974）を挙げることができる。この研究以降、同様の分析が注目を集め、Munnell（1974, 1976）、Barro and MacDonald（1979）、Kotlikoff（1979）、Feldstein（1980, 1982, 1995）、Carmichael and Hawtrey（1981）、Leimer and Lesnoy（1982）、Koskela and Viren（1983）、Dicks-Mireaux and King（1984）、Wilcox（1989）など多くの研究が世に現れた。しかしながら、結果は必ずしも一致しておらず、関数の特定化や推定手法、データ処理等によって異なる結論が得られている。

注意が必要なのは、先行研究における主要な論点はバロー＝リカード型の中立命題³⁾が成立しているか否かにあるということである。もし、バロー＝リカードの中立命題が成立する場合には、賦課方式に伴う世代間移転が消費に及ぼす効果はない。このような（消費が不変な）状況では、

$$(13) \quad \text{所得} = \text{消費} + \text{私的貯蓄} + \text{公的貯蓄} \quad (\text{公的年金資産})$$

の関係を前提とすれば、公的貯蓄の変化は私的貯蓄の逆の変化で相殺されるはずであり、1対1の代替関係が成り立つ。もし、中立命題が成立せず、家計が世代間移転を資産とみなすならば、消費が増大するので、私的貯蓄は世代間移転による公的貯蓄の増加分に加えて消費増加の分も減少する。したがって、私的貯蓄と公的貯蓄の代替関係は1対1よりも大きなものとなる。さらに、家計にとって公的貯蓄と私的貯蓄は異なる

3) Barro（1974）を参照。

資産であるとする、両者の間には不完全代替の関係が成立しており、代替関係が1対1よりも小さい可能性も考えられる。いずれにしても、検討すべきは、2つの資産間の代替関係、ないし、その背後にある世代間移転の消費増大効果ということになる。

これらの論点を踏まえて、日本においても1980年代以降、同様の分析がいくつか行われた。初期の研究の1つである野口(1982)は公的年金資産と金融資産はほぼ完全代替の関係にあり、賦課方式に伴う移転分は資産とみなされていないことを示した。これは賦課方式による年金純債務が異時点間の資源配分を攪乱せず、バロー＝リカード的な状況が成立していることを意味する。また、地主(1987)も1965～1980年の分析により、全世帯では代替関係を確認できないものの、40歳以上の勤労者世帯では代替関係を確認できると主張した。しかしながら、この研究の推定結果の有意性はあまり高くなく、若干信頼性に欠ける。他方、これらの代替関係を肯定する研究に対して、佐々木・橘木(1985)は1966～1982年の年齢階級別データを用いて推定を行い、代替関係は完全でないと主張した。しかし、彼らの分析によると、公的年金資産と金融資産の間の代替の程度があまりにも小さく、直感的なイメージとの乖離が深刻である。

このように相反する結論が導き出される原因の1つは推定手法に関わる問題であろう。例えば、加藤(1998)は通常最小二乗法(OLS)では民間貯蓄と公的年金資産の代替関係を確認できるものの、誤差修正モデルを用いると代替関係が不明瞭になることを示し、手法選択の重要性を示唆した。また、より理論的な貢献としては、本間他(1987)が指摘した構造変化の可能性である。彼らは1954～1983年を推定期間とし、係数ダミーを用いて代替関係の変化を検証した。その結果、1954～1973年では公的年金貯蓄と家計貯蓄は完全代替的であるが、1973～1983年では代替関係が不明瞭になるとし、積立方式から賦課方式への移行が影響を及

ぼしているのではないかと推測した。この点について、畑農（2000）は可変係数モデルを適用することにより、中立命題の成否が時期により異なる可能性を指摘した。そこでの結論によれば、中立命題的な状況は1950年代後半には成立していたが、1970年代前半にかけて徐々に緩和され、1980年代以降においては再び中立命題的な傾向が強くなっている。

以上の一般統計に基づく分析に加えてマイクロデータによる研究もいくつか挙げられる。例えば、Takayama（1990）及び高山他（1990）は1979年と1984年の全国消費実態調査を利用して、公的年金資産を説明変数に含む消費関数を推定した。その結果、公的年金と私的貯蓄の代替性は1より大きく、公的年金制度の資源配分に対する中立性は否定される結論となった。また、浅野（1998）は1990年度と1994年度の日経レーダーデータを用いて個人年金関数と生命保険関数を推定し、30歳代では公的年金削減に対して個人年金がほぼ1対1に増加することを明らかにした。

