

## 2) 人口移動からみたバンコク首都圏の特徴

バンコク首都圏は他地域からの転入超過数が非常に大きい、バンコク首都圏内の人口移動も活発である。総移動量では、域内で 35 万人を超える移動があったことがわかる(表 4)。この内訳を確認するため、地域別の純人口移動にバンコク首都圏の 1 都 5 県を追加したものが表 5 である。

これによると、バンコク都は、中部タイ、北タイ、東北タイ、南タイから転入超過である一方、バンコク首都圏内の他県へ転出超過の状態にある。つまり、地方圏からバンコク都へ転入すると同時に、バンコク都の住民は郊外へと出て行っている。この傾向は、中川(2005)で示されたホワイトカラー層の郊外化が 2010 年までも続いていることを示すものである。なお、バンコク首都圏内の人口移動をもう少しみると、パトゥムターニー県のみがどの都県からも転入超過である。またノンタブリー県もバンコク都からの大量の転入超過がある。

すなわち、バンコク首都圏で起きている都市圏の拡大は一樣ではなく、主に北に向いて拡大していることが読み取れる。これには、高速道路や BTS(高架鉄道)、MRT(地下鉄)などの都市内交通網の整備によるものだと考えられる。今後もバンコクでは MRT の新設などが計画されていることから、都市圏の拡大の様相が変わっていくことが予想される。

ここで、最も転入超過の傾向にあるパトゥムターニー県に着目して人口移動の特徴をさらに細かくみる。センサスの個票データ<sup>2</sup>を整理し、2010 年にパトゥムターニー県に居住する者の生誕地および 5 年前居住地を示したものが表 6 である。不明回答者を除く 15 万 7,734 人のうち、出生地および 5 年前居住地がともにパトゥムターニー県である者は半数の 7 万 7,293 人であった。彼らの全員が県外に移動経験を持たない者とは言えないが、相当数の者が元々県内出身者であることがわかる。他方、パトゥムターニー県以外の出身者で 5 年前にはすでに転入していた者も 5 万 1,997 人に上り、非常に多い。

バンコク都からパトゥムターニー県に転入する者に着目すると、パトゥムターニー県出身者がバンコク都へ移動し、再び U ターンして来た者は 643 人と非常に少ない。これに対し、元々バンコク都出身者である者がこの 5 年の間にパトゥムターニー県へ移動してきたケースは 5,156 人に達し、先述の U ターン者の 8 倍である。いわゆる郊外化によるものと考えられるため、彼らの移動理由を比較する。

表 7 は、5 年前にバンコク都に居住していた 8,282 人のパトゥムターニー県への移動理由を出身地別に比較したものである。バンコク都出身者の移動理由で特徴的なのは勉学のために移動する者たちである。彼らは全体の 21.8% を占め、またそれは 18-22 歳に集中する<sup>3</sup>。大学進学を機に移動している様子が読み取れる。他方、バンコク都へ移動し U ターンしてきたパトゥムターニー県出身者の場合、移動理由は転居もしくは家族に付随した移動が 70%

<sup>2</sup> 個票データは小地域などが匿名化された 20%無作為抽出によるものである。

<sup>3</sup> 勉学のために移動するバンコク出身者 1,125 人のうち、当該年齢層は 1,012 人である。

と大半を占める。それ以外の県の出身者の場合でもこれらの理由による転入者が全体の68%を占め、一度バンコク都へ移動した者が住宅を求めた転居でパトゥムターニー県へ転入していることがわかる。さらに、求職や転勤を理由にした転入もパトゥムターニー県出身者やバンコク都出身者よりもその割合が高く、25%に達する。以上の点は、高等教育や住宅市場、労働市場など出身地域ごとに異なる郊外化の背景が存在することを示している。

表4 地域別総人口移動(2005-2010年)

発地 \ 着地	バンコク首都圏	中部タイ	東タイ	北タイ	東北タイ	南タイ
バンコク首都圏	353,212	58,596	82,096	54,990	66,276	29,415
中部タイ	154,604	76,029	32,130	23,931	21,309	11,595
東タイ	82,512	11,299	102,789	13,889	23,297	6,065
北タイ	201,750	44,132	63,369	251,450	29,391	16,130
東北タイ	464,286	73,015	190,518	43,317	308,372	36,881
南タイ	104,028	12,891	15,406	12,321	10,622	208,192

資料:Population and Housing Census 2010

表5 地域別純人口移動(バンコク首都圏内の内訳、2005-2010年)

	バンコク首都圏							中部タイ	東タイ	北タイ	東北タイ	南タイ
	バンコク都	ナコーンパトム県	ノンタブリー県	パトゥムターニー県	サムットプラーカーン県	サムットサーコーン県						
バンコク都	0	-11,851	-47,393	-53,102	-28,977	-12,215	-153,337	42,147	-9,623	66,202	199,350	52,420
ナコーンパトム県	11,651	0	-2,481	-914	245	-207	8,293	7,970	654	7,322	15,477	2,493
ノンタブリー県	47,393	2,481	0	-3,043	109	-25	46,916	8,844	632	10,184	18,318	5,182
パトゥムターニー県	53,102	914	3,043	0	2,354	425	59,838	21,633	9,066	28,381	56,551	9,063
サムットプラーカーン県	28,977	-245	-109	-2,354	0	-333	25,935	8,292	-1,384	22,424	71,811	3,481
サムットサーコーン県	12,215	207	25	-425	333	0	12,354	7,122	1,071	12,247	37,504	1,974
バンコク首都圏	153,337	-8,293	-46,916	-59,838	-25,935	-12,354	0	96,008	417	146,760	398,010	74,612
中部タイ	-42,147	-7,970	-8,844	-21,633	-8,292	-7,122	-96,008	0	-20,831	20,201	51,707	1,296
東タイ	9,623	-654	-632	-9,066	1,384	-1,071	-417	20,831	0	49,480	167,221	9,342
北タイ	-66,202	-7,322	-10,184	-28,381	-22,424	-12,247	-146,760	-20,201	-49,480	0	13,926	-3,809
東北タイ	-199,350	-15,477	-18,318	-56,551	-71,811	-37,504	-398,010	-51,707	-167,221	-13,926	0	-26,260
南タイ	-52,420	-2,493	-5,182	-9,063	-3,481	-1,974	-74,612	-1,296	-9,342	3,809	26,260	0

資料:Population and Housing Census 2010

表6 パトゥムターニー県に転入する人口移動の流れ

		出身地			総計
		パトゥムターニー県	バンコク都	それ以外	
5年前の居住地	パトゥムターニー県	77,293	15,449	36,548	129,290
	バンコク都	643	5,156	2,483	8,282
	それ以外	788	563	18,811	20,162
総計		78,724	21,168	57,842	157,734

資料:Population and Housing Census 2010、個票データ

表7 出身地別バンコク都(5年前居住地)からパトゥムターニー県への移動理由

		移動理由							総計	
		転居のため	勉学のため	家族の付き添い	求職のため	転勤のため	施設等への入居のため	帰省		不明
出身地	パトゥムターニー県	317 (49.3)	72 (11.2)	136 (21.2)	71 (11.0)	26 (4.0)	3 (0.5)	6 (0.9)	12 (1.9)	643 (100.0)
	バンコク都	2,151 (41.7)	1,125 (21.8)	763 (14.8)	333 (6.5)	242 (4.7)	395 (7.7)	4 (0.1)	143 (2.8)	5,156 (100.0)
	それ以外	1,398 (56.3)	55 (2.2)	298 (12.0)	363 (14.6)	260 (10.5)	52 (2.1)	0 (0.0)	57 (2.3)	2,483 (100.0)
総計		3,866	1,252	1,197	767	528	450	10	212	8,282

資料:Population and Housing Census 2010、個票データ

### 3) 高齢者の移動の特徴

タイの国内人口移動において、高齢者の人口移動、特に引退移動が起きているかを本章では検討する。まず、60歳以上の高齢者とそれ以外の年齢層の人たちの移動を比較することで、高齢者の移動の特徴をみる。

