

何らかの対策が行われたとしても、それが、必ずしも代表的個人（被保険者）の効用を最大にするとは限らない。したがって、本稿のような財政側のみからの視点だけではなく、そうした要素を考慮した厚生分析によるシミュレーションを行うことも、今後の重要な研究課題といえるだろう。

参考文献

- Aigner, Dennis, C. A. Knox Lovell, and Peter Schmidt (1977) “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics*, Vol.6, pp.21-37.
- Battese, George E. and Timothy J. Coelli (1995) “A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data”, *Empirical Economics*, Vol.20, pp.325-332.
- Greene William H. (1980) “On the estimation of a flexible frontier production model”, *Journal of Econometrics*, Vol.13, pp.101-115.
- Grossman, Michael (1972) “On the concept of health capital and the demand for health”, *Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223-255.
- Ikeda, Nayu, Eiko Saito, Naoki Kondo, Manami Inoue, Shunya Ikeda, Toshihiko Satoh, Koji Wada, Andrew Stickley, Kota Katanoda, Tetsuya Mizoue, Mitsuhiro Noda, Hiroyasu Iso, Yoshihisa Fujino, Tomotaka Sobue, Shoichiro Tsugane, Mohsen Naghavi, Majid Ezzati, Kenji Shibuya (2011) “What has made the population of Japan healthy?”, *Lancet*, Vol.378, pp.1095-1105.
- Ikegami, Naoki, Byung-Kwang Yoo, Hideki Hashimoto, Masatoshi Matsumoto, Hiroya Ogata, Akira Babazono, Ryo Watanabe, Kenji Shibuya, Bong-Min Yang, Michael R Reich, Yasuki Kobayashi (2011) “Japanese universal health coverage: evolution, achievements, and challenges”, *Lancet*, Vol.378, pp.1106-1115.
- Kumbhaker, Subal C. (1997) “Modeling allocative inefficiency in a translog cost function and cost share equations: an exact relationship”, *Journal of Econometrics*, Vol.76, pp.351-356.
- Kumbhaker, Subal C., Soumendra Ghosh, and Thomas J. McGuckin (1991) “A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. dairy farms”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.9, pp.279-286.
- Kumbhakar, Subal C. and C. A. Knox Lovell (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press.
- Reifschneider, David and Rodney Stevenson (1991) “Systematic departures from the frontier:

- a framework for the analysis of firm inefficiency”, *International Economic Review*, Vol.32, pp.715-723.
- Schmidt, Peter and C. A. Knox Lovell (1979) “Estimating technical and allocative inefficiency relative to stochastic frontier production and cost frontiers”, *Journal of Econometrics*, Vol.9, pp343-366.
- Yoshida, Atsushi and Akira Kawamura (2008) “Budget systems and moral hazard in the national health insurance and the long-term care insurance”, 2008 年度日本経済学会秋季大会報告論文。
- 泉田信行 (2003) 「国保制度における保険者の規模」, 山崎泰彦・尾形裕也 (編) 『医療制度改革と保険者機能』, 第 7 章, 121-136 頁, 東洋経済新報社。
- 岸田研作 (2002) 「国民健康保険の事務費と規模の経済—近畿 7 府県の国保パネルデータを用いた分析」 『日本経済研究』, No.45, 246-261 頁。
- 厚生労働省 (2012) 「平成 22 年度 国民健康保険(市町村)の財政状況等について —速報—」, (2012 年 3 月 31 日現在)。
- 厚生労働省保険局国民健康保険課 (2006) 「国民健康保険の現状と課題」, 『週刊社会保障』, No.2394, 34-39 頁。
- 鈴木亘 (2001) 「国民健康保険補助金制度の目的整合性とインセンティブに関する実証分析」, 『生活経済研究』, 第 16 号, 91-103 頁。
- 田近栄治・油井雄二 (1999) 「高齢化と国民健康保険・介護保険 —財政の視点から—」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.35, No.2, 128-140 頁。
- 山田武 (1998) 「国民健康保険の総務費と規模の経済の検討」, 『国民健康保険と地方財政に関する研究』, 17-31 頁, (財) 財政経済協会。
- 湯田道生 (2010) 「国民健康保険における被保険者の最小効率規模」, 『医療経済研究』, Vol.21, No.3, 305-325 頁。

表 1 記述統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	Source
被保険者一人当たり支出(100万円)	0.319	0.056	0.172	1.024	[1]
平均余命					
0歳時点	82.114	0.755	79.400	84.550	[2]
45歳時点	38.572	0.636	36.150	41.000	[2]
65歳時点	20.879	0.533	18.050	23.950	[2]
要素価格					
事務職員一人当たり総務費(100万円)	10.195	6.450	0.047	63.753	[1]
医療機関当たり保険給付費(100万円)	61.774	25.171	2.475	257.731	[1], [3]
被保険者一人当たり保健事業費(100万円)	0.002	0.016	0.000	0.649	[1]
投入要素					
事務職員数	10.014	23.013	0.500	573.500	[1]
1000人当たり総医師数	0.002	0.002	0.000	0.063	[4], [5]
被保険者一人当たり保健事業費(100万円)	0.002	0.016	0.000	0.649	[1]
その他					
市ダミー	0.463	0.499	0.000	1.000	[1]
高齢化率	0.381	0.133	0.106	1.148	[1]
退職者割合	0.212	0.076	0.012	0.473	[1]
免除者割合	0.013	0.017	0.000	0.186	[1]
被保険者数(1000人)	21.117	50.426	0.128	918.201	[1]
調整交付金比率	0.084	0.041	0.000	0.369	[1]
都道府県交付金比率	0.034	0.007	0.014	0.134	[1]
市町村繰入金比率	0.084	0.031	0.023	0.361	[1]
市町村繰入金法定分割合	0.843	0.214	0.114	1.000	[1]
共同事業交付金比率	0.029	0.007	0.005	0.063	[1]
保険料収納率	0.920	0.039	0.719	1.000	[1]
1000人当たり医師数	1.451	1.703	0.000	30.004	[4], [5]
1000人当たり歯科医師数	0.555	0.864	0.000	33.044	[4], [5]
1000人当たり病床数	11.367	9.039	0.100	105.893	[4], [5]
観測値数			1702		

出典

- [1] 平成 17 年度 国民健康保険事業年報, 厚生労働省。
- [2] 平成 17 年度 市区町村別生命表, 厚生労働省。
- [3] 平成 17 年度 医療施設調査, 厚生労働省。
- [4] 平成 16・18 年 医師・歯科医師・薬剤師調査, 厚生労働省。
- [5] 平成 17 年度 国勢調査, 総務省。

