

中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動の要因分析

——医療保険加入の類型およびその選択の決定要因——

ま 馬 きん 欣 きん 欣

《要 約》

本稿では、中国家計調査における都市部調査の個票データを用い、医療保険の加入行動を類型化したうえで、都市戸籍住民における医療保険の加入行動のメカニズムに関する実証分析を行い、以下の結論が得られた。第1に、都市従業員基本医療保険制度の加入については、自営業者、個人企業の雇用者グループで年齢の上昇とともにその加入確率が高くなり、逆選択仮説が支持された。また低所得層グループに比べ、中・高所得層で医療保険の加入確率が高く、流動性制約仮説も支持された。第2に、低所得層に比べ、中・高所得層で都市部従業員基本医療保険、商業医療保険、混合型医療保険のいずれにも加入する確率が高い。2007年時点に低所得層グループで、公的医療保険制度と私的医療保険制度の両方によってカバーされない者が存在し、医療保険加入の格差の問題が存在していたことがうかがえる。第3に、就業部門によって各要因が医療保険の加入に与える影響は異なる。たとえば、官公庁・事業部門、国有企業、集団企業・民営企業のいずれにおいても、低所得層に比べ、中・高所得層で公的医療保険の加入確率が高い。一方、外資系企業でその加入確率における所得階層間の差異が小さい。

はじめに

- I 中国都市部における医療保険制度の変遷および現状
- II データから観察された中国都市部における医療保険制度の加入状況
- III 計量分析の枠組み
- IV 計量分析の結果
おわりに

はじめに

発展途上国としての中国で、一人っ子政策など人口抑制政策が実施されたことにより、少子

化・高齢化が進んでいる。こうした背景下で、社会保障制度の設定・実施は政府にとって重要な課題となっている。市場化の改革とともに、社会保障制度は旧体制から新体制へ移行しつつあり、医療保険制度も大きく変化した。

現在の中国では、多様な医療保険制度が実施されている。たとえば、都市戸籍住民を対象とする医療保険のなかで、カバーする人数が多いのは公的医療保険としての都市従業員基本医療保険と都市住民基本医療保険である。それ以外に、社会福祉政策としての医療救助制度、私的

医療保険としての商業医療保険、企業の福利厚生としての企業補充医療保険は、公的医療保険の補助として実施されている。

多様な医療保険制度の実施は、労働者の多様な需要に応じるようになったが、現行の医療保険制度には主に2つの問題点があると考えられる。第1に、就業部門によって医療保険制度の加入状況が異なる可能性がある。たとえば、都市従業員基本医療保険制度では、企業が保険料の一部を納付することが義務付けられているが、国有部門は計画経済期の公的医療制度の影響を受けており、保険料を納付する企業が多い。一方で、非国有部門（たとえば、中小民营企业など）は厳しい競争市場に直面しており、人件費を削減するため、保険料の負担を忌避する可能性が高いと考えられる〔中兼2000〕^{〔注1〕}。第2に、所得格差による医療保険加入の格差の問題が存在する可能性がある。アメリカや日本などの先進国では、所得格差による健康格差を是正するため、低所得層をターゲットとした公的医療保険が実施されている。つまり公的医療保険制度は所得再分配のひとつの手段として実施されている^{〔注2〕}。一方、2007年までの中国都市部では貧困層のごく一部が医療救助制度によってカバーされていたが、公的医療保険と私的医療保険のいずれも、低所得層をターゲットとしていなかった。したがって、2007年まで、公的医療保険制度が改革されるとともに、低所得層は従来の「無料医療」から「無医療」（医療費が高いため、医療サービスへのアクセスができない）状況に置かれていた可能性がある。こうした就業格差、所得格差による医療格差の問題が深刻化すれば、社会公平性の問題が問われ、社会が不安定になる恐れがあると考えられる。2007年に

政府が都市従業員基本医療保険に加入できない者を適用対象とした都市住民基本医療保険制度を実施した主な目的は、その格差を是正することにあるのではないか^{〔注3〕}。上記の問題点を明らかにした上で、今後の医療保険制度の改革を提言するため、所得や就業部門などの要因がどの程度医療保険の加入行動に影響を与えるのかに関する実証研究は、重要な課題となっている。

医療保険の加入行動については、供給側（政府・企業・保険会社）と需要側（個人）の両方の要因を考慮する必要があるが、データの制約上、本稿は需要側の要因に焦点を当てる。個人が医療保険に加入する行動のメカニズムに関する経済学の説明には、逆選択仮説と流動性制約仮説がある。逆選択仮説によると、保険市場に情報の非対称性の問題が存在し、健康状態に関する情報は被保険者が保険者より相対的に多いため、健康状態が良い者に比べ、健康状態が悪い者は、支払う医療費が相対的に高いことを予測して医療保険に加入する可能性が高いことが説明されている。また流動性制約仮説によれば、医療保険に加入する際に保険料を支払う必要があるため、医療保険に加入する可能性は高所得層が低所得層より高いと述べられている。ただし、2つの仮説が成立するかどうかについて、実証研究の結果が一致していない。たとえば、アメリカを対象とした先行研究では、Wolfe and Goddeeris [1991], Shaefer, Grogan, and Pollack [2011] は、健康状態が悪いグループおよび低所得層で、私的医療保険から公的医療保険に変更する確率が高い傾向にあり、公的医療保険の加入行動において逆選択仮説および流動性制約仮説のいずれも支持されたことを明示している。一方、Madden et al. [1995], Drehr et al. [1996],

Bograd et al. [1997], Swartz and Garnick [2000], Long and Marquis [2002] は、健康状態が公的医療保険の加入行動に与える影響は統計的に有意ではなく、つまり逆選択仮説が支持されなかったと述べている。次に、発展途上国を対象とした実証研究について Kimani et al. [2012] はケニアの都市住民を分析対象にし、高所得層である正規雇用者グループで公的医療保険制度に加入する確率が高く、流動性制約仮説が支持され、公的医療保険制度は格差を是正する効果をもっていないと述べている。一方、Hofter [2006], Pardo and Schott [2012] は、チリで健康状態が悪いグループ、低所得層グループ、低学歴者グループ、自営業者グループのいずれも公的医療保険制度に加入する確率が高く、逆選択仮説および流動性制約仮説のいずれも支持されたことを示している。

この課題に関する中国都市住民を対象とした実証分析はまだ少ないが、2つの研究が挙げられる。周 [2003] は中山大学発展研究センターが2000年に実施した「広東省社会変遷基本調査」の個票データを活用し、1998年都市従業員基本医療保険に任意的に加入する者（民营企业・個人企業の事業主とその従業員、自由職業者）を分析対象とし、健康状態が良い者グループ、若年層グループ、失業者グループのいずれにおいても、その医療保険に加入する確率は低く、逆選択仮説および流動性制約仮説のいずれも支持されたと述べている。Lin, Liu, and Chen [2009] は、2007年都市住民基本医療保険の加入行動について、北京大学が2008年に実施した調査の個票データ^(注4)を活用し、中所得層に比べ、低所得層および高所得層で加入確率が高く、つまり所得と加入確率はU字型の関係にあ

ること、および過去1年間に慢性病をもつ者がその医療保険に加入する確率が高く、逆選択仮説が支持されたことを明示している。

中国都市部における医療保険の加入行動に関する実証研究は進んでいるが、先行研究にはいくつかの課題が残されている。第1に、欧米の先進国と異なり、体制移行期における中国都市部の労働市場は就業部門（たとえば国有部門と非国有部門）によって分断されている^(注5)。特に1998年から実施されている都市従業員基本医療保険制度は従来の国有部門で実施された公的医療保険制度に基づいて改革されたものであるため、医療保険の加入行動を分析する際に、国有部門と非国有部門の差異を考慮する必要がある。しかし、先行研究では就業部門間の差異に着目しておらず、就業部門がどの程度医療保険の加入確率に影響を与えているのか、また各要因の影響が就業部門によって異なるのかが明らかになっていない。第2に、体制移行期の中国都市部では、医療保険制度の種類が増えるとともに、医療保険加入の類型は多様化している。たとえば、都市戸籍住民は、①公的医療保険制度のみに加入するパターン、②私的医療保険のみに加入するパターン、③両者に同時に加入するパターン（混合型医療保険）、④いずれの医療保険にも加入しないパターンの4種類から選択する可能性がある。特に、体制移行期、私的医療保険は発展してきた。私的医療保険の加入行動のメカニズムを解明することも重要な研究課題となっている。しかし、これまでの先行研究のいずれも、公的医療保険制度の加入行動のみに着目しており、どの要因が私的医療保険の加入に影響を与えるのかが明確ではない。

そこで本稿では、2008年にオーストラリア国

立大学、オックスフォード大学、北京師範大学、中国社会科学院などの研究機関および国家統計局によって実施された中国家庭所得調査（Chinese Household Income Project Survey: CHIP）の個票データ（以下、「CHIP2007」）を用い^(注6)、医療保険の加入を類型化したうえで、計量分析を通じて、(1)中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動で逆選択仮説、流動性制約仮説は成立するのか（課題1）、(2)どの要因が公的医療保険（本稿では、都市従業員基本医療保険）^(注7)、私的医療保険および混合型医療保険の加入行動に影響を与えるのか（課題2）、(3)就業部門によって各要因の影響が異なるのか、つまり就業部門ごとに医療保険の加入行動のメカニズムが異なるのか（課題3）、の問題を明らかにする。本稿の主な特徴は、まず、医療保険加入の類型に分けてそれぞれの分析を行うことにある。特に私的医療保険の加入行動に関する分析は、中国を対象とする初めての実証研究となる。また、課題1、課題2の分析結果の一部を用いて先行研究との比較ができる。さらに、課題2における就業部門、戸籍制度など中国特有の制度的要因の影響に関する分析結果、および課題3に関する就業部門別分析結果は、欧米を対象とした仮説検証に関する実証研究の補完となり、本研究から得られた新たな知見として位置づけられる。

本稿の構成は、以下の通りである。第Ⅰ節では中国都市部における医療保険制度の変遷および現状の整理、第Ⅱ節では医療保険の加入状況の把握と類型別分布状況の検討を行う。第Ⅲ節で計量分析の枠組みを説明し、第Ⅳ節で計量分析の結果について述べる。最後に結論および政策示唆をまとめる。