表8には、0-59歳の地域間人口移動を示した。同様に、表9は60歳以上の高齢者の地域間人口移動がまとめられている。この2表を比較すると、年齢にかかわらず、地方圏からバンコク首都圏や東タイに対する転入が卓越していることが読み取れる。一方、首都圏から地方圏への移動も高齢者に多い。高齢者の都県間人口移動の総量は10万2,940人であるが、バンコク首都圏から地方圏への移動は1万2,060人と、14.1%を占める。これに対し、0-59歳の人口移動で首都圏から地方圏への移動は9.8%を占めるのに留まる。

この特徴を詳しくみるため、石川(2015)を参考に、都県別の純人口移動量と期末人口に基づいて年齢層別の純移動率を求めた<sup>4</sup>。人口規模による補正をした純移動率により、都県ご

<sup>4</sup> ここでは、センサスに記載された年齢区分をそのまま用いている。そのため、年齢層の幅

とにどの年齢層で転入、転出が多くなっているかを知ることができる。

例えば、バンコク首都圏を構成する1都5県の年齢層別純移動率が図5に示されている。全ての都県で生産年齢人口に当たる年齢層で転入超過が顕著にみられる。バンコク都以上にパトゥムターニー県で大きな転入率の山を作っていることが特徴的である。バンコク都に着目すると、15歳未満人口で転出超過となっている。この世代の純移動率が負の値となるのとは対照的に、その両親世代と考えられる20~40歳代の人口の純移動率は正の値をとる。その理由として、以下2つが考えられる。1つは、子供と共に両親もバンコク都を離れ、良好な住環境を求めて近隣の県に移動しているがそれ以上の数の労働者がバンコク都に移動してきていることが考えられる。いま1つは、両親は就労を続けるためにバンコク都に残る一方で彼らの子供のみ出身地の実家へ送り、祖父母が孫の面倒を見ていることが考えられる。

若年人口と同様に、バンコク都の50歳以上人口で純移動率がマイナスとなる。これは、高齢者がバンコク都を離れる移動、つまり引退移動が起きている可能性を示すものである。

60歳代の転出超過率はバンコク都で最も高い値を示すが、1.2%の転出超過率に留まる。同じように、地方圏の各県でも当該年齢層の転入超過はほとんどなく、Uターンの移動はあまり確認できない。反対に、多くの県では高齢者も転出超過にある。例えば、図6は東北タイを構成する19県の年齢層別純移動率を示しているが、多くの県で20-24歳の転出超過が確認出来る。中には転出超過率が30%を超える県も存在する。一方で、60歳代や70歳以上の転入超過はほとんど確認できない。60歳代で転入超過を示すのは、ウボンラーチャターニー県のみで、それも0.1%の転入超過率に過ぎない。

70歳以上の年齢層をみると、転出超過率の最高値はもはやバンコク都ではない。北タイのナーン県の1.0%が最高となる。さらに、バンコク都よりも高い転出超過率を示す県がナーン県以外に4県あり、いずれも地方圏に位置する。これらのことから、タイにおける高齢者の引退移動は、首都圏から地方圏というUターン移動よりも地方圏から首都圏もしくは地方圏から地方圏という移動が多いことがわかる。この要因には、地方圏からバンコク都へ移動した人々がバンコク首都圏で居を構え、帰還移動をするつもりがないこと、もしくは1980年以降に移動している者の多くがまだ現役世代であるため、未だ引退移動が顕在化していないことが考えられる。

ここで、ウボンラーチャターニー県を事例として、当該県への転入者の移動理由を年齢層別に確認し、引退移動に該当する特徴がみられるかを検討する。これを示した表8によると、10歳代から20歳代の転入者のみに勉学による転入が多い。それ以外の年齢層では、家族の転入に付き添って、転入していることがわかる。40歳代では求職のための転入が多く、50歳代から60歳代では転居を理由にした転入も多い。帰省を理由にした転入は、他の移動理由に比べて回答する者の割合は小さく、さらに、高齢者に回答が多くみられる訳

---

は29歳までの5歳階級と30歳以上の10歳階級が混在していることに留意する必要がある。

でもない。この移動理由は 10 歳代 20 歳代を除くすべての年齢層で偏りなく確認されることから、バンコク首都圏や東タイへの就労を目的として転出した者たちが、子育て期以降に徐々に戻ってきていることが理解できる。ただし、その数は少なく、首都圏から地方圏への帰省は、都県間人口移動の主要な背景ではない。

それゆえ、タイにおける人口移動は今なおバンコク首都圏をはじめとする労働力需要の大きさによって規定されていると捉えることができる。他方、首都圏から地方圏への引退移動はほとんど確認できない。都県別にみた際に 60 歳以上の高齢者の割合が最も高いチャイナート県でも高齢化率が 19.4%であることを考慮すると、タイにおける高齢者問題はバンコク都やナコーンラーチャーシーマー県、コーンケン県などの高齢者の数が多い都市部で集中的に顕在化することが予想される。

なお、この分析結果は都県間の移動データを元に行っているため、都内もしくは県内で完結する近距離移動の特徴については議論しきれていない。

表 8 0-59 歳人口の地域間総移動量

	バンコク首都圏	中部タイ	東タイ	北タイ	東北タイ	南タイ
バンコク首都圏	335,767	55,136	79,191	52,482	63,149	28,462
中部タイ	149,287	72,654	31,807	22,601	20,173	11,165
東タイ	79,974	10,819	99,922	13,367	21,998	5,909
北タイ	197,081	42,883	62,035	243,103	28,004	15,734
東北タイ	457,929	71,865	187,182	41,500	296,606	36,093
南タイ	101,457	12,418	14,891	11,853	10,256	202,656

資料:Population and Housing Census 2010

表 9 60 歳以上人口の地域間総移動量

	バンコク首都圏	中部タイ	東タイ	北タイ	東北タイ	南タイ
バンコク首都圏	17,444	3,460	2,903	2,507	2,235	954
中部タイ	5,318	3,376	1,226	1,331	1,089	430
東タイ	2,539	481	3,368	523	863	157
北タイ	4,669	1,249	1,538	8,346	1,394	395
東北タイ	6,357	1,149	3,335	1,817	11,780	784
南タイ	2,570	471	516	467	364	5,535