表2 費用フロンティアの推定結果

モデル	[1]		[2]		[3]	
被説明変数	平均余命(0歳)		平均余命(45歳)		平均余命(65歳)	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
費用関数						
平均余命	2.139 ***	0.766	0.525	0.413	-0.316	0.263
事務職員一人当たり総務費	0.127 ***	0.009	0.128 ***	0.009	0.132 ***	0.009
医療機関当たり保険給付費	0.770 ***	0.010	0.768 ***	0.010	0.760 ***	0.010
被保険者一人当たり保健事業費	0.103 ***	0.007	0.104 ***	0.007	0.108 ***	0.007
市ダミー	0.099 ***	0.020	0.099 ***	0.020	0.097 ***	0.020
定数項	-14.475 ***	3.384	-6.956 ***	1.518	-3.301 ***	0.813
非効率率項						
高齢化率	0.277 ***	0.031	0.271 ***	0.031	0.380 ***	0.032
退職者割合	0.230 ***	0.023	0.238 ***	0.023	-0.378 ***	0.024
免除者割合	0.009	0.006	0.007	0.006	0.004	0.007
被保険者数	-0.565 ***	0.052	-0.571 ***	0.052	-0.511 ***	0.054
被保険者数(2乗)	0.030 ***	0.003	0.031 ***	0.003	0.027 ***	0.003
調整交付金比率	-0.063 ***	0.011	-0.067 ***	0.011	-0.063 ***	0.011
都道府県交付金比率	0.154 ***	0.044	0.153 ***	0.044	0.183 ***	0.046
市町村繰入金比率	-0.005	0.025	-0.007	0.025	0.020	0.026
市町村繰入金法定分割合	-0.079 ***	0.027	-0.078 ***	0.027	-0.053 *	0.028
共同事業交付金比率	0.039	0.032	0.036	0.032	0.105 ***	0.032
保険料収納率	-1.123 ***	0.214	-1.048 ***	0.216	-0.729 ***	0.220
医師密度	0.018 ***	0.005	0.019 ***	0.005	0.016 ***	0.005
歯科医師密度	0.074 ***	0.008	0.073 ***	0.008	0.074 ***	0.009
病床密度	0.004 ***	0.001	0.004 ***	0.001	0.005 ***	0.001
定数項	4.685 ***	0.301	4.692 ***	0.302	4.185 ***	0.311
ln(σ^2)	-2.822 ***	0.034	-2.819 ***	0.034	-2.760 ***	0.034
/ilgtgamma	26.107	758.821	28.512	643.139	18.364	256.518
σ^2	0.059	0.002	0.060	0.002	0.063	0.002
σ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Log likelihood	-12.305588		-15.387532		-66.457495	
Wald test	chi2(4) = 614.84***		chi2(4) = 17603.11***		chi2(4) = 16529.15***	

表3 生産フロンティアの推定結果

被説明変数: 平均余命	0歳時点		45歳時点		65歳時点	
	Coef/	SE	Coef/	SE	Coef/	SE
人口当たり医師数・歯科医師数	0.243	***	0.244	***	0.244	***
－事務職員数	0.010		0.010		0.010	
一人当たり保健事業費	0.501	***	0.501	***	0.501	***
－事務職員数	0.016		0.016		0.016	
市ダミー	-0.627	***	-0.627	***	-0.626	***
	0.025		0.025		0.025	
定数項	5.767	***	5.020	***	4.445	***
	0.195		0.195		0.194	
ln(σ^2v)	-2.197	***	-2.200	***	-2.205	***
	0.092		0.092		0.092	
ln(σ^2u)	-2.274	***	-2.270	***	-2.270	***
	0.269		0.268		0.266	
σ^2v	0.333		0.333		0.332	
	0.015		0.015		0.015	
σ^2u	0.321		0.321		0.321	
	0.043		0.043		0.043	
対数尤度	-789.943		-788.590		-785.435	
Wald test: $\chi^2(49)$	11146.890	***	11187.870	***	11257.740	***
LR test: $\sigma_u = 0: \chi^2(1)$	6.860	***	6.980	***	7.060	***

表4 技術非効率性と配分非効率性

A：記述統計量

モデル	平均	標準偏差	最小値	最大値
0歳時点				
CTE	2.205	0.150	1.411	2.556
CAE	1.661	1.119	1.000	25.812
CE	3.653	2.313	1.646	43.149
45歳時点				
CTE	2.205	0.150	1.411	2.556
CAE	1.662	1.119	1.000	25.748
CE	3.656	2.315	1.646	43.042
65歳時点				
CTE	2.205	0.150	1.411	2.556
CAE	1.663	1.119	1.000	25.757
CE	3.657	2.316	1.646	43.058

B：相関係数

0歳時点			
CTE	1.0000		
CAE	-0.0592	1.0000	
CE	0.0722	0.9818	1.0000
45歳時点			
CTE	1.0000		
CAE	-0.0588	1.0000	
CE	0.0726	0.9818	1.0000
65歳時点			
CTE	1.0000		
CAE	-0.0587	1.0000	
CE	0.0727	0.9818	1.0000

平成 23 年度 厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））
「社会保障給付の人的側面と社会保障財政の在り方に関する研究」
分担研究報告書

雇用保険の受給実態と雇用保険財政についての一考察

分担研究者 酒井正 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員

研究要旨

効果的な社会保障給付の在り方を考えるにあたっては、受給資格がないことによる未受給の問題と併せて、受給資格があるにもかかわらず受給していない者も多くいる可能性を考慮しなければならぬ。本研究では、日本の雇用保険制度を例に、失業手当の受給実態を調べ、雇用保険財政との関係を考察した。

A. 研究目的

公的医療保険や公的年金とは異なり、雇用保険の財政は、人口高齢化の影響を直接的には受けにくい。雇用保険には、失業者が少ない好景気の時期に積立金が積み増され、失業者が増える景気後退期にその積立金が取り崩されるという自動安定化機能が備わっているため、その財政状況に危惧する要因は見あたらないように思える。しかし、そのことは、必ずしも現状として失業者への支援が充分であるということを意味しない。本研究では、雇用保険の被保険者数の動向や失業手当の受給実態を把握することで、今後の雇用保険財政のあり方等について示唆を得ることを目的とする。

