

が大きいと人口増加の慣性が大きく減少開始まで時間がかかるが、その効果は次第に小さくなる。 c がおおむね-0.7 以上であれば、モデルの有効期間内に人口減少が始まる。 $0 \leq c$ であれば人口減少開始まで 20~50 年程度で、このモデルでは日本（55 年）やシンガポール（80 年）に比べ早めに人口減少が始まってしまう。このモデルでは出生力が突然置換水準以下の特定の値に低下し、以後一定の値にとどまると仮定している。しかし現実には合計出生率は連続的に変化を続けるので、置換水準到達時点をモデルの $t=0$ に対応させるのは無理がある。

7. 年齢階級別人口の転換点

ここでは一般式ではなく $\omega=B=100$, $\alpha=15$, $\beta=65$ の場合を扱う。年少人口（この場合 15 歳未満）の減少開始時点を τ_c とすると、

$$\tau_c = -\frac{1}{3r_0} + \frac{\sqrt{(1+c)(1+c+8325r_0^2)}}{3r_0(1+c)}, \quad \tau_c < 15, \quad (6-1)$$

$$\tau_c = \frac{50+3.75c}{1+c} - \frac{1}{2r_0}, \quad 15 \leq \tau_c. \quad (6-2)$$

人口増加の慣性が小さければ 15 歳未満人口は 15 年未満で減少を開始し(6-1)式が、さもなければ(6-2)式が当てはまることになる。(6-1)式が当てはまるための条件は、

$$\frac{140r_0 - 2}{45r_0 + 2} < c. \quad (6-3)$$

$r_0 = 0.01$ なら $-0.24 < c$ 、 $r_0 = 0.02$ なら $0.28 < c$ 、 $r_0 = 0.03$ なら $0.66 < c$ などとなる。つまり出生力転換前の増加率が高ければ、それを 15 年以内に打ち消すために大きな出生力低下が必要になる。

生産年齢人口に出生力低下の影響が及ぶのは 15 年目以降だから、それ以前に減少を開始する可能性はない。減少開始時点 τ_w が 15~65 年の間にあると仮定すると、 τ_w は二次方程式 $3r_0(1+c)t^2 - 2(1+c)(30r_0 - 1)t - 30(1+c) - 75r_0(77-3c) = 0$ の大きい方の根である。

$$\tau_w = \frac{30r_0 - 1}{3r_0} + \frac{\sqrt{(900r_0^2 + 30r_0 + 1)(1+c)^2 + 225r_0^2(77-3c)(1+c)}}{3r_0(1+c)}. \quad (6-4)$$

$\tau_w < 65$ となる条件は、

$$-\frac{1+30r_0}{1+90r_0} < c. \quad (6-5)$$

$r_0 = 0.01$ なら $-0.68 < c$ 、 $r_0 = 0.05$ でも $-0.45 < c$ となり、 $0 \leq c$ なら確実に 65 年以内に生産年齢人口の減少が始まることになる。 τ_C 、 τ_W とも図 11 に示した τ_T と似た形状をしており、 c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長くなる。

8. 転換点間の関係

図12. 15-64歳人口減少から総人口減少まで

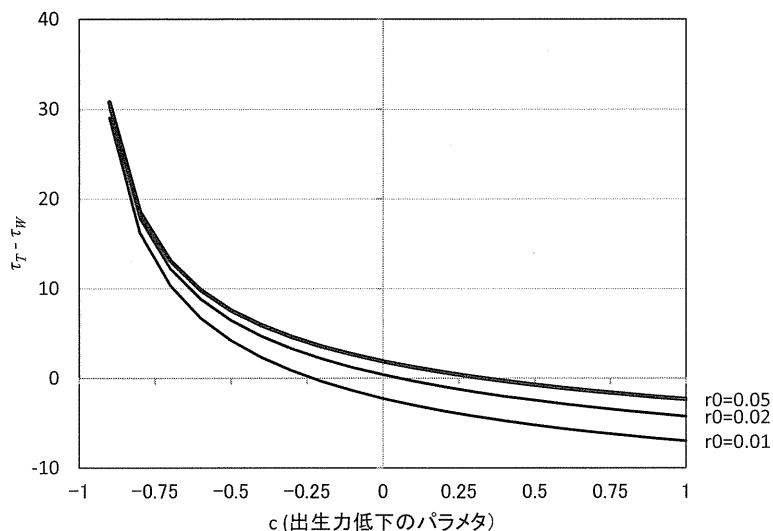


図13. 人口ボーナス終了から人口減少開始まで

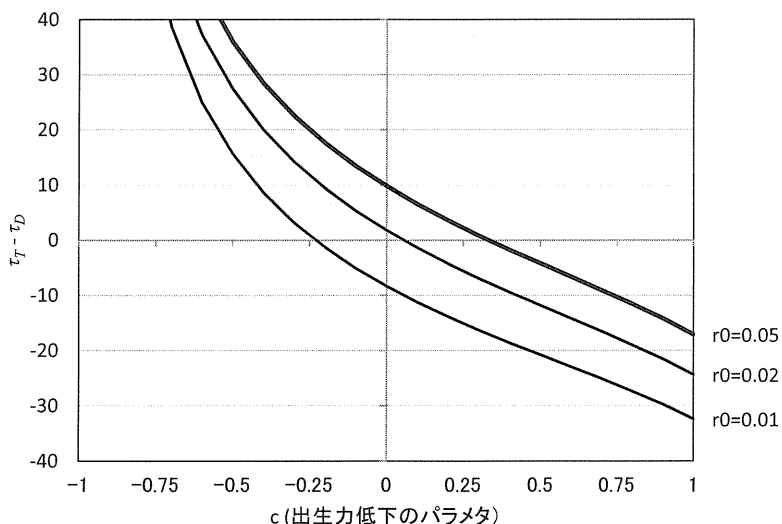


表 1 で見たように、日本では 1990 年代後半に 15～64 歳人口が減り始め、10～15 年後に総人口が長期減少趨勢に入った。UNPD(2013)の予測では、15～64 歳人口の減少開始から総人口の減少開始まで、台湾で 10 年、中国で 15 年、韓国で 20 年、シンガポールで 35 年などとされる。

図 12 は線型モデルにおける 15～64 歳人口減少から総人口減少までの期間だが、 c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長い。このモデルでは $0 < c$ だと生産年齢人口より先に総人口が減少し始めるのが普通だが、年少人口の減少が急激であれば実際にそのような事態が起きるかも知れない。

表 1 によると、日本における人口学的ボーナスの終了は、人口減少開始に 15～20 年先立つ 1990 年代前半だった。UNPD の予測では、人口学的ボーナス終了から人口減少開始まで、台

湾は 10 年しかなく、韓国・中国は 20 年、シンガポールは 45 年とされる。

図 13 をみると、ボーナス終了から人口減少までの期間は、やはり c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長い。また $0 < c$ だと人口減少がボーナス終了に先行するのが普通で、これも図 12 と同じである。ただし c の影響は図 12 より大きい。これは出生力低下が急激だと、生産年齢人口と総人口の減少開始は早まるが、人口ボーナスの終了は遅れるためである。

また初期増加率が大きいと生産年齢人口と総人口の減少開始は遅れるが、人口ボーナスの終了は r_0 に影響されない。このため r_0 の影響も、図 12 より図 13 の方が大きい。

