

# 中国における共産党員のプロフィールおよび 党員身分の機能：1988～2002年

——労働市場における就業、昇進と収入の決定要因の実証分析を通して——

ヤン      シャン      ビン  
巖      善      平

## 《要 約》

本稿は、複数回の The Chinese Household Income Project Survey (CHIPS) の個票データを用いて、中国における共産党員という人間集団のプロフィールを定量的に描き出し、党員身分獲得の決定要因を明らかにすること、党員身分が人々の就業選択や職業的地位の達成、および収入に与える影響とそ  
の変化を計量的に分析すること、を主な研究目的としている。具体的には、①党員身分をもつ者の18  
歳以上人口比率および特徴、②党員身分の獲得を規定する要因、③政治的資本としての党員身分が個  
人の就業選択、職業的地位の達成および収入に及ぼす影響の度合いや変化する方向、などについてで  
きるだけ計量的に分析する。その際、個人的属性、居住地域、特に人的資本を表す教育の効果につい  
ても注意深く検討する。既存研究で欠落している都市と農村の双方を含み、しかも複数回の CHIPS デ  
ータを用いた解析により、公式統計では知りえない共産党員の全体像、党員身分の機能をダイナミッ  
クに捉えることが本稿の大きな特徴である。

はじめに

- I 先行研究のサーベイ
- II 本研究のフレームワークとデータ
- III CHIP 調査にみる共産党員のプロフィール
- IV 党員身分の機能およびその変化  
おわりに

## はじめに

1980年代以降、中国共産党は、計画経済から市場経済への体制転換を進め、市場経済化を実現している一方で、一党独裁の政治体制を維持することもできている。各界から有能な人材を共産党内に吸収する制度が確立され [Walder 1995; Li, Meng, and Zhang 2006]、共産党の政権

運営能力が向上していることが背景にあると指摘されている [唐 2012; 景 2012]。1982年に3965万人だった共産党員は2013年に8669万人に増加したが、同じ期間中に、入党申請の要件である18歳以上人口に占める党員の比率は6.6パーセントから7.8パーセントへとわずかな上昇にとどまった。党員数の急増は主として人口増および年齢構成の変化にともなって現れた現象であり、共産党員は党規約で定められた厳格な基準と手続きによって選出されていると思われる<sup>(注1)</sup>。

共産党中央は近年、党員数、新規入党者数、党員の属性、学歴、職業別構成比を公表してお

り [毛里 2012; 毛里・加藤・美根 2012], それらを総合して共産党員の大まかなイメージを掴めるようになってきているのは確かだ。だが、性別、年齢、民族、学歴、職業、勤務先、居住空間（農村・都市、省・自治区・直轄市）といったカテゴリーで党員の姿を多面的に観察する場合、それぞれの状況がどのようになるのか、党員身分の獲得を規定する要因は何か、党員身分が就業選択、職業的地位の達成、収入にどの程度影響し、さらに、市場経済化の中でそれぞれの度合いがどのように変化したか、といった問題に関しては公表情報では分からないことが多い。

本稿では、全国の都市と農村をカバーする複数回の大標本調査の個票データを用いて、共産党員という人間集団のプロフィールおよび党員身分獲得の決定要因を検討し、さらに、党員身分の機能とその変化傾向を明らかにすることを主な研究課題としている。具体的には、①党員身分をもつ者の18歳以上人口比率および党員集団の特質、②党員身分の獲得を規定する要因、③政治的資本としての党員身分が個人の就業選択、職業的地位の達成および収入に及ぼす影響の度合いや変化する方向、等についてできるだけ計量的に分析する。その際、個人的属性、居住地域、勤務先の所有形態をコントロールした上で、人的資本を反映する教育の効果と比較しながら検討する。既存研究で欠落している都市と農村の双方を含み、しかも複数回の全国調査に基づいたデータ解析により、公式統計では知りえない共産党員のプロフィール、市場経済化が党員身分の機能にもたらした変化をダイナミックに捉えようとするのが本稿の大きな特徴である。これは中国共産党の組織や機能等を対象とする政治学の研究視点とは異なるが、中国