B. 研究方法

厚生労働省「雇用保険事業年報」等により、被保険者数や財政の傾向を確かめる。
(倫理面への配慮) 該当しない。

C. 研究結果

上記統計などにより確認した結果、以下のような事実が見出された。

雇用者に占める雇用保険の被保険者の割合は、産業によって大きく異なり、一般的には製造業よりもサービス業において低い。このことから、産業構成が変化すると、被保険者割合が低下することが予想されるが、サービス業の比重が大きくなって来ている現下でも、(産業計の)被保険者割合が傾向的に低下して来ている事実はない。

これは、雇用保険制度が短時間労働者などの非正規労働者へ被保険者範囲を拡大して来たことによると思われる。実際に、サービス業においては被保険者割合が上昇して来ている。

しかし、このように被保険者範囲の拡大を進めて来たにもかかわらず、受給面で見た捕捉率は低下傾向にある。非正規雇用への適用拡大はたしかに進んだが、失業期間

が長期化しているために給付期間を満了してしまう者が増えているからだ。このことは、被保険者として適用を拡大するだけでは失業者の支援として充分でない可能性を示唆する。

D. 考察 及び E. 結論

日本の失業率は、国際的に見て高いわけではなく、雇用保険財源に税が占める割合も決して高くはない。しかし、被保険者範囲の拡大を進めて来たにもかかわらず、受給面で見ると捕捉率が低下傾向にあるという事実は、被保険者範囲の拡大という方向だけでは失業者支援が充分でない可能性を示唆する。今後、拠出に基づかない給付を拡大する場合、雇用保険財政は今までとは違った様相を示すかもしれない。

また、本研究では必ずしも明らかにできなかったが、受給要件を満たしていても、失業時に失業手当を受給しない可能性もある。たとえば、失業手当の受給が社会的な恥辱感を伴うような場合である。今後はこのような未受給要因にも目を配る必要がある。相互作用効果 (peer effect) によって受給件数が抑えられている場合、受給者数はある時点から加速度的に増える可能性もあるからだ。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

- 1.論文発表 なし
- 2.学会発表 なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

- 1.特許取得 なし
- 2.実用新案登録 なし
- 3.その他 なし

雇用保険の受給実態と雇用保険財政についての一考察

酒井正

（国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部研究員）

1. はじめに

公的医療保険や公的年金とは異なり、雇用保険の財政は、人口高齢化の影響を直接的には受けにくい。失業者が少ない好景気の時期に積立金が積み増され、失業者が増える景気後退期にその積立金が取り崩されるため、基本的には、雇用保険財政には自動的に安定化する仕組みが備わっていると言える。実際、雇用保険の積立金残高は、近年の底であった 2002 年度の 4000 億円から、2010 年度には 5 兆 6 千億円までに回復している（表 1）。失業給付支出に占める国庫負担の割合は本来 4 分の 1 であるが、国全体の財政状況が厳しいため、2008 年度よりその割合は 13.75% に抑えられている。これだけを見ると、雇用保険財政に危惧する要因は見あたらないように思える。しかし、失業者への支援として給付が充分かという観点から考えた場合、雇用保険財政を巡る状況は決して予断を許すものではないと筆者は考える。以下で、日本の雇用保険制度の概要を説明するとともに、受給状況を詳しく見てみることにする。

表1 失業等給付の収支状況と雇用保険料率等の推移

（億円）

		1998年度	1999年度	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
失業等給付	収入	17,397	17,317	16,239	23,830	25,886	25,321	25,377
	うち保険料収入	12,929	12,335	12,164	18,251	19,211	20,242	20,435
	うち失業等給付に係る国庫負担金	3,078	4,012	3,354	4,884	6,417	4,494	4,267
	支出	27,018	27,806	26,660	27,275	26,820	21,321	17,416
	うち失業等給付費	25,762	26,550	25,138	26,007	25,292	19,618	14,672
	差引剰余	-9,621	-10,489	-10,421	-3,445	-934	4,000	7,962
	積立金残高	29,354	18,865	8,443	4,998	4,064	8,064	16,026
失業等給付保険料率(労使折半)	0.8%	→		1.2%	1.4%		→	
国庫負担率(基本手当)	14.00%	→		25.00%			→	
		2005年度	2006年度	2007年度	2008年度	2009年度	2010年度	
失業等給付	収入	28,978	28,764	22,214	22,896	20,508	20,467	
	うち保険料収入	23,856	24,528	19,402	19,664			
	うち失業等給付に係る国庫負担金	3,462	1,953	1,190	1,604			
	支出	16,972	15,261	14,917	15,907	22,481	18,221	
	うち失業等給付費	13,772	12,803	12,598	13,496			
	差引剰余	12,006	13,503	7,297	6,989	-1,973	2,246	
	積立金残高	28,032	41,535	48,832	55,821	53,870	55,746	
失業等給付保険料率(労使折半)	1.6%	→	1.2%	→	0.8%	1.2%		
国庫負担率(基本手当)		→	13.75%		→			

資料出所：国立国会図書館(2010)「労働保険特別会計の改革と雇用保険制度」ISSUE BRIEF NUMBER 674 及び厚生労働省(2012)「第84回労働政策審議会職業安定分科会雇用保険部会資料」より作成。

2. 雇用保険制度

日本の雇用保険には様々な給付が存在するが、失業時の給付として最も一般的なものは「基本手当」である。この「基本手当」は、企業に雇われて働いていた者が、一定の被保険者期間を満たしたうえで、失業した場合に受け取ることができる¹（以下では、「基本手当」を単に「失業手当」と表記する）。失業手当の給付額は、従前の所得のおよそ50～80%であり、従前の所得が低かった者ほど、この率が高くなるように設定されている。たとえば、30歳以上45歳未満の者の場合、離職前の賃金日額が2,330～4,650円であれば、80%の給付率が適用され、失業手当の1日当たりの額は1864～3720円となる。但し、1日当たりの失業手当の額には上限があり、30歳以上45歳未満では7170円が上限となる。失業時に失業手当を受給するためには、（離職の日以前の2年間のうち）最低12か月間、雇われていなければならない²。原則として、事業所に雇われている労働者は雇用保険の被保険者となるが、一週間の所定労働時間が20時間未満の者は被保険者にはなれない³。尚、失業手当の保険料は労使折半で負担されており、給与の1.0%（労働者0.5%、事業主0.5%）である。

