

# 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<sup>1</sup>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<sup>2</sup>。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、

---

<sup>1</sup> 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。

<sup>2</sup> 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<sup>3</sup>、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。

<sup>3</sup> 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	<b>都市従業員基本年金保険</b>			
	「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
	<b>都市住民基本年金保険</b>	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<sup>4</sup>。「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、社会团体など)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

<sup>4</sup>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の改革

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、民营企业などを 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) からも影響を受けると指摘されている (Duesenberry 1949; Leibenstein 1950)<sup>5</sup>。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 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)、「世帯所得/周囲の世帯の所得」(筒井 2010)、「 $\ln$  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<sup>6</sup>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

<sup>5</sup> 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こと) 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。

<sup>6</sup> 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

口の割合、一人あたりGDP、公的教育投資額など)、 $\beta_x$ 、 $\beta_D$  はそれらの推定係数をそれぞれ示す。分析結果に、 $\beta_x$  における年金加入状況ダミー、医療保険加入類型ダミーを注目したい。これらは統計的に正の値となると、年金・医療保険制度の加入は主観的幸福度を高める効果を持つことが示される。

また、本稿ではグループ間の差異を考察するため、サブサンプルを用いて以下のような分析を行う。第 1 に、世代類型間の差異を考察するため、サンプルを 全世代、 現役者世代(19~54 歳)、 定年退職直前後世代(55~59 歳)、 早期高齢者世代(60~69 歳)、 後期高齢者世代(70 歳以上)に分けてそれぞれの分析を行う。第 2 に、男性および女性のサンプルを用いて男女比較を行う。第 3 に、勤務先を官公庁・政府機関関連部門、国有企業、集団企業、民営企業、外資系企業、自営業の 6 つのグループに分けて分析し、国有部門と非国有部門間の差異を考察する。第 4 に、中国では、地域によって経済発展のレベルが異なり、また年金・医療保険制度の運営仕組みが異なっている。本稿では、地域を上海市、江蘇省、浙江省、安徽省、河南省、湖北省、広東省、重慶市、四川省の 9 つのグループに分けて分析を行い、地域間の差異も考察する。

## 4.2 データおよび変数設定の説明

本稿では、2008 年 12 月までに国家統計局および中国国内・海外研究機構が実施した中国家庭所得調査プロジェクト(China Household Income Project survey: CHIPs)の個票データ(以下では、「CHIP2007」と表記)を用いる。CHIP2007 の調査対象は都市戸籍住民、農村戸籍住民、都市部における出稼ぎ労働者(農村戸籍を持ちながら、都市で働いている労働者)の 3 つとなっているが、入手したデータの制約上で、本稿では都市戸籍住民を対象とした調査の個票データを用いる。その調査範囲は、代表する地域(上海市、江蘇省、浙江省、安徽省、河南省、湖北省、広東省、重慶市、四川省の 9 つ)をカバーしている。調査方法については、国家統計局が実施する国勢調査で用いられる住民台帳に基づいて、多段階無作為抽出法を用いてサンプルを抽出し、調査員訪問調査および置き留め調査を実施した。有効回収票数は 19748 人となっている。

個人レベルと地域レベルの各要因を分析するため、新たなデータセットを作成した。データセット作成の手順は以下の通りである。まず、個人レベルのデータは CHIP2007 より取得し、地域レベルのデータは『中国統計年鑑 2008』で公表された省別集計データから取得した。次に CHIP2007 における地域情報を活用し、地域レベルのデータを個人レベルのデータにマッチングして新たなデータセットを構築した。以下では、変数設定について説明する(表 3 参照)。

まず主観的幸福度を被説明変数として設定した。本稿では、質問項目における「あなたは自

分の生活を考えて幸せと思っていますか」のような 4 段階設問に関する回答に基づいて、「1. 非常に不幸、2. やや不幸、3. やや幸せ、4. 非常に幸せ」のような順序カテゴリ変数を設定した。

次に、以下のように説明変数を設定した。

第 1 に、年金・医療保険制度の加入状況に関しては、調査票における質問項目に基づいて、(1)年金制度の加入状況を、年金加入・勤務先負担、年金加入・自己負担、年金加入・両方負担(勤務先と自己の両方が負担するタイプ)、年金未加入の 4 種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定した。また(2)医療保険制度の加入状況を、商業医療保険のみ加入、都市従業員基本医療保険制度のみ加入、その他の医療保険(と以外の医療保険)の加入、混合型保険加入(都市従業員基本医療保険と商業医療保険を同時に加入した場合、都市従業員基本医療保険とその他の医療保険を同時に加入した場合、商業医療保険とその他の医療保険を同時に加入した場合、都市従業員基本医療保険、商業医療保険とその他の医療保険を同時に加入した場合)、医療保険未加入の 5 種類に分けてそれぞれ設定した。

第 2 に、所得水準に関しては、2 種類の変数を設定した。(1)世帯一人あたり年間所得を個人レベルの所得水準として設定した。それは世帯所得総額(税引き後)を世帯人数で割って算出した。所得水準と主観的幸福度との関係が線形でない可能性があるため、本稿では計算した世帯一人あたり所得に基づいて所得階層ダミー(所得第 1 五分位～第 5 五分位のダミー)を設定した。(2)一人あたり GDP は地域レベルの所得水準の代理変数として設定した。

第 3 に、2 つの変数を相対所得の代理変数として用いている。(1)個人レベルの相対所得については、本稿では Hamermesh(1977)に基づいて、「 $\ln$  所得の実際値 -  $\ln$  所得の理論値」を相対所得の代理指標として用いている。この指標を用いるメリットは、一定の条件(たとえば、同一学歴、同一年齢、同一就業状況など)をコントロールする上で、個人所得が参照グループの所得とのギャップを直接に計測できる。 $\ln$  所得の理論値は、所得関数<sup>7</sup>の推定結果に基づいて算出した推定値である。これは同一学歴、同一年齢層などの準拠集団における年間所得の平均値であり、比較する基準となる。(2)CHIP2007 の個票データを活用して地域別ジニ係数を算出した<sup>8</sup>。

第 4 に、個人属性については、以下のように分けてそれぞれの変数を設定している。

---

<sup>7</sup> 準拠集団と比較する際に、個人所得より家計所得のほうが良く用いられる。そのため、本稿では世帯一人当たりの等価所得を被説明変数とした。所得関数の推定結果については、付表 1 を参照されたい。所得関数の推定を行う際に、就業選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題が生じる可能性があると考えられるため、ヘックマンの二段階推定法による推定も行ったが、逆ミズ比の推定値は統計的に有意ではない結果が得られた。そのため、本稿の後の付表 1 で OLS による推定結果のみを掲載している。

<sup>8</sup> 国家統計局は地域別ジニ係数を公表していないため、本稿では CHIP2007 の個票データに基づいて地域別ジニ係数を算出した。

(1) Clark and Oswald (1996)は、年齢と幸福度はU字型の関係にあり、つまり幸福度は若年層、高齢者層が中年層より低いことを示している。年齢の影響を考察するため、年齢、年齢の二乗を変数として設定している。

(2)教育水準、健康状態は、人的資本の要因として幸福度に影響を与えられ。Clark (1996)、Clark and Oswald (1996)、Bender and Heywood (2006)は教育水準が高いほど満足度が低くなることを指摘しており、また、Graham et al. (2011)は健康状況が生活満足度に影響を与えることを示している。本稿では、これらの人的資本要因を統御するため、学歴ダミー<sup>9</sup>、健康ダミー<sup>10</sup>を設定した。