I 中国都市部における 医療保険制度の変遷および現状

体制移行期の中国都市部で実施された医療保険は主に、公的医療保険、私的医療保険、その他の医療保険の3つに分けられる。以下では、公的医療保険制度の変遷を整理した上で、本稿の分析対象となった各種の医療保険制度の特徴について述べる（表1）。

まず、2013年時点で実施され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ため、以下では公的医療制度の変遷を回顧する。計画経済期の公的医療制度は、労働保険医療制度と公費医療制度の2つから成り立っていた。労働保険医療制度は1951年の「中国労働保険条例」によって公布され、1953年に一部が修正された。その適用対象は主に都市部における国有企業、一部の集団企業に勤務する従業員および退職者であるが、企業は従業員の扶養家族に対しても医療費の5割を負担するようになった。財源は企業の福利基金および営業外支出となるが、不足部分は企業利益から繰り入れられる。また、公費医療制度は、1952年の「全国各級人民政府・党派・団体およびその所属事業機関の政府職員に対する公費医療予防の実施に関する指示」によって実施されていた。適用対象は各級政府部門、党派、人民団体、事業部門（文化・教育・医療・研究などの政府部門に関連する機関）の職員、離職・退職者、在宅休養の二等乙級以

表1 体制移行期の中国都市部における医療保険制度の種類と分析対象の比較

性質	種類	制度の適用対象	保険料支払い	実施時期	本稿の分析対象	先行研究の 分析対象
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	分析対象	分析対象 [周 2003]
		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	分析対象外	分析対象 [Lin et al. 2009]
	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	1980年代以降	分析対象	分析対象外
私的医療 保険	医療救助制度 企業補助医療 保険	都市戸籍を有する貧困層	減免制	1950年代以降	分析対象	分析対象外
		企業従業員の一部分	企業によって異なる	1980年代以降	分析対象	分析対象外

（出所）筆者作成。

上の革命障害軍人および在学中の大学生で、財源はすべて国家財政予算の負担である。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」に近いものである。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、公的医療費が高騰し、政府の医療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」、「深圳モデル」など）が行われた^(注8)。「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务院決定」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を就業部門で統一する公的医療保険制度がスタートした^(注9)。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、事業部門、社会团体など）の従業員である。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パーセント、従業員個人が賃金総額の2パーセントをそれぞれ納付する。雇用側負担部分の30パーセント（1.8パーセント）および個人負担部分の全額（2パーセント）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パーセント）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パーセントを超えると、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。その金額を超えた場合、個人または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。

また、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。具体的には、政府は年間1人当たり120元の保険料を負担する一方、個人負担の保険料は、在学中の学生（小・中・高・大学生）、非就業者などの身分、および地域によって異なっている。個人負担の保険料はおおむね定額制であり、その金額はほぼ年間200元以下となっている。そのため、低所得層ほど個人負担の保険料が所得に占める割合が多くなり、つまり保険料負担の逆進性の問題が存在していると考えられる。

次に体制移行期、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）が発展してきた。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。しかし当時、医療保険制度は公費医療保険および労働保険医療制度を中心として、医療費はほとんど国家あるいは雇用側が負担するため、私的医療保険に対する需要はまだ少なかった。前述したように、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。それにともなって、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・保険商品として開発した。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。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充的な機能を果たしている。私的医療保険の主な特徴としては、保険料の支払いが応能原則に基づくものであること、およびその加入が任意的であることが挙げられる。

それ以外には、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対象としたものであり、各地域の民政部が適用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は異なっている。適用対象になると、保険料負担がなくなり、医療費の全額が減免されるが、その制度によってカバーされる者は少ない。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。

II データから観察された中国都市部における医療保険制度の加入状況

本節では、CHIP2007に基づいて、都市部における医療保険の加入状況を把握する。以下では、医療保険加入の類型を都市従業員医療保険制度のみ加入、商業保険のみ加入、その他の医療保険のみ加入、混合型医療保険加入^(注10)、医療保険未加入の5つに分けて、それぞれの分布状況を検討する。

1. 就業部門別医療保険制度の加入状況

表2は就業部門別医療保険加入のタイプの分布の割合を、官公庁、事業部門、国有企業、集団企業、民営企業、外資系企業、自営業者、非就業者の8つの就業部門に分けて示している。官公庁、事業部門、国有企業^(注11)を国有部門とし、集団企業、外資系企業、民営企業を非国有部門としている。これらの集計結果により、以下のことが示された。

第1に、都市従業員基本医療保険制度のみに加入した者の割合は、国有部門（官公庁63.95パーセント、事業部門61.68パーセント、国有企業64.11パーセント）が非国有部門（集団企業56.32パーセント、民営企業54.50パーセント、自営業者40.34パーセント）より多いが、非国有部門のひとつである外資系企業での割合は65.65パーセントでもっとも多い。非国有部門グループにおいて都市従業員基本医療保険制度のみに加入した者の割合では、外資系企業と非外資系企業（集団企業・民営企業）間の差異が存在することが見て取れる。また、自営業者・非就業者におけるその割合（自営業者40.34パーセント、非就業者46.61パーセント）がもっとも少ない。

第2に、商業保険制度のみに加入した者の割合は、自営業者が8.90パーセントでもっとも多く、次いで民営企業が7.44パーセント、事業部門が7.13パーセントとなっている。一方、非就業者におけるその割合は5.11パーセントでもっとも少ない。

第3に、混合型医療保険に加入した者の割合は、外資系企業が10.55パーセントでもっとも多く、次いで国有部門（官公庁3.15パーセント、事業部門3.60パーセント、国有企業3.71パーセント）が約3パーセントとなっている。一方、民営企

表2 就業部門別医療保険加入の種類の分布

(単位：%)

	官公庁	事業部門	国有企業	集団企業	民間企業	外資系企業	自営業者	非就業者
都市従業員基本医療保険のみ	63.95	61.68	64.11	56.32	54.50	65.05	40.34	46.61
商業医療保険のみ	5.65	7.13	5.45	6.91	7.44	6.15	8.90	5.11
その他の医療保険	2.82	3.38	3.33	5.59	3.97	2.43	5.52	3.77
混合型医療保険	3.15	3.60	3.71	2.65	1.61	10.55	2.99	0.83
医療保険未加入	24.43	24.21	23.40	28.53	32.48	15.82	42.25	43.68

(出所) CHIP2007より計算。

(注) 混合型医療保険：都市部従業員基本医療保険＋商業医療保険

都市部従業員基本医療保険＋その他の医療保険

商業医療保険＋その他の医療保険

都市部従業員基本医療保険＋商業医療保険＋その他の医療保険

業が1.61パーセントでもっとも少ない。

第4に、医療保険に加入しなかった者の割合は、外資系企業が15.82パーセントでもっとも少なく、次いで国有部門（官公庁24.43パーセント、事業部門24.21パーセント、国有企業23.40パーセント）が約2割、非国有部門（集団企業28.53パーセント、民間企業32.48パーセント）が約3割となっている。一方、自営業者・非就業者グループ（自営業者42.25パーセント、非就業者43.68パーセント）においてはその割合が4割超でもっとも多い。2007年時点で医療保険に加入しなかった者の割合は15.82～43.68パーセントとなっており、国民皆保険という政府の目標を達成するにはまだ遠かったことがうかがえる。

これらの集計結果より、公的医療保険および私的医療保険に加入していた者の割合は、外資系企業に勤める従業員グループがもっとも多く、国有部門に勤める従業員グループが中間値となっており、自営業者・非就業者グループがもっとも少ないことが示された。

2. 所得階層別医療保険制度の加入状況

所得が医療保険加入の種類の選択行動に与える影響を考察するため、表3に所得階層別医療保険加入種類の分布の割合をまとめた。所得階層^(注12)を、高所得層（第5五分位）、中の上所得層（第4五分位）、中の中所得層（第3五分位）、中の下所得層（第2五分位）、低所得層（第1五分位）の5つに分けて集計した。

第1に、都市従業員基本医療保険制度のみに加入した者の割合は、中の上所得層が63.36パーセントでもっとも多く、低所得層が50.18パーセントでもっとも少ない。低所得層グループで約半数は都市従業員基本医療保険に加入していなかったことが目立っている。

第2に、商業保険制度のみに加入した者の割合は、高所得層（6.74パーセント）、中所得層（中の上6.96パーセント、中の中6.88パーセント、中の下6.52パーセント）、低所得層（6.86パーセント）間の差異が小さい。

第3に、混合型医療保険に加入した者の割合は、高所得層（8.03パーセント）がもっとも多く、

表3 所得階層別医療保険加入の種類の分布

(単位：%)

	所得 第1五分位	所得 第2五分位	所得 第3五分位	所得 第4五分位	所得 第5五分位
都市従業員基本医療保険のみ	50.18	58.77	60.06	63.36	60.05
商業医療保険のみ	6.86	6.52	6.88	6.96	6.74
その他の医療保険	4.42	3.21	2.63	4.45	3.99
混合型医療保険	1.67	1.74	2.93	3.82	8.03
医療保険未加入	36.87	29.76	27.50	21.41	21.19

(出所および注) 表2と同じ。

低所得層（1.67パーセント）がもっとも少ない。

第4に、医療保険に加入しなかった者の割合は、低所得層が36.87パーセントでもっとも多く、高所得層が21.19パーセントでもっとも少ない。

これらの集計結果によると、2007年時点で中・高所得層グループに比べ、低所得層グループで公的医療保険制度、私的医療保険、混合型医療保険のいずれにも加入していなかった者の割合が高い。医療保険に加入しない場合、医療サービスを受けるとき、医療費の全額が自己負担となる。医療費の自己負担の支払い能力は低所得層が高所得層より低いいため、所得格差による医療保険の加入状況の差異を通じて、健康格差がさらに深刻な問題となると考えられる。1998年に公的医療保険制度が改革されたものの、2007年までに医療格差の問題がまだ解消していなかったことがうかがえる。

上記より、就業部門、所得階層によって医療保険の加入状況が異なることがわかった。しかし、これらは他の要因をコントロールしていない場合の集計結果であるため、他の要因が一定であれば、各要因がどの程度医療保険の加入に影響を与えるのかは、必ずしも明らかになっていない。以下では、計量分析を通じて仮説の検

証を行い、各要因の影響を考察する。

Ⅲ 計量分析の枠組み

1. 使用したデータ

本稿では、CHIPの個票データ（CHIP2007）を用いる。調査対象は都市戸籍住民、農村部における農村戸籍住民、都市部における出稼ぎ労働者（農村戸籍をもちながら、都市で働いている労働者）の3グループとなっているが、入手したデータの制約上、本稿では都市戸籍住民を調査対象とした個票データのみを用いている。本調査の範囲は、中国を代表する9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）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留め置き調査を実施した。有効回収票数は1万9748となっている。