また、失業した理由によって給付開始時期と給付期間が異なっている。倒産・解雇・雇止め等の非自発的な失業の場合には、すぐに給付を受けられるが、自己都合による離職から失業になった場合には、離職してから3か月の後に受給が開始する。給付期間は、倒産・解雇・雇止め等の理由から離職した場合には、それ以外の理由によって離職した場合よりも受給可能期間が平均的に長くなるよう設計されている。更に、被保険者期間が長いほど、年齢が高いほど、受給可能期間が長くなる構造となっている（表2）。

表2 失業手当(基本手当)の給付期間

離職理由	年齢	被保険者期間									
		1年未満		1年以上		5年以上		10年以上		20年以上	
		一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者	一般被保険者	短時間労働被保険者
倒産・解雇等による離職者	30歳未満	90日		90日	120日		180日		-		
	30歳以上35歳未満				180日		210日		-		
	35歳以上45歳未満						240日		270日		
	45歳以上60歳未満				180日		270日		330日		
	60歳以上65歳未満				150日		180日		210日		240日
倒産・解雇等による離職以外の離職者	30歳未満	90日		90日			120日		150日		
	30歳以上35歳未満						120日		150日		
	35歳以上45歳未満						120日		150日		
	45歳以上60歳未満						120日		150日		
	60歳以上65歳未満						120日		150日		

3. 被保険者数の推移

一定の労働時間や一定の被保険者期間を満たさないと失業手当を受け取ることができないという仕組みからは、産業構造が変化し、パートタイマーといった非正規雇用形態で働

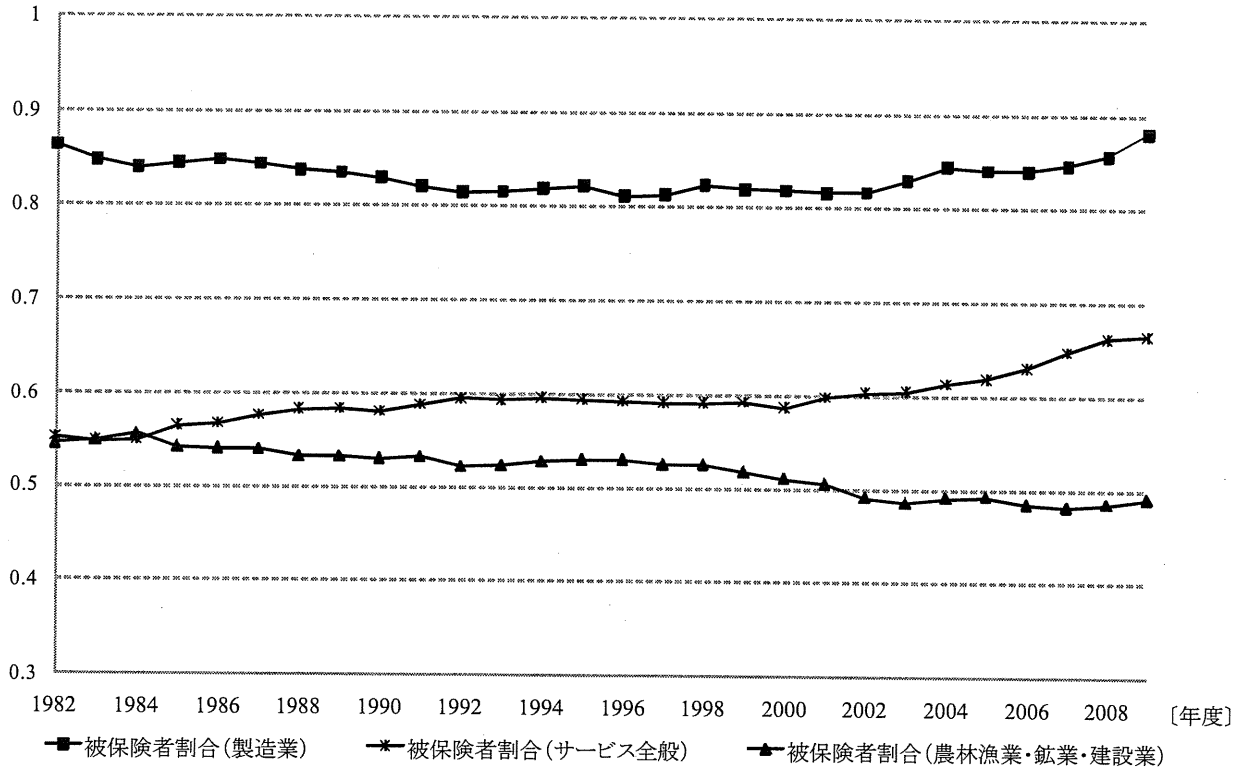
¹ 日本では、自営業者が失業しても失業手当をもらうことはできない。

² 倒産や解雇・雇止めなどにより離職した「特定受給資格者」については6か月。

³ 公務員や65歳以上で新たに雇われた者も被保険者とならない。

く者の割合が増えて来ると雇用保険にカバーされない者たちが増えて来ることが予想される。実際に、雇用者（＝雇われて働いている者）に占める雇用保険被保険者の割合（以下、被保険者割合）を産業別に見ると、製造業においてこの割合が高く、サービス業などでは低いことが見て取れる（図1）。