(3)性別の差異をコントロールするため、男性ダミーを説明変数として設定した。

第5に、高齢化の進行状況や政府の公共投資における地域間の差異の影響をコントロールするため、『中国統計年鑑2008』における省別集計データに基づいて、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、1千人あたり公的教育投資額、人口高齢化率(65歳以上の人口の割合)の各変数を設定した<sup>11</sup>。

サンプルの選定については、本稿では上記の変数に関する無回答となっているサンプルを除外し、また各説明変数の欠損値を除外した。分析では19歳以上のサンプルに限定した。これら標本の記述統計量は表4に示される。

---

<sup>9</sup> 学歴を小学校およびその以下、中学校、高校・高専、短大、大学・大学院の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

<sup>10</sup> 健康状態については、「非常に良い」、「やや良い」、「ふつう」、「良くない」の4つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。質問票「あなたは自分の健康状態についてどう思っていますか」に関する回答に、「1.非常に良い、2.やや良い、3.普通、4.やや良くない、5.非常に良くない」の5つの選択肢を設けているが、「4.やや良くない」、「5.非常に良くない」と回答した者のサンプルが少ないため、2つのグループを合併して「良くない」の1つグループにした。

<sup>11</sup> 具体的に、地域レベルの諸変数は省別の病床数、医師数、公的教育投資額、公衆便所数を省別人口総数で除して算出した。

表3 変数の設定

仮説	変数名称	変数の設定
地域レベル 『中国統計年鑑』	1千人あたり病床数	『中国統計年鑑2008』第21 - 30表、第3 - 4表
	1千人あたり医師数	『中国統計年鑑2008』第21 - 31表、第3 - 4表
	1千人あたり公的教育投資	『中国統計年鑑2008』第7 - 8表、第3 - 4表
	公衆便所数	『中国統計年鑑2008』第10 - 13表、第3 - 4表
	65歳以上の人口の割合	『中国統計年鑑2008』第3 - 10表
	一人あたりGDP	『中国統計年鑑2008』第2 - 15表
	地域内の所得格差	一人あたり所得に基づいて省別ジニ係数を算出
個人レベル(CHIP)	所得階層ダミー	前年度の世帯所得(税引き後)および世帯構成員数に基づいて等価世帯所得を算出 等価世帯所得に基づいて所得五分位階層ダミーを設定
	相対所得	グループ平均所得(推定値)との差を算出
	学歴ダミー	小学校(小学校およびその以下卒 = 1、それ以外 = 0) 中学校(中学校卒 = 1、それ以外 = 0) 高校・高専(高校卒および専門学校卒 = 1、それ以外 = 0) 短大(短期大学卒 = 1、それ以外 = 0) 大学・大学院(大学・大学院卒 = 1、それ以外 = 0)
	年齢	『年齢 = 調査年 - 生年』のように算出 19 ~ 79歳の10年刻み年齢階層ダミーを設定
	性別ダミー	男性 = 1、女性 = 0
	有配偶者ダミー	有配偶者 = 1、無配偶者 = 0
	年金加入類型	年金加入・勤務先負担(年金加入・勤務先負担 = 1、それ以外 = 0) 年金加入・自己負担(年金加入・自己負担 = 1、それ以外 = 0) 年金加入・共同負担(年金加入・勤務先負担および自己負担 = 1、それ以外 = 0) 年金未加入(年金未加入 = 1、それ以外 = 0)
	医療保険加入類型	都市従業員基本医療保険のみ加入(公的医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) 商業医療保険の未加入(商業医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) その他の医療保険のみ加入(その他の医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) 合型医療保険加入( + 、 + 、 + 、 + + = 1、それ以外 = 0) 医療保険未加入(各種の医療保険のいずれも未加入 = 1、それ以外 = 0)

出所:筆者作成。

表4 記述統計量 (平均値)

	全世代	現役世代	退職直前後 世代	早期高齢 世代	後期高齢 世代
幸福度	3.2448	3.2442	3.2506	3.2630	3.2149
<b>地域レベルの変数</b>					
ジニ係数	0.3277	0.3269	0.3287	0.3306	0.3292
一人あたりGDP (億円)	31435	31584	34192	29835	29043
65歳以上の人口の割合 (%)	14.29	14.22	14.74	14.47	14.07
1万人あたり病床数	3.29	3.30	3.55	3.16	3.05
1千人あたり医師数	1.73	1.73	1.86	1.65	1.60
1千人あたり公衆便所数	2.79	2.75	2.76	2.91	2.99
1千人あたり公的教育投資 (万円)	76.29	76.69	84.37	71.96	69.12
<b>個人レベルの変数</b>					
年齢	46	39	57	64	75
世帯所得階層の分布					
所得第1五分位	21.52%	20.15%	23.05%	24.48%	27.25%
所得第2五分位	21.37%	19.75%	19.27%	30.39%	24.57%
所得第3五分位	20.41%	20.45%	21.16%	19.55%	20.52%
所得第4五分位	19.21%	20.29%	18.89%	14.63%	17.03%
所得第5五分位	17.49%	19.36%	17.62%	10.96%	10.62%
相対所得	-0.0025	-0.0062	0.0255	-0.0200	0.0216
学歴の分布					
小学校	7.36%	4.69%	10.01%	13.64%	18.17%
中学校	25.23%	23.15%	33.19%	32.00%	23.11%
高校・高専	35.62%	37.57%	28.65%	31.22%	33.90%
短大	18.10%	19.82%	16.62%	11.72%	14.52%
大学・大学院	13.69%	14.77%	11.53%	11.42%	10.30%
男性	49.51%	48.40%	50.57%	51.24%	55.47%
有配偶者	81.79%	78.76%	95.28%	92.69%	74.70%
子どもあり	95.36%	93.62%	99.43%	99.59%	99.19%
健康状態の分布					
非常に良い	15.76%	19.42%	9.89%	6.43%	5.03%
良い	48.87%	54.33%	41.18%	37.66%	27.09%
ふつう	29.99%	23.17%	41.50%	46.73%	50.45%
良くない	5.38%	3.08%	7.43%	9.18%	17.43%
年金加入類型の分布					
年金加入・勤務先負担	16.21%	14.51%	21.73%	19.81%	18.82%
年金加入・自己負担	9.42%	11.21%	7.87%	3.99%	3.81%
年金加入・両方負担	33.08%	39.21%	26.64%	14.16%	15.82%
年金未加入	41.29%	35.07%	43.76%	62.04%	61.55%
医療保険加入類型の分布					
都市従業員基本医療保険のみ加入	61.37%	62.33%	64.67%	57.26%	54.91%
商業医療保険のみ加入	4.73%	5.74%	2.83%	2.07%	2.19%
その他の医療保険加入	2.98%	3.43%	1.51%	2.49%	1.54%
混合型医療保険加入	2.83%	3.55%	2.46%	0.78%	0.00%
医療保険未加入	28.09%	24.95%	28.53%	37.40%	41.36%
サンプルサイズ	15847	11098	1588	1928	1233

出所：CHIP2007に基づき計算。



## 5. データから観察された主観的幸福度の実態

### 5.1 世代類型別にみた主観的幸福度

世代類型別にみた主観的幸福度の分布を表5にまとめている。不幸と回答した者の割合（「非常に不幸」と「やや不幸」の合計値）は、早期高齢世代が5.57%で最も少ない、相次いで定年退職直前後世代が5.82%、現役世代が7.83%となっている。一方、後期高齢者世代が11.43%で最も多い。高年齢者層において、早期高齢者世代と後期高齢者世代によって主観的幸福度が異なり、加齢とともに主観的幸福度が下がる傾向にあることが見て取れる。