IV. 低出生力国の高齢化

1. 低出生力国

ここでは UNPD(2013)において、2005～10 年の合計出生率が 2.1 未満で、かつ 2010 年の人口が 100 万人以上である 64 カ国を「低出生力国」と定義し、出生力低下と人口高齢化の関連を分析する。表 2 の 64 カ国は、東アジア (6 カ国)、東南アジア (5 カ国)、東ヨーロッパ (12 カ国)、北ヨーロッパ (9 カ国)、南ヨーロッパ (9 カ国)、西ヨーロッパ (6 カ国)、北アメリカ (2 カ国)、ラテンアメリカ・カリブ海 (6 カ国)、その他 (9 カ国) の順に並べた。2005～10 年の合計出生率が低いのは、香港(1.026)、ボスニア・ヘルツェゴビナ(1.223)、韓国(1.228)、シンガポール(1.257)、台湾(1.261)の順で、5 カ国中 4 カ国を東アジアが占める。日本(1.339)は、スロバキア(1.31)、ハンガリー(1.329)、ポーランド(1.335)、ルーマニア(1.335)に次いで 10 番目に低い。

表2. 低出生力国における出生力低下

#. 国名	TFR最大値(年次)	TFR最小値(年次)	低下速度	#. 国名	TFR最大値(年次)	TFR最小値(年次)	低下速度
1. 日本	2.999 (1950-55)	1.298 (2000-05)	0.034	33. ポルトガル	3.187 (1960-65)	1.318 (2010-15)	0.037
2. 韓国	6.332 (1955-60)	1.219 (2000-05)	0.114	34. イタリア	2.515 (1965-70)	1.215 (1995-00)	0.043
3. 台湾	6.060 (1955-60)	1.209 (2015-20)	0.081	35. スペイン	2.850 (1970-75)	1.190 (1995-00)	0.066
4. 中国	6.112 (1960-65)	1.550 (2000-05)	0.114	36. セルビア	3.220 (1950-55)	1.369 (2010-15)	0.031
5. 香港	5.310 (1960-65)	0.870 (1995-00)	0.127	37. クロアチア	2.760 (1950-55)	1.362 (2000-05)	0.028
6. 北朝鮮	5.117 (1955-60)	1.836 (2045-50)	0.036	38. スロベニア	2.582 (1950-55)	1.226 (2000-05)	0.027
7. シンガポール	6.610 (1950-55)	1.257 (2005-10)	0.097	39. ギリシア	2.380 (1965-70)	1.281 (2000-05)	0.031
8. タイ	6.138 (1950-55)	1.364 (2015-20)	0.073	40. マケドニア	4.011 (1950-55)	1.428 (2015-20)	0.040
9. ベトナム	6.465 (1965-70)	1.607 (2025-30)	0.081	41. アルバニア	6.378 (1955-60)	1.740 (2035-40)	0.058
10. ミャンマー	6.100 (1960-65)	1.701 (2040-45)	0.055	42. ドイツ	2.474 (1960-65)	1.301 (1990-95)	0.039
11. マレーシア	6.230 (1955-60)	1.756 (2045-50)	0.050	43. オーストリア	2.778 (1960-65)	1.380 (2000-05)	0.035
12. ボスニア・ヘルツェゴビナ	4.820 (1950-55)	1.223 (2005-10)	0.065	44. スイス	2.597 (1960-65)	1.408 (2000-05)	0.030
13. スロバキア	3.502 (1950-55)	1.220 (2000-05)	0.046	45. オランダ	3.166 (1960-65)	1.515 (1980-85)	0.083
14. ハンガリー	2.686 (1950-55)	1.295 (2000-05)	0.028	46. ベルギー	2.647 (1960-65)	1.558 (1985-90)	0.044
15. ポーランド	3.620 (1950-55)	1.266 (2000-05)	0.047	47. フランス	2.832 (1960-65)	1.715 (1990-95)	0.037
16. ルーマニア	3.030 (1965-70)	1.280 (2000-05)	0.050	48. カナダ	3.882 (1955-60)	1.516 (2000-05)	0.053
17. ウクライナ	2.810 (1950-55)	1.153 (2000-05)	0.033	49. 米国	3.675 (1955-60)	1.772 (1975-80)	0.095
18. ベラルーシ	2.730 (1955-60)	1.235 (2000-05)	0.033	50. キューバ	4.681 (1960-65)	1.453 (2015-20)	0.059
19. ブルガリア	2.526 (1950-55)	1.201 (1995-00)	0.029	51. プエルトリコ	4.970 (1950-55)	1.613 (2015-20)	0.052
20. チェコ	2.678 (1950-55)	1.177 (1995-00)	0.033	52. トリニダード・トバゴ	5.300 (1950-55)	1.750 (2000-05)	0.071
21. ロシア	2.850 (1950-55)	1.247 (1995-00)	0.036	53. ブラジル	6.151 (1950-55)	1.683 (2030-35)	0.056
22. モルドバ	3.500 (1950-55)	1.456 (2010-15)	0.034	54. チリ	5.486 (1955-60)	1.770 (2025-30)	0.053
23. グルジア	3.000 (1950-55)	1.580 (2000-05)	0.028	55. コスタリカ	7.225 (1960-65)	1.672 (2025-30)	0.085
24. リトアニア	2.710 (1950-55)	1.278 (2000-05)	0.029	56. 豪州	3.406 (1955-60)	1.753 (2000-05)	0.037
25. ラトビア	2.131 (1985-90)	1.172 (1995-00)	0.096	57. キプロス	3.705 (1950-55)	1.463 (2010-15)	0.037
26. エストニア	2.199 (1985-90)	1.331 (1995-00)	0.087	58. レバノン	5.740 (1950-55)	1.478 (2015-20)	0.066
27. フィンランド	2.997 (1950-55)	1.623 (1970-75)	0.069	59. モーリシャス	6.195 (1960-65)	1.497 (2015-20)	0.085
28. デンマーク	2.582 (1960-65)	1.427 (1980-85)	0.058	60. アルメニア	4.494 (1950-55)	1.721 (2000-05)	0.055
29. 英国	2.810 (1960-65)	1.655 (2000-05)	0.029	61. イラン	6.909 (1950-55)	1.830 (2040-45)	0.056
30. スウェーデン	2.310 (1960-65)	1.559 (1995-00)	0.021	62. アラブ首長国連邦	6.970 (1950-55)	1.603 (2030-35)	0.067
31. ノルウェー	2.898 (1960-65)	1.687 (1980-85)	0.061	63. アゼルバイジャン	5.637 (1960-65)	1.766 (2040-45)	0.048
32. アイルランド	4.065 (1960-65)	1.905 (1990-95)	0.072	64. チュニジア	7.140 (1960-65)	1.749 (2035-40)	0.072

UNDP (2013) による

表 2 の低下速度は、合計出生率の最大値と最小値の差を、それぞれを記録した年次の差で割ったものである。合計出生率は長期的に低下趨勢にあるため、64 カ国全てで最小値は最大値より後に現れる。低下速度が大きいのは、香港(0.127)、中国(0.114)、韓国(0.114)、シンガポール(0.097)、ラトビア(0.096)の順で、やはり東アジアの出生力低下が急激なことを示している。米国(0.095)が 1955～75 年の低下によって第 6 位に入っている。台湾(0.081)

は、エストニア(0.087)、コスタリカ(0.085)、モーリシャス(0.085)、オランダ(0.083)、ベトナム(0.081)に次いで第12位である。日本(0.034)は64カ国中50位で、出生力低下が緩慢な方である。仮に人口動態統計のデータを用いて、1947年の4.54から2005年の1.26まで低下したとすると、低下速度は $(4.56-1.26)/58 = 0.0566$ となり、64カ国中25位に相当する。しかし他の東アジア諸国より緩慢だったという事実には変わりはない。