資料:Population and Housing Census 2010

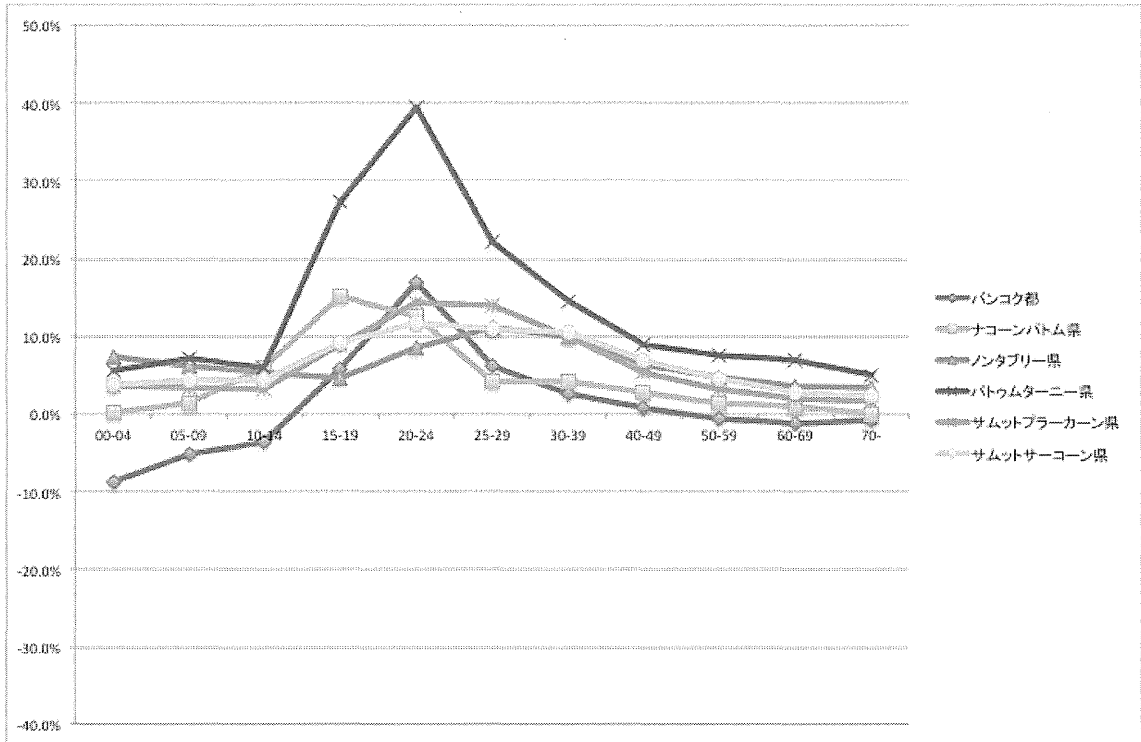


図5 バンコク首都圏における年齢層別の純移動率

資料:Population and Housing Census 2010

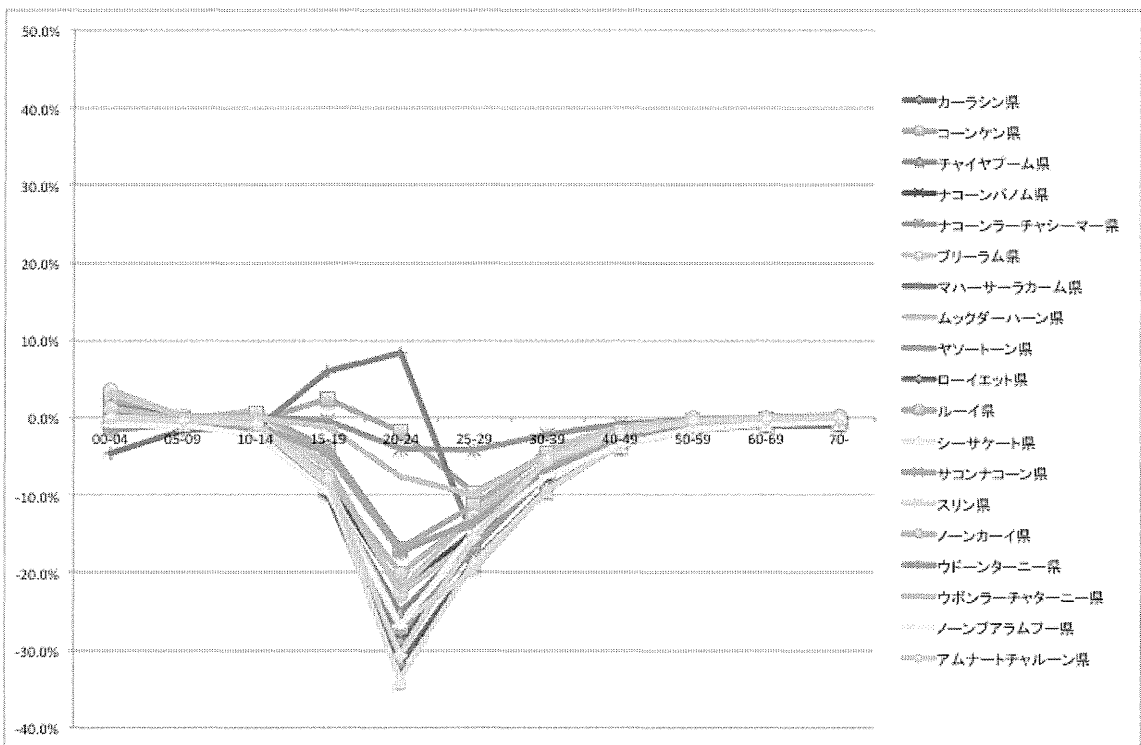


図6 東北タイにおける年齢層別の純移動率

資料:Population and Housing Census 2010

表10 年齢別ウボンラーチャターニー県への転入者の移動理由

		移動理由								総計
		家族の 付き添い	勉学 のため	転居 のため	施設等へ の入居 のため	求職 のため	転勤 のため	帰省	その他	
年齢層	00代	1,107 (69.0)	59 (3.7)	308 (19.2)	50 (3.1)	0 (0.0)	0 (0.0)	76 (4.7)	4 (0.2)	1,604 (100.0)
	10代	582 (26.5)	927 (42.2)	290 (13.2)	272 (12.4)	73 (3.3)	21 (1.0)	26 (1.2)	4 (0.2)	2,195 (100.0)
	20代	1,125 (30.7)	1,240 (33.9)	433 (11.8)	500 (13.7)	178 (4.9)	130 (3.6)	49 (1.3)	6 (0.2)	3,661 (100.0)
	30代	786 (48.0)	16 (1.0)	437 (26.7)	80 (4.9)	144 (8.8)	91 (5.6)	75 (4.6)	8 (0.5)	1,637 (100.0)
	40代	511 (44.9)	3 (0.3)	342 (30.1)	44 (3.9)	137 (12.0)	53 (4.7)	40 (3.5)	7 (0.6)	1,137 (100.0)
	50代	241 (39.7)	4 (0.7)	257 (42.3)	31 (5.1)	17 (2.8)	26 (4.3)	24 (4.0)	7 (1.2)	607 (100.0)
	60代	130 (45.5)	2 (0.7)	114 (39.9)	21 (7.3)	1 (0.3)	8 (2.8)	8 (2.8)	2 (0.7)	286 (100.0)
	70代以上	121 (59.6)	3 (1.5)	45 (22.2)	21 (10.3)	0 (0.0)	3 (1.5)	9 (4.4)	1 (0.5)	203 (100.0)
	総計	4,603	2,254	2,226	1,019	550	332	307	39	11,330

資料:Population and Housing Census 2010、個票データ

#### 4. おわりに

タイの2010年人口センサスを個票データを含めて入手できたため、本稿は2010年人口センサスに基づいて、タイの近年の人口移動と人口分布変動を検討した。2010年人口センサスを用いた既存研究は多くないので、既存研究ですでに指摘していること、今回の検討で明らかになったことを以下に整理する。

既存研究ですでに指摘されているいくつかのポイントのうち、われわれが重要であると考えられるポイントは、①1970年代以降に進展した出生率低下の影響がタイ全体の人口の動きに明らかな影響を及ぼすようになったこと、②余剰人口が多いとみなされ、それがバンコク首都圏への労働力供給地としてこれまで機能してきた東北タイについて、2000年以降は出生率低下の影響でもはや余剰人口がないにも関わらず、なおバンコク首都圏へ労働力供給を続けており、結果として人口減少が生じていること、③バンコク首都圏の近年の人口増加、東北タイの人口減少の要因として、バンコク首都圏での就業が季節的な出稼ぎから通年就業、すなわち定住へと変化していることの3点である。

これらに加えて、本稿ではじめて指摘したのは、①バンコク首都圏の人口増加には隣接国から出稼ぎに来る外国人労働者の急増が影響を及ぼしていること、②バンコク首都圏と周辺地域（ゾーン2地域あるいは中部タイ、東タイ）への人口移動が2000年以降加速するなかで、近郊の工業地域として東タイの重要性が高まっていること、東タイを含まない中部タイではそれ以外の拡大バンコク首都圏への人口の転出超過が顕在化していること、③

バンコク首都圏内の周辺 5 県においては、バンコク都からの居住の郊外化の動きが 1990 年代に続いて観察できるが、北方向への郊外化（とくにパトゥムターニー県へ）がとくに著しくなっていること、④高齢人口の移動をみると、退職移動や呼び寄せ移動など先進国の高齢人口移動で特徴的な動きは、現段階では観察できないことなどである。