さらに、公的年金資産と私的貯蓄の代替関係を若干異なる視点で捉えた研究も存在する。中山（1997）は賦課方式による世代間移転は個人貯蓄に対して中立であり、バロー＝リカード型の中立命題が成立しているが、「公的年金の収益率が高い」という錯覚によって公的年金制度の存在が私的貯蓄の必要性を減じる可能性を指摘した。このような場合には中立命題が成り立っていても、代替関係は1対1よりも大きくなる可能性がある。

全体として、中立命題の成立に関する確証は得られないものの、公的年金制度による資本蓄積阻害効果を完全に否定することもできない。したがって、賦課方式の公的年金制度を維持し続ける場合と、規模の縮小や積立方式への移行が実現される場合を比較すると、維持するケースでは成長率が低くなる可能性があることに留意すべきであろう。

4. 将来予測

4-1 賃金上昇率と物価上昇率の影響

賃金上昇率を2.5%、物価上昇率を1.5%として、上のモデルにしたがい予測を行った結果が表6である。厚生労働省による推計値と比べると、おおまかな傾向はフォローできるものの、細かな動きには乖離が生じることがわかる。しかし、ここでの分析の目的は、外生変数の設定が予測値に及ぼす影響の大きさを見ることにあるので、厚生労働省の推計値との乖離については議論しない。以下では、表6の予測値を基準ケースとして、外生変数の設定を変えた場合に、予測値の動きがどのように変化するのかを検討していく。

表7は、賃金上昇率のみを変化させた場合の予測値を示したものであ

表6 基準ケース

	推 計 値		厚生労働省	
	給 付 費 (兆円)	伸 び 率 (年率)	給 付 費 (兆円)	伸 び 率 (年率)
2000	18.3		18.3	
2001	19.6	7.3%	19.4	6.0%
2002	21.1	7.4%	20.5	5.7%
2003	22.4	6.1%	21.8	6.3%
2004	23.8	6.2%	23.1	6.0%
2005	24.4	2.8%	24.3	5.2%
2010	33.9	6.8%	31.3	5.2%
2015	35.9	1.2%	37.2	3.5%
2020	35.7	-0.1%	41.0	2.0%
2025	36.9	0.7%	44.7	1.7%
2030	40.8	2.0%	49.2	1.9%
2040	60.9	4.1%	62.8	2.5%
2050	73.9	1.9%	73.9	1.6%

表7 賃金上昇率の影響

賃金上昇率	1.0%		2.5%		4.0%	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3		18.3	
2001	19.6	7.2%	19.6	7.3%	19.6	7.3%
2002	21.0	7.3%	21.1	7.4%	21.1	7.6%
2003	22.3	5.8%	22.4	6.1%	22.5	6.4%
2004	23.6	5.8%	23.8	6.2%	24.0	6.7%
2005	24.1	2.5%	24.4	2.8%	24.8	3.2%
2010	32.2	6.0%	33.9	6.8%	35.8	7.7%
2015	33.3	0.6%	35.9	1.2%	39.0	1.7%
2020	32.1	-0.7%	35.7	-0.1%	40.1	0.5%
2025	31.4	-0.5%	36.9	0.7%	44.0	1.9%
2030	32.0	0.4%	40.8	2.0%	52.9	3.7%
2040	39.4	2.1%	60.9	4.1%	95.3	6.1%
2050	42.0	0.6%	73.9	1.9%	130.6	3.2%

る。ここでは、基準ケースを中心に±1.5%の幅を考慮したが、対応する予測値の変動幅が非常に大きいことがわかる。同様に、基準ケースを中心に±1.5%の幅を考慮して、物価上昇率のみを変化させたときの予測値が表8である。この表では、表7に比べて最終的な変動幅は小さいものの、2010～2020年頃の変動幅は大きくなっている点が注目される。

表7と表8がただ1つの外生変数の設定を変えた場合であるのに対して、表9は賃金上昇率と物価上昇率を同じ幅だけ変化させた場合の予測値である。このケースにおける変動幅は表7や表8よりもさらに大きくなることがわかるだろう。ただし、すでに見たように、実質賃金上昇率が不変であるとは限らない。そこで、物価上昇率の変動幅を±1%として、実質賃金上昇率が変化するようなケースの予測値を示したのが表10である。予測値の変動幅はやや小さくなるものの、基本的な結論は表9と変わらない。