2. 人口高齢化の速度

図14. 出生力低下と65歳以上割合の上昇

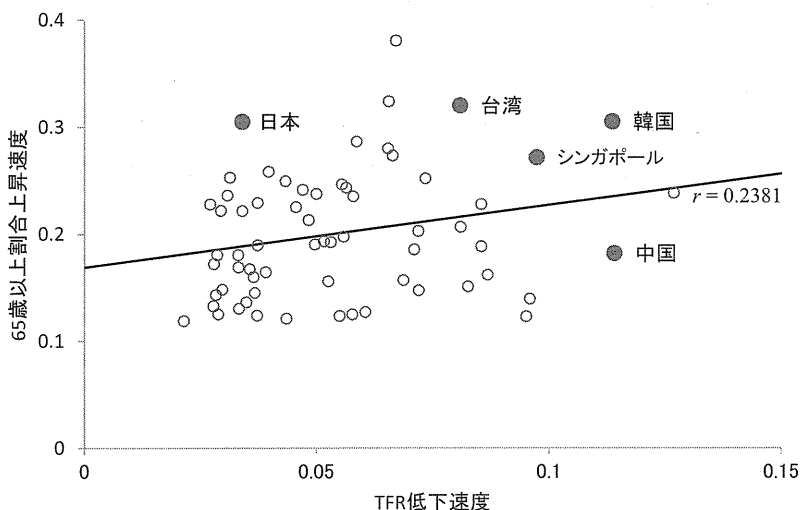
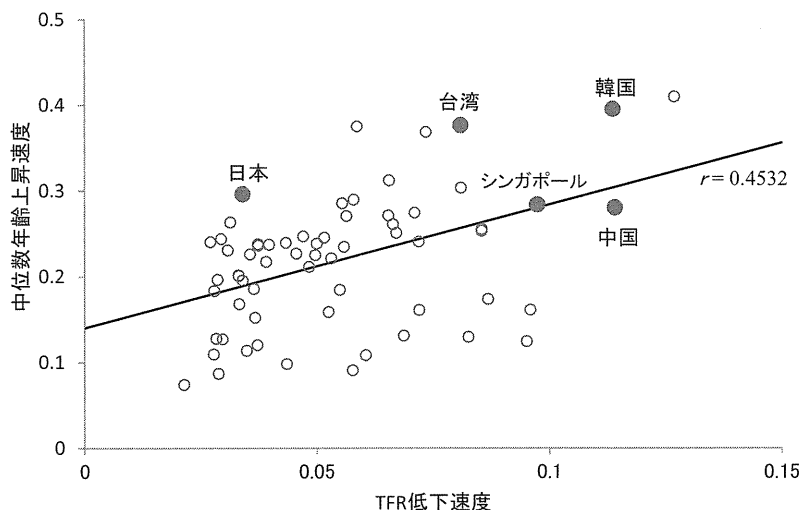


図15. 出生力低下と中位数年齢の上昇



線型モデルでは出生力低下のパラメタ c が大きいほど、老年人口割合も中位数年齢も速く上昇することが示された。そこで65歳以上割合と中位数年齢についても最大値と最小値を探し、その差を期間の長さで割ることで上昇速度を求めた。

図14の65歳以上割合の上昇速度は、1年当たりのパーセントポイントを表す。相関係数は0.2381で、出生力低下速度が速いと65歳以上割合の上昇も速い傾向があるが、それほど決定的な影響ではない。65歳以上割合の上昇に対しては、他にも出生力の回復パターンや死亡率の変化、国際人口移動の水準等も影響を与える。図2で韓国・台湾の65歳以上割合が日本を追い抜くのは、出生力低下が日本より急激だったためと考えられる。一方で中国の出生力低下が日本より急激だったのに65歳以上割合が日本に及ばないのは、既

に述べたように死亡率の影響と考えられる。シンガポールについては、国際人口移動の影響が大きい。

図15の中位数年齢の上昇速度は1年当たりの年齢増分で、64カ国の平均では1年に0.22歳上昇する。相関係数は0.4532で、65歳以上割合よりも出生力低下との関連が強い。日

本・韓国・台湾は傾向線よりかなり上にあり、出生力の低下速度以外に高齢化を促進する要因があることを示唆している。2100年の平均寿命をみると、韓国(95.454)が1位、香港(94.934)が2位、日本(94.191)が3位、シンガポール(94.039)が4位と仮定されており、東アジアが上位を占める。台湾(90.262)は64カ国中25位、中国(85.348)は47位と仮定される。日本と韓国の高齢化の速度が顕著に速いのは、死亡力が低いことによるのだろう。台湾は死亡力に加え、合計出生率の回復速度が遅く設定されていることが高齢化を加速していると思われる。たとえば2020～25年の合計出生率の仮定値をみると、日本(1.536)と韓国(1.458)に比べ台湾(1.278)は低く設定されて、その後ゆっくりと日韓に追いつくというシナリオになっている。

3. 人口学的ボーナス

線型モデルでは、出生力低下のパラメタ c が大きいほど、従属人口指数は低い水準まで低下し、上昇開始までの期間も短いことが示された。図16で出生力低下速度と従属人口指数の最小値の関係をみると、両者の相関係数は-0.3359で、出生力低下が急激なほど従属人口指数が低い値まで下がる傾向が確認される。したがって出生力低下が急激だった日本以外の東アジアで、日本より低い従属人口指数が予測されているのは不可解ではない。はずれ値であるアラブ首長国連邦は、2030年に16.1%という極端に低い値が予測されているが、ここではその原因に立ち入らない。

従属人口指数は上下動を伴いながら低下するので、人口学的ボーナスの開始時期を特定するのは難しい。たとえば日本の従属人口指数の最小値は43.4%(1990年)だが、それに至るまで

図16. 出生力低下と従属人口指数

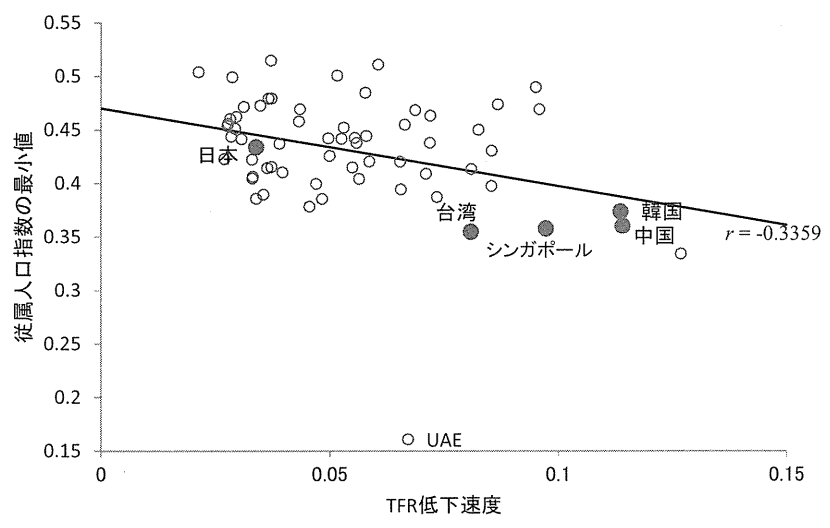
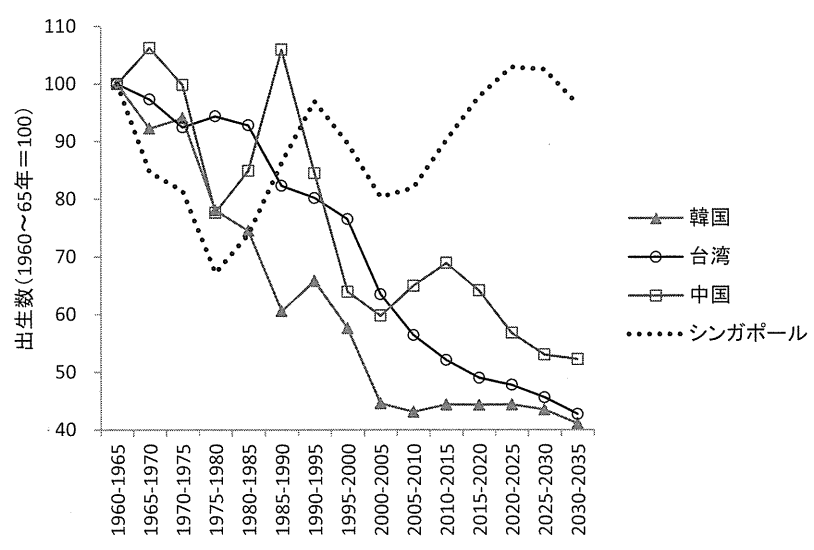