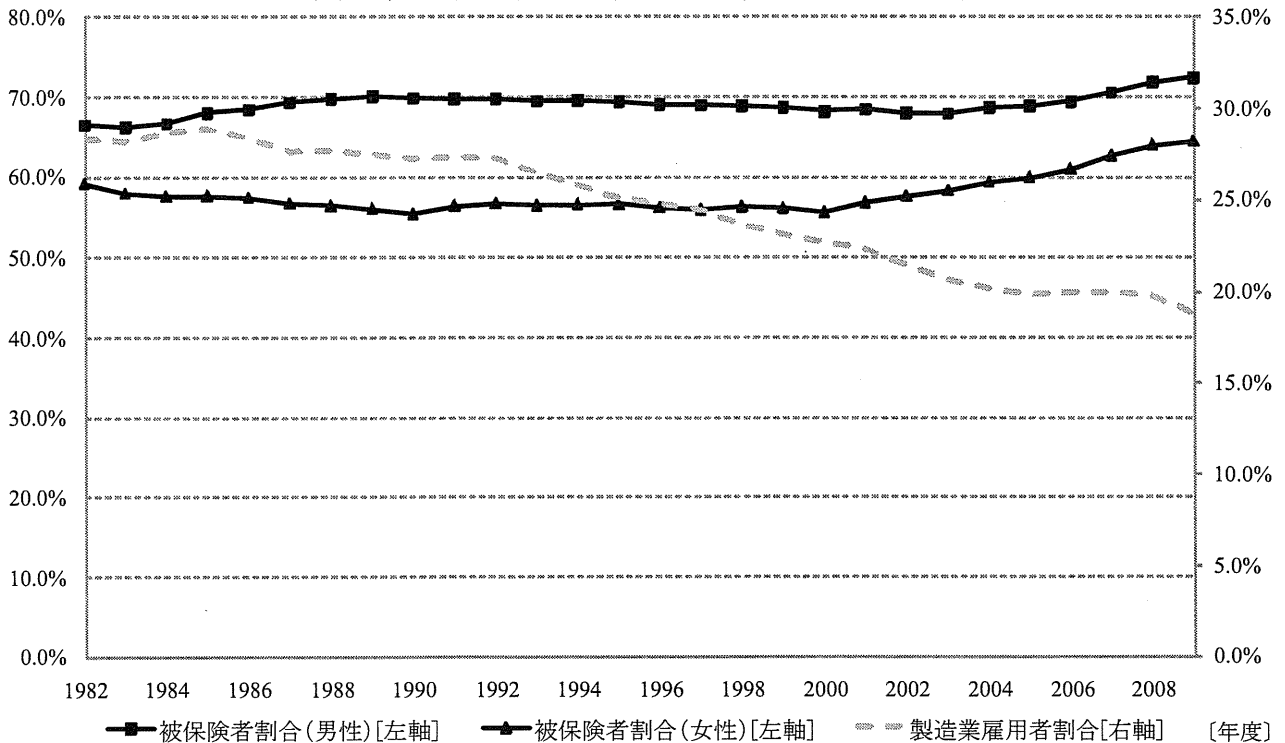
図1 産業別の被保険者割合の推移



資料出所：厚生労働省職業安定局雇用保険課「雇用保険事業年報」、総務省統計局「労働力調査」

製造業で働く者の割合は一貫して減って来ているので、全体では被保険者割合が低下するはずだ。しかし、そのような産業構造の変化にもかかわらず、被保険者割合は必ずしも低下して来ていない（図2）。これは、雇用保険が短時間労働者などの非正規労働者へ適用を拡大して来たことによると思われる。あらためて図1を見ると、サービス業では被保険者割合が大きく上昇しており、構成変化による被保険者割合の低下を相殺していたことが窺える。

図2 雇用者に占める雇用保険被保険者の割合



資料出所：厚生労働省職業安定局雇用保険課「雇用保険事業年報」，総務省統計局「労働力調査」

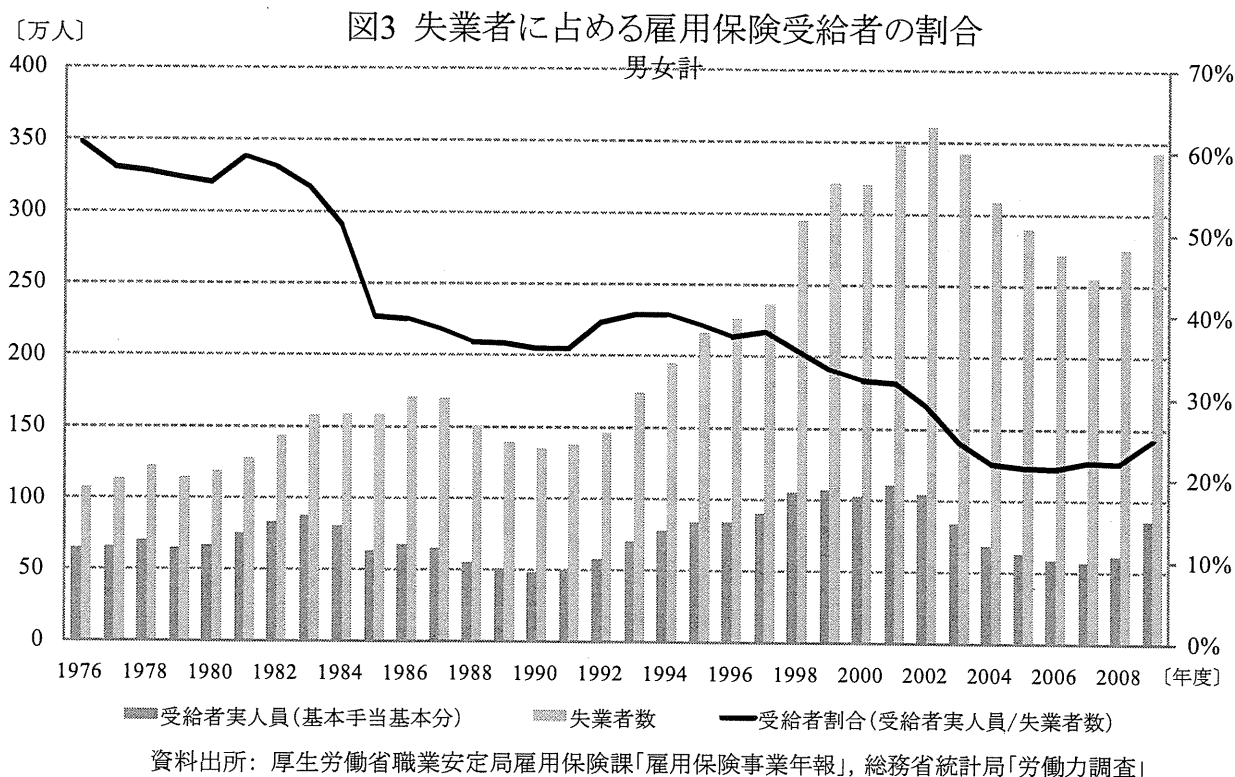
雇用保険の制度改正の歴史を振り返ると、濫給を抑止するための諸策が規定される一方で、適用に関しては、就業の多様化に伴って短時間労働者や雇用見込み期間が短い者へ適用範囲が拡大して来たという流れがある。「雇用保険法」は1975年4月に施行され、フルタイムの被用者に対しては全面適用されるようになった。1984年には、自己都合退職による給付制限期間がそれまでの1か月から3か月へと改められた。パートタイム労働者への適用拡大を巡っては、それが「家計の補助」であることが多いことを理由に反対する立場もあったが、1989年の改正で、一般労働者の所定労働時間の4分の3未満かつ2分の1以上の労働者も、「短時間労働被保険者」としてではあるが、適用されるようになった。2007年には、短時間労働被保険者という概念はなくなり、所定労働時間が一般労働者の2分の1以上であれば、1年以上雇用が見込まれることをもって雇用保険が適用されるようになった⁴。同時に、受給要件の被保険者期間が、それまでの6か月から12か月(=1年)となった。但し、特定受給資格者については6か月のままである。2009年には、特定受給資格者でなくても非正規労働者が雇い止めなどによって離職を余儀なくされた場合には、特定受給資格者と同様に扱い、被保険者期間が6か月以上あれば受給できるようになった。同時に、適用基準として、雇用が見込まれる期間を1年以上としていたのを「6か月以上」に改めた。これは、2008年のリーマン・ショックによって、派遣雇用といった非正規雇用からの失業