共産党に対する多面的な理解を深める上で重要な意義をもつと考える。

## I 先行研究のサーベイ

データ分析に先立ち、本稿に関連する主な文献をサーベイし、既存研究の到達点や残されている課題を明らかにする。ここ20余年、全国範囲の社会経済調査が数多く実施され、その個票データを利用する学術研究が国内外で盛んに行われている [Riskin, Zhao, and Li 2001; 李ほか 2008; 李・佐藤・史 2013]。党員身分の就業選択、職業的地位の達成、収入に及ぼす影響に焦点を絞った研究成果も蓄積されている。

計画経済から市場経済への体制転換が進む中国では、競争原理がさまざまな分野で導入されている。それを背景に、生産性の向上に寄与する人的資本の価値が高まる一方で、生産性との関係が薄い政治的資本の価値が下がるだろうと考えられている<sup>(註2)</sup>。たとえば、農家調査の個票データを用いた Nee [1989] では、市場化が政治的資本の収入プレミアムを減らし、人的資本の収益率を高めるという仮説が提起され実証分析されている。

ところが、Nee [1989] の仮説を受けて行われた多くの実証研究では、そのような指摘を支持しないものが目立つ。市場経済化が進むにつれ、人的資本も政治的資本も個々人の就職、昇進、収入増などにプラスに働くとする文献が多い [李・佐藤 2004; Appleton, Song, and Xia 2005; 2012; Appleton et al. 2009; 嚴・魏 2014]。

表1は本稿に関連する近年の主な文献の要点をまとめたものであり、いずれも中国所得分配調査 (The Chinese Household Income Project

表1 先行研究にみる党員の諸相および党員身分の機能

主な関連文献	データと対象時期	研究対象	党員比率等	党員身分の取入（給与）プレミアムおよびその変化
Knight and Song [1999]	CHIPS1988	全国の都市部、農村部	①都市部における就業者の党員比率は23.4%。 ②給与所得者（農村部1,670人、都市部17,165人）。	①都市部就業者の取入関数における党員プレミアムは総現金収入が6.8%、基本給が6.0%、その他現金収入が8.4%。 ②全産業における党員プレミアム：農村部-9.8%、都市部5.8%。
Riskin, Zhao, and Li [2001]	CHIPS1988・1995	全国の都市部、農村部	都市部における就業者の党員比率（%） 1988年：全体23.5、男性34.2、女性11.7 1995年：全体25.1、男性33.3、女性15.0 1995年農村部世帯主の党員比率（%） 男性14.7、女性11.8	都市部就業者の賃金関数における党員プレミアムは、1988年に男性が5.4%、女性が10.3%、1995年に男性が5.8%、女性が6.3%。
李・佐藤 [2004]	CHIPS1999	6省市の5,952戸、15,904人	回答者の17.4%は共産党員である。父が党員、母が党員、父母が共に党員である者は、それぞれ回答者の34.0%、10.8%、6.6%。	本人の党員プレミアム、教育収益率は1999年に、それぞれ13.5%、4.7%。父母の片方が党員⇒本人の取入は3.4%アップ。父母が共に党員⇒本人の取入は9.2%アップ。
Appleton et al. [2009]	CHIPS1988・1995・1999	全国の都市部	都市部就業者の党員比率（%） 1988年23.5、95年24.5、99年26.9 党員身分の決定要因：性別、就業経験、教育、勤務先の所有形態、職業、および働く産業。	体制転換に伴い、就業者の党員比率が上昇し、給与における党員プレミアムも増える傾向だ。
李ほか [2008]	CHIPS1995・2002	全国の都市部、農村部	労働年齢人口の党員比率（%） 1995年：10.2、第I分位4.4、第V分位23.1。都市部22.3、農村部5.3 2002年：13.6、第I分位4.6、第V分位29.9。都市部23.9、農村部7.2	都市部職工の給与関数における党員プレミアムは1995年に5.3%、2002年に5.2%。 農家の取入関数における党員プレミアム（2002年）：世帯員中党員が1人増えると農家取入が11.9%増える（1世帯当たり党員数0.21人）。
Appleton, Song, and Xia [2005]	CHIPS1988・1995・1999・2002	全国の都市部	就業者の党員比率（%） 1988年23.5、95年24.5、99年26.9、2002年30.0 教育年数（年）：10.0、10.6、11.2、11.4 漢族比率（%）：3.8、4.3、4.2、4.2	党員プレミアムと教育収益率（4調査年の昇順、%） Mincer 型賃金関数：6.8、14.6、18.1、15.2 Mincer 拡張型賃金関数：5.2、7.5、9.8、8.9 Mincer 拡張型賃金関数における教育収益率：2.8、3.3、3.9、4.9
葉 [2012]	CGSS2003	全国の都市サンプル、2,867人	回答者が在学中の子供をもつ親である者2,867人のうち、本人が党員である比率が18.9%、配偶者の党員比率が18.5%、父親の党員比率が27.8%。	両親が党員身分をもち、しかも、両親の党歴が長いほど、両親が一定の権力をも併せ持つ幹部であれば、子どもが重点学校を選択する確率が高まる。
劉・王 [2010]	CHIPS1988、CGSS2003・2005等	農村と都市の双方を含む全国、都市部	CGSS2005に基づく分析対象者の党員比率は9.7%。ただし、都市部が12.9%、農村部が5.3%。	党員身分は政治的資本として個人の取入にプラスに作用するが、その効果が下がる傾向にある。市場化が進む中、党員プレミアムが低下したからだ。
Appleton, Song, and Xia [2012]	CHIPS1988・1995・2002・2008	全国の都市部	都市部就業者における党員比率（%） 1988年23.5、95年24.5、2002年28.8 教育年数（年）：10.0、10.7、11.5、10.5 平均年齢（歳）：37.1、38.6、40.5、39.5	体制転換期において、党員プレミアムは全体として上昇するが、給与の多寡によってはその上の方が異なる。給与の低い（高い）階層ほど、そこにおける党員プレミアムも速く上昇（低下）する傾向がある。
李ほか [2012]	大卒者就業調査2010	全国19大学の新卒者6,059人	大学を卒業した時点において36.2%の者が共産党員になっていた。	党員身分をもつ新卒者、あるいは、党政府機関の役員を親にもつ新卒者、の初任給は一般人より有意に高い。