中国に関する実証分析では、CHIPはカバーする地域が広く、信頼性が高いマイクロデータのひとつとして評価されているため、本稿ではCHIP2007における医療保険の加入状況、世帯

所得、個人の健康状態、年齢などの情報を活用して実証分析を行う。

2. 変数の設定

まず、被説明変数の設定について説明する。CHIP2007における設問項目「2007年、あなたは以下のような医療保険に加入しましたか」で、複数回答の選択肢として、①都市従業員基本医療保険、②商業医療保険、③農村合作医療保険、④その他の医療保険、⑤医療保険未加入の5つが設けられている。本稿では都市戸籍住民における医療保険の加入行動に着目するため、③を選択したサンプルを削除した。また「その他の医療保険」には前述した医療救助制度、都市住民基本医療保険制度、企業補充医療保険などが含まれると推測しているが、これらの医療保険制度については識別できない。これらの選択肢を活用し、以下のような二値変数、つまり①商業医療保険のみ加入（商業医療保険のみに加入した場合＝1、どの医療保険にも加入しなかった場合＝0）、②都市従業員基本医療保険制度のみ加入（都市従業員基本医療保険制度のみに加入した場合＝1、どの医療保険にも加入しなかった場合＝0）、③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の2種類に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の2種類に同時に加入した場合、商業医療保険とその他の医療保険の2種類に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の3種類に同時に加入した場合＝1、どの医療保険にも加入しなかった場合＝0）をそれぞれ設定した。

次に、以下のような説明変数を設定した（表4）。

第1に、逆選択仮説を検証するため、健康状態ダミー、年齢階層ダミーを代理指標として設定した。(1)主観的健康状態に関する質問項目に関する回答に基づいて、非常に良いダミー、良いダミー、普通ダミー、不健康ダミーの4つのダミー変数を設定した^(注13)。(2)年齢を16～19歳、20～29歳、30～39歳、40～49歳、50～59歳の5グループに分けてそれぞれのダミー変数を設定した^(注14)。

不健康者グループ、50～59歳のグループをレファレンス・グループとする場合、他のダミー変数が負の値となると、健康状態が悪く、年齢が高いグループで医療保険に加入する確率が高いことが示され、逆選択仮説が支持される。ここで不健康ダミー、50～59歳ダミー以外の他の変数の推定値は負の値となると推測している。

第2に、流動性制約仮説を検証するため、本人の勤労所得を除いた世帯所得階層^(注15)のダミー変数（所得階層五分位のダミー変数）をその代理指標として設定した^(注16)。流動性制約の問題が存在すれば、所得が低いほど医療保険の加入確率が低い傾向にあるはずである。ここで所得第1五分位をレファレンス・グループとする場合、所得第2～5五分位の各ダミー変数の推定値は正の値となると推測している。

第3に、医療保険加入における就業部門間の差異を検討するため、就業部門を、①官公庁、②事業部門、③国有企業、④集団企業、⑤民营企业、⑥外資系企業、⑦自営業者、⑧その他（非就業を含む）の8グループに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。就業部門によって医療保険の加入状況が異なると考えられる。本稿では、非国有部門に比べ、国有部門で公的医療保険の加入確率が高いと推測している。

表4 説明変数の設定

	変数名	設定方法
逆選択仮説要因	健康状態	非常に良い（非常に良い＝1，それ以外＝0） 良い（良い＝1，それ以外＝0） 普通（普通＝1，それ以外＝0） 不健康（やや良くない，非常に良くない＝1，それ以外＝0）
	年齢階層	16～19歳（16～19歳＝1，それ以外＝0） 20～29歳（20～29歳＝1，それ以外＝0） 30～39歳（30～39歳＝1，それ以外＝0） 40～49歳（40～49歳＝1，それ以外＝0） 50～59歳（50～59歳＝1，それ以外＝0）
流動性制約仮説要因	世帯所得階層 （本人所得を除く）	世帯所得から本人所得を除いた世帯所得に基づく 所得第1～5五分位
勤務先要因	就業部門	官公庁，事業部門，国有企業，集団企業， 民営企業，外資系企業，自営業者，その他
	雇用形態	正規雇用（「終身雇用」，「雇用期間が1年以上」と回答した 者）＝1，それ以外＝0
個人属性要因	男性	男性＝1，女性＝0
	有配偶者	有配偶者＝1，それ以外＝0
	子どもあり	子どもをもつ場合＝1，それ以外＝0
	学歴	小学校，中学校，高校・高専，短大，大学・大学院
その他の要因	戸籍制度	現地の都市戸籍をもつ場合＝1，外地の都市戸籍，現地の農 村戸籍，外地の農村戸籍をもつ場合＝0
	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

（出所）筆者作成。

第4に，雇用形態については，現在までに中国で正規雇用と非正規雇用に関する定義が統一されていないが，本稿では，質問項目に基づいて①終身雇用，②長期的な労働契約をした者（雇用期間は1年以上）の場合＝1，③短期的な労働契約をした者（雇用期間は1年未満），④労働契約をしていない短期労働者，⑤家族従事者，⑥自営業者，⑦その他の短期雇用者，⑧その他および非就業者の場合＝0のように雇用形態ダミーを設定した。正規雇用者の大多数は国有部

門に勤務し，仕事と生活が相対的に安定するため，公的医療保険および私的医療保険のいずれにも加入する可能性が高いと推測している。

第5に，戸籍制度の影響をコントロールするため，「現地の都市戸籍」を回答した場合＝1，「外地の都市戸籍」と回答した場合＝0のように戸籍制度ダミーを設定した。現地都市戸籍ダミーは正の値となることを期待している。

第6に，地域によって公的医療保険制度の仕組みおよびその実施状況が異なり，また経済水

準、健康水準、文化・生活習慣にも地域間の差異があると考えられる。地域間の差異を考察するため、調査項目に基づいて上海市、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つの地域ダミー変数を設定した^(注17)。

第7に、Madden et al. [1995], Drehr et al. [1996], Bograd et al. [1997], Swartz and Garnick [2000], Long and Marquis [2002] は、年齢、健康状態以外の個人属性も医療保険の加入行動に影響を与えることを示している。個人属性の影響をコントロールするため、男性ダミー、有配偶者ダミー、子どもありダミー、学歴ダミーの各変数を設定した。

最後に、サンプルの選定について説明する。まず都市戸籍をもつ者のサンプルを抽出した。ここで、都市部における出稼ぎ労働者本人およびその扶養家族（子どもなど）は、本稿の分析対象となっていないことに留意しておく。次に、定年退職の影響を考慮して分析対象の年齢を16～59歳に限定した^(注18)。また、上記の各変数に関して無回答となっているサンプルを除外し、各説明変数の欠損値を除外した。各変数の記述統計量は表5にまとめている。

3. 推定モデル

本稿では、プロビットモデルを用いて医療保険加入の類型に分け、それぞれの分析を行う^(注19)。推定式は、(1)式で示す。

$$y_i^* = \alpha + \beta X_i + u_i$$

$$P_{ij} = \Pr(y_i = 1) = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(u_i > -\alpha - \beta X_i) \quad (1)$$

(1)式で、添字は観察された個体、 X は各種類の医療保険の加入に影響を与える各要因（たとえば健康状態、年齢、所得など）、 β は各要因

の推定係数をそれぞれ示す。また、 y_i^* は連続的であるが観測不可能な潜在変数（latent variable）で、実際に観測できるのは、

$$y_i = \begin{cases} 1 (y_i^* > 0 \text{ のとき}) \\ 0 (y_i^* \leq 0 \text{ のとき}) \end{cases}$$

である。 y_i は0あるいは1を取る二値確率変数である。本稿では、確率分布は正規分布であることを仮定するプロビットモデルを用いている。

次に3つの課題を検討する方法について説明する。まず、課題1については、仮説の検証を行うため、適切なサンプルを選定することが必要である。その際に、2つの前提条件を考慮する必要がある。すなわち、(1)医療保険制度に任意的に加入するかどうか、および(2)保険会社が事前拒否行動（リスク回避行動）を行うかどうかである。表6で示したように、厳密に言えば、都市従業員基本医療保険のみに加入するかどうかに関する意思決定を行う自営業者および個人企業に勤める雇用者グループ（グループ1）は、2つの基準の全部を満たすのである。一方、他のグループについては、(1)自営業者あるいは個人企業以外の部門（たとえば、官公庁、事業部門、民営企業、外資系企業など）に勤める雇用者（グループ2）が都市従業員基本医療保険制度に加入することは法律によって規定されたため、その医療保険の加入は強制的である。(2)商業医療保険のみに加入するかどうかの意思決定を行ったグループ（グループ3）については、商業医療保険の加入は任意的であるものの、その加入行動は商業保険会社側（供給側）の事前拒否行動の影響を受ける可能性が存在する。たとえば、私的医療保険としての商業医療保険が、市場原理に従って企業の利潤最大化（効率性を重視す

表5 記述統計量

	全体		従業員基本医療保険のみ		混合型医療保険		商業医療保険のみ		保険未加入	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
健康状態										
非常に良い	0.1945	0.3958	0.1903	0.3926	0.1536	0.3611	0.2335	0.4234	0.2013	0.4011
良い	0.5434	0.4981	0.5392	0.4985	0.4899	0.5006	0.5623	0.4966	0.5570	0.4969
普通	0.2387	0.4263	0.2470	0.4313	0.3188	0.4667	0.1887	0.3917	0.2190	0.4137
不健康	0.0234	0.1513	0.0235	0.1515	0.0377	0.1907	0.0155	0.1239	0.0227	0.1490
年齢階層										
16～19歳	0.0602	0.2378	0.0157	0.1244	0.0265	0.1608	0.1932	0.3952	0.1556	0.3625
20～29歳	0.1754	0.3803	0.1423	0.3494	0.1882	0.3915	0.2293	0.4208	0.2615	0.4396
30～39歳	0.2540	0.4353	0.2692	0.4436	0.2765	0.4479	0.3036	0.4603	0.1916	0.3937
40～49歳	0.2841	0.4510	0.3209	0.4669	0.3088	0.4627	0.1656	0.3721	0.1965	0.3975
50～59歳	0.2263	0.4185	0.2519	0.4341	0.2000	0.4006	0.1083	0.3111	0.1948	0.3962
世帯所得階層										
第1五分位	0.2150	0.4109	0.1833	0.3869	0.1088	0.3119	0.2081	0.4064	0.3253	0.4686
第2五分位	0.2232	0.4164	0.2204	0.4145	0.1118	0.3155	0.2251	0.4181	0.2566	0.4368
第3五分位	0.1889	0.3915	0.1970	0.3977	0.1647	0.3715	0.1911	0.3936	0.1736	0.3789
第4五分位	0.1975	0.3981	0.2149	0.4108	0.2294	0.4211	0.2059	0.4048	0.1376	0.3445
第5五分位	0.1754	0.3803	0.1844	0.3879	0.3853	0.4874	0.1698	0.3759	0.1069	0.3092
就業部門										
官公庁	0.0839	0.2773	0.0914	0.2882	0.0824	0.2753	0.0701	0.2555	0.0671	0.2503
事業部門	0.2941	0.4557	0.3160	0.4650	0.3000	0.4589	0.2887	0.4537	0.2309	0.4215
国有企業	0.1920	0.3939	0.2112	0.4082	0.2176	0.4133	0.1253	0.3314	0.1550	0.3620