図17. 5年期間別出生数



47.5%(1975年)、48.4%

(1980年)、46.7%(1985年)と推移した。仮に「最小値より前に2期連続低下」を条件とすると、日本の人口学的ボーナスは1980年に開始したことになってしまう。ここでは「最小値より前で3期連続低下」を開始の条件とした。この場合、日本のボーナス開始は1950年で、前述のように40年間続いたことになる。

英国、スウェーデン、ノルウェー、ベルギーの4カ国は1950年が従属人口指数の最小値で、それ以前の動向が分からないので、人口学的ボーナスの持続期間は不詳となる。日本以外で1950年を開始時点としたのはラトビア(1950~2005年)、エストニア(1950~2005年)、キューバ(1950~2015年)だが、いずれも過小評価の可能性は低いと思われる。60カ国について、合計出生率の低下速度と人口学的ボーナス持続期間の相関係数は0.2035で、出生力低下が急激だと長い傾向がある。しかし60カ国の平均44.5年に対し、中国とシンガポールの45年は、出生力低下が急激なわりには短いと言える。

図17は1960~65年を100とする5年期間別出生数の推移だが、比較的単調に減少する韓国・台湾に対し、シンガポールはほとんど減少趨勢を示さない。これは国際人口移動による、再生産年齢女子の増加によると思われる。中国の場合、1980年代後半出生コホートが再生産に参加することにより、2010~15年を中心とする小さなベビーブームが予測されている。このため2010年を底に年少従属指数=0~4歳人口/15~64歳人口が上昇に転じ、これが従属人口指数=年少従属指数+老年従属指数を上昇させる。日本でも1970年代前半のベビーブームで従属人口指数が一時的に上昇したが、その後再び低下した。ところが中国の場合、ベビーブームによる上昇がそのまま老年従属指数の上昇による従属人口指数の上昇につながってしまい、人口学的ボーナスが終わることになる。

4. 人口減少

表3では人口学的ボーナスを含め、転換点までの長さとして出生力低下速度との相関をまとめた。置換水準への到達は純再生産率が3期連続で1.0を下回った期間の期首、人口減少は3期連続で減少した期間の期首とした。

表3. 転換点までの長さとして出生力低下との相関

期間	平均	国数	期間の長さ(年)別国数												TFR低下速度との相関
			<10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60<		
人口学的ボーナス持続	44.5	60	0	3	2	3	3	2	5	14	15	8	5	0.2035	
置換水準~自然減少	39.1	55	2	3	2	9	4	5	8	7	6	3	6	0.2161	
置換水準~総人口減少	42.2	54	5	2	3	6	4	5	5	6	4	4	10	0.1750	
置換水準~生産年齢減少	41.3	63	4	3	6	5	10	9	11	4	2	0	9	0.0153	

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど人口減少の開始は早いことが示唆された。しかし表3では、出生力低下と人口減少までの期間はむしろ正相関している。これは置換水準到達時点の定義に問題があり、1950年以前に低い出生率を示し、その後戦後ベビーブームを経験したヨーロッパ諸国の置換水準到達が1950年以後に設定されたため、人口減少開始までの期間が異常に短くなっている。たとえば自然減少開始まで10年以下なのはドイツとモルドバ共和国、15年はベラルーシとセルビアとイタリア、20年はハンガリー

とリトアニアで、1950年以前の低出生力の影響が考えられる。

東アジアだけで見た場合、日本の置換水準から減少開始までの期間（50～55年）は、平均より長い。これには出生力低下が緩慢だったことに加え、死亡力がいち早く、きわめて低い水準まで低下したことも影響しているだろう。台湾・中国の人口減少開始までの期間（40年）は、出生力低下が急激だったため日本より短い。しかし韓国（50年）は、出生力低下が急激だったわりには人口減少開始が遅いといえる。UNPD(2013)では韓国の合計出生率が1.219（2005～10年）から1.516（2025～30年）に急速に回復すると仮定されており、このため人口減少の開始が中国・台湾より遅い2035～40年まで引き延ばされている。しかし2030年の合計出生率を1.41と仮定した韓国統計庁の中位推計では、2030～35年の期間に人口減少が始まるとされる(통계청 2011)。出生率の回復がさらに遅れば、人口減少の開始はさらに早まるだろう。

置換水準到達から生産年齢人口減少までの期間は、出生力低下との関連が弱い。これは労働力の入国超過が多い国では、生産年齢人口がなかなか減らないためと考えられる。実際、置換水準到達から15～64歳人口減少までの期間が特に長い国をみると、米国（120年）、デンマーク（115年）、ノルウェー（110年）、カナダ（110年）、豪州（110年）、スイス（100年）、フランス（105年）、英国（100年）など欧米先進国が並んでいる。またスウェーデンは、2100年までの間に3期連続で15～64歳人口が減ることがない。

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど生産年齢人口の減少開始から総人口の減少開始までの時間が短く、場合によっては総人口の方が先に減り始めることが示唆された。東アジアでは台湾（10年）、日本・中国（15年）、韓国（20年）、シンガポール（35年）の順に並んでおり、出生力低下速度と対応していない。シンガポールでは国際人口移動が生産年齢人口を増やす以上に年少人口を増やし、総人口の減少開始を相対的に遅らせると解釈できる。

東アジア以外では、生産年齢人口が総人口より先に減少を開始する国が旧共産圏を中心に8カ国（ボスニア・ヘルツェゴビナ、ハンガリー、ルーマニア、ベラルーシ、ロシア、モルドバ、キューバ、アルメニア）ある。しかし急激な出生力低下よりは、生産年齢人口の出国超過が、生産年齢人口の減少開始を早める原因と考えられる。

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど人口学的ボーナス終了から総人口減少開始までの期間が短く、場合によっては総人口の減少が先行することが示唆された。東アジアでは台湾（10年）、日本・韓国・中国（20年）、シンガポール（45年）の順に並んでおり、やはり出生力低下速度と対応していない。人口減少の開始時期は日本以外はすべて将来予測で、台湾の2025～30年、中国の2030～35年、韓国の2035～40年という結果は合計出生率の仮定値に依存している。本当に韓国・中国の期間が日本より短くなるのか、まだ確定していない。

人口学的ボーナスが終了する前に総人口が減少し始める国は15カ国あり、やはり旧共産圏が中心である。うち11カ国では、2010年以前に既に人口減少が始まっている。低出生力に加え、家族単位での出国や死亡率の高さも、これらの国の人口減少の開始時期を早めたと考えられる。

V. 結語

線型モデルでは出生力低下が急激であるほど、人口高齢化も急速に進み、人口学的ボーナスの期間は長く、従属人口指数はより低い水準まで低下し、人口減少までの時間は短いことが示唆された。人口減少開始を除いて、これらは 2005～10 年までに置換水準に達した 64 カ国のデータから確認された。ただし出生率の回復過程、死亡率、国際人口移動や初期人口の構造も影響しており、出生力低下速度がすべてではない。それでも出生力低下は人口高齢化の第一要因であり、最初に考慮すべきである。