表8 物価上昇率の影響

物価上昇率	0.0%		1.5%		3.0%	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3		18.3	
2001	19.4	5.8%	19.6	7.3%	19.9	8.7%
2002	20.5	6.1%	21.1	7.4%	21.6	8.8%
2003	21.5	4.9%	22.4	6.1%	23.2	7.3%
2004	22.6	5.2%	23.8	6.2%	24.9	7.3%
2005	23.0	1.8%	24.4	2.8%	25.9	3.9%
2010	31.0	6.1%	33.9	6.8%	37.2	7.5%
2015	31.5	0.4%	35.9	1.2%	41.1	2.0%
2020	30.3	-0.8%	35.7	-0.1%	42.4	0.6%
2025	31.0	0.5%	36.9	0.7%	44.4	0.9%
2030	34.7	2.2%	40.8	2.0%	48.6	1.8%
2040	53.9	4.5%	60.9	4.1%	69.7	3.7%
2050	64.2	1.8%	73.9	1.9%	85.8	2.1%

表9 賃金上昇率と物価上昇率の組み合わせ：実質一定の場合

賃金上昇率 物価上昇率	1.0% 0.0%		2.5% 1.5%		4.0% 3.0%	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3		18.3	
2001	19.3	5.7%	19.6	7.3%	19.9	8.8%
2002	20.5	5.9%	21.1	7.4%	21.7	9.0%
2003	21.4	4.6%	22.4	6.1%	23.3	7.6%
2004	22.4	4.7%	23.8	6.2%	25.2	7.8%
2005	22.7	1.4%	24.4	2.8%	26.2	4.3%
2010	29.3	5.2%	33.9	6.8%	39.2	8.3%
2015	29.0	-0.2%	35.9	1.2%	44.4	2.5%
2020	27.0	-1.4%	35.7	-0.1%	47.1	1.2%
2025	26.0	-0.7%	36.9	0.7%	52.2	2.0%
2030	26.7	0.5%	40.8	2.0%	61.9	3.5%
2040	34.3	2.5%	60.9	4.1%	107.3	5.7%
2050	36.1	0.5%	73.9	1.9%	149.8	3.4%

表10 賃金上昇率と物価上昇率の組み合わせ：実質が変化する場合

賃金上昇率 物価上昇率	1.0% 0.5%		2.5% 1.5%		4.0% 2.5%	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3		18.3	
2001	19.4	6.2%	19.6	7.3%	19.8	8.3%
2002	20.7	6.4%	21.1	7.4%	21.5	8.5%
2003	21.7	5.0%	22.4	6.1%	23.1	7.2%
2004	22.8	5.1%	23.8	6.2%	24.8	7.4%
2005	23.2	1.8%	24.4	2.8%	25.7	3.9%
2010	30.3	5.5%	33.9	6.8%	38.0	8.1%
2015	30.4	0.1%	35.9	1.2%	42.5	2.3%
2020	28.6	-1.2%	35.7	-0.1%	44.6	1.0%
2025	27.7	-0.7%	36.9	0.7%	49.2	2.0%
2030	28.3	0.5%	40.8	2.0%	58.6	3.5%
2040	35.9	2.4%	60.9	4.1%	103.0	5.8%
2050	37.9	0.6%	73.9	1.9%	143.0	3.3%

4-2 その他の要因

厚生年金の給付水準に影響を及ぼす要因として被保険者比率の動向を忘れることはできない。ここでは、被保険者比率が±10%の幅（0.9～1.1倍）で増減することを考えてみよう。予測結果は表11に示してある。マクロ経済変数の影響ほど大きくはないものの、予測値が変動することを確認できる。

また、すでに見たように、報酬比例年金の給付は適正水準よりも高い可能性がある。このことを考慮して、給付水準を引き下げると、給付総額はどのように変わるだろうか。給付調整の方法は数多く考えられるが、ここでは支給開始年齢を遅らせることにより生涯給付額を抑えるケースを考えた。具体的には、表5で示した引き上げスケジュールの後も、2年毎に1歳刻みで支給開始年齢を70歳まで引き上げる。計算結果は表12のとおりである。効果が現れる2025年以降には、給付総額が大きく抑制