集団企業	0.0632	0.2434	0.0616	0.2404	0.0529	0.2242	0.0701	0.2555	0.0650	0.2465
民営企業	0.1814	0.3854	0.1708	0.3763	0.0853	0.2797	0.2038	0.4033	0.2249	0.4176
外資系企業	0.0404	0.1970	0.0434	0.2039	0.1265	0.3329	0.0318	0.1758	0.0207	0.1426
自営業者	0.1145	0.3184	0.0784	0.2689	0.1059	0.3081	0.1762	0.3814	0.1971	0.3979
その他・非就業者	0.0305	0.1718	0.0272	0.1625	0.0294	0.1692	0.0340	0.1813	0.0393	0.1944
就業形態										
正規雇用者	0.7646	0.4242	0.8201	0.3842	0.8676	0.3394	0.6921	0.4621	0.6234	0.4847
非正規雇用者	0.1620	0.3685	0.1311	0.3375	0.0971	0.2965	0.1699	0.3759	0.2489	0.4325
その他	0.0734	0.2607	0.0488	0.2156	0.0353	0.1848	0.1380	0.3453	0.1277	0.3339
現地都市戸籍	0.9708	0.1685	0.9817	0.1342	0.9912	0.0937	0.9597	0.1970	0.9361	0.2446
地域構成										
上海	0.1243	0.3299	0.1417	0.3488	0.4412	0.4973	0.0913	0.2883	0.0382	0.1918
江蘇	0.1151	0.3192	0.1391	0.3461	0.0765	0.2661	0.0467	0.2112	0.0808	0.2726
浙江	0.1190	0.3238	0.1457	0.3528	0.0529	0.2242	0.0743	0.2626	0.0699	0.2550
安徽	0.1266	0.3325	0.1232	0.3287	0.0176	0.1319	0.1295	0.3361	0.1468	0.3540
河南	0.1100	0.3129	0.0893	0.2852	0.0941	0.2924	0.1210	0.3265	0.1517	
湖北	0.0742	0.2621	0.0683	0.2524	0.0206	0.1422	0.0934	0.2913	0.0955	0.3589
広東	0.1273	0.3333	0.1093	0.3121	0.1853	0.3891	0.1826	0.3867	0.1348	0.2940
重慶	0.0735	0.2611	0.0562	0.2303	0.0235	0.1518	0.0934	0.2913	0.1327	0.3416
四川	0.1300	0.3363	0.1272	0.3331	0.0883	0.2841	0.1678	0.3740	0.1496	0.3393
男性	0.4965	0.5000	0.5160	0.4998	0.5029	0.5007	0.5011	0.5005	0.4427	0.4968
既婚	0.7883	0.4086	0.8661	0.3405	0.8265	0.3793	0.6136	0.4874	0.6081	0.4883
子供あり	0.9399	0.2376	0.9311	0.2533	0.9324	0.2515	0.9257	0.2626	0.9662	0.1809
漢民族	0.9894	0.1024	0.9934	0.0807	0.9663	0.0969	0.9894	0.1026	0.9793	0.1426

学歴構成

小学校	0.0463	0.2101	0.0361	0.1866	0.0147	0.1206	0.0382	0.1919	0.0808	0.2726
中学校	0.2201	0.4144	0.2001	0.4001	0.1353	0.3425	0.2569	0.4374	0.2833	0.4507
高校・高専	0.3589	0.4797	0.3503	0.4771	0.3324	0.4718	0.3503	0.4776	0.3843	0.4866
短大	0.2094	0.4069	0.2305	0.4212	0.2529	0.4353	0.1953	0.3969	0.1457	0.3529
大学・大学院	0.1653	0.3715	0.1830	0.3866	0.2647	0.4418	0.1593	0.3663	0.1059	0.3078
サンブルサイズ	8,209		5,341		340		471		1,832	

(出所) CHIP2007より計算。

(注) 紙幅の制約上,「その他の医療保険」グループに関する記述統計量は掲載していない。

表6 仮説検証のサンプルの選定に関する比較

	需要側：任意性	供給側：事前回避行動の有無	分析グループ	仮説検証との関連
都市従業員基本医療保険のみ				
(1)個人企業における 経営者・雇用者	任意	事前回避行動なし	グループ1	仮説検証グループ
(2)大・中規模企業に おける雇用者	強制	事前回避行動なし	グループ2	比較グループ
商業保険のみ	任意	事前回避行動あり	グループ3	比較グループ
混合型医療保険	強制・任意の両方	事前回避行動あり・ なしの両方	グループ4	比較グループ

(出所) 筆者作成。

ること)を目的とし、将来、高額の医療費を支給する可能性が高いグループ(たとえば、健康状態が悪い者および高年齢層グループ)を保険の適用外対象にする可能性がある^(注20)。(3)混合型医療保険に加入するかどうかの意思決定を行ったグループ(グループ4)については、公的医療保険の加入は強制的で、また商業保険会社の事前拒否行動の影響を受ける可能性がある。要するに、グループ2、グループ3、グループ4のいずれも2つの前提条件を満たさないため、これらのグループのいずれも仮説検証の適切なサンプルでないと考えられる。したがって、課題1を検討する際に、グループ1を対象とした分析結果(表7【推定1】)のみを用いる。分析結果における、健康状態ダミー、年齢階層ダミーおよび世帯所得階層ダミーの分析結果に注目する。不健康ダミー、高年齢層ダミーをレファレンス・グループとする場合、非常に良いダミー、良いダミー、普通ダミーおよび中・低年齢層ダミーが統計的に有意な負の値となれば、不健康者グループ、高年齢層グループでは、都

市従業員基本医療保険に加入する確率が相対的に高いことが示され、逆選択仮説が支持される。また所得第1五分位をレファレンス・グループとする場合、所得第2～5五分位ダミーの推定係数が正の値となれば、中・高所得層に比べ、低所得層でその医療保険の未加入の確率が高いことが示され、流動性制約仮説は支持される。

次に課題2については、就業部門ダミーの分析結果(表7【推定2】、【推定3】、【推定4】)を用いて就業部門の影響を考察できる。就業部門を示す各ダミー変数が統計的に有意であれば、他の条件が一定ならば、就業部門によって各種の医療保険の加入確率が異なることが示される。また就業部門ダミー以外の変数に関する分析結果を用いて、それらの要因の影響も検討する(表7)。最後に課題3については、就業部門別都市従業員基本医療保険の加入確率に関する分析結果(表8)を用いて、健康状態、年齢、世帯所得などの諸要因が医療保険の加入行動に及ぼす影響における就業部門間の差異を考察する。

IV 計量分析の結果

1. 逆選択仮説と流動性制約仮説に関する検証結果（課題1）

各種の医療保険制度の加入確率に関するプロビット分析の結果を表7にまとめている。以下では、【推定1】の分析結果に基づいて仮説検証の結果について説明する。

第1に、逆選択仮説の検証結果を検討する。まず不健康者グループに比べ、「非常に良い」と回答した者のグループで都市従業員基本医療保険のみに加入する確率が29.84パーセントポイント高い。また、統計的な有意水準が10パーセントであるが、「良い」と回答した者のグループでその加入確率が21.14パーセントポイント高い。これらの分析結果は逆選択仮説を支持しなかった。

次に年齢階層ダミーの推定値によると、50～59歳グループに比べ、医療保険の加入確率は16～19歳が54.58パーセントポイント、20～29歳が48.63パーセントポイント、30～39歳が19.56パーセントポイント、40～49歳が13.70パーセントポイントとそれぞれ低く、またこれらの推定値の有意水準はすべて1パーセントとなっている。50歳以下の年齢層グループに比べ、50～59歳グループで都市従業員基本医療保険のみに加入する確率が高いことが示された。年齢階層に関する分析で、レファレンス・グループの選択によって分析結果が異なる可能性があると考えられる。その問題を考慮して、仕事および生活が相対的に安定する30～39歳グループをレファレンス・グループとした分析も行った。その結果、30～39歳グループに比べ、医療保険の

加入確率は16～19歳が45.36パーセントポイント、20～29歳が33.18パーセントポイントとそれぞれ低い一方で、40～49歳が5.83パーセントポイント、50～59歳が18.68パーセントポイントとそれぞれ高い。またこれらの推定値の有意水準のいずれも1パーセントとなっている。これらの推定結果により、他の要因が一定ならば、年齢の上昇とともに都市従業員基本保険制度に加入する確率が高くなることが再確認され、逆選択仮説が支持された。

第2に、流動性制約仮説については、所得第1五分位グループに比べ、医療保険の加入確率は、第2五分位が10.07パーセントポイント、第3五分位が15.21パーセントポイント、第4五分位が16.75パーセントポイントとそれぞれ高く、またこれらの推定値の統計的な有意水準のいずれも1パーセントとなっている。低所得層（所得第1五分位）グループに比べ、中・高所得層（所得第2～5五分位）グループで都市従業員基本医療保険に加入する確率が高いことが示され、流動性仮説が支持された。

また、【推定3】、【推定4】の分析結果のいずれにおいても、低所得層に比べ、中・高所得層グループで商業医療保険のみ、および混合型医療保険に加入する確率が高いことが示された。