2000 年人口センサス以降の変化は出生率低下以降に出生したコーホートが労働力人口に参入することにより、労働力不足が生じ、それに対応して、国内人口のバンコク一極集中が加速すると同時に、バンコクに外国人労働力も急速に増加している。海外直接投資の影響が大きいタイの製造業においては、自動車産業の相対的な重要度が高まり、自動車関連産業の製造拠点の多い、また貿易港に近い東タイに製造業関連の雇用と人口が集中するようになってきた。また、住宅の郊外化についてはこれまでは東方向や西方向にもみられたが、2000 年以降はとくにバンコクの北方向への都市化の拡大が顕著である。

今後の課題として、バンコク首都圏の人口移動と人口分布変動に関する考察をより深めること、タイの人口分布変動における国際人口移動の役割に関する分析を行うことを、とくに挙げておきたい。

#### 参考文献

- 石川義孝(2015)「2010 年国勢調査からみた日本の引退移動」『統計』66(11)、 pp.37-43.
- 中川聡史(2005)「バンコクおよびその近郊地域における近年の人口変化—郊外化・工業立地分散・人口女性化—」『アジア太平洋地域の人口移動』石川義孝編著、明石書店、pp.155-177.
- 丹羽孝仁(2010)「タイにおける国内人口移動の空間的パターンとその変化—NESDB のデータを用いて—」『季刊地理学』62、 pp.83-92.
- 星川圭介(2014)「人口転換期のタイにおける人口変化と国内人口移動」『民族衛生』80-1、pp.42-47.
- Fielding, T. (2016) “Asian Migrations: Social and geographical mobilities in Southeast, East and Northeast Asia”, Routledge, 285p.
- NSO; National Statistical Office of Thailand (2012) “Population and Housing Census 2010” (デジタル版) .



# III

## 研究会報告資料

## 中国の医療保険制度に関するワークショップ

「東アジア、ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究」プロジェクトでは、外部講師を招いて中国の医療保険制度に関するワークショップを開催した。概要は以下の通りである。

【講師】馬欣欣（一橋大学経済研究所准教授）

【日時】2015年12月10日(木) 14:00～17:15

【場所】国立社会保障・人口問題研究所 第4会議室

【演題】高齢化社会の中国における公的医療保険制度の改革：制度的・実証的分析

【要旨】中国では急速な高齢化により、高齢者の社会保障制度の整備が喫緊の課題となっている。医療保険制度に関しては、都市従業員基本医療保険制度（1998年）、都市住民基本医療保険制度（2007年）、新型農村合作医療制度（2003年）の発足によって、形式上は皆保険が達成された。しかし任意加入である上に、制度の有効性に対しても疑義が提起されている。CHNS（中国健康・栄養調査）を用いた分析によると、新型農村合作医療制度への加入は、健康診断の受診率を高めるものの、それ以外の医療サービスの受給には有意な影響を与えていなかった。また、CHIP（中国家庭所得調査）を用いた分析によると、低所得層は医療保険への加入率が低いが、健康状態は加入率に有意な影響を与えていなかった。また、官公庁や国有企業に比べ、民間企業勤務者や自営業者は医療保険への加入率が低かった。

# 高齢化社会の中国における公的医療保険制度の改革: 制度的・実証的分析

一橋大学・経済研究所

馬欣欣

maxx@ier.hit-u.ac.jp

2015年12月10日

於: 国立社会保障・人口問題研究所

## 謝辞

- 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 (H24-地球規模一般-003) 『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』(研究代表者: 鈴木透、研究分担者: 馬欣欣)
- 日本学術振興会平成25~27年度科学研究費助成事業(学術研究助成基金助成金) 基盤研究C(「体制移行期の中国における国有と非国有部門間の賃金格差に関する制度的・実証的研究」) 課題番号: 25380297(研究代表者: 馬欣欣)
- 日本学術振興会平成25~27年度科学研究費助成事業(学術研究助成基金助成金) 基盤研究A(「中国の経済システムの持続可能性に関する実証的研究: 「二重の罅」を超えて」) 課題番号: 25243006、(研究代表者: 加藤弘之、研究分担者: 馬欣欣)

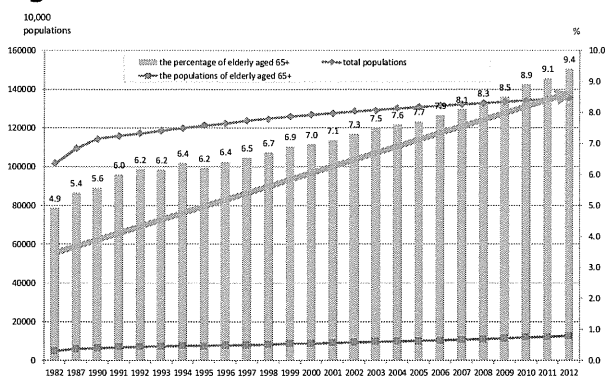
## 報告の構成

1. 研究背景
2. 制度変遷:
  - ・ 中国における公的医療保険制度の変遷
3. 実証分析
  - ・ 都市部: UEBMS加入の決定要因分析
  - ・ 農村部: NCMS加入の効果分析

## 1. 研究背景

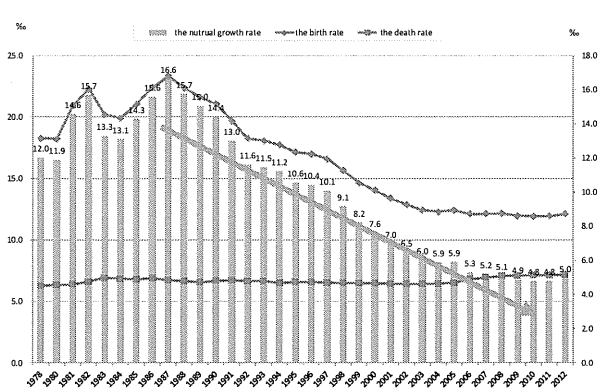
- 急速な高齢化
- 都市部: 公的医療制度財源負担の増加
- 農村部: 公的医療制度の崩壊

**Fig.1 Trends of the Percentage of Elderly Aged 65+**



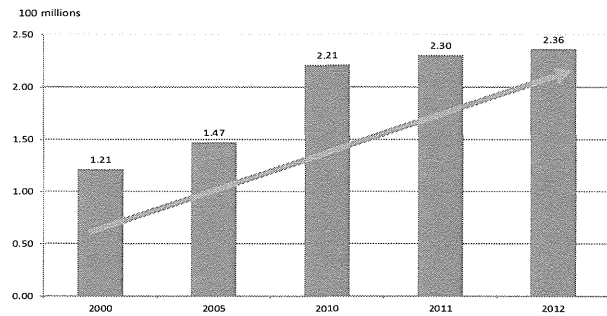
Sources: NBS (2013) China Statistic Yearbook 2013.

**Fig.2 Trends of the Population Birth Rate in China**



Sources: NBS (2013) China Statistic Yearbook 2013.

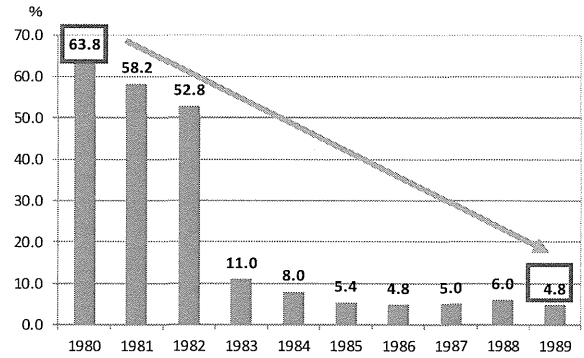
**Fig.3 Trends of the Migrants in China**



sources: Chinese population census.