（出所）筆者作成。

Survey: CHIPS, 中国社会科学院等) や中国総合社会調査 (Chinese General Social Survey: CGSS, 中国人民大学) といった全国調査の個票データを利用した研究成果である<sup>(注3)</sup>。以下、同表に示された、党員身分に関する基本情報および党員身分の収入プレミアム(党員プレミアム)に関する分析結果に基づいて、既存研究の主な知見を記す<sup>(注4)</sup>。

第1に、賃金関数などの推計に先立って行われる諸変数の集計結果から、党員身分をもつ者の比率、教育年数または最終学歴、民族に関する推計値が得られる。それによると、1980年代末から2000年代初頭にかけての中国では、①農村部、都市部を問わず、国民の平均的教育水準が大きく上昇している、②18歳以上人口に占める共産党員の比率も上がる傾向にある、③教育年数も党員比率も農村・都市間で大きな格差が存続している、④収入の高い(低い)階層ほど党員比率も高い(低い)、⑤男女別党員比率に大きなギャップがある。

第2に、党員身分をもつ者は一般人に比べて高い収入を得ており、その傾向が時の経過とともに強まり、収入の低い階層ほど党員プレミアムの上げ幅が大きい。また、党員身分は重点学校の選択、就職活動等でも有意な効果を発揮する。ただし、市場経済化が党員プレミアムの低減をもたらすという分析結果もある<sup>(注5)</sup>。

第3に、生産性と関係する教育の収益率については、賃金関数の計測結果からほぼ一致した結論が得られている。すなわち、市場経済化が進むにつれ、教育収益率が上昇し、また、市場競争的な部門(自営業、外資系企業)ほど、教育収益率が高い[李・陸・佐藤 2008; Li, Lu, and Sato 2009; Pan 2010]。

表1に示された文献は、良質の個票データを多様な計量分析の方法で解析した優れたものばかりだが、共産党員のプロフィールおよび党員身分の機能をより多面的に理解するために、以下の3点をクリアする必要がある。①農村部と都市部の双方を取り上げて比較分析し、中国における共産党員の全体像を理解しようとする視点がほとんどない、②複数回の調査データを用いて時の経過に伴う変化をダイナミックに捉えようとする研究がまれである、③収入に及ぼす党員身分の効果に焦点を絞った研究が多いが、職業選択および昇進への影響をも併せて分析するものがほとんどない。本稿は、既存研究で欠落している部分を補強するものと位置づけられよう。