これらの分析結果により、2007年時点において低所得層グループで公的医療保険と私的医療保険の両方によってカバーされない者が存在していることがうかがえる。

2. 就業部門などの他の要因の影響について（課題2）

第1に、就業部門の影響（表7【推定2】）について、都市従業員基本医療保険に加入する確

表7 医療保険制度の加入確率に関する分析結果

	【推定1】 従業員基本医療保険のみ vs. 医療保険未加入 (グループ1)		【推定2】 従業員基本医療保険のみ vs. 医療保険未加入 (グループ2)		【推定3】 商業医療保険のみ vs. 医療保険未加入 (グループ3)		【推定4】 混合型医療保険のみ vs. 医療保険未加入 (グループ4)	
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
健康状態 (不健康)								
非常に良い	0.2984***	0.3026	0.0445	0.1249	0.0667	0.2422	-0.0157	0.2885
良い	0.2114*	0.2931	0.0061	0.1199	0.0194	0.2361	-0.0354	0.2739
普通	0.1814	0.2992	0.0081	0.1225	0.0304	0.2405	-0.0135	0.2798
年齢 (50~59歳)								
16~19歳	-0.5458***	0.2921	-0.5071***	0.1089	0.1657***	0.1642	-0.0432***	0.2894
20~29歳	-0.4863***	0.2088	-0.1304***	0.0742	0.0697*	0.1435	0.0085	0.1995
30~39歳	-0.1956***	0.1524	0.0163	0.0552	0.1732***	0.1082	0.0192	0.1469
40~49歳	-0.1370**	0.1417	0.0637***	0.0524	0.0668**	0.1124	0.0367**	0.1391
世帯所得 (第1五分位)								
第2五分位	0.1007**	0.1228	0.0488***	0.0513	0.0609**	0.0881	-0.0026	0.1536
第3五分位	0.1521***	0.1466	0.0734***	0.0557	0.1025***	0.0953	0.0445***	0.1510
第4五分位	0.1312**	0.1617	0.0974***	0.0583	0.1270***	0.1006	0.0836***	0.1492
第5五分位	0.1675**	0.1786	0.0968***	0.0661	0.1385***	0.1117	0.2024***	0.1541
就業部門 (官公庁)								
事業部門			-0.0031	0.0743	0.0320	0.1329	-0.0197	0.1767
国有企業			0.0142	0.0793	-0.0318	0.1464	-0.0060	0.1871
集団企業			-0.0961***	0.0969	0.0103	0.1681	-0.0362***	0.2373

民営企業	-0.0722***	0.0789	0.0000	0.1410	-0.0484***	0.2069
外資系企業	0.0002	0.1257	0.0390	0.2308	0.0521*	0.2476
自営業者	-0.0977***	0.0901	0.0438	0.1542	0.0173	0.2203
その他+非就業者	-0.0871**	0.1192	0.0047	0.2035	0.0171	0.2703
就業形態（正規雇用者以外）						
正規雇用者	0.1779***	0.1203	0.1328***	0.0416**	0.0796	0.1385
戸籍（非現地都市戸籍）						
現地都市戸籍	0.4847***	0.2743	0.3387***	0.1144***	0.1503	0.4099
地域（上海）						
江蘇	-0.3408***	0.3059	-0.1824***	0.0913	-0.0528***	0.1873
浙江	-0.2993***	0.2898	-0.1388***	0.0931	-0.0528***	0.2109
安徽	-0.5064***	0.2893	-0.3619***	0.0887	-0.0803***	0.2246
河南	-0.5813***	0.2938	-0.4396***	0.0907	-0.0650***	0.1684
湖北	-0.4215***	0.2954	-0.3589	0.0958	-0.0634***	0.2637
広東	-0.3831***	0.2917	-0.3540***	0.0899	-0.0663***	0.1626
重慶	-0.5703***	0.3073	-0.5430***	0.0938	-0.0778***	0.2457
四川	-0.4729***	0.2873	-0.3540***	0.0882	-0.0694***	0.1699
男性	0.0608*	0.0950	0.0625***	0.0366	0.0228***	0.0929
既婚	-0.0132	0.1751	0.1136***	0.0663	0.0545***	0.1873
子供あり	-0.2767***	0.2840	-0.1038***	0.0935	-0.0355	0.2274
学歴（小学校および以下）						
中学校	0.0310	0.1606	0.0448**	0.0822	0.0394	0.2775
高校・高専	0.1594***	0.1589	0.0820***	0.0802	0.0607**	0.2699
短大	0.2668***	0.2207	0.1337***	0.0869	0.1636***	0.2768

大学・大学院	0.1136	0.2401	0.1305***	0.0911	0.1117**	0.1647	0.1854***	0.2797
サンプルサイズ	7,173		7,173		2,303		2,172	
対数尤度	-484.890		-3110.639		-1084.246		-498.305	
決定係数 Pseudo R2	0.2424		0.2369		0.0707		0.4712	

(出所) 筆者作成。
(注) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

率は、官公庁に勤める雇用者グループに比べ、
集団企業に勤める雇用者グループが9.61パー
セントポイント、民営企業に勤める雇用者グル
ープが7.22パーセントポイント、自営業者グル
ープが9.77パーセントポイント、非就業者グル
ープが8.71パーセントポイントそれぞれ低い。た
だし、都市従業員基本医療保険制度の加入確率
における官公庁、国有企業、事業単位、外資系
企業間の差異は顕著ではない。

これらの分析結果の理由については、以下の
ことが考えられる。2007年に実施された都市従
業員基本医療保険制度は、計画経済期の国有部
門で実施された公的医療保険制度に基づいて改
革されたものであり、既に労働保険医療制度
(主な適用対象者：国有企業の雇用者)と公費医
療制度(主な適用対象者：官公庁および事業部門
の雇用者)に加入していた者はそのまま都市従
業員基本医療保険制度に移行したため、その制
度の加入における官公庁、事業部門、国有企業
間の差異が小さいと考えられる。一方、非国有
部門における公的医療保険制度の加入確率で、
外資系企業と集団企業・民営企業間の差異が存
在することが明らかになった。都市従業員基本
医療保険制度がスタートした1998年時点から、
外資系企業、民営企業に勤務する雇用者のい
ずれも都市従業員基本医療保険制度の適用対
象となっている。また国有部門に比べ、非国
有部門としての外資系企業および民営企業の
いずれも激しい市場競争に臨んで、企業は利
潤最大化を目的とするため、外資系企業、民
営企業のいずれも保険料の納付負担を回避す
る可能性があると考えられる。それにもかかわ
らず、なぜ医療保険制度の加入確率に外資系
企業と民営企業間の差異があるのか。ひとつ
の理由は、1990年代

後期以降、公的医療保険を含む社会保障制度
の加入について、政府の国有部門と外資系企
業に対する行政圧力が高まっていることであ
ろう(政府強制要因)。また、法律を遵守する
理念や企業の経営状況などの要因も企業の加
入行動に影響を与えるだろう。これらの要因
の影響を解明するため、今後、企業属性(た
とえば、設立年数、従業員規模、従業員年
齢構成など)およびその経営状況を考慮す
るさらなる分析が必要であろう。

第2に、戸籍制度の影響については、非現
地都市戸籍をもつ者に比べ、現地都市戸籍
をもつ者のグループで、都市従業員基本医
療保険のみ、商業医療保険のみ、混合型医
療保険に加入する確率はそれぞれ33.87
~48.87パーセントポイント、11.44パー
セントポイント、5.57パーセントポイント
高いことが確認された。その主な理由は、
財源の地域分権化にあると考えられる。現
在、医療保険制度を含め、社会保障制度の
運営の主な仕組みは中央政府がその方針を
決め、地方政府が具体的に実施することと
なっている。したがって、医療保険制度の
実施状況は地方政府の財源状況に依存して
いる。地方政府が現地戸籍を有する労働者
を優先する政策を実施すると、現地戸籍を
もつ者のグループで医療保険の加入確率が
相対的に高いと考えられる。また、ここ
では農村戸籍をもつ出稼ぎ労働者を分析
対象としていないことを留意しておく。出
稼ぎ労働者で都市従業員医療保険制度に
加入する者が少ないため、出稼ぎ労働者
を含むサンプルを用いると、現地戸籍を
有する者の公的医療保険の加入確率はさ
らに高くなると推測できる。

第3に、正規雇用者以外のグループ(非正
規雇用者および自営業者)に比べ、正規雇
用者グループに比べ、正規雇用者グル

グループで、都市部従業員基本医療保険のみ、商業医療保険のみ、混合型医療保険に加入する確率はそれぞれ13.28～17.79パーセントポイント、4.16パーセントポイント、6.41パーセントポイント高い。その主な理由は、都市労働市場が就業形態によって分断されることにあると考えられる。具体的にいえば、労働市場の分断化理論（labor market segmentation: LMS）によると、都市労働市場には高賃金・高福利厚生である第1次市場（primary market）と、低賃金・低福利厚生である第2次労働市場（second market）の2種類が存在している^{（注21）}。正規雇用者の大多数が第1次労働市場で就業している一方で、非正規雇用者および自営業者が第2次労働市場で働いている。そのため、分析結果で医療保険制度の加入における就業形態間の差異が表れていると考えられる。

第4に、女性グループに比べ、男性グループで、都市従業員基本医療保険のみ、商業医療保険のみ、混合型医療保険に加入する確率はそれぞれ6.08～6.25パーセントポイント、3.41パーセントポイント、2.28パーセントポイント高い。他の条件が一定であれば、各種の医療保険の未加入の確率は女性が男性より高いことが示された。

これらの分析結果の理由については、以下のことが考えられる。まず、都市従業員基本医療保険のみの加入確率における男女間の格差については、企業タイプ（経営状況が良い企業と良くない企業）ごとに性別の分布状況が異なることがその一因として挙げられる。たとえば、経営状況が悪い企業に勤める女性の割合が男性より高ければ、都市部従業員基本医療保険に加入する確率は女性が男性より低い可能性がある。本

稿では、調査データから企業経営状況に関する情報を取得できないため、この要因の影響が存在するかどうかを確認できなかった。次に、混合型医療保険、商業医療保険の加入確率における性別の差異については、供給側の要因（たとえば商業保険会社による男女の差別的取り扱い）、および需要側の要因（たとえばリスク回避度における性別の差異など）の両方に関連するだろう。これらの要因に関するさらなる分析は、今後の課題としたい。