⁴ 給付期間については、既に2003年に一般被保険者と統一されていた。

者が大量に発生したことを受けて、非正規雇用へのセーフティ・ネットを手厚くする要請が生じたためである。2010年には更に、適用に要する雇用見込み期間は「1か月以上」へと改められた。

4. 失業者に占める失業手当受給者の割合

それでは、このような適用拡大は、人びとが失業時に失業手当を受給できる可能性を高めたのだろうか。図3は、失業者に占める失業手当受給者の割合(以下、受給者割合)の推移を見たものであるが、長期的な傾向としては低下して来ていると言える。昨今では、受給者割合は3割を切っている。



低下傾向の理由の一つとして考えられるのは、パートタイマー等の非正規雇用を典型とする短時間労働者に適用を拡大しても、受給要件が厳しいために失業時に受給に至らないということがある。また、短時間労働被保険者制度の時代には、パートタイム労働者からの失業者が失業手当を受給できたとしても、給付期間が短いために職が見つからないうちに給付期間を満了してしまっていたことが考えられる。たしかに、1989年の改正(短時間労働被保険者制度の創設)は、短時間労働者への適用拡大と引き替えに、厳しい要件と低い給付内容を規定するものであった(金井, 2010)。

酒井(2012)の分析によれば、受給者割合の低下は、主に、1) 非正規雇用からの失業者が増えていることと、2) 失業期間が長期化していることによるという。但し、1980年代半ばの大きな低下などは、安易な受給を抑制するための改正の成果と見なすことができる。

このように、被保険者の範囲は拡大されて来た反面、受給者割合は低下して来っており、

失業時の生活が十分に保障されているかという観点からは疑問の余地が残る。

5. 受給行動の相互作用効果の可能性

被保険者の割合は低下していないのに、失業手当の受給者割合が低下して来ているのは、受給要件を満たさないような非正規雇用からの失業者と、失業手当を満了してしまっている長期失業者が増えていることによると記した。だが、被保険者であり、受給要件を満たしていても、失業時に失業手当を受給しない理由は他にもあり得る。たとえば、そもそも失業手当を受給できることを知らないような場合が考えられる。また、受給できても、失業手当の受給が社会的に恥辱感を伴うものであれば、受給手続きをしないかもしれない。本稿では、このような受給要件を満たしながら受給しない者が増えている可能性についてはこれ以上分析しない。しかし、もし恥辱感のようなものによって受給者割合が抑えられているのならば、受給者数が増えて来ると、ある時点から加速度的に受給者割合が跳ね上がる可能性がある。受給者数が増えること自体が、恥辱感を薄めるからだ。

6. 結びにかえて

日本の失業率は、国際的に見ていまだ高い水準にあるわけではない。雇用保険財源に税が占める割合も決して高くはない。1989年以降には週20時間以上の労働時間があれば被保険者となったので、その意味では、早い時期から、年金や医療における被用者保険よりも適用範囲は広がった。しかしながら、被保険者範囲の拡大を進めて来たにもかかわらず、受給面で見ると捕捉率は低下傾向にある。非正規雇用への適用拡大はたしかに進んだが、失業期間が長期化しているために給付期間を満了してしまう者が増えているからだ。給付期間の延長は、失業期間自体をも延ばしてしまう可能性があるため注意が必要である。一方で、受給者割合を更に高めるには、拠出に基づく給付という原則を超えた仕組みが必要かもしれない。実際に、失業手当ではないが、2011年10月より開始された求職者支援制度は、雇用保険を受給できない失業者に対して職業訓練や就職支援を行うものであり、従来の雇用保険から漏れ落ちる者を捕捉する意味合いがある。これらの流れは、今後の雇用保険財政が今までとは異なった様相を示す可能性を示唆しているのかもしれない。

【参考文献】

- 金井郁, 2010, 「雇用保険制度における包括性－非正規労働者のセーフティネット」 駒村康平編『最低所得保障』岩波書店
- 酒井正, 2012, 「雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか」 *IPSS Discussion Paper Series No.2011-J02*

平成 23 年度 厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)）

「社会保障給付の人的側面と社会保障財政の在り方に関する研究」

分担研究報告書

社会保障財政分析のためのマイクロ・シミュレーション
(microsimulation)による日本の人口推計の検討

分担研究者 佐藤格 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部研究員

稲垣誠一 一橋大学経済研究所 教授

研究要旨

社会保障財政分析のためのマイクロ・シミュレーション(microsimulation)による日本の人口推計の検討については(佐藤格・稲垣誠一)、今後日本では少子高齢化がますます進み、とくに高齢期死亡率の改善により、人口ピラミッドはいびつな形になることが避けられないので、社会保障制度改革は不可欠であるが、個人のライフスタイルなども多様化していることから、今後の改革案について評価を行うにあたっては、個人属性を反映することのできるマイクロシミュレーションモデルを用いることがますます重要になると考えられる。本研究では、社会保障財政分析のためのマイクロ・シミュレーションの例として将来推計とマイクロシミュレーションモデルによる人口推計を比較して、ヨーロッパで普及しつつある Liam2 というマイクロシミュレーションモデルの有用性を示すとともに、マイクロシミュレーションモデルの日本での発展の可能性について考察する。

A. 研究目的

社会保障財政分析のためのマイクロ・シミュレーションの例として将来推計とマイクロシミュレーションモデルによる人口推計を比較して、ヨーロッパで普及しつつある Liam2 というマイクロシミュレーションモデルの有用性を示すとともに、マイクロシミュレーションモデルの日本での発展の可能性について考察する。

B. 研究方法

新しい人口推計(平成 24 年 1 月推計)をヨーロッパで普及しつつある Liam2 というマイクロシミュレーションモデルにより再現することを試みる。『日本の将来人口推計(平成 24 年 1 月推計)』はコーホート要因法を用いていることから、マイクロシミュレーションモデルを用いる本研究と『日本の将来人口推計(平成 24 年 1 月推計)』では手法が異なり、また用いているデ