表5 世代類型別にみた主観的幸福度

	単位：%			
	非常に不幸	やや不幸	やや幸せ	非常に幸せ
全世代	0.70	6.91	59.67	32.72
現役世代	0.88	6.95	58.93	33.24
定年退職直前後世代	0.24	5.58	62.79	31.39
早期高齢者世代	0.11	5.46	61.33	33.10
後期高齢者世代	0.71	10.72	57.27	31.29

出所：表4と同じ。

### 5.2 年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度

年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度を表6にまとめている。まず、年金加入状況別にみた主観的幸福度については、全体的に不幸と回答した者の割合は、年金加入・自己負担グループ(9.87%)で最も多く、年金加入・両方負担グループ(6.46%)が最も少ない。年金加入・勤務先負担グループ(7.92%)、年金未加入グループ(7.70%)が中間の値となっている。主観的幸福度で年金加入グループと年金未加入グループ間の差異が大きく見られないが、年金加入タイプの各グループ間の差異が存在することがうかがえる。

次に、医療保険の加入状況別にみた主観的幸福度については、全体的に不幸と回答した者の割合は、その他の医療保険加入グループが10.53%で最も多く、都市従業員基本医療保険のみ加入グループが7.09%で最も少ない。医療保険未加入グループ(8.41%)、混合型医療保険加入グループ(7.99%)、商業医療保険のみ加入グループ(7.79%)が中間の値となっている。主観的幸福度で医療保険加入グループと医療保険未加入グループ間の差異が小さいが、医療保険加入グループ間の差異が存在することが見て取れる。

表6 年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度

	単位：%			
	非常に不幸	やや不幸	やや幸せ	非常に幸せ
年金加入類型				
年金加入・勤務先負担	0.55	7.37	57.48	34.60
年金加入・自己負担	0.88	8.99	59.18	30.95
年金加入・両方負担	0.87	5.59	59.99	33.55
年金未加入	0.59	7.11	60.56	31.74
医療保険加入類型				
都市従業員基本医療保険のみ加入	0.69	6.40	59.95	32.96
商業医療保険のみ加入	0.91	6.88	57.27	34.94
その他の医療保険加入	1.03	9.50	53.93	35.54
混合型医療保険加入	0.89	7.10	57.87	34.15
医療保険未加入	0.66	7.75	60.54	31.05

出所：表4と同じ。

上記より、年金・医療保険未加入グループに比べ、保険に加入したグループで主観的幸福度が高いことが見られない。また年金・医療保険の加入類型（保険料負担の形態や保険種類の組み合わせの形態）によって主観的幸福度が異なることが示された。しかし、これらの結果は幸福度に影響を与える他の要因（たとえば、所得要因、個人属性など）をコントロールしていない集計結果であるため、他の要因が一定であれば、年金・医療保険制度の加入がどの程度主観的幸福度に影響を与えるのか、年金・医療保険の加入類型によって主観的幸福度が異なるのかが明らかになっていない。以下では、計量分析の結果を用いてこの問題を解明する。

## 6. 計量分析の結果

### 6.1 全世代の分析結果

全世代の主観的幸福度に関する分析の結果を表7にまとめている。年金制度加入のみを分析した推定1、医療保険制度加入のみを分析した推定2、年金・医療制度の両方を分析した推定3の3つの分析結果で、決定係数および推定係数における大きな差が見られない。年金加入と医療保険加入における多重共線性の問題が顕著ではないのではないかと判断した<sup>12</sup>。以下では、主に推定3の分析結果に基づいて説明する。

第1に、他の要因が一定であれば、年金未加入グループに比べ、年金加入・自己負担グルー

<sup>12</sup> 年金加入と医療保険加入の諸変数に関する相関係数の計測も行った。その結果、各変数間の相関係数のいずれも0.3以下の数値となっている。これらの変数を用いると多重共線性の問題が顕著ではないと考えられる。

プおよび年金加入・両方負担グループで幸福度が低い。一方、統計的に有意ではないが、年金加入・勤務先負担ダミーが正の値となっている。年金未加入グループに比べ、年金に加入している場合、その保険料が自己負担となると、幸福度が下がる傾向にある。年金保険料の個人負担の軽減は、国民の well-being を高める効果を持つことが示された。ただし、主観的幸福度に与える影響で医療保険の加入類型間の差異が顕著ではない。

第2に、相対所得の影響を検討する。まず、準拠集団の平均所得に比べて自分の所得水準が高いほど幸福度が高い傾向にある。よって、相対的所得仮説が支持された。次に、地域レベルの所得格差の影響については、ジニ係数が高い地域に居住するグループで幸福度が相対的に低いことが確認された。地域内の所得格差の是正政策が国民の幸福度を高める効果を持つことがうかがえる。

第3に、所得水準の影響を検討する。まず、個人レベルの所得水準の影響については、低所得層(所得第1五分位)に比べ、中所得層(所得第3五分位)で幸福度が高いが、幸福度における低所得層と高所得層間の差異は顕著ではない。次に、地域レベルの所得水準(1人あたりGDP)の高さが幸福度に与える影響は、統計的に有意ではない。

これらの分析結果により、所得水準が高くなると、主観的幸福度がかならずしも高くなるとはいえない。Easterlin (1974, 2001)により指摘された、アメリカや日本などの先進国における「幸福のパラドックス」の現象は中国都市部においても存在していることがうかがえる。

第4に、高齢化率(65歳以上の人口の割合)が低い地域に居住するグループに比べ、高齢化率が高い地域に居住するグループで主観的幸福度が高い。

この推定結果の主な理由については、以下のことが考えられる。高齢化が進んでいる地域(たとえば上海市、北京市など)は経済発展のレベルが相対的に高いため、公的社会保障金額が相対的に多く、社会保障制度が整備されている。先進国における経済発展の経験によると、経済発展のレベルが高くなるにつれて、年金、医療保険などの社会保障制度が整備される傾向が見られる。たとえば、日本で1922年に公的医療保険制度が初めて制定されたが、55年頃まで農業や自営業者、零細企業従業員を中心に国民の約3分の1に当たる約3000万人が無保険者であった。経済成長にともなって、1958年に国民健康保険法が制定され、そして1961年に全国の市町村で国民健康保険事業が始まり、国民皆保険体制が確立した。経済発展のレベルと社会保障制度の整備との関係を確認するため、『中国統計年鑑2008』31カ省別データを用い、一人あたり公的社会保障額を被説明変数とし、一人あたりGDPを説明変数とした分析を行った。OLSの分析結果によると、一人あたりGDPの推定係数が0.0129で、しかもその統計的な有意水準は1%と

なっている。これは厳密的な分析となっていないものの、経済発展レベルが高い地域で一人あたりの公的社会保障金が相対的に多く、つまり社会保障制度が相対的に整備されていることがうかがえる。