第5に、小学校卒のグループに比べ、高校・高専、短大、大学・大学院卒の各グループにおいて、都市従業員基本医療保険のみ、商業医療保険のみ、混合型医療保険の加入確率のいずれも高い。学歴に関する分析結果は、欧米の先行研究に一致している。その理由については、Grossman [1972; 2000] のモデルによると、健康資本のストックは健康投資に依存し、また健康に良い行動（たとえば医療保険加入、禁煙行動、健康診断の受診など）を行う可能性およびその行動の効率性は、高学歴者のほうが低学歴者に比べて高い傾向にあると指摘している。学歴に関する本稿の分析結果は Grossman [1972; 2000] のモデルに当てはまる。

第6に、配偶者をもっていないグループに比べ、配偶者をもつグループで都市従業員基本医療保険のみおよび混合型医療保険に加入する確率はそれぞれ11.36パーセントポイント、5.45パーセントポイント高い。また子どもをもっていないグループに比べ、子どもをもっているグループで、都市従業員基本医療保険、商業医療保険に加入する確率はそれぞれ10.38～27.67パーセントポイント、9.31パーセントポイント低い。家族構成が医療保険の加入にも影響を与

えることが示された。

その理由については、配偶者をもつ者のグループでは家庭責任が大きくなることから、高額な医療費などの家計リスクを回避するため、医療保険の加入確率が相対的に高くなると考えられる。また、家計の予算制約が一定である場合、子どもをもつグループで、自分より子どものことを優先した結果、子どものための投資が多くなり（あるいは医療保険料金を節約することになり）、医療保険に加入する確率は相対的に低いと考えられる。

第7に、上海市に居住する者に比べ、他の地域（江蘇省、浙江省、安徽省、河南省、湖北省、広東省、重慶市、四川省）に居住する者は、都市従業員基本医療保険のみ、商業医療保険のみ、混合型医療保険のいずれにも加入する確率は低いことが確認された。この理由については、以下のことが考えられる。先進国の経験からみると、経済発展のレベルが高くなると、医療保険制度を含む社会保障制度が重視される傾向にある。体制移行期の中国で、「先富論」^(注22)といったような地域別経済振興政策が促進された結果、東部地域は発展してきたが、西部・中部地域の経済発展が後れている。上海市は中国で経済発展のレベルがもっとも高い地域であるため、他の地域に比べ、医療保険の加入確率がもっとも高い結果が得られたと考えられる。

3. 就業部門別都市従業員医療保険制度の加入要因に関する分析結果（課題3）

就業部門別都市部従業員基本医療保険の加入行動のメカニズムの差異を検討するため、就業部門を政府機関（官公庁・事業部門）、国有企業、集団・民営企業、外資系企業の4つに分けてそ

れぞれの分析を行った。ただし、分析結果に関する解釈には、前述したように、都市従業員医療保険制度の加入は強制的であることに留意する必要がある。表8の分析結果により、以下のことが確認された。

第1に、各グループのいずれにおいても、健康状態ダミーの推定値は統計的に有意ではない。その理由は、医療保険制度の加入は強制的であり、逆選択のメカニズムが働かないため、健康状態がその加入確率に与える影響は小さいためと考えられる。

第2に、年齢の影響については、国有部門（官公庁・事業部門、国有企業）において、50～59歳グループ（定年退職直前後世代）に比べ、30～39歳グループおよび40～49歳グループ（働き盛り世代）で都市従業員基本医療保険制度に加入する確率が高い一方で、16～19歳グループ、20～29歳グループ（若年世代）で医療保険制度に加入する確率が低い。つまり、国有部門で、他の条件が一定であれば、都市従業員基本医療保険制度に加入する確率は働き盛り世代、定年退職直前後世代、若年世代の順に高くなっている。2007年時点で国有部門において公的医療保険制度の加入率における世代間の格差が存在していたことが示された。50～59歳グループで公的医療保険制度の未加入者がそのまま高齢期を迎えると、医療費がさらに高くなるため、そのグループは年齢の上昇とともに貧困者になるリスクが高くなると考えられる。集団・民営企業で、50～59歳グループに比べ、16～19歳、20～29歳グループで都市従業員基本医療保険制度の加入確率がそれぞれ47.77パーセントポイント、10.41パーセントポイント低い、その医療保険制度の加入確率における50～59歳グループと

表 8 就業部門別都市部従業員医療保険制度の加入確率に関する分析結果

	【推定 5】		【推定 6】		【推定 7】		【推定 8】	
	国有部門雇用者 (官公庁・事業部門) vs. 医療保険未加入	標準誤差	国有部門雇用者 (国有企業) vs. 医療保険未加入	標準誤差	非国有部門雇用者 (集団企業・民営企業) vs. 医療保険未加入	標準誤差	非国有部門雇用者 (外資系企業) vs. 医療保険未加入	標準誤差
健康状態 (不健康)								
非常に良い	-0.0505	0.2446	0.0112	0.3226	0.0824	0.2431	-0.9916	0.5480
良い	-0.0829	0.2362	0.0085	0.3118	0.0781	0.2346	-0.8977	0.5478
普通	-0.0410	0.2409	-0.0044	0.3144	0.0316	0.2397	-0.9900	0.5479
年齢 (50~59歳)								
16~19歳	-0.4228***	0.1856	-0.5167***	0.2598	-0.4777***	0.2263	-0.2390	0.9096
20~29歳	-0.1060***	0.1315	-0.0497	0.1964	-0.1041**	0.1387	0.0088	0.4614
30~39歳	0.0319	0.0927	0.1004***	0.1452	-0.0303	0.1056	0.0163	0.3975
40~49歳	0.0742***	0.0900	0.1114***	0.1308	0.0525	0.1026	-0.0922	0.4054
世帯所得 (第 1 五分位)								
第 2 五分位	0.0349*	0.0942	0.0431*	0.1268	0.0527*	0.0972	-0.0938	0.4125
第 3 五分位	0.0587***	0.0989	0.0579**	0.1370	0.0533	0.1083	-0.0450	0.4763
第 4 五分位	0.0510**	0.0986	0.1030***	0.1500	0.1085***	0.1129	0.0333	0.4845
第 5 五分位	0.0793***	0.1118	0.0752**	0.1690	0.0420	0.1264	0.0067	0.4410
就業形態 (非正規雇用者)								
正規雇用者	0.1313***	0.0976	0.0405	0.1520	0.1505***	0.0749	0.1179**	0.3539
戸籍 (非現地都市戸籍)								
現地都市戸籍	0.3595***	0.1888	0.2795**	0.3608	0.2869***	0.1535	0.4642***	0.4788

地域（上海）

江蘇	-0.1119**	0.1875	-0.3157***	0.2149	-0.1031**	0.1500	-0.0950	0.4404
浙江	-0.1571***	0.1869	-0.2293***	0.2277	-0.0503	0.1553	0.0031	0.5034
安徽	-0.3755***	0.1663	-0.3190***	0.2006	-0.2333***	0.1631	(omitted)	
河南	-0.4057***	0.1697	-0.4052***	0.2017	-0.4146***	0.1708	-0.7734***	0.8985
湖北	-0.4146***	0.1743	-0.4792***	0.2291	-0.2152***	0.1994	-0.1151	0.5282
広東	-0.4080***	0.1663	-0.4216***	0.2538	-0.2428***	0.1571	-0.1587**	0.4301
重慶	-0.5607***	0.1818	-0.5367***	0.2112	-0.5213***	0.1621	-0.6349***	0.5692
四川	-0.3441***	0.1663	-0.4158***	0.2113	-0.2808***	0.1557	-0.2703**	0.4988
男性	0.0591***	0.0642	0.0811***	0.0923	0.0200	0.0700	0.0772***	0.2817
既婚	0.1397***	0.1200	0.0908**	0.1757	0.1542***	0.1238	0.0070	0.4455
子供あり	-0.1228***	0.1978	-0.1411***	0.4774	-0.0602	0.1479	0.2374**	0.4695
学歴（小学校および以下）								
中学校	0.0731**	0.1654	-0.0433	0.2127	0.0908*	0.1654	-0.0025	0.6249
高校・高専	0.0565*	0.1568	0.0396	0.2101	0.1260**	0.1624	0.0273	0.5823
短大	0.1140***	0.1619	0.0555	0.2244	0.1950***	0.1760	0.0186	0.5980
大学・大学院	0.1060***	0.1642	0.0761*	0.2444	0.1889***	0.1897	0.0276	0.5989

サンプルサイズ	2,724	1,412	1,772	266
対数尤度	-1021.858	-496.156	-879.728	-68.872
決定係数 Pseudo R2	0.2513	0.3000	0.1869	0.3687

(出所) 筆者作成。

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

30～49歳グループ間の差異は顕著ではない。また外資系企業で、その加入確率における各年齢階層間の差異のいずれもが統計的に有意ではない。公的医療保険制度への加入は法律によって規定されるものの、なぜ国有部門でその加入確率における世代間の差異が存在するのか。国有部門の制度移行に問題があるのではないか。この疑問を解明するため、企業調査に基づくさらなる分析が必要であらう。

第3に、官公庁、国有企業のいずれにおいても、低所得層（所得第1五分位）グループに比べ、中・高所得層（所得第3～5五分位）グループで都市従業員基本医療保険の加入確率が高い。また、集団企業・民営企業において、所得第1五分位グループに比べ、所得第4五分位グループでその医療保険の加入確率が10.85パーセントポイント高い。一方、外資系企業で、加入確率における所得階層間の差異は確認されなかった。

所得に関する分析結果により、2007年に都市労働市場で高所得・高福利厚生と低所得・低福利厚生のような二極化の問題が存在していたことが示された。つまり、2007年に実施された都市従業員基本医療保険制度は所得再分配の機能を発揮せず、むしろその医療保険制度の実施にともなって、格差が拡大していたことがうかがえる。その主な理由は、1998年に実施された都市従業員基本医療保険制度の目的は格差は正ではないことにあると考えられる。具体的に言えば、2007年までに公的医療制度の改革を行う主な目的は、国有部門に勤める雇用者を優遇した労働保険医療制度と公費医療制度の2つを統一した上で、雇用者個人負担を増加させることによって、国家・企業の医療費負担を軽減するこ

とである。したがって、公平性を重視した国有部門においても、低所得・低福利厚生のような弱者グループが現れていると考えられる。

おわりに

本稿では、2007年中国家計所得調査の個票データ（CHIP2007）を用い、都市戸籍住民における医療保険の加入行動の決定要因について、医療保険類型の多様化を考慮した上で、逆選択仮説、流動性制約仮説を検証し、また就業部門を含む各要因の影響を考察した。実証分析から、以下の結論が得られた。