Migrants: Those who move from the rural district to the urban district and work as the employer or the self-employed in the urban district with the rural registration.

**Fig.4 Participation Rate of the Rural Cooperative Medical System(CMS)**



## 2. 制度的分析

- 中国における公的医療保険制度の変遷

参考資料1  
馬欣欣(2015)『中国の公的医療保険制度の改革』第1章、第2章、  
京大大学術出版会。

## 計画経済期

- ✓ 都市部における公的医療保険制度
  - 従業員労働保険制度(雇用者/企業)
  - 公務員医療制度(公務員/国家)
- ✓ 農村部における医療制度
  - 農村合作医療制度(農村戸籍住民/共済)



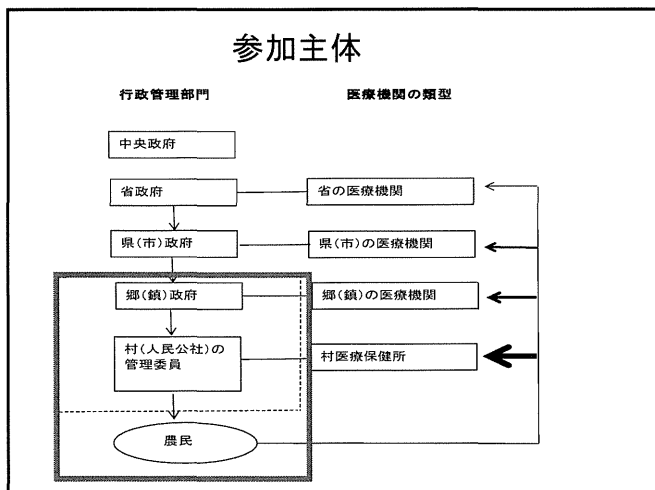
国民皆保険(医療保障)の実現

## 農村合作医療制度

### 発展経緯

- 最初の合作社医療保健所は1953年に山西省高平県米山郷で創設された。最初に3ヶ所の民営薬局および10名の民間医師が自ら連名で医療保健所を設立した。1955年6月に、国家衛生部副部長徐運来、山西省衛生庁長高宏昌が米山郷を視察し、合作社医療保健所の創設状況を国務院に報告した後、合作社医療保健所の設立を全国の一部の地域で推進することとなった。
- 1956年の全国人民代表大会で、農村で農業生産合作社の設立が認められ、さらに農村合作社(人民公社の前身)が農村住民の労働災害、疾病の治療に対応することが義務づけられた。1956年以降、全国範囲で農村合作社が医療保健所を設置することになった。

- 1958年に中央政府は『農村に人民公社を設立する問題に関する中共中央の決議』を公布し、全国範囲で農業生産の集団形態を大規模化し、高級農業合作社を合併することを通じて人民公社を設立することを推進した。人民公社が農村の管理組織として設立され、多くの地域で人民公社が運営・管理する共済組合制度も設立された。それにともなって、1959年に人民公社を基盤とする「合作医療保険制度」という農民の互助共済の医療保健制度が設立された。
- 1960年の『農村衛生工作会議に関する報告』で「農村合作医療制度」の名称がはじめて登場し、農村合作医療制度は農村部の医療保障制度として位置づけられた。その後の1965年、毛沢東が「医療事業の重点を農村に置く」と指示し、1968年に文化大革命が始まった直後、毛沢東は農村を視察した後、湖北省などが運営した農村合作医療制度を称賛し、範例として全国に推進すると指示した。

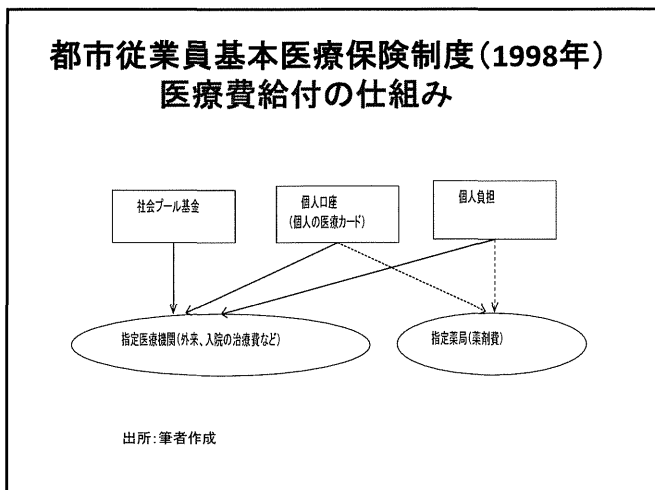
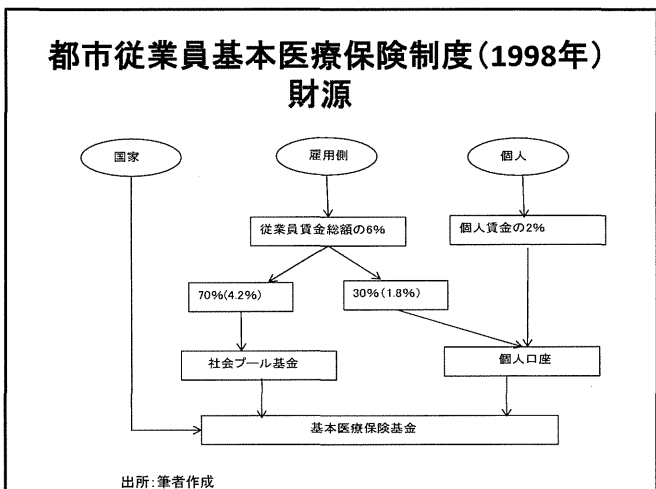


### 農村合作医療制度に対する評価

- 国連婦人児童基金会の1980～1981年報告書で、「中国の合作医療制度は、農村でプライマリー医療を担当することは発展途上国の医療レベルを高めるという、1つの範例である」と述べられている。
- 世界銀行やWHO(世界衛生組織)も、「中国は伝染病の死亡率をコントロールすることで大きな成功を収めた。その成果は他の多くの発展途上国より遥かに大きい」、「中国農村部の合作医療制度は、発展途上国で医療費問題を解決できる唯一の範例であり、成功した医療革命」と称賛し、国際社会から注目されるようになった(世界銀行、1994)

### 体制移行期

- ✓ 都市部における公的医療保険制度の改革  
 都市従業員基本医療保険制度(1998年)  
 都市住民基本医療保険制度(2007年)
- ✓ 農村部における医療制度  
 新型農村合作医療制度(2003年)



### 都市住民基本医療保険制度(2007年)

- ✓ 適用対象:都市戸籍を有する、都市従業員基本医療保険制度の加入範囲に属さない小・中・高校の学生(専門学校を含む)、児童とその他の非就業者
- ✓ 財源調達については、『指導意見』では、「各地域は該当地域の経済発展水準、未成年者および成年者の基本的な医療消費ニーズに応じ、また該当地域の住民と政府の財政の負担能力を考慮し、財源調達水準を定める」と記している。保険料納付と政府補助については、都市住民基本医療保険基金は個人の保険料納付金と政府の補助金によって構成されている。まず、政府補助金に関しては、保険加入の都市住民に対して、政府は毎年一人あたり40元以上を補助する。
- ✓ 医療費給付については、都市住民基本医療保険制度は、外来者の入院と外来者の大病治療を重点に置くことを原則とする