表7 主観的幸福度に関する分析結果（全世代）

	推定1		推定2		推定3	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
<b>地域レベルの変数</b>						
ジニ係数	-3.6262 ***	-4.58	-3.2505 ***	-4.15	-3.6496 ***	-4.61
一人あたりGDP	-3.850E-06	-1.18	-3.990E-06	-1.22	-3.610E-06	-1.10
65歳以上の人口の割合	0.0209 ***	2.62	0.0171 **	2.16	0.0219 ***	2.73
1千人あたり病床数	-0.1335 ***	-2.78	-0.1092 **	-2.28	-0.1311 ***	-2.72
1千人あたり医師数	0.1168	1.06	0.0695	0.64	0.1239	1.12
公衆便所数	0.0278	1.50	0.0276	1.49	0.0287	1.54
公的教育投資額	0.0030	1.16	0.0034	1.30	0.0027	1.06
<b>個人レベルの変数</b>						
世帯所得階層（所得第1五分位）						
所得第2五分位	-0.0193	-0.54	-0.0191	-0.53	-0.0190	-0.53
所得第3五分位	0.0961 **	2.10	0.0927 **	2.03	0.0959 **	2.10
所得第4五分位	0.0374	0.65	0.0371	0.65	0.0370	0.65
所得第5五分位	-0.0599	-0.77	-0.0627	-0.81	-0.0606	-0.78
相対所得	0.2423 ***	6.29	0.2412 ***	6.26	0.2441 ***	6.34
年齢（30～39歳）						
19～29歳	-0.0818 **	-2.22	-0.0797 **	-2.16	-0.0830 **	-2.25
40～49歳	-0.0295	-1.00	-0.0283	-0.95	-0.0280	-0.94
50～59歳	0.0066	0.22	0.0182	0.61	0.0079	0.26
60～69歳	0.1509 ***	4.15	0.1733 ***	4.83	0.1515 ***	4.15
70歳以上	0.1404 ***	3.32	0.1619 ***	3.85	0.1417 ***	3.34
学歴（小学校）						
中学校	0.2047 ***	5.20	0.2007 ***	5.11	0.2047 ***	5.20
高校・高専	0.1927 ***	4.92	0.1887 ***	4.82	0.1935 ***	4.94
短大	0.3384 ***	7.75	0.3373 ***	7.74	0.3404 ***	7.79
大学・大学院	0.3384 ***	7.32	0.3373 ***	7.30	0.3406 ***	7.36
男性						
家族と同居	0.1436 ***	4.59	0.1452 ***	4.64	0.1457 ***	4.65
子どもあり	-0.0751	-1.58	-0.0735	-1.55	-0.0762	-1.60
家族人数	-0.0196 *	-1.85	-0.0206 **	-1.94	-0.0199 *	-1.87
健康状態（良くない）						
非常に良い	0.9157 ***	18.98	0.9175 ***	19.02	0.9164 ***	18.99
良い	0.5206 ***	12.07	0.5202 ***	12.06	0.5210 ***	12.08
ふつう	0.2376 ***	5.51	0.2365 ***	5.49	0.2379 ***	5.52
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0433	1.50			0.0470	1.60
年金加入・自己負担	-0.0786 **	-2.30			-0.0790 **	-2.30
年金加入・両方負担	-0.0501 **	-2.17			-0.0461 **	-1.95
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ			-0.0177	-0.78	-0.0144	-0.62
商業医療保険のみ			0.0019	0.04	0.0097	0.21
その他の医療保険のみ			0.0542	0.94	0.0594	1.03
混合型医療保険			-0.0361	-0.60	-0.0285	-0.47
サンプルサイズ	15845		15845		15845	
対数尤度	-13506.207		-13512.494		-13505.135	
決定係数	0.042		0.042		0.042	

出所：表4と同じ。

注：\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第 5 に、個人属性要因については、(1) 現役世代 30～39 歳グループに比べ、現役世代 19～29 歳グループで幸福度が低い、早期高齢者世代(60～69 歳)、後期高齢者世代(70 歳以上)で幸福度が高い。加齢とともに幸福度が高くなることが示された。(2) 小学校卒者グループに比べ、中学校、高校・高専、短大、大学卒の各グループのいずれにおいても幸福度は高い。学歴が高いほど幸福度が高いことが示された。(3) 他の要因が一定であれば、幸福度における男性と女性間の差が顕著ではない。(4) 健康状態が良いほど幸福度が高い傾向にある。(5) 独居者グループに比べ、家族と一緒に居住するグループで主観的幸福度が高い。ただし、家族人数が多いほど主観的幸福度が下がる。子どもの有無が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。

(6) 勤務先に関する分析も行った。他の要因が一定であれば、官公庁・政府関連部門に勤める労働者に比べ、民間企業に勤める労働者および自営業者の両グループで主観的幸福度が高い<sup>13</sup>。

## 6.2 世代類型別分析結果

主観的幸福度に関する世代類型別分析結果を表 8 にまとめており、以下のことが確認された。

第 1 に、年金保険の加入状況の影響については、年金未加入グループに比べ、(1) 現役世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。一方、統計的有意水準が 10% であるが、年金加入・自己負担グループで幸福度が低い傾向がある。(2) 定年退職直前後世代において、年金加入・自己負担グループで幸福度が低い。(3) 早期高齢者世代において、統計的有意水準が 10% であるが、年金加入・自己負担グループで幸福度が高い傾向にある。(4) 後期高齢者世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。要するに、保険料は勤務先が負担すれば、現役世代および後期高齢者世代で主観的幸福度が高い傾向にある。保険料が自己負担になると、現役世代および定年退職直前後世代のいずれにおいても幸福度が低い、早期高齢者世代で幸福度が高いことが示された。

その主な理由は、他の世代に比べ、現役世代および定年退職直前後世代は、社会保障制度の改革の影響を強く受けたことにある。具体的にいえば、中国都市部における年金制度、医療保険制度の改革が 1990 年代後半期から始まった。当時の 20 歳代前半～40 歳代前半の労働者(改革当時の働き盛り世代)は 2007 年時点の調査で 30 歳代後半～50 歳代後半(調査時点の現

---

<sup>13</sup> 勤務先に関する分析では調査時点に就業している者のみを分析対象となっている。紙幅の制約上で、分析結果の掲載を省略している。

役世代および定年退職直前後世代)となり、それらの世代の労働者は国有企業の改革や社会保障制度の移行の痛みを受けている。たとえば、1990年代後期、国有企業の改革が促進された。国有企業が雇用調整を行う際に、レイオフされた労働者が3年後に就職できなければ、失業者となり、年金・医療保険の一部を自己負担することになる。またレイオフされなかった労働者を対象とする年金制度が、国家保険・企業保険(個人負担がゼロ)から国家・企業・個人の三方負担となる社会保険へ移行する際に、年金保険金の自己負担も増加することとなった。したがって、保険料の自己負担に対して、現役世代および定年退職直前後世代の多くは抵抗感・不満足感を持っていると考えられる。一方、新たな年金制度によると、労働者の年齢や年金納付の年数(あるいは勤務年数)によって納付する保険料および年金受給額が異なる。つまり年齢が高い(勤務年数が高い)ほど、自己負担の保険料は低いが、年金受給額が高い。年金制度の改革時点(1990年代)における50歳代の労働者は、調査時点(2007年)に60歳代(早期高齢者世代)となっている。その年齢層の労働者に対して従来の年金制度の一部が適用されており、自己負担の保険金が相対的に少ないが、受給した年金額が相対的に高い。そのため、他の世代に比べ、早期高齢者世代で保険金を自己負担しても、幸福度が相対的に高いと考えられる。

第2に、医療保険の加入状況の影響については、医療保険未加入グループに比べ、(1)定年退職直前後世代において、混合型医療保険加入グループで幸福度が低い。(2)前期高齢者世代において、統計的な有意水準が10%であるが、その他の医療保険加入グループで幸福度が高い。(3)後期高齢者世代において、統計的な有意水準が10%であるが、都市従業員基本医療保険加入および商業医療保険のみ加入の両グループで幸福度が低い。(4)現役世代で、幸福度における医療保険加入類型間の差異が統計的に見られない。医療保険制度に加入する際に、自己負担になるケース(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が低い傾向にあるものの、主観的幸福度で加入類型間の差異が大きい。