表11 被保険者比率の影響

被保険者比率	-10%		±0%		+10%	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3		18.3	
2001	19.6	7.3%	19.6	7.3%	19.6	7.3%
2002	21.1	7.3%	21.1	7.4%	21.1	7.6%
2003	22.3	6.0%	22.4	6.1%	22.4	6.2%
2004	23.7	6.1%	23.8	6.2%	23.9	6.4%
2005	24.3	2.7%	24.4	2.8%	24.6	2.9%
2010	33.5	6.6%	33.9	6.8%	34.4	7.0%
2015	35.2	1.0%	35.9	1.2%	36.6	1.3%
2020	34.8	-0.2%	35.7	-0.1%	36.6	0.0%
2025	35.7	0.5%	36.9	0.7%	38.1	0.8%
2030	39.0	1.8%	40.8	2.0%	42.5	2.2%
2040	56.8	3.8%	60.9	4.1%	65.1	4.4%
2050	67.5	1.7%	73.9	1.9%	80.3	2.1%

表12 支給開始年齢引き上げの影響

支給開始年齢	65歳まで引き上げ		70歳まで引き上げ	
	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)	給付費 (兆円)	伸び率 (年率)
2000	18.3		18.3	
2001	19.6	7.3%	19.6	7.3%
2002	21.1	7.4%	21.1	7.4%
2003	22.4	6.1%	22.4	6.1%
2004	23.8	6.2%	23.8	6.2%
2005	24.4	2.8%	24.4	2.8%
2010	33.9	6.8%	33.9	6.8%
2015	35.9	1.2%	35.9	1.2%
2020	35.7	-0.1%	35.7	-0.1%
2025	36.9	0.7%	32.8	-1.7%
2030	40.8	2.0%	30.1	-1.7%
2040	60.9	4.1%	38.4	2.5%
2050	73.9	1.9%	57.6	4.1%

される点が注目される。ただし、このようなケースでは労働供給が変化し、経済成長率に影響を及ぼすかもしれない点に注意が必要である。

5. まとめ

本稿では、さまざまな経済環境の変化が厚生年金の給付に及ぼす影響について考察を加えた上で、そこから得られた知見を基礎として、いくつかのケースについて予測を試みた。計算結果によれば、経済環境の変化による将来予測の変動幅は無視できないほどに大きい。したがって、単一の想定に基づいて政策の策定を行うことには、相当のリスクが伴う。このような予測の限界に直面しながら、政策立案を行うためには、悪い状態に陥るリスクも勘案して経済環境の想定を行うべきである。精度の高い、中立的な予測が望ましいことは言うまでもないが、ある程度の幅を持って予測を行うことにより、将来の不確実性に対処すべきである。

ただし、本稿の分析は非常にラフなものであり、精度は必ずしも高くない。とくに、予測の前提となる関数の推定結果は十分に満足のいくものではなかった。また、公的年金制度の存在がマクロ経済に及ぼす影響についてはモデル化せず、経済成長率やインフレ率については外生変数として取り扱った。これらの内生化によって予測やシミュレーションの結果も影響を受ける可能性は大いにある。さらに、公的年金財政の問題を考える上では、給付のみではなく、保険料収入についても分析する必要があるだろう。以上のような問題については、今後の検討課題としたい。

謝辞

本稿は、筆者が監修した報告書『経済社会の環境変化と公的年金制度に関する分析』（公的年金改革研究会）所収の「厚生年金給付予測の不確実性」を一部改訂したものである。旧稿を作成する過程では、研究会

のメンバーである高橋弘行、清家武彦（以上、日本経済団体連合会）、西沢和彦（日本総合研究所）、中東雅樹（財務省財務総合政策研究所）の諸氏から貴重なコメントをいただいた。この場を借りて、謝意を表す。もちろん、残された誤りは筆者に帰する。