第1に、都市従業員基本医療保険制度の加入については、自営業者、個人企業の雇用者グループで年齢の上昇とともにその加入確率が高くなり、逆選択仮説が支持された。また、低所得層グループに比べ、中・高所得層で医療保険の加入確率が高く、流動性制約仮説も支持された。

第2に、低所得層グループに比べ、中・高所得層で都市部従業員基本医療保険、商業医療保険、混合型医療保険のいずれにも加入する確率は高い。2007年時点で低所得層グループで、公的医療保険制度と私的医療保険制度のどちらにもカバーされない者が存在し、医療保険加入の格差の問題が存在していたことがうかがえる。

第3に、他の要因については、(1)他の条件が一定であれば、都市従業員基本医療保険の加入確率における就業部門間の差異が存在する。たとえば、官公庁に勤める雇用者グループに比べ、集団企業・民営企業に勤める雇用者グループ、自営業者グループ、非就業者グループの医療保険に加入する確率は、いずれも低い。一方、医

療保険の加入確率における官公庁、国有企業、事業部門、外資系企業間の差異は顕著ではない。(2)非現地都市戸籍をもつ者に比べ、現地都市戸籍をもつ者グループで、各種類の医療保険の加入確率は高い。(3)正規雇用者以外のグループ(非正規雇用者および自営業者)に比べ、正規雇用者グループで、各種類の医療保険の加入確率は高い。(4)低学歴者、子どもをもつ者グループで医療保険の加入確率が低い。(5)経済発展のレベルが高い地域に居住するグループに比べ、経済発展のレベルが相対的に低い地域に居住するグループで各種の医療保険の加入確率は低い。

第4に、就業部門によって、各要因が都市従業員基本医療保険制度の加入に与える影響は異なる。たとえば、(1)国有部門に比べ、非国有部門で年齢がその加入確率に与える影響は相対的に小さい。また国有部門で、他の条件が一定であれば、都市従業員基本医療保険制度に加入する確率は働き盛り世代、定年退職直前後世代、若年世代の順に高くなっている。(2)官公庁・事業部門、国有企業、集団企業・民営企業のいずれにおいても、低所得層に比べ、中・高所得層グループで公的医療保険の加入確率が高い。一方、外資系企業では加入確率における所得階層間の差異は小さい。

これらの分析結果は、以下のような政策含意をもつと考えられる。2007年時点の中国都市部で、所得階層、就業部門によって医療保険の加入状況が異なり、とくに低所得層グループで、公的医療保険制度と私的医療保険制度の両方によってカバーされない者が存在していたことが示された。この格差を是正するため、医療保険未加入の確率が相対的に高いグループ(たとえば、低所得層、低学歴者、非正規雇用者、自営業

者・非就業者)をターゲットとする公的医療保険制度の実施が必要であると考えられる。したがって、本稿の分析結果により、政府が2007年に都市部従業員医療保険制度に加入できない者(たとえば18歳未満者、非就業者)を適用対象とした都市住民基本医療保険を実施したことは、重要な社会的意義をもつことを証明した。ただ、都市従業員基本医療保険と都市住民基本医療保険制度の2つの医療保険制度において、保険料や保険金の財源などが異なるため、受けられる医療サービスの内容や医療費の個人負担率などが異なっており、医療サービスにおける就業者と非就業者間の格差問題が完全に解消できていないことを指摘しておきたい。また、都市従業員医療保険制度の加入における正規雇用者と非正規雇用者間の格差は依然として存在している。高齢化が進んでいる中国都市部の医療格差の問題を解決するため、2種類の公的医療保険制度のいずれに加入しても、受けられる医療サービスおよび医療費の個人負担率が同じである政策は望ましいだろう。こうした本来の意味での「国民皆保険」の実現は、今後の課題となっている。

最後に本研究の限界を指摘しておきたい。まず、都市住民基本医療保険制度は2007年からスタートしたため、CHIP2007でその制度に加入している者はまだ少ない。この制度の加入行動については、新たな調査に基づく実証分析を行う必要がある。次に、医療保険制度は戸籍制度の影響を受けているため、その制度の適用対象および制度の仕組みは、労働者をもつ戸籍によって異なっている。本稿では入手した個票データの制約上、都市戸籍住民のみを対象とした実証分析を行ったが、都市部における出稼ぎ

労働者、および農村部における農村戸籍住民を対象とする実証研究は今後の課題としたい。また分析結果により、医療保険の加入状況における地域間の格差が存在することがわかった^(注23)。医療保険制度の加入における地域間の格差が生じた要因に関するさらなる分析も必要であろう。さらに、非国有部門において、なぜ都市従業員基本医療保険制度は外資系企業で効果的であった一方で、集団企業、民営企業に浸透しづらいのか。その主な理由は、後者グループが公的医療保険の加入を回避する行動を取ったことにある。この疑問を解明するため、就業部門別企業を分析対象とする社会保険制度の加入要因に関する実証分析も必要であろう。

(注1) 本稿では、官公庁、事業部門（政府部門の関連機関）、国有企業を国有部門とし、集団企業、民営企業、外資系企業を非国有部門としている。

(注2) アメリカでは、1965年から低所得層向けの医療保険制度（Medicaid、メディケイド）、65歳以上の高齢者および障害者を対象とする医療保険制度（Medicare、メディケア）が実施されている。2つの制度はアメリカの連邦政府が実施する基礎的な公的医療保険制度である。制度としては強制加入部分と任意加入部分の2つのパートで構成されている。Shaefer, Grogan, and Pollack [2011] は、アメリカで世帯所得が低いほどメディケイドに加入する確率が高いことを証明している。また日本では、1955年までに農業や自営業者、零細企業従業員を中心に国民の約3分の1に当たる約3000万人が無医療保険者で社会問題となっていた。すべての国民が平等に医療へのアクセスができる目標を達成するため、政府が58年に国民健康保険法を制定し、61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。また保険料金は世帯所得によって決められ、低所得層に対する減

免措置が実施されている。その結果、低所得層グループが支払う保険料は相対的に低い。厳密に言えば、アメリカのメディケイドおよびメディケアは中国および日本のような公的医療保険制度ではなく、むしろそれらは一部の国民（特に低所得層あるいは医療需要が多いグループ）向けの所得再分配の手段として実施されているのだと留意しておく。ただし、本稿では記述の便宜上、メディケイドおよびメディケアを「アメリカの公的医療保険制度」と呼ぶ。

(注3) 中国都市部では、都市従業員基本医療保険に加入できない者（18歳未満者、非就業者など）を対象とした都市住民基本医療保険制度が2007年から実施されている。この制度への加入は任意であるものの、保険料が相対的に安く、また政府は加入者1人当たり年間120円を補助しているため、低所得層に配慮した医療保険制度といえる。

(注4) 調査範囲は、四川省成都市、吉林省吉林市、浙江省紹興市、福建省廈門市、青海省西寧市、ウイグル自治区ウルムチ市、山東省淄博市などの9都市となっている。

(注5) 都市労働市場は就業部門によって分断されることに関する実証研究については、馬 [2011a; 2014] を参照されたい。

(注6) CHIP は、中国社会科学院経済研究所と国家統計局が1989、1996、2000、2003、2008年に実施した複数時点の調査（それぞれCHIP1988、CHIP1995、CHIP1999、CHIP2002、CHIP2007と呼ぶ）である。本稿の分析では、CHIP2007を用いている。

(注7) 都市戸籍住民を対象とした公的医療保険制度は、1998年に実施された都市従業員基本医療保険と2007年に実施された都市住民基本医療保険制度の2種類があるものの、本稿で用いた個票データ（CHIP2007）は2007年時点の調査データであるため、調査時点で都市住民基本医療保険制度に加入した者がまだ少ないと考えられる。またCHIP2007では都市住民基本医療保険制度に関する調査項目が設けられていない。そのため、本稿では都市従業員基本医療保険制度

のみを公的医療保険制度として分析している。

(注8) 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]、塚本 [2006, 247-274]、郭・王 [2002]、大塚・日本経済研究センター [2002, 102-128]、李 [2003]、林 [2004]、何 [2005] などを参照されたい。

(注9) 公費医療制度と労働保険医療の両者を都市部従業員基本医療保険制度に統一する政府の意図は明確であるものの、制度移行の際にタイムラグが存在し、また制度実行の状況は地域によって異なると考えられる。この点については、本誌査読者からの有益なご助言を頂き、記して感謝の意を申し上げる。

(注10) 本稿では、CHIP2007の設問項目に基づいて、①都市従業員基本医療保険制度および商業医療保険の2種類に同時に加入するグループ、②都市従業員基本医療保険制度およびその他の医療保険の2種類に同時に加入するグループ、③商業医療保険およびその他の医療保険の2種類に同時に加入するグループ、④都市従業員基本医療保険制度、商業医療保険およびその他の医療保険の3種類に同時に加入するグループのような組み合わせを、「混合型医療保険加入」グループとした。

(注11) 本稿ではCHIP2007の設問項目に基づいて、国有企業（中央政府・省政府）、国有企業（地方政府）、株式化の改革を経て政府が主な株主となった企業を「国有企業」とした。

(注12) 所得階層を1人当たり世帯等価所得に基づいて分類した。1人当たり世帯等価所得は個人の勤労所得を除いた世帯所得を家族人数で割ったものである。

(注13) 健康状態の質問項目に関する回答で、選択肢は「非常に良い」、「良い」、「普通」、「やや良くない」、「非常に良くない」の5つに分けて設けられているが、「やや良くない」および「非常に良くない」と回答した者の数がいずれも少ないため、分析で2つのグループをひとつの不健康者グループにした。

(注14) 年齢階層別分析で、50～59歳グループ

をレファレンス・グループとした主な理由は、以下の2点である。第1に、年齢階層別サンプル数において、50～59歳グループのサンプル数もっとも多い。サンプル数が多いグループをレファレンス・グループとする場合、より頑健性がある推定結果が得られると考えられる。第2に、最低年齢と最高年齢層を比較する目盛りとすると、分析結果がより分かりやすいと考えられる。本稿では、最低年齢層と最高年齢層をそれぞれレファレンス・グループとした分析を行ったが、これらの分析結果の傾向が類似している。紙幅の制約上、本稿では最高年齢層（50～59歳）をレファレンス・グループとした分析結果のみを掲載している。