第3に、相対所得の影響について、まず、現役世代、後期高齢者グループで準拠集団の平均値に比べて自分の所得(相対所得)が高いほど幸福度が高いが、定年退職前後世代、早期高齢者世代のいずれにおいても、相対所得が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

次に、地域内の所得格差の影響については、現役世代、定期退職直前後世代、前期高齢者世代のいずれにおいても、地域内のジニ係数が高いほど幸福度が低い傾向にある。地域ジニ係数の推定値は、現役世代が3.1713、定年退職直前後世代が5.0311、早期高齢者世代が5.0018となっている。加齢とともに、居住する地域内の所得格差が主観的幸福度に与える影響が大きくなることが確認された。その主な理由は、高齢者が個人貯蓄の取り崩しの生活に直面する

ため、その生活は年金や地域内の公的インフラ投資(たとえば、公立病院施設、高齢者に対する医療費補助金など)に強く依存していることにある。ただし、後期高齢者世代で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が、その値は 2.5347 となっており、つまり所得格差が大きいほど幸福度が下がる傾向にある。これらの分析結果により、高齢化が進んでいる中国都市部で、地域内の格差を是正する政策の実施は、現役世代および高齢者世代の well-being を向上させる可能性があることが示された。

第 4 に、所得水準の影響をみる。まず、個人レベルの所得水準については、(1)現役世代において、低所得層(所得第 1 五分位)に比べ、中所得層(所得第 3 五分位)で幸福度が高い。(2)後期高齢世代において、低所得層に比べ、中所得層(所得第 2 五分位、所得第 3 五分位)、および高所得層(所得第 5 五分位)で幸福度が低い。(3)定年退職直前後世代、早期高齢者世代で、幸福度における所得階層間の差異が統計的に有意ではない。

次に地域レベルの所得水準(一人あたり GDP)については、(1)前期高齢者世代で、一人あたり GDP が高いほど幸福度が低い一方で、後期高齢者世代で一人あたり GDP が高いほど幸福度が高い傾向にある。(2)現役世代、定年退職直前後世代のいずれにおいても、地域レベルの所得水準が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

第 5 に、高齢化の影響については、(1)早期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、高齢化率(65 歳以上の人口の割合)が低い地域に居住するグループに比べ、高齢化率が高い地域に居住するグループで主観的幸福度が高い。(2)現役世代、定年直前後世代のいずれにおいても、高齢化率が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

第 6 に、個人属性要因については、(1)各世代のいずれにおいても、学歴が高いほど幸福度が高い傾向にある。(2)各世代のいずれにおいても、幸福度における男性と女性間の差が小さい。(3)定年直前後世代で、無配偶者グループに比べ、有配偶者グループで幸福度が高い。また、後期高齢世代で、統計的な有意水準が 10%であるが、有配偶者グループで幸福度が高い傾向になる。一方、現役世代および早期高齢者世代で、配偶者の有無が幸福度に有意な影響を与えていない。(4)各世代のいずれにおいても、健康状態が良いほど幸福度が高い。

表8 主観的幸福度に関する分析結果（世代類型別）

	現役世代		定年退職直前後世代		早期高齢者世代		後期高齢者世代	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
<b>地域レベルの変数</b>								
ジニ係数	-3.1713 ***	-3.38	-5.0311 *	-1.87	-5.0018 **	-2.06	-2.5347	-0.82
一人あたりGDP	-3.780E-06	-0.96	1.170E-06	0.11	-2.160E-05 **	-2.18	2.670E-05 **	2.31
65歳以上の人口の割合	0.0131	1.36	0.0067	0.25	0.0450 *	1.85	0.0524 *	1.76
1千人あたり病床数	-0.0516	-0.88	-0.0110	-0.07	-0.3589 **	-2.39	-0.3610 **	-2.06
1千人あたり医師数	-0.0450	-0.34	0.3668	1.00	0.3745	1.12	0.3870	0.91
公衆便所数	0.0473 **	2.14	-0.0947	-1.46	0.1894 ***	3.05	-0.1887 ***	-2.81
公的教育投資額	0.0036	1.15	-0.0067	-0.80	0.0111	1.45	-0.0081	-0.83
<b>個人レベルの変数</b>								
世帯所得階層（所得第1五分位）								
所得第2五分位	0.0403	0.91	0.0722	0.61	-0.0967	-0.95	-0.3859 ***	-3.10
所得第3五分位	0.1898 ***	3.47	-0.0570	-0.37	0.0655	0.46	-0.4307 ***	-2.63
所得第4五分位	0.0999	1.47	0.0062	0.03	0.0120	0.07	-0.2870	-1.39
所得第5五分位	0.0189	0.21	-0.1570	-0.61	0.0357	0.14	-0.5446 *	-1.94
相対所得	0.2400 ***	5.34	0.1739	1.27	0.1702	1.30	0.3570 **	2.53
年齢	0.0036	0.33	2.3335	1.12	0.8416 *	1.68	0.1341	1.55
年齢の2乗	-4.950E-05	-0.36	-0.0200	-1.09	-0.0065 *	-1.68	-0.0008	-1.51
学歴（小学校）								
中学校	0.2470 ***	4.41	0.1574	1.36	0.1014	1.12	0.2539 **	2.40
高校・高専	0.2075 ***	3.77	0.0209	0.17	0.1649 *	1.72	0.5047 ***	4.88
短大	0.3236 ***	5.46	0.2190 *	1.61	0.4131 ***	3.48	0.6350 ***	4.90
大学・大学院	0.3276 ***	5.31	0.2221	1.50	0.3623 ***	2.87	0.7174 ***	4.74
男性								
家族と同居	0.1881 ***	4.72	0.3273 **	2.27	-0.0617	-0.55	0.1377	1.56
子どもあり	-0.0586	-1.19	-0.4961	-1.17	0.1143	0.26	0.2082	0.56
家族人数	-0.0230 *	-1.82	0.0319	0.88	-0.0631 **	-2.03	-0.0381	-0.99
健康状態（良くない）								
非常に良い	1.0258 ***	14.96	0.8563 ***	5.67	0.4328 ***	3.03	0.6849 ***	3.92
良い	0.5903 ***	9.12	0.5366 ***	4.38	0.3710 ***	3.62	0.6153 ***	5.81
ふつう	0.3045 ***	4.61	0.3108 ***	2.55	-0.0383	-0.39	0.3916 ***	4.15
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	0.0955 ***	2.61	-0.1039	-1.15	-0.1249	-1.49	0.2148 **	2.18
年金加入・自己負担	-0.0738 *	-1.91	-0.2467 ***	-2.05	0.2470 *	1.68	-0.1667	-0.93
年金加入・両方負担	-0.0430	-1.56	-0.0860	-1.09	0.0150	0.18	-0.0186	-0.18
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	0.0323	1.09	-0.0504	-0.66	-0.0223	-0.33	-0.1389 *	-1.78
商業医療保険のみ	0.0524	1.00	0.0281	0.15	0.0969	0.47	-0.4382 *	-1.86
その他の医療保険のみ	0.0786	1.22	-0.0348	-0.14	0.3441 *	1.81	-0.0783	-0.28
混合型医療保険	0.0628	0.94	-0.5213 **	-2.49	-0.2156	-0.68		
サンプルサイズ	11096		1588		1928		1233	
対数尤度	-9513.827		-1250.884		-1508.421		-1097.814	
決定係数	0.050		0.041		0.050		0.054	