ータにも一部差があるため、完全に一致させることは困難である。しかし出生や死亡などの主要なパラメータを揃えることにより、モデルがまったく異なるものであっても、かなり似た結果が得られることを示し、マイクロシミュレーションモデルの有用性を示す。

(倫理面への配慮) 本研究は公表されている公的統計を用いた実証分析であり、該当しない。

C. 研究結果

Liam2 を用いたシミュレーションにおいても、適切なパラメータを与えることにより、人口推計の値をかなりトレースできていることがわかる。なお、繰り返しになるが、国立社会保障・人口問題研究所(2012)のデータにおいては、105 歳以上の人口をすべてまとめて扱っている。実際に 105 歳以上で生存している個人の数それほど多くないものの、シミュレーションにおいては 105 歳以上での生存確率をゼロとおいている、すなわちすべての個人は 105 歳以上まで生存することがないと想定しているため、時期によってはこの部分での乖離が目立つことになる。

D. 考察 及び E. 結論

今後日本では少子高齢化がますます進み、人口が次第に減少していく。特に高齢期における死亡率の改善により、人口ピラミッドはかなりいびつな形になることが避けられない。したがって、基本的に若年層が高齢者層を支える構造になっている社会保障制度を維持するためには、制度の改革は不可欠である。しかし一方で、個人のライフスタイルなども多様化していることから、今後の改革案について評価を行うにあたっては、個人の属性を反映することのできるマイクロシミュレーションモデルを用いる

ことが重要である。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1.論文発表 なし

2.学会発表 なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得 なし

2.実用新案登録 なし

3.その他 なし

社会保障財政分析のためのマイクロシミュレーション (micro-simulation)による日本の人口推計の検討

佐藤格 (国立社会保障・人口問題研究所) *

稲垣誠一 (一橋大学経済研究所) #

1. はじめに

2012年1月、国立社会保障・人口問題研究所は『日本の将来人口推計 (平成24年1月推計)』を発表した (<http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/newest04/sh2401top.html>)。これは日本においてほぼ5年に一度ずつ発表されている公式の人口推計であり、今後50年間の人口について将来予測がなされている。これによれば、今後日本においては人口減少が進み、出生・死亡ともに中位としたケースにおいては、2048年に総人口が1億人を下回り、2060年には8674万人になると予測されている。さらに高齢化が進展し、2060年には、総人口のうち65歳以上の人口が占める割合は39.9%に達すると予測されている。なお、推計にあたってはコーホート要因法が用いられている。また推計のパターンとして、以前から出生については高位・中位・低位の想定をおかれているが、前回(2006年)推計より、死亡についても高位・中位・低位の想定をおき、合計で9種類のケースについて将来の値を公表している。

本稿では、人口推計とともに公表されているコーホート合計特殊出生率や年齢別将来生命表を用いて、Liam2によるマイクロシミュレーションを用いることにより、人口推計の再現を試みる。Liam2をはじめとするマイクロシミュレーションモデルを用いて人口推計を行うことのメリットとしては、次のような点が考えられる。第一に、各個人に対して個人識別番号や年齢、性などの情報だけでなく、その個人が所属している世帯やその個人の配偶者に関する情報をも付与できるため、適切な識別番号を付与すれば、世帯数の推計も同時に行うことができる。第二に、人口推計、あるいは世帯推計を出発点とした政策シミュレーションを行うにあたって、公表されている人口推計をベースラインとしつつも、人口変動についてさらに多くの想定を考慮しながら政策の効果を明らかにすることができる。本稿ではこうしたメリットを念頭に、まずは人口推計についてマイクロシミュレーションモデルにより再現することを試みる。

マイクロシミュレーションモデルはOrcutt(1957)により提唱されたものであり、税制や年金制度など社会政策の変更や個々人の行動が、個々人の所得や生活にどのような影響を与えるかミクロレベルで評価することを目的としたモデルである。日本でもマイクロシミュレーションを用いたモデルの開発が行われており、1980年代に青井他(1986)で報告されたINAHSIM (Integrated Analytical Model for Household Simulation) に用いたモデルを中心に、さまざまな分析がなされている。INAHSIMはFortranによ

* Itaru Sato (National Institute of Population and Social Security Research)]

Seiichi Inagaki, PhD (Institute of Economic Research, Hitotsubashi University)

り記述されるマイクロシミュレーションモデルであり、世帯推計を出発点として、政策シミュレーションのツールとして活用するために機能の強化が図られてきた。特に稼働所得や年金所得、身体状況、健康状態などが付与され、個々の家計の特性を取り入れた分析がなされてきている。しかし日本における世帯のマイクロシミュレーションは、ほぼこの INAHSIM を用いたものに限られているのが現状である¹。

このように、日本においては、INAHSIM が発展を遂げつつも、マイクロシミュレーションの手法を用いた研究はごく限られた研究者によってしかなされていない状況がある。したがって本稿では、簡単な例を用いながら、マイクロシミュレーションモデルを日本に適用した例を示すことで、Liam2 の有用性ととも、マイクロシミュレーションモデルの日本での発展の可能性についても示すことにしたい。

本稿では、新しい人口推計を Liam2 により再現することを試みる。既に述べた通り、『日本の将来人口推計 (平成 24 年 1 月推計)』はコーホート要因法を用いていることから、マイクロシミュレーションを用いる本稿と『日本の将来人口推計 (平成 24 年 1 月推計)』では手法が異なり、また用いているデータにも一部差があるため、完全に一致させることは困難である。しかし出生や死亡などの主要なパラメータを揃えることにより、モデルがまったく異なるものであっても、かなり似た結果が得られることを示す。さらにマイクロシミュレーションモデルの利点として、世帯構造も同時に示すことができるという点がある。日本においては世帯推計の発表が人口推計よりも遅く、現時点では最新の人口推計に基づいた世帯推計は公表されていない²。したがって本稿においては、比較可能な世帯推計が存在しないために、Liam2 によるマイクロシミュレーションモデルに基づく世帯推計の結果は示さないが、補論において世帯推計のシミュレーションの方法について記すことにする。

本稿の構成は以下の通りである。次の第 2 節では、シミュレーションに用いたデータの説明を行う。続いて第 3 節において、モデルの概要について説明する。第 4 節ではシミュレーションにより得られた結果について分析を行い、第 5 節で結果についての考察と今後の課題を述べてまとめとする。