## 新型農村合作医療制度

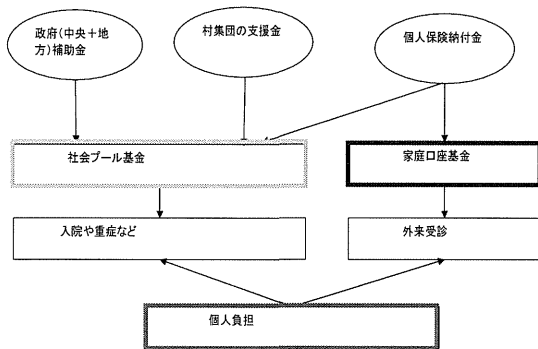
### 改革経緯

- 1990年代に、農村部で農業合作医療制度の機能がなくなったことにより、医療費が高騰した背景下で、「看病難、看病貴」と言われたように、病気に罹った農民が貧困層に陥った者が多くなり、農村で医療問題が一層深刻化していた。
- 2003年1月10日に、衛生部、財政部、農業部の三部が『新型農村合作医療制度の確立に関する意見』を公布した。2003年から、各省・自治区・直轄市政府は、すくなくとも2～3県(市)を選択し、農村合作医療制度のモデル事業を実施し、その成功した事例を逐次に全国農村部で普及することとなった。

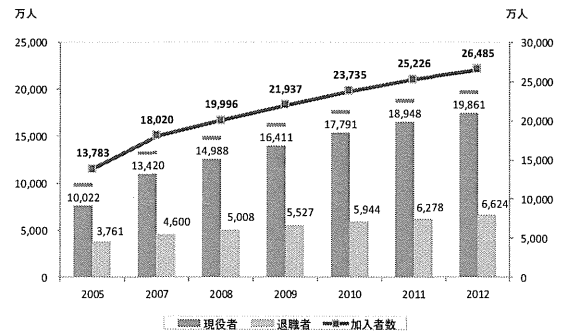
## 三大原則

- 任意加入、多ルートで資金を調達する原則
- 収入によって支出を定め、適切に保障する原則
- 試行地域で試行を行い、次第に広めていく原則

## 資金調達と医療費給付

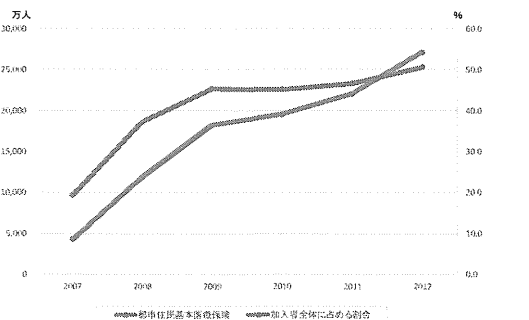


## 都市従業員基本医療保険制度の加入状況(2005～2012年)



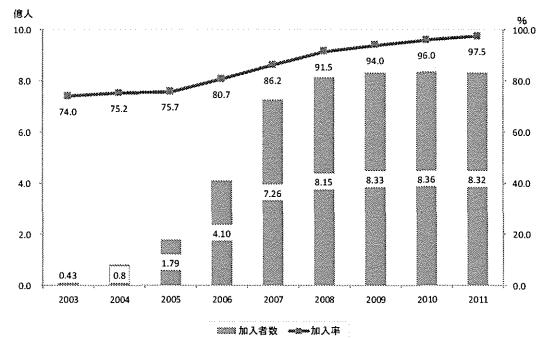
出所:『2012年中国衛生統計年鑑』、『中国統計年鑑2012』および『2012年労働和社会保障事業発展統計公報』に基づき作成。

## 都市住民基本医療保険制度の加入状況(2007～2012年)



出所:『2012年中国衛生統計年鑑』、『中国統計年鑑2012』および『2012年労働和社会保障事業発展統計公報』に基づき作成。

## 農村住民基本医療保険制度の加入状況(2003～2012年)



出所:『中国衛生統計年鑑』2008年、2011年度版に基づき作成。  
注:加入率=加入者数/農村人口総数

### 3. 実証的分析

## 実証的分析1： 新型農村合作医療制度(NCMS) が農村部住民の医療サービスの 利用に与える影響

#### 参考資料2

- 馬欣欣(2015)「中国における公的医療保険制度が医療費の自己負担に与える影響—都市部と農村部の比較—」鈴木透・小島宏・相馬直子・菅柱大・馬欣欣(編)『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 平成26年度総括研究報告書』、pp.157-171
- 馬欣欣(2015)『中国における公的医療保険制度の改革』第6章、京都大学学術出版会。

### 1. 問題意識：

NCMSの加入は任意的であり、その財源は、個人の医療保険納付金、農村集団の支援金、政府の補助金の3つとなっている。しかし、その基金源が少ないため、医療費の給付金額がまだ少なく、医療費の大部分は農民が自己負担となっている。そのため、NCMSに加入しても、病気になると、医療サービスへのアクセスができなく、また病気になることによって貧困状態に陥る問題が存在する可能性がある。



#### 研究課題：

2003年以降、実施されているNCMSがどの程度医療機関へのアクセスおよび医療費の自己負担に影響を与えるのか。

### 2. 先行研究のサーベイ

#### ✓ クロスセクションデータに基づく分析

Wagstaff *et al.*(2009)、Shi *et al.*(2010)、Xiao *et al.*(2010)、You and Kobayashi (2011)、Lu *et al.*(2012)、Li *et al.* (2014)

#### ✓ パネルデータに基づく分析

Wagstaff and Lindelow (2008)、Lei and Lin(2009)、Jing *et al.* (2013)、Cheng *et al.*(2014)

### 本研究の特徴

1. 先行研究ではLei and Lin (2009)、Jing *et al.* (2013)以外の実証研究では、DID法による分析が行われていない。

- ✓ それに対して、本研究では、CHNSのパネルデータを活用し、2003年を制度実施時期とし、NCMS実施前、NCMS実施後の2つの時期に分けて、またNCMS加入グループとNCMS未加入グループに基づいて自然実験に類似するトリートメントグループとコントロールグループを構築してDID法による政策評価を行う。

### 本研究の特徴(続き)

2. 医療サービスの利用に関する実証研究では、Anderson モデル(Anderson 1995; Anderson and Newman 1973)がよく用いられている。DID法を応用したLei and Lin (2009)、Jing *et al.*(2013)では、Andersonモデルで指摘されるいくつかの要因が考慮されていない。

- ✓ 本研究では、Anderson モデルに基づいて4つの要因群に分けてそれぞれの代理変数を設定してより厳密な実証分析を行うことができる。Anderson モデルに基づくDID法の応用は、本研究の実証分析の1つの特徴となっている。

### 3. 計量分析の方法

### 推定モデル

- ✓ 医療機関の利用確率(外来、入院、健康診断)、家計破綻性医療支出(catastrophic health expenditure)になる確率に関するプロビット・ランダム効果モデルの推定式

$$y_{it}^* = \alpha_i + \beta_1 NCM_{it}^* + \beta_2 X_{it} + u_i + v_{it} \quad (1.1)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1.2)$$

$$P(y_{it} = 1) = p_{it} = P(u_i + v_{it} = 1 - \alpha_i - \beta_1 NCM_{it}^* - \beta_2 X_{it}) \quad (1.3)$$

#### ✓ 社会実験: DID法の推定式

$$y_{it}^* = \alpha_i + \gamma_1 Treatment_{it} + \gamma_2 Year_t + \gamma_3 DID_{it} + \gamma_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

#### DID項の設定

	2000 (制度実施時期以前)	2004 or 2006 (制度実施時期)
Control group	未加入	未加入
Treatment group	未加入	加入

DIDはトリートメントグループと制度実施時期ダミーの交叉項

#### データ: CHNS2000、2004、2006

- CHNS(中国健康・栄養調査)はアメリカのNorth Carolina大学が実施したパネル調査である。最初の調査データはCHNS1989であるが、本研究では、新型農村合作制度が実施した2003年を境とし、制度実施前の2000年、および制度実施後の2004年と2006の3回調査のパネルデータを活用する。
- 調査対象は都市戸籍住民および農村戸籍住民となっている。
- 調査の範囲は、中国を代表する地域(江蘇省、遼寧省、黒竜江省、山東省、河南省、湖北省、湖南省、広西省、貴州省の9省)をカバーしている。
- 調査方法については、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。
- サンプルサイズ(個人票)は、2000年16,150、2004年9,856、2006年9,788となっている。