## II 本研究のフレームワークとデータ

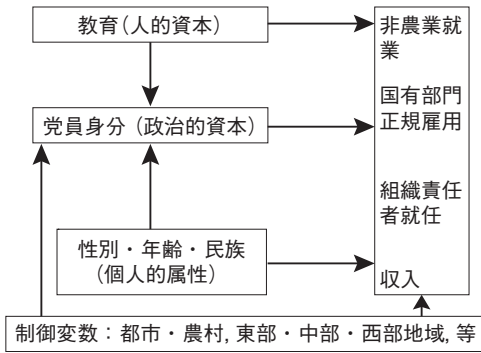
### 1. 本研究のフレームワーク

党員の全体像を描き出すには、性別、年齢、民族といった個人的属性だけでなく、最終学歴または学校教育の年数、居住する地域、それぞれの職業や勤務先の所有形態といった情報も欠かせないだろう。それぞれに基づいた党員の比率や構成比を集計して初めて、党員身分を有する人間集団の正体が浮び上がり、また、そうした情報を用いて、どのような素質をもつ者が党員身分を獲得しやすいか、党員身分が個々人の就業選択、職業的地位の達成、収入にどのような影響を及ぼすかについて実証的に分析することも可能である。以下、図1に基づいて本研究のフレームワークを具体的に説明する。

まず、党員身分をもつ人間集団に焦点を当て、その全体像を個票データを活用して多面的に描



図1 本研究のフレームワーク



(注) 筆者作成。

き出す。共産党中央の公表データには、党員数や個人的属性、職業的属性をベースとした構成比はあるものの、都市・農村別、省・自治区・直轄市別または東部・中部・西部別にみそれぞれ状況がまったく分からない。また、個人的属性、職業的属性でみた場合のカテゴリー別党員比率、すなわち、属性別にみる党員身分獲得の確率に関する情報もない。自己改革を続ける中国共産党をより深く認識するため、公表データでは知りえない党員集団の全体像を浮き彫りにする意義は大きいと考える。

次に、政治的資本としての党員身分の決定要因を考える。改革開放時代の中国では、市場経済化と国際化が進み、共産党の自己認識も大きく変わった。党員の知識化と若返りを図る基本方針が早くから打ち出され、第16回党大会(2002年)の「3つの代表論」を受け党規約が改正され、資本家の入党も可能となった。そうした環境変化を背景に党員身分獲得の決定要因がどのように変わったかを検証することは、中国共産党の進化を理解する上でも欠かせない研究課題である。

第3に、収入と深く関係する就業選択や職業

的地位の達成を決定づける要因について検討する。農村部では家計収入を左右する非農業部門での就業選択、都市部では特権を享受できる党政機関、大学・研究所・医院といった事業体、および国有企業からなる国有部門での正規雇用、さらに、職業的階層の高い党政機関、企業等の組織責任者への就任に際して、個人的属性のほかに、教育や党員身分がどのような役割を果たしたかについて実証分析する。

第4に、個々人の収入が何によって決定されるかを考える。収入の決定要因については、ミンサー型またはその拡張型の賃金関数を個票データで推計する方法が労働経済学で広く使われている。本稿では、学校教育年数や就業経験(年齢を代理変数として利用する)といった人的資本の収入に及ぼす効果(教育収益率)と、中国社会では政治的資本として重要な意味をもつとされる党員身分の収入に及ぼす影響(党員プレミアム)について検討する。ここでの着眼点は、時の経過あるいは市場化の進展とともに、教育収益率および党員プレミアムがどのように変わったか、都市部と農村部における教育収益率と党員プレミアムがどのような変化傾向を示すか、の2点である。

このように、党員集団の全体像を浮き彫りにし、党員身分獲得の決定要因を検討した上で、個人的属性、教育などさまざまな要因も考慮しながら、党員身分が就業選択、職業的地位の達成、収入に及ぼす影響、およびそれぞれの経時的変化を定量的または計量的に分析し、中国共産党のプロフィールならびに機能転換を明らかにする。