2. データ

最初に、シミュレーションにおけるパラメータ作成に使用したデータについて説明する。まずは初期値人口であるが、国立社会保障・人口問題研究所(2012)の『日本の将来人口推計 (平成 24 年 1 月推計)』を用いた。これによれば、2010 年における日本の総人口は 128,057,352 人となっている。なお、すべての個人を分析対象とすることは現実的ではないため、本稿においては、実際の人口の 1000 分の 1 のモデルを構築している。すなわち経済には 0 歳から 105 歳までの個人が男女合計で 128,057 人存在していると想定する。また『日本の将来人口推計 (平成 24 年 1 月推計)』においては、105 歳以上の個人については集計された値しか存在しない。したがって、シミュレーションにあたっては、経済に存在する個人は最大でも 105 歳までしか生存しないものとする。以下ではこれらの経済に存在する個人が経験

¹ INAHSIM を用いたモデルの歴史については、稲垣(2010a)にて詳しく取り上げられている。

² 前述の通り人口推計については 2012 年 1 月に最新のものゝ発表されたものの、世帯数の将来推計については、いまだに 2008 年 3 月の推計が最新のものである。

する各種のライフイベントについて、どのようなデータを用いているのかということについて説明を行う。なお、本稿では国際人口移動は扱わず、出生と死亡に基づく人口の変動のみを扱うこととする。これは日本においては国際人口移動の絶対数も少なく、また毎年の動きも規則的なものでないため、モデル内での再現が困難と考えられることによる。また、各ライフイベントは、毎年1回発生するものとする。

まずは出生である。出生は、15歳から49歳までの女性について発生するイベントと想定する。すなわち、当該時点においてこの年齢階層に属する女性にのみ発生しうるイベントである。また出生が発生する確率として、『人口統計資料集』および『日本の将来人口推計(平成24年1月推計)』をもとに、15歳から49歳までの女性の年齢階級別出生率を求めた³。なお、2010年における年齢階級別の出生率と、2010年から2060年にかけてのコーホート合計特殊出生率のデータについては存在するものの、2011年からの各年における年齢階級別の出生率については、5年おきのデータしか存在しない。したがって、2011年から2060年の間においては各年齢における出生率の分布には変化がないと想定し、2011年から2060年にかけてのコーホート合計特殊出生率と2010年における年齢別の出生率の分布を用いて、将来の年齢階級別出生率を計算した。また男女の出生性比については、『日本の将来人口推計(平成24年1月推計)』同様に、直近5年間の平均値である105.5を想定し、期間中この値が不変であると仮定している。

次に死亡である。当然のことながら、死亡は全ての年齢の個人について発生するイベントである。また、既に指摘した通り、人口推計においては、105歳以上の個人については集計された値しか存在しない。したがって、このデータの制約上、すべての個人は最長でも105歳までしか生存しないと想定している。この制約のもと、死亡については『日本の将来人口推計(平成24年1月推計)』における男女年齢別将来生命表をパラメータとして用いている。

3. モデルの概要

本稿ではLiam2を用いた日本の人口・世帯のプロトタイプモデルとして、日本の人口構造を再現することを試みた。シミュレーションにあたっては、以下のような手順を踏むことになる。

まずは前述の通り、各個人の属性を決定する。特に初期時点においては、婚姻の状態や各種の識別番号について、既存のデータをもとに割り当てる必要がある。

シミュレーションにおいては、每期1歳ずつ加齢するとともに、与えられた確率のもとに、死亡・出生・結婚・離婚といったイベントが発生する。特に本稿では人口推計のトレースを目標にしているため、出生と死亡について、上記のデータを用いて計算を行うこととする。

個人は每期ある確率で死亡する。したがって、次の期に移行するにあたり、まずはその個人が生存しているか死亡しているかが問題となる。死亡というイベントが発生した際には、当該個人の識別番号が削除されるとともに、その個人が生前所属していた世帯は人員

³ 出生は15歳から49歳までの女性にのみ発生するイベントと想定している。

数を減少させることになる。また出生というイベントが発生した際には、新しく生まれた個人について、新たな識別番号が割り当てられる。また当然のことながら、生まれたばかりの子供が独立した世帯を形成することは考えられないため、世帯の識別番号はその子供の母親と同一の既存の番号が割り当てられ、当該世帯の人員数が増加することになる。

結婚が発生した場合には配偶者の識別番号が付与されるとともに、世帯の識別番号として当該個人の配偶者と一致するものが与えられる。離婚の場合には配偶者の識別番号を消去し、世帯の識別番号も別個のものが与えられる。

以上のように、1年間の間には、既に存在している個人であれば、死亡・結婚・離婚がそれぞれ与えられた確率で発生する。また每期ある確率で出生する個人が存在する。

これらの個人について、每期新たなパラメータを付与する。もちろん個人の識別番号については生涯にわたり不変であるが、加齢により年齢は必ず変化し、また場合によっては結婚や離婚などにより配偶者や世帯の識別番号が変化する。世帯の識別番号も每期定義されるため、世帯の識別番号を用いることにより、人口の将来予測と同時に世帯の将来予測を行うことも可能となっている。

4. シミュレーション結果

以上のような設定のもとで、2011年から2060年までの50年間にわたるシミュレーションを行った結果を見てみよう。まずは図1において人口の推移を示す。これは国立社会保障・人口問題研究所(2012)との比較であり、日本の人口構造の推移を示すとともに、今回のシミュレーションがどの程度人口推計をトレースすることができるのかということも示している。もちろん各年の結果が計算されているが、膨大なデータ量となるため、ここでは10年おきのデータを示している。

図1 日本の男女別総人口の推移 国立社会保障・人口問題研究所(2012)との比較

- 1-a 2020年 男性
- 1-b 2020年 女性
- 1-c 2030年 男性
- 1-d 2030年 女性
- 1-e 2040年 男性
- 1-f 2040年 女性
- 1-g 2050年 男性
- 1-h 2050年 女性
- 1-i 2060年 男性
- 1-j 2060年 女性

本稿のモデルでは国際人口移動などを考慮していないため、多少のずれが生じるのは避けられないが、Liam2を用いたシミュレーションにおいても、適切なパラメータを与えることにより、人口推計の値をかなりトレースできていることがわかる。なお、繰り返しになるが、国立社会保障・人口問題研究所(2012)のデータにおいては、105歳以上の人口をす