出所：表4と同じ。

注：1）\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2）後期高齢者世代に関する分析で混合型医療保険加入のサンプルが少ないため、分析から脱落した。



### 6.3 その他のグループ別に関する分析結果

まず、男女別分析結果を表9にまとめており、以下のことが示された。

第1に、年金加入の影響については、男性グループで年金加入状態が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。一方、女性の場合、年金未加入グループに比べ、年金加入・両方負担、および年金加入・自己負担の両グループで主観的幸福度が低い。年金保険の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、女性グループが男性グループより大きいことが示された。

第2に、医療保険加入の影響については、男性の場合、医療保険未加入グループに比べ、公的医療保険のみ加入、混合型医療保険の両グループで主観的幸福度が低い。一方、女性の場合、主観的幸福度における医療保険加入類型間の差異が統計的に顕著ではない。年金保険の自己負担の効果と異なり、医療保険の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、男性グループが女性グループより大きい。

上記より、年金加入状態が女性の幸福度に強く影響を与える一方で、医療保険加入状態が男性の幸福度に強く影響を与えることがうかがえる。年金制度と医療保険制度の影響において男女間の差異が存在することが示された。

表9 主観的幸福度に関する分析結果（男女別）

	男性		女性	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）				
年金加入・勤務先負担	0.0506	1.22	0.0430	1.03
年金加入・自己負担	-0.0232	-0.47	-0.1310 ***	-2.70
年金加入・両方負担	-0.0233	-0.69	-0.0655 **	-1.98
医療保険加入状態（医療保険未加入）				
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0932 ***	-2.70	0.0507	1.58
商業医療保険のみ	-0.0732	-1.05	0.0771	1.20
その他の医療保険のみ	0.0054	0.06	0.1090	1.41
混合型医療保険	-0.1604 *	-1.90	0.1015	1.14
サンプルサイズ	7844		8001	
対数尤度	-6618.772		-6865.626	
決定係数	0.045		0.042	

出所：表4と同じ。

注：1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) ギニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況、勤務先を推定したが、掲載で省略している。

次に、勤務先類型別分析結果を表10にまとめており、以下のことが確認された。

第1に、年金の加入状況が国有企業、外資系企業に勤める労働者および個人企業における主観的幸福度に影響を与えている。具体的に年金未加入グループに比べ、国有企業で年金加入グループのいずれにおいても幸福度が高い。外資系企業で、年金加入・勤務先負担、年金加入・両方負担グループのいずれにおいても主観的幸福度が高い。また個人企業において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高いが、年金加入・両方負担グループで幸福度が低い傾向にある。

第2に、医療保険加入が官公庁・政府関連機関、集団企業および外資系企業に勤める労働者の幸福度に影響を与えている。具体的に医療保険未加入グループに比べ、官公庁・政府関連機関で商業医療保険のみに加入したグループの幸福度が低い。集団企業および外資系企業のいずれにおいても公的医療保険のみに加入したグループの幸福度が低い。

地域別分析結果を表11にまとめている。地域によって、年金および医療保険の加入状態が主観的幸福度に与える影響は異なることが示された。

第1に、年金未加入グループに比べ、年金加入・勤務先負担グループで主観的幸福度が高い傾向にある(安徽省、河南省、重慶市)。一方、年金加入・自己負担グループ(浙江省、四川省)、年金加入・両方負担グループ(江蘇省、浙江省)で主観的幸福度が低い。安徽省、河南省、重慶市は経済発展のレベルが相対的に低い地域、江蘇省、浙江省は経済発展のレベルが相対的に高い地域である<sup>14</sup>。これらの分析結果により、経済発展のレベルが低い地域および高い地域のいずれにおいても、年金の個人負担が高いほど主観的幸福度が低い傾向にあり、これらの地域で年金の自己負担率を引き上げると、主観的幸福度が低下する可能性が存在することが示された。

第2に、医療保険未加入グループの比べ、上海市、河南省の両地域において都市従業員基本医療保険のみグループで幸福度が低い。安徽省で都市従業員基本医療保険のみグループで幸福度が高い。また、上海市、四川省のいずれにおいても混合型医療保険グループで幸福度が低い。河南省で混合型医療保険グループの幸福度が高い傾向にある。経済発展のレベルが相対的に低い地域(安徽省、河南省)で都市従業員基本医療保険制度の実施は主観的幸福度を高める効果を持つことが示された。

---

<sup>14</sup> 『中国統計年鑑2008』に基づいて計算した結果、地域別一人あたりGDPは、安徽省、河南省、重慶市、江蘇省、浙江省はそれぞれ13.3万元(安徽省)、17.7万元(河南省)、16.1万元(重慶市)、37.2万元(江蘇省)、40.9万元(浙江省)となっている。

表 10 主観的幸福度に関する分析結果（勤務先別）

	官公庁・政府関連機関		国有企業		集団企業	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0138	0.21	0.5170 ***	3.73	-0.2267	-1.10
年金加入・自己負担	-0.0311	-0.30	0.3447 **	2.07	0.1597	0.58
年金加入・両方負担	-0.0145	-0.26	0.2463 **	2.06	-0.1984	-1.33
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0454	-0.78	0.0052	0.06	-0.3556 ***	-2.60
商業医療保険のみ	-0.2380 **	-2.31	0.2587	1.50	-0.3184	-1.23
その他の医療保険のみ	-0.0185	-0.13	-0.0867	-0.42	-0.0712	-0.28
混合型医療保険	-0.0884	-0.75	-0.0936	-0.58	0.1950	0.58
サンプルサイズ	3460		1754		579	
対数尤度	-2854.244		-1473.694		-470.962	
決定係数	0.049		0.050		0.088	

（続き）

	民営企業		外資系企業		自営業	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0885	0.83	0.5628 *	1.85	0.3928 **	2.31
年金加入・自己負担	-0.1258	-1.35	0.0057	0.01	0.0583	0.64
年金加入・両方負担	-0.0787	-1.01	0.5698 **	2.31	-0.3156 **	-2.55
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ	0.0104	0.14	-0.4180 *	-1.92	-0.0397	-0.45
商業医療保険のみ	0.0668	0.52	-0.3917	-1.10	-0.0569	-0.39
その他の医療保険のみ	0.1966	1.08	-1.0962	-1.52	-0.2761	-1.46
混合型医療保険	-0.2143	-0.91	-0.2040	-0.69	0.1806	0.75
サンプルサイズ	1731		391		1135	
対数尤度	-1472.225		-296.809		-923.630	
決定係数	0.058		0.117		0.097	

出所：表4と同じ。

注：1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 後期高齢世代に関する分析で混合型医療保険加入のサンプルが少ないため、分析から脱落した。

3) ジニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、性別、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況を推定したが、掲載で省略している。

表 11 主観的幸福度に関する分析結果（地域別）

	上海		江蘇		浙江		安徽	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	-0.0433	-0.36	0.0862	0.70	0.1071	0.80	0.2377 **	2.47
年金加入・自己負担	-0.3540	-1.31	0.0107	0.08	-0.2865 **	-2.28	-0.0900	-0.79
年金加入・両方負担	0.1328	1.11	-0.2792 ***	-3.49	-0.3031 ***	-3.20	-0.0638	-0.72
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	-0.3626 ***	-2.61	0.1192	1.53	-0.0734	-0.92	0.2393 ***	3.06
商業医療保険のみ	-0.0870	-0.41	-0.2291	-1.16	-0.2285	-1.23	-0.1785	-1.07
その他の医療保険のみ			-0.0830	-0.26	-0.0220	-0.08	-0.2604	-1.53
混合型医療保険	-0.3735 **	-2.26	-0.0249	-0.11	-0.2413	-0.87	-0.1430	-0.29
サンプルサイズ	1458		1674		1664		1578	
対数尤度	-1080.282		-1412.833		-1329.750		-1193.663	
決定係数	0.093		0.076		0.073		0.112	