参考文献

- 麻生良文（1995）「公的年金の世代間移転」『季刊社会保障研究』第31巻2号：135-141。
- 麻生良文（1997）「少子化対策は年金負担を軽減するか」『人口問題研究』第53巻4号：32-48。
- 浅野 哲（1998）「公的年金制度と個人年金，生命保険需要—1990，94年度レーダーデータの分析」『日本経済研究』第36号：83-102。
- Barro, Robert J. (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?" *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, pp. 1095-1117.
- Barro, Robert J. and Glenn M. MacDonald (1979) "Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section," *Journal of Public Economics* 11(3): 275-289.
- Bernheim, B. Douglas (1991) "How Strong Are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities," *Journal of Political Economy* 99(5): 899-927.
- Carmichael, Jeffrey and Kim Hawtrey (1981) "Social Security, Government Finance, and Savings," *Economic Record* 57: 332-343.
- Dicks-Mireaux, Louis and Mervyn King (1984) "Pension Wealth and Household Savings: Tests of Robustness," *Journal of Public Economics* 23(1/2): 115-139.
- Feldstein, Martin (1974) "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy* 82(5): 905-926.
- Feldstein, Martin (1980) "International Differences in Social Security and Saving," *Journal of Public Economics* 14(2): 225-244.
- Feldstein, Martin (1982) "Social Security and Private Saving: Reply," *Journal of Political Economy* 90(3): 630-642.
- Feldstein, Martin (1995) "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," *NBER Working Paper Series* 5054.
- 畑農鋭矢（2000）「公的年金と家計貯蓄」日本財政学会第57回大会（明海大学）報告論文。
- 本間正明・跡田直澄・岩本康志・大竹文雄（1987）「年金：高齢化社会と年金制度」，浜田宏

- 一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会，第6章：149-175。
- 岩本康志（1990）「年金政策と遺産行動」『季刊社会保障研究』第25巻4号：388-401。
- 岩本康志・古家康博（1995）「生命保険需要と遺産動機」『郵政研究レビュー』6号：59-90。
- 地主重美（1987）「公的年金と個人老後貯蓄—保障と自助—」『季刊社会保障研究』第23巻1号：14-27。
- 加藤久和（1998）「民間貯蓄，高齢化及び社会保障—わが国におけるライフサイクル仮説の検証—」『電力経済研究』No40：1-17。
- 駒村康平・渋谷孝人・浦田房良（2000）『年金と家計の経済分析』洋経済新報社。
- Koskela, Erkki and Matti Viren (1983) "Social Security and Household Saving in an International Cross Section," *American Economic Review* 73(1): 212-217.
- Kotlikoff, Laurence (1979) "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review* 69(3): 396-397.
- Leimer, Dean R. and Selig D. Lesnoy (1982) "Social Security and Private Saving: New Time-Series Evidence," *Journal of Political Economy* 90(3): 606-629.
- Munnell, Alicia H. (1974) "The Impact of Social Security on Personal Savings," *National Tax Journal* 27(4): 553-567.
- Munnell, Alicia H. (1976) "Private Pensions and Saving: New Evidence," *Journal of Political Economy* 84(5): 1013-1032.
- 中山光輝（1997）「個人の貯蓄行動と公的年金制度」『フィナンシャル・レビュー』第44号：73-112。
- 野口悠紀雄（1982）「わが国公的年金の諸問題」『季刊現代経済』第50号：18-33。
- 野口悠紀雄（1984）「公的年金における受益・負担構造の世代間格差—厚生省年金改革案に欠けている視点」『季刊現代経済』第57号：4-17。
- 小椋正立・西本 亮（1984）「厚生年金改革の効果にかんするシミュレーション分析」『季刊現代経済』第60号：89-103。
- 大竹文雄（1990）「公的年金資産と家計の資産選択行動」，貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄・資産選択』ぎょうせい，第4章：99-131。
- 佐々木基彦・橘木俊詔（1985）「公的年金制度が世代別貯蓄率と資産形成に与えた影響」『季刊社会保障研究』第21巻1号：59-71。
- 鈴木 亘（2001）「厚生年金・共済年金の給付水準は過剰か？—年金相殺モデルを用いた検証—」『季刊社会保障研究』第37巻2号：183-195。
- Takayama, Noriyuki (1990) "How Much Do Public Pensions Discourage Personal Saving

and Induce Early Retirement in Japan,” *Hitotsubashi Journal of Economics* 31(2): 87-103.

高山憲之 (1981) 「厚生年金における世代間の再分配」『季刊現代経済』第43号：114-125。

高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田 (宇野) 富美子・上野 大・久保克行 (1990) 「家計の貯蓄と就労等に関する経済分析—公的年金との関係に焦点をあてて—」『経済分析』第121号：1-159。

Wilcox, David W. (1989) “Social Security Benefits, Consumption Expenditure, and the Life Cycle Hypothesis,” *Journal of Political Economy* 97(2): 288-304.

(2003年6月26日 受理)