日本より急激な出生力低下を経験した韓国・台湾が、日本より急激な高齢化を経験し、人口学的ボーナスの期間が長く、従属人口指数がより低い水準まで低下するのは、モデルが示唆するとおりだった。韓国の置換水準から人口減少開始までの時間は、日本と同程度とされるが、これは急速な出生率回復の仮定に依存している。中国は死亡率が日本より高いことにより、高齢化の速度は日本より緩慢である。また人口減少の開始時期が早いことと従属人口指数の最小値が日本より低いことはモデルのとおりだが、初期人口の構造のため人口学的ボーナスの持続期間は短い。シンガポールは国際人口移動の影響が大きく、出生力低下の影響が攪乱されている。

中国は韓国・台湾に較べ高度経済成長期は 20 年ほど遅れたが、出生抑制策の採択は 10～15 年ほどの遅れで、置換水準への到達は 5 年程度の遅れしかない（表 1）。これに初期人口の影響が加わり、韓国・台湾と同時かむしろ早めに人口学的ボーナスが終わってしまう。経済成長の成果を十分に積み上げる前に老化が始まってしまう「未富先老」を憂える論調は、中国のメディアによく見られる。また蔡昉（社会科学院人口研究所）、李軍（社会科学院数量経済・技術経済研究所）、馬建堂（中国国家统计局）らが、高齢化と従属人口指数の上昇が中国経済に与える悪影響を警告する論説を寄せている。一方で馬力（國務院参事官）、樊綱（国民経済研究所）、莫荣（人力資源社会保障部労働科学研究所）、陳衛（人民大学）、厲以寧（北京大学）らは中国経済に対する楽観論を主張し、イデオロギー論争の観を呈している。

論争は人口高齢化時代を迎え、一人っ子政策を緩和すべきか否かにも及んでいる。文筆家の何亜福をはじめ、胡鞍鋼（清華大学）、楊支柱（中国青年政治学院）、顧宝昌（人民大学）、李建新（北京大学）らが以前から一人っ子政策の維持に反対してきた。しかし人口計画生育委員会は第 12 次 5 カ年計画（2011～15 年）期間中は一人っ子政策を堅持すると繰り返し強調し、2012 年 11 月の全人代でも計画出産の基本国策を堅持する方針が採択された。2013 年 3 月には人口計画生育委員会が衛生部に吸収統合され、人口政策の主管部署が国家発展計画委員会に移された。ファイナンシャル・タイムズ（2013 年 3 月 19 日付）は、この改革は政府が一人っ子政策の緩和に前向きな姿勢を示したとの見方を示した。一方で人民網（2013 年 3 月 12 日付）は、一人っ子政策は今後も継続される可能性が高いとした。

韓国・台湾でも、2000 年代に出生促進策に転換した際に、前世紀に蔓延した過剰人口への恐怖感から出生抑制を維持すべきと主張する論者がいた。世界一の人口大国である中国では、出生抑制策の放棄はいつそう困難で、実際に人口減少が進行する以前に出生促進策に転換する可能性はないと思われる。

文献

Feeney, Griffith and Andrew Mason (2001) “Population in East Asia” in Mason, Andrew (ed.) *Population Changes and Economic Development in East Asia*, Stanford UP, pp. 61-95.

Lee, Ronald D. (1994) “The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle,” in Linda G. Martin & Samuel H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, National Academy Press, Washington, D. C., 1994, pp. 8-49. (chp. 6)

Leong, P. and K. Sriramesh (2006) “Romancing Singapore: When Yesterday’s Success Becomes Today’s Challenge,” *Public Relations Review* 32:246-253.

United Nations Population Division (2013) *World Population Prospects: The 2012 Revision*.

鈴木透(2013)「東アジアの独居老人－日本・韓国・台湾の比較」『東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究』厚生労働科学研究費補助金地球規模保健課題推進研究事業総括研究報告書.

최은영, 박세경, 이삼식, 조남훈, 최병호 (2005) 『한국의 저출산관련 사회경제적 요인과 정책여건』 한국보건사회연구원 경제 · 인문사회연구회 협동연구총서 05-14-02.

통계청 (2011) 『장래인구추계: 2010년~2060년』 2011.12.

中華民國內政部(2011) 『人口政策百年回顧與展望』

ⁱ Feeney&Mason(2001)は三角形から五角形を経て長方形に至るモデルを考えているが、ここでは初期状態以外の人口はすべて四角形で表されるとする。

中国都市戸籍住民における年金・医療保険の加入と主観的幸福度

馬 欣欣（京都大学）

1. はじめに

1990年代以後、経済学の分野では主観的幸福度の決定要因に関する実証研究が増えてきた。主観的幸福度は個人の効用 (utility あるいは well-being) を反映する指標の1つであるため、幸福度に影響を与える各要因を計測することは経済政策の立案に有益な示唆を与えると考えられる。

現在までに幸福度に関する実証研究において所得要因に関する分析が多い。その中で、最も代表的な研究としての Easterlin (1974, 2001) により、アメリカや日本などの先進国では、一人あたり実質所得が上昇しても国民の幸福度はほぼ一定水準で維持されているという「幸福のパラドックス」現象の存在が指摘されており、効率性のみを追求する経済成長は必ずしも国民の well-being を高める効果を持つとはいえないようだ。なぜ、その現象が生じたのか。経済成長に伴う所得格差の拡大がその1つの理由として指摘されている。Cappelli and Sherer(1988)、Clark and Oswald (1996)、Levy-Garboua and Montmarquette(2004)、Sloane and Williams (2000)、Ferrer-i- Carbonell(2005)、Vendrik and Woltjer(2007)は、実証分析を行った結果、グループ内の所得格差が大きいほど、幸福度が低いことを明示している。

国によって所得格差の状況が異なる¹が、所得格差を是正するため、各国では所得再分配政策の1つとしての社会保障制度が実施されている。社会保障制度の実施目的から考えると、社会保障制度は国民、とくに低所得層・弱者グループの well-being を高める効果を持つと考えられる。またリスクシェアリング仮説の視点から、社会保障制度の基幹となっている公的年金・医療保険制度は、リスクをプールすることにより、個人の老後の生活費と医療費の不確実性を回避することができ、つまり高齢期の生活を安心させることを通じて、国民の幸福度を向上させる可能性があると考えられる。本稿では、中国を例として、公的年金・医療保険制度の加入が幸福度に与える影響を検討する。

発展途上国としての中国は、1979年に一人っ子政策を実施したことにより、少子化・高齢化が進んでいる²。人口構成の激変に対応するため、1990年以降、政府は高齢化対策の一環として、

¹ 所得格差の国際比較に関しては、伏見・馬(2014)を参照されたい。

² 中国国家统计局の人口センサスによると、65歳以上の者が人口に占める割合(高齢化率)は1982

「国民皆保険」を目指す公的年金・医療保険制度の改革を行っている。公的年金・医療保険制度のような社会セーフティネットが国民の厚生を高める効果を持つのか。社会保障政策に関する評価を行う際に、所得格差の是正や貧困削減に対する効果に関する実証研究がよく行われているが、年金・医療保険制度の加入がどの程度人々の主観的幸福度(個人の well-being)に影響を与えるかに関する実証研究はほとんど行われていない。そこで本稿では、2007 年中国家計所得調査の個票データ(CHIP2007)を用い、実証分析を通じて中国都市戸籍住民が年金・医療制度に加入する状況が主観的幸福度に与える影響を明らかにしたうえで、今後の年金・医療保険制度の改革に提言する試みを行う。