（続き）

	河南		湖北		広東		重慶	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	0.2182 ***	2.68	0.1139	1.19	-0.0816	-0.77	0.5777 ***	3.65
年金加入・自己負担	0.0768	0.55	0.1482	1.21	-0.1052	-1.07	-0.0377	-0.25
年金加入・両方負担	0.1340	1.64	-0.0228	-0.20	-0.0806	-1.06	-0.0757	-0.73
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	-0.1241 *	-1.72	0.1278	1.29	0.0712	0.98	-0.0922	-0.97
商業医療保険のみ	0.0320	0.25	0.1278	0.80	0.0235	0.19	-0.0372	-0.20
その他の医療保険のみ	0.3062 ***	2.66	0.2658	1.07	0.1846	1.47	-0.4078	-1.49
混合型医療保険	0.9167 ***	3.64	-0.1497	-0.31	0.0928	0.58	0.7439	1.43
サンプルサイズ	1726		1075		1596		1130	
対数尤度	-1403.242		-941.551		-1448.850		-845.258	
決定係数	0.071		0.079		0.047		0.120	

（続き）

	四川	
	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）		
年金加入・勤務先負担	-0.1773	-1.50
年金加入・自己負担	-0.2324 **	-2.38
年金加入・両方負担	0.0535	0.70
医療保険加入状態（医療保険未加入）		
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0297	-0.41
商業医療保険のみ	0.0248	0.17
その他の医療保険のみ	0.5590	0.99
混合型医療保険	-0.5324 **	-2.53
サンプルサイズ	1660	
対数尤度	-1392.829	
決定係数	0.051	

出所：表4と同じ。

注：1）\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

- 2）ジニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況、勤務先を推定したが、掲載で省略している。

## 7.まとめ

本稿では、2007年中国家計所得調査における都市部調査の個票データ(CHIP2007)を用いて、年金・医療保険制度の加入が中国都市戸籍住民における主観的幸福度に与える影響に関する実証分析を行った。実証分析から得られた主な結論は、以下の通りである。

第1に、年金保険加入の影響については、全体的に年金未加入グループに比べ、年金に加入しているグループで、保険料が自己負担となると、幸福度が低下する。世代類型間の差異については、現役世代において年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い一方で、年金加入・自己負担グループで幸福度が低く、定年退職直前後世代および早期高齢者世代において年金加入・自己負担グループで幸福度が低い。また後期高齢者世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。

第2に、医療保険加入の影響については、(1)全体的に主観的幸福度に与える影響で医療保険の加入類型間の差異が顕著ではない。(2)医療保険制度に加入する際に、自己負担になるケース(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が低い傾向にある。

第3に、世代類型、性別、勤務先類型、地域ごとによって、年金制度加入状態、医療保険制度加入状態が主観的幸福度に与える影響は異なっている。中国都市部で公的年金・医療保険制度の制定・実施が多様化となるとともに、制度の影響には各グループ間の差異が存在することが明らかになった

第4に、相対所得の影響については、(1)準拠集団との乖離度が大きいほど幸福度が低い傾向にあり、相対所得仮説が支持された。また地域内のジニ係数が高いほど幸福度が低い。(2)現役世代で相対所得が高いほど幸福度が高いが、定年退職前後世代、早期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、相対所得が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。また、現役世代、前期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、地域内の所得格差が大きいほど幸福度が低い。

第5に、所得水準の影響については、(1)個人レベルで低所得層(所得第1五分位)に比べ、中所得層(所得第3五分位)で幸福度が高いが、幸福度に与える影響における低所得層と高所得層間の差異が小さい。(2)地域レベルの所得水準(一人あたりGDP)が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。マクロレベルの集計データ(aggregation data)の分析結果によると、アメリカや日本などの先進国における「幸福のパラドックス」の現象は中国都市部においても存在していることがうかがえる。(3)世代類型間の差異については、低所得層に比べ、現役者世代

において中所得層で幸福度が高いが、後期高齢者世代において中所得層、高所得層のいずれにおいても幸福度が低い。また前期高齢者世代で地域レベルの所得水準が高いほど幸福度が低い。一方、後期高齢者世代で地域レベルの所得水準が高いほど幸福度が高い傾向にある。

これらの実証分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第1に、実証分析の結果によると、年金加入の保険料は勤務先が負担すれば、現役世代および後期高齢者世代で主観的幸福度が高い一方で、保険料が自己負担になると、定年退職直前後世代および早期高齢者世代で幸福度が低いことが明らかになった。また医療保険制度に加入する際に自己負担になるグループ(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が相対的に低いことが示された。政府は年金・医療保険などの社会保障制度の実施を通じて国民の well-being を向上させる目的としたら、今後公的年金・医療保険制度への加入を促進すると同時に、社会保障制度における国家・企業・個人の負担や公的社会保障制度と私的保険制度の棲み分けのあり方に関して検討すべきであろう。

第2に、保険料の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、定年退職直前後世代および早期高齢者世代が他の世帯より大きいことがうかがえる。定年退職直前後世代および早期高齢者世代の労働者は国有企業の改革や社会保障制度の移行の痛みをより多く受けているようだ。計画経済から市場経済への体制移行の過程において、個人負担における世代間の不公平性の問題を考慮する必要がある。

第3に、加齢とともに居住する地域内の所得格差が主観的幸福度に与える影響が大きくなることが確認された。高齢化が進んでいる中国都市部で、現役世代および高齢者世代の両グループの well-being を向上させるため、地域内の所得格差を是正する政策は求められる。

最後に本稿の限界を指摘しておきたい。まず 2007 年以降、都市住民基本医療保険制度がスタートしているが、データの制約上で本稿の分析ではこの制度の影響が含まれていない。また中国で都市部より、農村部で社会保障制度の実施が遅れている。農村に居住する者を対象とする実証分析も重要な課題となっている<sup>15</sup>。次に主観的幸福度に関するクロスセクション分析で個人間の異質性の問題が残っているため、パネルデータの分析も必要であろう。中国の調査データを整備したうえで、この課題に関するさらなる分析は今後の課題としたい。

---

<sup>15</sup> 中国における農村戸籍住民の幸福度に関する実証分析については、Knight, Song and Gunatilaka (2009)、Knight and Gunatilaka (2010a,b)、Akay et al. (2012)などを参照されたい。しかし、これらの研究では社会保障制度の影響に関する分析がまだ行われていない。

## 参考文献:

### 日本語

- 伏見俊行・馬欣欣(2014)『格差問題と税制』ぎょうせい(近刊)。
- 筒井義郎(2010)「幸福度研究の課題」大竹文雄・白石小百合・筒井義郎『日本の幸福度』日本評論社。
- 大塚正修・日本経済研究センター (2002)『中国社会保障改革の衝撃』勁草書房。
- 塚本隆敏 2006.『中国国有企業の改革と労働・医療保障』大月書店。
- 張紀濤(2001)『現代中国社会保障論』創成社。
- 劉曉梅(2000)「中国における医療保障制度の改革」『海外社会保障研究』第130号、86-95頁。
- 馬欣欣(2014)「中国における社会保障制度の変遷と医療保険制度の改革(その2) 都市部における医療保険制度の変遷」『ファーマテックジャパン』Vol.30, No.1, pp.91-96。