#### 被説明変数の設定

- 医療機関にアクセスする確率関数  
4週間以内に医療機関にアクセスする(外来および入院)場合=1、それ以外=0
  - 一般健康診断の受診確率関数  
一般健康診断を受けた場合=1、それ以外=0
- Q:「過去4週間以内、あなたが健康診断サービスを受けたことがありますか」

#### 被説明変数の設定(つづき)

- 医療費の自己負担額関数

$$\text{医療費の自己負担額} = \text{総医療費} \times \text{自己負担の割合}$$

Q:「病気のため、どのぐらいの医療費を払いましたか」  
Q:「支払った医療費で自己負担の割合が何%ですか」

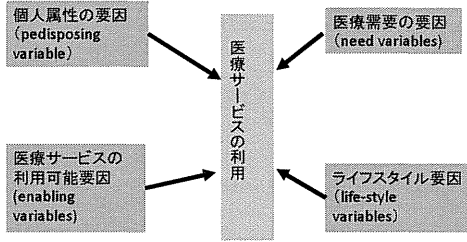
- 家計破綻性医療費支出になる確率関数  
医療費の自己負担額が世帯所得に占める割合が40%以上の場合=1、40%以下の場合=0



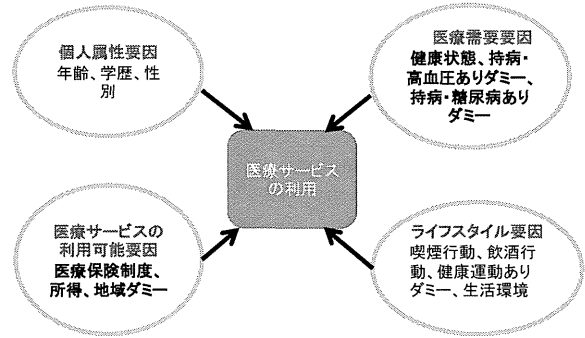
## 説明変数の設定

### Anderson モデル

(Anderson 1995; Anderson and Newman 1973)



## 説明変数の設定



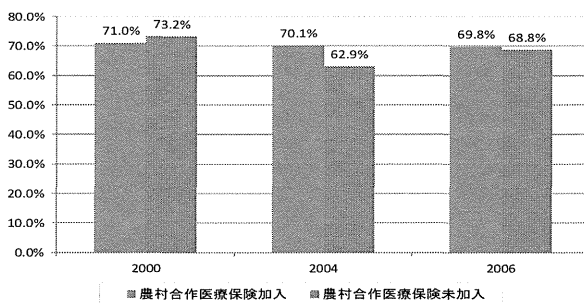
## 4. データから観察された農村部における医療保険制度の加入状況と医療サービスの利用

表1 農村部における医療保険制度の加入状況

	2000年			2004年			2006年		
	全体	16~59歳	60歳以上	全体	16~59歳	60歳以上	全体	16~59歳	60歳以上
公務員医療	4.9%	5.1%	4.3%	0.5%	0.4%	0.8%	0.3%	0.2%	0.5%
従業員基本医療保険	2.4%	2.5%	2.2%	0.5%	0.5%	0.6%	1.6%	1.6%	1.5%
農村合作医療保険	4.5%	4.8%	3.5%	11.2%	11.2%	11.2%	43.0%	43.0%	43.1%
商業保険	1.8%	1.8%	1.8%	0.9%	1.1%	0.2%	0.7%	0.9%	0.1%
家族保険	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%
統括保険	0.5%	0.5%	0.3%	0.1%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
その他の医療保険	1.9%	2.0%	1.8%	0.1%	0.1%	0.0%	0.3%	0.3%	0.3%
医療保険未加入	83.9%	83.2%	86.0%	86.6%	86.4%	87.0%	51.1%	54.0%	51.5%

出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。

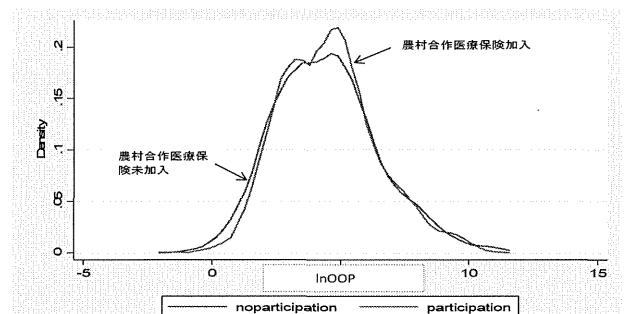
図5 農村合作医療保険制度加入・未加入別医療機関にアクセスする者の割合



出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。

注：「4週間以内に病気・怪我になったことがある」と回答したグループで医療サービス（外来＋入院）を利用した者の割合。

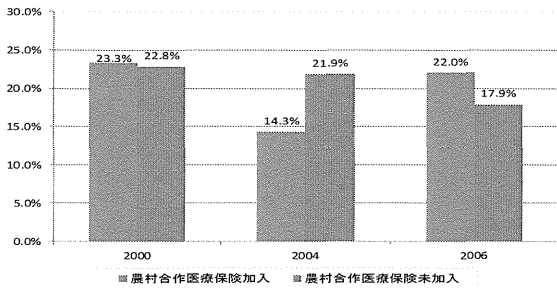
図6 農村合作医療保険制度加入・未加入別医療費の自己負担額のKernel分布



出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。

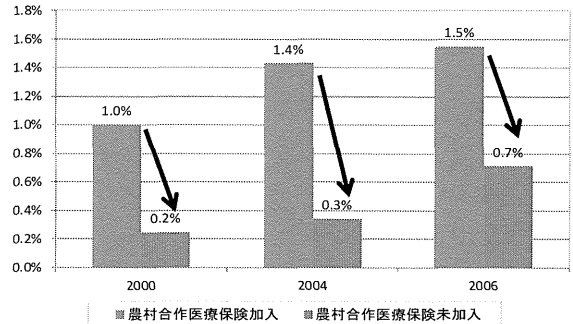
注：participation: 公的医療制度加入グループ  
noparticipation: 公的医療制度未加入グループ

図7 農村合作医療保険制度加入・未加入別災難的医療費支出の割合



出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。  
注：「4週間以内に病気・怪我になったことがある」と回答したグループで一人医療費が世帯一人当たり所得に占める割合が10%以上になる者の割合。

図8 農村合作医療保険制度加入・未加入別一般健康診断を受診した者の割合



出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。

## 5. 計量分析の結果

表2 農村合作医療保険制度の加入と医療サービスの利用

	DID法分析1(2000vs.2004)		DID法分析2(2000vs.2006)	
	限界効果	z値	限界効果	z値
<b>【推定1:医療機関へのアクセス(外来+入院)】</b>				
トリートメントグループ	0.0420 **	2.42	0.0034	0.32
制度実施時期	0.0581 ***	8.35	0.0533 ***	6.15
DID	-0.0068	-0.41	0.0191	1.45
<b>【推定2:医療機関へのアクセス(外来)】</b>				
トリートメントグループ	0.0380 **	2.25	0.0057	0.56
制度実施時期	0.0516 ***	8.10	0.0514 ***	6.15
DID	-0.0038	-0.23	0.0158	1.26
<b>【推定3:医療機関へのアクセス(入院)】</b>				
トリートメントグループ	0.0020	0.71	-0.0015	-0.71
制度実施時期	0.0021 *	1.75	0.0012	0.68
DID	-0.0017	-0.84	0.0020	0.68
<b>【推定4:医療費の自己負担額】</b>				
トリートメントグループ	0.1794	0.35	-0.3708	-1.00
制度実施時期	-0.2820	-1.09	-0.6917 **	-2.12
DID	-0.8014	-1.42	0.1397	0.32

(つづき)