(注15) 賃金関数の推定結果によると、他の説明変数（たとえば雇用形態、就業部門など）が個人の勤労所得に影響を与えることが示されている。変数間の多重共線性の問題を回避するため、個人の勤労所得を除いた世帯所得を流動性制約の代理変数として用いている。

(注16) 貯蓄、借金や両親の遺産贈与などの要因も流動性制約の代理指標になると考えられるものの、CHIP2007からこれらのデータを取得できないため、本稿の分析では世帯所得のみを代理指標として用いている。これらの要因を含むさらなる実証分析を今後の課題としたい。

(注17) 分析で、上海市ダミーをレファレンス・グループとした。その主な理由は、以下の通りである。第1に、経済発展のレベルによって、労働者個人の保険加入意識が異なると考えられる。9つの地域では、経済水準は上海市がもっとも高い。たとえば、2007年の1人当たりGDPは上海市が7万3124元でもっとも多い。経済水準を反映する地域ダミーを計測する際に、その水準がもっとも高い上海市をレファレンス・グループとすると、比較しやすいと考えられる。第2に、中国衛生部 [2009] および中華人民共和国国家統計局 [2009] の公表データによると、2007年に公的医療保険制度（都市労働者基本医療保険および都市住民基本医療保険）に加入した者が都市人口に占める割合は上海市が66.56

パーセントでもっとも多い（その他の8つの地域は24.10～52.67パーセント）。

（注18）中国都市部における定年退職の年齢については、労働基準法によれば、ブルーカラーは男性が55歳、女性が50歳、ホワイトカラー（幹部、大卒者）は男性が60歳、女性が55歳と規定されている。

（注19）医療保険類型の選択に関する分析では、多項ロジットモデル（multinomial logit model）を用いる可能性もあるが、このモデルは選択肢間の選択比率が他の選択肢の有無に影響されないこと（Independence of Irrelevant Alternatives: IIA）の仮定が必要である。①都市部従業員基本医療保険のみ、②商業医療保険のみ、③その他の医療保険のみ、④混合型医療保険、⑤医療保険未加入の5つの選択肢に関するIIA検定を行った結果、選択肢間の独立性が確認されなかった。そのため、本稿では、各種類の医療保険類型の加入確率に関しては、二値確率関数であるプロビット分析モデルを用いている。二値確率関数におけるロジットモデルを用いた分析も行ったが、その分析結果の傾向はプロビットモデルによる分析結果とほぼ同じであるため、紙幅の制約上、プロビット分析の結果のみを掲載している。分析モデルの選択に関しては、本誌査読者から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を申し上げる。

（注20）事前に逆選択の問題を回避することについては、商業医療保険会社が消費者からの保険購入申し込みを拒否できないものの、納付金の設定や契約条件の限定などによってその事前回避の行動を行っていると考えられる。例としては、付表1に大型商業保険会社の中国人寿保険会社が販売している商業医療保険の一種である国寿康寧終身重大疾病保険の保険料をまとめている。北京に居住する女性グループと男性グループにおける年齢階層別保険料をみると、年齢の上昇とともに納付金総額が高くなることがわかる。とくに、60歳代男性グループで、納付金総額が支給最高額と同じとなっている。このような保険料金を設定することによって、中高

年齢層（50歳代、60歳代）のグループが排除されると考えられる。また、筆者の現地調査によると、商業医療保険を契約する際に、支給する疾患種類が限定され、また契約する前に健康診断が必要となり、罹った疾患の種類によって契約内容が異なることがわかった。

（注21）就業形態による都市労働市場の分断化に関する実証分析については、馬 [2009; 2011b] を参照されたい。

（注22）「先富論」とは、1985年頃から鄧小平が唱えた改革開放政策の基本的理念のひとつである。これは、先に豊かになれる条件を整えた地域（東部）、および可能な者から豊かになり、その影響で他の地域（中部、西部）および他の者が豊かになればよいということ意味する。その結果、1990年代以降、地域間の格差は深刻な問題となっている。

（注23）地域間の格差については、本稿で明示した省・直轄市別間の格差以外、同一省内で都市規模によって医療保険の加入率が異なっている。たとえば、2008年の公的医療保険制度の加入率は大都市が72.5パーセント、中都市が72.4パーセント、小都市が34.5パーセントとなっている（中国衛生部 [2011, 表5-8] に基づく計算）。本稿では、データの制約上で省別のデータしか入手できないため、同一省内の市レベルの差異を考察できなかった。市レベルのデータを用いたさらなる分析は今後の課題としたい。

文献リスト

〈日本語文献〉

- 大塚正修・日本経済研究センター編 2002.『中国社会保障改革の衝撃』勁草書房。
- 周燕飛 2003.「医療保険の未加入者と家計の医療支出——中国広東省の家計データを用いて——」『海外社会保障研究』(143)80-92.
- 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。
- 中兼和津次 2000.「中国社会保障制度研究の課題と

- 焦点」『海外社会保障研究』(132)2-12.
- 馬欣欣 2009.「正規と非正規の就業形態およびその賃金格差の要因に関する日中比較(上)・(下)」『大原社会問題研究所雑誌』(601)17-28, (602)86-98.
- 2011a.「賃金政策および制度の変遷とその評価」中兼和津次編著『WICCSシリーズ4 改革開放以後の経済制度・政策の変遷とその評価』早稲田大学現代中国研究所.
- 2011b.「中国における労働移動と都市労働市場の分断化——出稼ぎ労働者・都市戸籍住民間の所得格差に関する実証分析——」『比較経済研究』第48巻(1)39-55.
- 2014.「賃金政策——体制移行と部門間賃金格差——」中兼和津次編著『中国経済はどう変わったか——改革開放以後の経済制度と政策を評価する——』国際書院.
- 李蓮花 2003.「中国の医療保険制度改革——経済体制改革との関連を中心に——」『アジア経済』(4)2-19.
- 劉曉梅 2000.「中国における医療保障制度改革」『海外社会保障研究』(130)86-95.
- 〈中国語文献〉
- 何平 2005.「中国医療保険制度評価と展望」『社会保障研究』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』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』第11期.
- 王延中 2000.「完善医療保険制度改革の几个問題」『経済学家』第3期.
- 中国衛生部 2009.『中国衛生統計年鑑2008』北京:協和医科大学出版社.
- 2011.『中国衛生統計年鑑2010』北京:協和医科大学出版社.
- 中華人民共和國国家統計局 2009.『中国統計年鑑2008』北京:中国統計出版社.

〈英語文献〉

- Bograd, H., D. P. Ritzwoller, N. Calonge, K. Shields,

- and M. Hanrahan 1997. "Extending Health Maintenance Organization Insurance to the Uninsured." *Journal of the American Medical Association* 277 (13): 1067-1072.
- Drehr, P., C. W. Madden, A. Cheadle, D. P. Martin, D. L. Patrick, and S. Skillman 1996. "Will Uninsured People Volunteer for Voluntary Health Insurance? Experience from Washington State." *American Journal of Public Health* 86(4): 529-532.
- Grossman, M. 1972. "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health." *Journal of Political Economy* 80: 223-255.
- 2000. "The Human Capital model." in *Handbook of Health Economics, Volume 1B*. eds. A. J. Culyer and J. P. Newhouse. Amsterdam: Elsevier.
- Hofter, R. H. 2006. "Private Health Insurance and Utilization of Health Services in Chile." *Applied Economics* (38): 423-439.
- Kimani, J. K., R. Ettarh, C. Kyobutungi, B. Mberu and K. Muindi 2012. "Determinants for Participation in a Public Health Insurance Program among Residents of Urban Slums in Nairobi, Kenya: Results from a Cross sectional Survey." *BMC Health Services Research* 12 (66): 2-11.
- Lin, W., G. G. Liu and G. Chen 2009. "The Urban Resident Basic Medical Insurance: A Landmark Reform Towards Universal Coverage in China." *Health Economics* 18 (1): 83-96.
- Long, S. H. and M. S. Marquis 2002. "Participation in a Public Insurance Program: Subsidies, Crowd-Out, and Adverse Selection." *Inquiry* 39 (3): 243-257.
- Madden, C. W., A. Cheadle, P. Diehr, D. P. Martin, D. L. Patrick, and S. Skillman 1995. "Voluntary Public Health Insurance for Low-Income Families: The Decision to Enroll." *Journal of Health Politics, Policy and Law* 20 (4): 955-972.
- Pardo, C. and W. Schott 2012. "Public Versus Private: Evidence on Health Insurance Selection." *Journal of Health Care Finance Economics* 12 (1): 39-61.
- Shaefer, H. L., C. M. Grogan, and H. A. Pollack 2011.

- “Who Transitions from Private to Public Health Insurance? Lessons from Expansions of the State Children’s Health Insurance Program.” *Journal of Health Care for the Poor and Underserved* 22 (1): 359-370.
- Swartz, G. and D. Garnick 2000. “Adverse Selection and Price Sensitivity When Low-Income People Have Subsidies to Purchase Health Insurance in the Private Market.” *Inquiry* 37 (1): 45-60.
- Wolfe, J. R. and J. H. Goddeeris 1991. “Adverse Selection, Moral Hazard, and Wealth Effects in the Medigap Insurance Market.” *Journal of Health Economics* 10 (4): 433-59.
- [謝辞] 本稿の執筆にあたり、北京師範大学経済与工商管理学院李実教授から CHIP2007の個票データを提供して頂いた。また日本学術振興会科研費基盤研究 C（課題番号：25380297，研究代表者・馬欣欣）および科研費基盤研究 A（課題番号：25243006，研究代表者・加藤弘之）により研究援助を頂いた。記して感謝の意を申し上げる。
- （京都大学大学院薬学研究科講師，2012年7月2日受領，2014年1月27日レフェリーの審査を経て掲載決定）

付表1 中国人寿保險会社における国寿康寧終身重大疾病保險の保險料（北京市）

（単位：元）

	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
女性				
年間保險料	7,800	9,900	12,900	27,500
納付年数	20	20	20	10
総額	156,000	198,000	258,000	275,000
支給最高額	300,000	300,000	300,000	300,000
男性				
年間保險料	8,700	11,200	14,600	30,000
納付年数	20	20	20	10
総額	174,000	224,000	292,000	300,000
支給最高額	300,000	300,000	300,000	300,000

（出所）筆者が中国人寿保險会社のウェブサイト (<http://www.e-chinalife.com/product/benefitshow/indexlis.jsp?RiskCode=432>) で公開された資料によって整理したもの。