### 中国語

- 何平 2005.「中国医療保険制度評価と展望」『社会保障研究』2005年第2期。
- 郭有徳・王煥華 2002.「中国医療保険制度改革の再思考」『人口と経済』2002年第1期。
- 林楓 2004.「構建可持續發展的社会医療保障体系」『中国社会保障』2004年第11期。
- 羅楚亮(2006)「城鄉分割、就業狀況与主觀幸福感差異」『經濟学(季刊)』第5卷第3期、817 - 840頁。
- 羅楚亮(2009)「絶対収入、相对収入与主觀幸福度」『財經研究』第35卷第11期、79 - 91頁。
- 王延中 2000.「完善医療保険制度改革の几个問題」『經濟学家』2000年第3期。

### 英語

- Akay, A., A., O. Bargain and K.F. Zimmermann (2012) "Relative concerns of rural-to-urban migrants in China," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.81, pp.421-441.
- Akerlof, G. A. and J. K. Yellen (1990) "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, pp.255-284.
- Alesina, A., R. Di Tell and R. MacCulloch (2004) "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?" *Journal of Public Economics*, Vol.88, pp.2009-2042.
- Appleton, A. and L. Song (2008) "Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinants," *World Development*, Vol.36, No.11, pp.2325-2340.
- Bender, K. A. and S. Heywood (2006) "Job Satisfaction of the Highly Educated: The Role of Gender, Academic Tenure, and Earnings," *Scottish Journal of Political Economy*, 53(2), pp. 253

- Boskin, M. and E. Sheshinski (1978) "Optimal Redistributive Taxation when Individual Welfare Depends upon Relative Income," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.92, pp.589-601.
- Brockmann, H., J. Delhey, C. Welzel and H. Yuan (2009) "The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy," *Journal of Happiness Studies*, Vol.10, pp.387-405.
- Cappelli, P. and P.D. Sherer (1988) "Satisfaction, Market Wages, and Labor Relations: An Airline Study," *Industrial Relations*, Vol.27, No.1, pp.57-73.
- Chen, W. (2012) "How Education Enhances Happiness: Comparison of Mediating Factors in Four East Asian Countries," *Social Indicators Research*, 106, pp.117-131.
- Clark, A. E. and A. Oswald (1996) "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, Vol.8, pp.233-242.
- Clark, A. E. (2003) "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data," *Journal of Labor Economics*, Vol.21, pp.323-351.
- Duesenberry, J. S. (1949) *Income, Savings, and the Theory of Consumer Behaviour*, Cambridge: Harvard UP.
- Easterlin, R. A. (1974) "Does Economic Growth Improve the Human Lot?" in David, P. A. and W. B. Melvin (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Stanford University Press, New York.
- Easterlin, R. A. (2001) "Income and Happiness: Toward a Unified Theory," *The Economic Journal*, Vol.111, pp.465-484.
- Frank, R. H. (1985) "Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status," Oxford University Press, Oxford.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) "Income and Well-Being: an Empirical Analysis of the Comparison Income Effect," *Journal of Public Economics*, Vol.89, pp.997-1019.
- Graham, C., L. Higuera and E. Lora (2011) "Which Health Condition Cause the most Unhappiness?," *Health Economics*, Vol.20, pp.1431-1447.
- Hamermesh, D. (1977) "Economic Aspects of Job Satisfaction," in Ashenfelter, O. and W. Oates (eds.) *Essays of Labor Market Analysis*, Wiley, New York.
- Jiang, S., M. Lu and H. Sato (2011) "Identity, Inequality, and Happiness: Evidence from Urban China," *World Development*, Vol.40, No.6, pp.1190-1200.



- Kapteyn, A. B. M. S van Praag and F. G. van Herwaarden (1978) "Individual Welfare Functions and Social Preference Spaces," *Economic Letters*, Vol.1, pp.173-177.
- Knight, J., L. Song and R. Gunatilaka (2009) "Subjective Well-being and its Determinants in Rural China," *China Economic Review*, Vol. 20, pp.635-649.
- Knight, J. and R. Gunatilaka (2010a) "The Rural-Urban Divide in China: Income but not Happiness?" *Journal of Development Studies*, Vol. 46, No.3, pp.506-534.
- Knight, J. and R. Gunatilaka (2010b) "Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China," *Journal of Development Studies*, Vol.38, No.1, pp.113-124.
- Layard, R. (1980) "Human Satisfaction and Public Policy," *Economic Journal*, 90, pp.737-750.
- Levy-Garboua, L. and C. Montmarquette(2004) "Reported Job Satisfaction: What Does it Mean?" *Journal of Socio-Economics*, Vol.33, No.2, pp.135-151.
- Leibenstein, H. (1950) "Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumer's Demand," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.64, No.2, pp.183-207.
- Morawatz, D., E. Atia, G. Bin-Nun, L. Felous, Y. Gariplerden, E. Harris, S. Soustile, G. Tombros and Y. Zarfaty (1977) "Income Distribution and Self-Rated Happiness: Some Empirical Evidence," *The Economic Journal*, Vol.87, No.347, pp.511-522.
- Oshio, T. and M. Kobayashi(2011) "Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan," *Journal of Happiness Study*, Vol.12, pp.633-649.
- Senik, C. (2004) "When Information Dominates Comparison Learning from Russian Subjective Panel Data," *Journal of Public Economics*, Vol.88, pp.2099-2123.
- Sloane, P. J. and H. Williams (2000) "Job Satisfaction, Comparison Earning and Gender," *Labor*, Vol.14, pp.473-502.
- Smyth, R., I. Nielsen and Q. Zhai (2010) "Personal Well-being in Urban China," *Social Indicators Research*, Vol.95, pp.231-251.
- Vendrik, M. C. M. and G. B. Woltjer(2007) "Happiness and Loss Aversion: Is Utility Concave or Convex in Relative Income?" *Journal of Public Economics*, Vol. 91, pp.1423-1448.
- Wang, P. and T. J. VanderWeele (2011) "Empirical Research on Factors Related to the Subjective Well-Being of Chinese Urban Residents," *Social Indicators Research*, Vol.101, pp.447-459.

付表1 中国都市戸籍住民における所得関数

	推定係数	t 値
教育年数	0.0347 ***	15.61
経験年数	-0.0037 *	-1.95
経験年数の二乗	0.0001 **	2.03
健康状態（良くない）		
非常に良い	0.1951 ***	7.93
良い	0.1849 ***	8.41
ふつう	0.1121 ***	5.07
男性	0.0122	1.26
有配偶者	0.1988 ***	10.97
勤務状況（非就業者 + その他）		
官公庁	0.3654 ***	15.97
事業単位	0.2721 ***	17.95
国有企業	0.2546 ***	15.28
集団企業	0.1123 ***	4.45
民営企業	0.1228 ***	6.92
外資系企業	0.3957 ***	12.95
自営業者	0.0844 ***	4.18
地域（上海市）		
江蘇省	-0.2196 ***	-11.41
浙江省	-0.1032 ***	-5.24
安徽省	-0.4769 ***	-23.14
河南省	-0.6184 ***	-31.13
湖北省	-0.4615 ***	-19.15
広東省	0.2876 ***	14.86
重慶市	-0.4539 ***	-19.51
四川省	-0.4614 ***	-22.6
定数項	10.1855 ***	268.41
サンプルサイズ	15847	
調整済み決定係数	0.3002	

出所：CHIP2007により計算。

注：\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。