	DID法分析1(2000vs.2004)		DID法分析2(2000vs.2006)	
	限界効果	z値	限界効果	z値
<b>【推定5:総医療費】</b>				
トリートメントグループ	-0.2570	-0.54	-0.4107	-1.24
制度実施時期	-0.2544	-1.10	-0.6899 **	-2.52
DID	-0.5156	-1.07	0.1347	0.37
<b>【推定6:災難性医療費支出】</b>				
トリートメントグループ	-0.0373	-0.32	-0.0798	-0.80
制度実施時期	-0.2341 ***	-2.94	-0.4285 ***	-3.66
DID	-0.1340	-1.41	0.0537	0.45
<b>【推定7:一般健康診断の受診】</b>				
トリートメントグループ	-0.0008	-0.40	-0.0036	-1.36
制度実施時期	0.0011	0.89	0.0018 **	1.23
DID	0.0071	1.25	0.0167 ***	2.68

出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。

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

2) 年齢、学歴、性別、健康状態、持病・高血圧、持病・糖尿病、世帯所得、地域、喫煙行動、飲酒行動、室内飲用水、室内トイレ、周辺に便なしの変数を計測したが、掲載で省略している。

表2分析結果のまとめ

NCMSは医療機関へのアクセス、外来受診、入院治療、総医療費、医療費の自己負担額、家計破綻性医療費支出に関する分析のいずれにおいても、DID項の推定係数は統計的に有意ではない。



NCMSは治療を目的とする医療機関へのアクセスおよび医療費の自己負担の軽減に有意な影響を与えていない。

**表3 年齢階層別新型農村合作医療保険制度の加入と医療サービスの利用 (DID法)**

	60歳以上		16~59歳	
	限界効果	z 値	限界効果	z 値
<b>2000年 vs. 2004年</b>				
<b>【推定1: 医療機関へのアクセス(外来+入院)】</b>				
トリートメントグループ	0.0128	0.19	0.0441 **	2.52
制度実施時期	0.1016 ***	4.33	0.0498 ***	6.96
DID	0.0515	0.65	-0.0112	-0.69
<b>【推定2: 医療機関へのアクセス(外来)】</b>				
トリートメントグループ	0.0182	0.25	0.0367 **	3.20
制度実施時期	0.0925 ***	4.07	0.0477 ***	6.97
DID	0.0391	0.53	-0.0039	-0.34
<b>【推定3: 医療費の自己負担額】</b>				
トリートメントグループ	-0.5169	-0.31	0.3867	0.69
制度実施時期	0.1272	0.18	-0.3180	-1.08
DID	1.0163	0.58	-1.1695 *	-1.66
<b>【推定4: 総医療費】</b>				
トリートメントグループ	-0.7749	-0.51	-0.2830	-0.55
制度実施時期	0.3780	0.60	-0.3488	-1.35
DID	0.2509	0.16	-0.5689	-1.02
<b>【推定5: 一般健康診断の受診】</b>				
トリートメントグループ	-3.09E-05	-0.01	-0.0006	-0.26
制度実施時期	-3.27E-08	-0.22	0.0004	0.37
DID	0.7627	0.01	0.0042	0.88

(つづき)

	60歳以上		16~59歳	
	限界効果	z 値	限界効果	z 値
<b>2000年 vs. 2006年</b>				
<b>【推定1: 医療機関へのアクセス(外来+入院)】</b>				
トリートメントグループ	0.0034	0.10	0.0034	0.34
制度実施時期	0.0942 ***	4.81	0.0362 ***	4.15
DID	0.0166	0.46	0.0213 *	1.62
<b>【推定2: 医療機関へのアクセス(外来)】</b>				
トリートメントグループ	0.0018	0.06	0.0059	0.61
制度実施時期	0.0856 ***	4.59	0.0357 ***	4.25
DID	0.0174	0.50	0.0168	1.34
<b>【推定3: 医療費の自己負担額】</b>				
トリートメントグループ	0.2555	0.22	-0.5772	-1.35
制度実施時期	-0.6042	-0.75	-0.7883 **	-2.00
DID	-0.4570	-0.37	0.4386	0.84
<b>【推定4: 総医療費】</b>				
トリートメントグループ	0.5454	0.57	-0.5731	-1.49
制度実施時期	-0.3345	-0.57	-0.8128 **	-2.42
DID	-0.6598	-0.67	0.1620	0.36
<b>【推定5: 医療費支出】</b>				
トリートメントグループ	-0.0036	-0.02	-0.1789	-1.60
制度実施時期	-0.3841	-1.19	-0.3581 ***	-2.74
DID	0.0782	0.38	0.0534	0.38
<b>【推定6: 一般健康診断の受診】</b>				
トリートメントグループ	-0.0547	-0.01	-0.0023	-1.03
制度実施時期	0.0007 **	2.18	0.0001	0.09
DID	0.4407	0.01	0.0166 ***	2.68

**表3分析結果のまとめ**

- 現役者グループで、他の要因が一定ならば、NCMS加入しなかったグループに比べ、NCMS加入したグループで医療費の自己負担額が約1.17倍低い。一方、高齢者グループで、DID項の推定係数が統計的に有意ではない。
- 現役者グループで、他の要因が一定ならば、NCMS加入しなかったに比べ、NCMS加入したグループで一般健康診断を受診する確率が1.66%ポイント高い。一方、高齢者グループで、一般健康診断の受診でNCMS加入したグループとNCMS加入しなかったグループ間の差異が確認されなかった。
- 現役者グループ、高齢者グループのいずれにおいても、外来受診、入院治療、総医療費、家計破綻性医療費支出でNCMSの効果が確認されなかった。

**6. 結論と政策示唆**

1. 医療費の自己負担に対するNCMSの実施効果には、現役者と高齢者の両グループ間の差異が存在する。
2. 現役者グループ、高齢者グループのいずれにおいても、NCMSが家計破綻医療費支出になることを軽減する効果を持っていない。



- ✓ 高齢者向けの公的医療保険制度を構築
- ✓ 農村部で公的医療制度を改革しながら、他の社会保障制度を整備
- ✓ 高額な医療費を負担するグループ(重篤な疾病を持つ者など)に対する公的医療費援助制度を検討(日本: 高額療養費制度を参考)

**実証的分析2:  
都市従業員基本医療保険制度の  
加入行動分析—就業部門間の格差**

参考資料3

- 馬欣欣(2014)「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—医療保険加入の種類およびその選択の決定要因」『アジア経済』第55巻第2号、pp.62-94。
- 馬欣欣(2015)『中国における公的医療保険制度の改革』第4章、京都大学学術出版会。

**1. 問題意識:**

- 現在の中国では、多様な医療保険制度が実施されている
- 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
- 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



研究課題:

家計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

## 2. 先行研究のサーベイ

### • 逆選択仮説

保険市場で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。

### • 流動性制約仮説

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。

## 海外(米国)の実証研究

- Wolfe and Goddeeris(1991)、Shaefer et al(2011): 両仮説が支持された
- Madden et al. (1995)、Drehr et al.(1996)、Bograd et al.(1997)、Swartz and Garnick(2000)、Cardon(2001)、Long and Marquis(2002)、Swartz and Garnick(2000)  
逆選択仮説が確認されなかった

## 中国の実証研究

- 周(2003)は1998年都市従業員基本医療保険に任意的に加入する者(民営企業・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、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
- Lin et al.(2009)は、2007年都市住民基本医療保険の加入行動について、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年間に慢性病を持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と指摘

## 本研究の主な特徴

1. 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。  
➢ 本研究では、就業部門別分析を行う。
2. 先行研究では私的医療保険制度の加入に関する分析を行っていない。それに対して、本研究では、就業部門別分析を行う。  
➢ 公的医療保険、私的医療保険、混合型医療保険の加入行動に関する分析を行う

## 主な研究内容

### 【課題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2】

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

## 3. 計量分析の方法

### 推定モデル

医療保険加入の類型分析: プロビットモデル

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

$$P_j = \Pr(y_i = 1) = \Pr(y_i^* > 0) = \Pr(u_i > -a - \beta X_i)$$