以下、第2節で体制移行に伴う中国都市部における年金・医療保険制度の変遷を概観し、第3節で先行研究をまとめ、そして第4節で計量分析の枠組みを紹介し、第5節では分析結果を説明する。最後に本稿から得られた結論および政策示唆をまとめる。

2. 体制移行と中国都市部における年金・医療保険制度の変遷

中国都市部における年金・医療保険制度は体制移行の時期によって変化していた。本節では、計画経済期(1949～77年)と体制移行期(1978年～現在)に分けて諸制度の変遷をまとめる。

2.1 計画経済期の年金・医療制度：国家保険・企業保険の実施

計画経済期に、「社会主義改造」を経て、1956年までに民営企業・外資系企業がすべて消滅され、所有制形態は単なる国有部門(官公庁、政府機関に関連する部門³、国有企業、集団企業)となった。そして国有部門で労働者向けの年金制度(公務員年金制度、企業年金制度)および医療制度(公務員を対象とする公費医療制度、企業従業員を対象とする労働保険医療制度)が実施された。年金制度および医療制度の財源はすべて国家財政支出および企業の福利厚生費によって賄うことになっていた。つまり、年金制度、医療制度のいずれも国家保険・企業保険となっていた。その時期は、都市部で「国民皆保険」がほぼ達成されていたといえる。

年の4.9%から、1990年の5.6%、2000年の7.0%、2010年の8.9%へと上昇した。一方、0～14歳人口が人口に占める割合は1982年の33.6%から、1990年の27.7%、2000年の22.9%、2010年の16.6%へと低下したことがわかる。

³ 中国語で「事業単位」と呼ばれる。これは学校、病院、研究機構などの部門が含まれている。

2.2 体制移行期の年金・医療制度の改革：社会保険への移行

体制移行期(1978年～現在)に、国有部門の改革の進展とともに、国有部門における年金・医療制度が改革され、それらの制度は国家保険・企業保険から社会保険へ移行し、保険料の負担も政府および企業による全額負担から政府・企業・個人の三者負担となっている。以下では、体制移行期における年金制度、医療保険制度の改革および現行制度の主な仕組みをまとめる。

(1) 体制移行期の年金制度

まず、体制移行期の年金制度は主に公的年金、企業年金、個人貯蓄年金の3本の柱によって構成されている(表1参照)。

公的年金は主に公務員基本年金保険制度、都市従業員基本年金保険制度、都市住民基本年金制度の3種類に分かれている。公務員基本年金制度は国家財源によって負担し、その仕組みは計画経済期の制度とほぼ変わっていない。本稿では体制移行にともなって大きく転換した企業従業員基本年金保険制度に着目したい。そのため、以下では主に1991年、1997年、2005年の企業従業員を対象とする公的年金制度の改革内容をまとめる。

まず、1978年に経済体制は計画経済から市場経済への転換が始まった。国有企業の改革の進展にともなって公的年金制度の改革が行われた。1991年には『企業従業員養老保険制度の改革に関する国務院の決定(33号)』が公布された。33号の規定により、年金制度の運営主体は企業から地方政府に変更することになった。つまり、年金制度は国家保険・企業保険から社会保険へ転換した。年金保険は賦課方式としての社会プールが主体であり、保険料は主に企業より納付するが、部分的に積立方式が盛り込まれた。適用対象者は国有企業および集団企業の労働者である。

しかし、国有企業の経営不振や高齢化の進展により、賦課方式を維持する年金財源が不足する事態となった。その問題を解決するため、1997年に政府は『統一的な企業従業員の基本養老保険制度の確立に関する国務院の決定(26号)』を実施した。同規定により、保険料は企業(賃金総額の20%)、労働者(本人賃金の4%、2年ごとに1%引き上げ、最終的には8%)がそれぞれ納付することになった。従業員が納付した保険料を個別に退職後の年金給付に充当する個人口座が正式に創設された。個人口座への保険料の配分には、労働者が順次引き上げられた本人賃金の8%を負担し、残りを企業が負担し、上限は本人賃金の11%と規定された。また企業が本人賃金の17%を社会プールに配分する。26号の適用対象は国有部門(国有企業、集団企業)から非国有企業(外資系企業、民営企業など)へ拡大した。

2005年に政府が保険料、配分比率などを再調整するため、『企業従業員の基本養老保険制度の改善に関する国務院の決定(38号)』を公布した。38号によると、企業による個人口座への拠出がなくなる一方で、企業が社会プールへの拠出は17%から20%へ上昇し、個人口座への拠出は個人が8%負担することになった。その適用対象は都市部におけるすべての企業の従業員に加え、自営業者などの都市戸籍を有するすべての労働者へ拡大した。

さらに、2011年に都市従業員基本養老保険制度によってカバーされていない都市戸籍を有する者を対象とする都市住民基本養老保険制度が公布され、その財源は政府と個人の共同負担となっている。

次に、企業年金については、1991年に政府が『企業従業員養老保険制度の改革に関する国務院の決定(33号)』を公布し、年金制度の第二の柱として位置づけられる『企業補充養老保険』(後に「企業年金」に改称)の制度構築が始まった。1995年に政府が『「企業補充養老保険制度の設立に関する意見」の配布に関する通知』を公布し、補充養老保険設立の基本条件、決定手続き、財源、管理方法、給付、取扱い機関、資金運用などに関する枠組み、および企業補充養老保険は確定拠出方式を採用することを定めた。2004年に政府が『企業年金試行弁法』、『企業年金基金管理試行弁法』を公布した。両弁法により、企業年金は企業と労働組合あるいは従業員代表が協議して設立し、また企業年金制度の管理・運営は地方政府の社会保険機関から資格を持つ機関や投資管理人などへ移行し、信託型の企業年金制度の仕組みの構築が始まった。

さらに、私的保険事業の発展にともなって、個人貯蓄年金は公的年金、企業年金の補助として発展してきた。ただし、その加入者の大多数は都市部における高所得層である。

表1 体制移行期の中国都市部における年金保険制度改革

性質	種類	制度の適用対象	保険料支払い	実施時期
公的年金	①都市従業員基本年金保険			
	「企業従業員養老保険制度改革に関する 国務院の決定(33号)」	都市部における国有企業、集団企業	企業に代わり、地方政府が年金保険を運営 個人積立方式を導入	1991年
	「統一的な企業従業員の基本養老保険制度 の確立に関する国務院の決定(26号)」	都市部におけるすべての企業(国有企業、 集団企業、外資系企業、民営企業などを 含む)における従業員および自営業者	個人口座+社会プール 企業: 賃金総額の20% 個人: 賃金総額の4%→8%、2年ごとに1%引き上げ 個人口座: 本人賃金の3%(企業)+本人賃金の4%→8%(労働者) 社会プール: 本人賃金の17%(企業)+政府補助	1997年
	「企業従業員の基本養老保険制度の改善に 関する国務院の決定(38号)」	都市部におけるすべての企業(国有企業、 集団企業、外資系企業、民営企業などを 含む)における従業員および自営業者	個人口座+社会プール 企業: 賃金総額の20% 個人: 賃金総額の4%→8% 個人口座: 本人賃金の8%(労働者) 社会プール: 本人賃金の20%(企業)+政府補助	2005年
	②都市住民基本年金保険	都市部従業員基本養老保険に含まれて いない都市戸籍を有する都市住民(16歳 未満、非就業者などを含む)	個人: 地域によって若干異なる	2011年
企業年金	「企業従業員養老保険制度改革に関する 国務院の決定(33号)」	都市部における一部の企業	企業年金制度の構築が始まった。	1991年
	「『企業補充養老保険制度の設立に関する 意見』の配布に関する通知」	都市部における一部の企業	企業年金設立の基本条件、決定手続き、財源、管理方法、 給付、取扱い機関、資金運営などの枠組みを定めた	1995年
	「企業年金試行弁法」 「企業年金基金管理試行弁法」	都市部における一部の企業	信託型の企業年金制度の枠組みを定めた	2004年
個人貯蓄年金(私的保険)		都市戸籍を有する都市住民	個人負担	1990年以降

出所:筆者作成。

(2) 体制移行期の医療保険制度

体制移行期に中国都市部で実施された医療保険制度(表 2 参照)は、主に公的医療保険、私的医療保険、その他の医療保険の 3 つに分けられている。

2013 年時点に実施している公的医療保険制度は大きく都市従業員基本医療保険制度と都市住民基本医療保険制度の 2 つに分けられている。

都市従業員基本医療保険制度は、計画経済期の公的医療制度に基づいたものである。計画経済期に労働保険医療制度および公費医療制度のいずれも「無料医療保険制度」に近いものであった。これらの公的医療制度の実施により、都市部で「国民皆保険」はほぼ実現されていた。一方、無料医療制度が実施された結果、過剰医療や過剰受診などの問題が生じ、政府の医療費の財政負担が過重となった。そのため、1990 年代に入り、政府が主導する医療保険制度の改革が実施された。各地域でさまざまな医療保険制度の改革に関するテスト(たとえば、「両江モデル」、「北京モデル」、「海南モデル」、「深センモデル」など)が行われた⁴。「両江モデル」のテストを経て、1998 年 12 月に『都市部従業員基本医療保険制度の整備に関する国務院決定』が公布され、それまでの公費医療制度および労働保険制度が就業部門で統一する公的医療保険制度がスタートした。その保険の適用対象は都市部におけるすべての企業部門(国有企業、集団企業、外資系企業、民営企業など)、および非企業部門(官公庁、政府機関に関連する部門、社会団体など)に雇用される従業員である。財源については、雇用側(企業部門および非企業部門)は賃金総額の 6%、従業員個人が賃金総額の 2%をそれぞれ納付する。雇用側負担部分の 30%(1.8%)および個人負担部分の全額(2%)は個人医療口座に繰り入れられ、残った企業負担部分(4.2%)は社会医療保険基金に納付する。医療費が発生した場合、まず個人口座からの支払いが行われ、口座の残額を超えた場合、患者の個人負担になる。ただし、個人負担の金額は年平均賃金の 10%を超えると、大部分の医療費が基金から支給されるが、個人も一部負担することになる。医療費の最高支給限度は年平均賃金の 4 倍である。それ以上の金額を超えた場合、商業医療保険などの他の医療保険により支払われるものとされている。

2007 年に都市従業員基本医療保険制度によってカバーされていない都市戸籍を有する者を対象とする都市住民基本医療保険制度が実施された。その財源は、政府と個人の共同負担となっている。

また、金融・保険業の体制改革にともなって、私的医療保険(たとえば、商業医療保険)は発展

⁴中国都市部における医療保険制度の変遷に関するより詳細な記述については、王(2000)、劉(2000)、張(2001、388-435 頁)、塚本(2001、247-274 頁)、郭・王(2002)、大塚等(2002、102-128 頁)、林(2004)、何(2005)、馬(2014)などを参照されたい。

してきた。中国人民保険会社上海支社が 1982 年に実施した「上海市合作社職員医療保険」は、体制移行期の保険業における最初の私的医療保険である。とくに 1990 年代以降、公的医療保険制度の改革が始まり、個人負担制度が導入されたことにより、私的医療保険に対する需要が増えてきた。各保険会社は積極的にその需要に応じ、私的医療保険を金融・保険業の商品として開発した。たとえば、1995 年には医療保険市場初の個人向け重病保険が販売された。また 1998 年に実施された都市従業員基本医療保険制度では、一定の金額範囲内の医療費が保障されるが、定められた金額を超えると、医療費が自己負担になると規定されている。将来の医療費負担に不確実性があるため、公的医療保険だけで満足できない場合、労働者が私的医療保険に加入すると考えられる。つまり、私的医療保険は公的医療保険制度の補足的な機能を果たしている。

それ以外、医療救助制度や企業補充医療保険制度なども実施されている。医療救助制度は社会福祉政策の一部として、公的医療保険制度に加入できない低所得層を適用対象としたものである。各地域の民政部がその適用対象の基準を設定して審査を行うため、地域によってその加入状況が異なっている。その適用対象になると、保険料を負担せず、医療費の全額は減免される。しかし、その制度によってカバーされる者が少ない。また福利厚生を重視する企業は企業補充医療保険制度も実施しているが、その制度に関する具体的な内容（たとえば、保険料負担、医療費支給など）は企業によって異なっており、またその制度を実施している企業はまだ少ない。

上記より、体制移行期に、中国都市部における年金・医療保険制度が改革され、これらの制度が国家保険・企業保険から社会保険へ転換し、また公的保険制度以外、私的保険などの仕組みが構築された。自己負担を増やす年金・医療保険制度の改革に対して、人々がどのような意識を持っているのか、つまり現行の年金・医療保険制度が人々の幸福度を高める効果を持つのか。この疑問を解明するため、以下では、幸福度に関する先行研究をサーベイし、実証分析を行う。

表 2 体制移行期の中国都市部における医療保険制度改革

性質	種類	制度の適用対象	保険料支払い	実施時期	
公的医療保険	都市従業員基本医療保険	都市部におけるすべての企業(国有企業、 集団企業、外資系企業、民営企業などを 含む)、各級政府機関、事業部門、社会 団体、民営の非営利部門における従業員、 離職者・退職者	定率制 社会統一徴収医療保険基金 と個人医療保険口座を結びつけ 企業:賃金総額の6% 個人:賃金総額の2% 政府:基金の運営費、管理費など を負担	1998年	
	都市住民基本医療保険	都市部従業員基本医療保険に含まれて いない都市戸籍を有する都市住民(18歳 未満および非就業者を含む)	政府:120元/年・人 個人:地域によって若干異なる	2007年	
私的医療保険	商業医療保険	都市部従業員、都市戸籍を有する都市住民	定額制	1982年	
その他	その他の医療保険	医療救助制度	都市戸籍を有する貧困層	減免制	1950年代
		企業補助医療保険	企業従業員の一部	企業によって異なる	1980年代

出所:筆者作成。

3. 先行研究のサーベイと本稿の課題

3.1 絶対所得仮説、相対所得仮説と主観的幸福度

まず、個人レベルの所得水準と主観的幸福度に関するこれまでの実証研究で、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) が提唱されてきた。絶対所得仮説によると、所得水準が高いほど個人の効用 (幸福度、満足度など) が高いことが説明されている。Hamermesh(1977)、Levy-Garboua and Montmarquette (2004)、Sloane and Williams (2000)、Clark and Oswald (1996)、筒井 (2010)などは、所得水準が高いほど幸福度(あるいは満足度)が高いことを明示している。

次に、個人レベルの所得格差の影響に関しては、相対所得仮説 (relative income hypothesis) では、個人の効用 (幸福度、生活満足度など) は所得水準のみならず、参照グループ (準拠集団) に比較した結果 (相対所得) から影響を受けると指摘されている (Duesenberry 1949; Leibenstein 1950)⁵。準拠集団との乖離度 (同一グループ内の所得格差) が大きいほど相対所得が高い。欧米を対象とした先行研究で、相対所得の代理指標は、主に①所得の対数値の残差 (残差 = \ln 所得の実際値 - \ln 所得の理論値 = \ln (所得の実際値 / 所得の理論値) (Hamermesh1977)、②「世帯所得/周囲の世帯の所得」(筒井 2010)、③「 \ln 所得の実際値 - \ln 参照グループの平均所得」(Ferrer-i-Carbonell 2005; Vendrik and Woltjer 2007) の3種類に分けられている。これらの指標を用いた分析結果のいずれにおいても、所得水準 (絶対所得) が一定であれば、相対所得が高いほど満足度が低い傾向にあることが示されている。

さらに地域レベルの所得格差⁶と主観的幸福度に関する実証研究については、Morawatz et al. (1977)、Takashi Oshio et al. (2010,2011)は、地域内の所得格差が低いグループに比べ、地

⁵ 相対所得が主観的幸福度に与える影響については、相対所得仮説によって説明されているが、この背景には嗜好の相互依存仮説 (interdependence of preference) と相対剥奪理論 (relative deprivation theory) があると考えられる。嗜好の相互依存仮説については、Leibenstein (1950)、Kapteyn et al. (1978)、Frank (1985)は、消費者の満足度は商品自身 (機能的需要) のみならず、商品自身以外の要因 (非機能的需要) にも依存すること (例えば、良い商品を持つことが社会地位の向上につながる) に基づいて、嗜好の相互依存仮説を提唱し、個人の効用 (満足度、幸福度) は、個人自身に類似するグループ (例えば、同一年齢層、同一学歴グループ、同一職種グループなど) の所得を比較した結果に影響を受けると述べている。相対剥奪理論は Easterlin(1974)、Layard(1980)、Boskin and Sheshinski (1978) Frank(1985)、Akerlof and Yellen(1990)により提唱されたものである。その理論によると、労働者は参照グループの差異が大きくなるほど、(自分のほうが劣っている場合) 生存機能の欠乏がより強く感じられ、つまり自分の所得が参照グループのそれより低いほど相対剥奪感が生じやすくなり、幸福度も下がることが説明されている。一方、Hirschman(1973)は、他者との格差が大きいほど、近いうち、自分が同じようなレベルに達成できるというようなポジティブ効果 (たとえば、トンネルで渋滞となるとき、他の車が出口に向かっていくことをみると、自分の車が依然として動いていないが、自分も出口から出られると期待するような効果) が存在すると指摘している。Hirschman(1973)でこのようなポジティブ効果は、トンネル効果 (tunnel effect) と呼ばれている。

⁶ 先行研究で、地域のジニ係数を地域の所得格差の代理指標として多く用いられている。

域内の所得格差が高いグループで幸福度が低いと指摘している。一方、Senik (2004)は、ロシアを対象とした分析結果により、地域内の所得格差が幸福度に与える影響は統計的に有意ではないと結論づけており、また Alesina et al. (2004)はアメリカで地域内の所得格差が幸福度に有意な影響を与えていないが、ヨーロッパで地域内の所得格差が高いほど幸福度が低いことを示している。

3.2 中国都市部における主観的幸福度に関する実証研究

中国都市部における主観的幸福度に関する実証研究については、以下では主に社会保障制度と所得要因に関する分析結果をまとめる。

まず、社会保障制度と幸福度については、本稿の問題意識に類似する Appleton and Song (2008)は、2002年中国家庭所得調査の個票データ(Chinese Household Income Project Survey:CHIP2002)を用い、都市戸籍住民を対象とした分析結果により、公的医療保険加入グループに比べ、重大疾病保険加入および医療保険未加入の両グループのいずれにおいても主観的幸福度が低い。一方、その他の種類の医療保険に加入した者のグループで幸福度が高いことを示している。

次に、所得と幸福度に関しては、(1)所得水準については、Jiang, Lu and Sato (2011)、Wang and VanderWeele (2011)、Smyth, Nielsen and Zhai (2010)、Knight and Gunatilaka (2010a)、Appleton and Song (2008)は、所得水準(個人所得水準あるいは世帯一人当たり所得)が高いグループで幸福度が高いと指摘している。また Chen(2012)は、2008年東アジア社会調査(East Asian Social Survey: EASS2008)のデータを用い、中国(都市部と農村部の合計)および韓国を比較し、中国で所得水準が高いほど主観的幸福度が高い一方で、韓国で所得水準が幸福度に有意な影響を与えていないことを明示している。一方、羅(2006、2009)は、相対所得をコントロールすると、世帯一人当たり所得が都市住民の幸福度に有意な影響を与えていないが、農村住民の幸福度に影響を与えることを示している。(2)相対所得については、羅(2006、2009)、Knight and Gunatilaka (2010a)は、相対所得(周囲の人に比較する結果、過去に比較する結果、将来を予測する結果)が高いほど主観的幸福度が上がる傾向にあることを示している。Wang and VanderWeele (2011)は相対所得(同僚との比較など)が高いほど、主観的に幸福度が高いことを指摘している。Brockmann et al. (2009)は、都市部で1990年に相対所得(世帯所得と全国平均所得との差)が幸福度に影響を与えていない一方で、2000年の場合、相対所得が高いほど幸福度が高いことを示している。ただし、政治不信、腐敗に対する不満足などの価値判断要因をコントロ

ールすると、2 時点とも、相対所得が幸福度に有意な影響を与えていないと指摘している。(3) Jiang, Lu and Sato (2011)は都市戸籍住民および出稼ぎ労働者を分析対象とし、地域内の所得格差(都市ジニ係数)が高いほど幸福度が高いことを結論づけている。

中国都市部における主観的幸福度に関する実証分析が進んでいるが、先行研究にいくつかの課題が残されている。それに対して本稿の主な特徴は以下の2点にまとめられる。

第1に、Appleton and Song (2008)以外の先行研究では、社会保障制度の影響に関する分析が行われていない。ただし、Appleton and Song (2008)は医療保険制度のみを分析したが、年金制度に関する分析を行っておらず、また地域レベルの各要因(たとえば、同一地域内の所得格差、経済水準、人口高齢化の状況、公的投資における地域間の格差など)の影響を考慮していない。本稿では、最新のデータ(CHIP2007)を用いて個人レベルと地域レベルの各要因をコントロールしたうえで、医療保険制度のみならず、年金制度の影響も焦点に当てて実証分析を行う。

第2に、ライフサイクルの視点から、世代類型(たとえば現役世代と高齢者世代)によって、主観的幸福度の決定要因が異なると考えられるが、先行研究では、全世代を対象とした分析がほとんどである。そこで本稿では、世帯類型にわけてそれぞれの分析を行い、年金・医療保険の加入状況が幸福度に与える影響における世帯類型間の差異を考察する。また男女別、勤務先別、地域別分析を行う。これらの分析から得られた結果は、新たな知見として位置づけられる。

4. 計量分析の方法

4.1 推定モデル

主観的幸福度に関する実証分析を行う際に、順序ロジットモデル(McKelvey and Zavonia 1975)を用いている。順序ロジットモデル分析の推定式を、(1)式で示す。

$$\Pr(U = m) = \Pr(K_{(m-1)ij} < a + \beta_X X_{ij} + \beta_D D_j + u_i < K_{mij}) \quad (1)$$

(1)式において、添字*i*は個人、*j*は地域、*U*は主観的幸福度の序数、*m*は、順序づけの選択肢(主観的幸福度に関する4段階の回答)、*K*は効用水準、*X*は主観的幸福度に影響を与える個人レベルの諸要因(たとえば、年金制度の加入状況、医療保険の加入状況、所得水準、相対所得など)、*D*は主観的幸福度に影響を与える地域レベルの諸要因(たとえば65歳以上の人