## 2. 本研究のデータ

本研究で利用するデータは、中国社会科学院経済研究所が1988年、1995年と2002年に実施したThe Chinese Household Income Project Survey (CHIP 調査) の個票データ<sup>(注6)</sup>である。CHIP 調査は国家統計局の家計調査システムを利用して実施された全国調査であり、3回調査の対象戸数は、農村部がそれぞれ1万258戸(カバーする省区市は28)、7998戸(19)、9200戸(19)、都市部がそれぞれ9009戸(10)、6931戸(11)、6835戸(12)、に上る[趙ほか1999; 李ほか2008]。調査に当たったスタッフは各地方統計局の専属職員であり、統計データの質の高さがそれにより保証されている。そのため、CHIPS データに基づいた分析結果から中国の全体状況を推測することが可能であるとされている<sup>(注7)</sup>。

表2は各CHIP 調査における個人的属性、党員身分および教育に関する調査項目の有無をまとめている。同表から分かるように、多くの項目で最大14年間のデータが取得できる。また、調査対象年次と回答者の年齢から、各人の生年を算出し、生年と入党年次から入党時の年齢も推定できる<sup>(注8)</sup>。

CHIP 調査が実施された1988年は、体制改革が農村から都市へ重点を移し初歩的な成果が上がった時期であったが、国有企業改革が本格化されておらず、都市部における就業者の70パーセントが国有部門(党政機関、事業体および国有企業)で働いた。農村部では沿海部と都市周辺を中心に郷鎮企業が急成長を遂げたものの、就業者数が9545万人<sup>(注9)</sup>(農村就業者の23.8パーセント)にとどまり、都市部への出稼ぎ労働者(農民工)は2700万人程度<sup>(注10)</sup>と推定

される。市場化は初期段階にあったといえる。

1989年の「天安門事件」、92年の「南巡講和」を経て国有企業改革が加速し、農村都市間における広域労働移動への規制も緩和された[厳2009]。2回目のCHIP 調査が行われた1995年には、都市部における国有部門就業者割合が59パーセントに下落、農村部における非農業就業者割合が33.5パーセントに上がり、農民工の総数も5600万人を超えた。市場化改革はいよいよ変質する段階へと飛躍する。

3回目のCHIP 調査が実施された2002年までの7年間に、朱鎔基首相の指揮下で国有企業の全面改革が成し遂げられ、中国の世界貿易機構(WTO)への加入も果たされた。2002年に、都市部における国有部門就業者割合はわずか28.5パーセントにすぎず、農民工は1億人を突破した<sup>(注11)</sup>。ここに来て、中国経済は全体として高レベルの市場化を達成したといえるのであろう。

以上から明らかなように、市場化改革のプロセスを跡付けたかのようなCHIP 調査の個票データを解析し、中国の労働市場で起きた変化を動的に捉える試みは本稿の大きな特徴である。

他方、社会経済が急激に変化しているのを受け、各CHIP 調査では、調査票の全体構成、設問(アイテム)および設問に答えるための選択肢(カテゴリー)が微妙に調整されている。多くの指標に関する経時の変化を把握するには、個々のカテゴリーを精査し中身が同じと思われるものを統合したりする作業が欠かせない。たとえば、最終学歴、職業、勤務先の所有形態、雇用形態、収入に関する設問も選択肢もばらばらであり、同じ年に実施された農家調査と都市住民調査でも異なる表記が多く見受けられる。

表2 各CHIP調査における個人的属性等の扱い方

	CHIPS1988		CHIPS1995		CHIPS2002	
	都市部	農村部	都市部	農村部	都市部	農村部
年齢	○	○	○	○	○	○
性別	○	○	○	○	○	○
民族	○	○	○	○	○	○
婚姻状況	×	×	○	○	○	○
黨員身分	○	○	○	○	○	○
入党年次	×	×	○	○	○	×
最終学歴	○	○	○	○	○	○
就学年数	×	×	○	○	○	○

(出所) 筆者作成。

(注) ○, ×はそれぞれ調査項目としてあり, なしを表す。

表3は本稿のデータ解析に必要な設問ならびに選択肢について3回のCHIP調査を比較可能な形で整理したものである。

図1に示された本研究のフレームワークに沿って, 被説明変数として黨員身分, 非農業就業(農村部), 非農業収入(同), 国有部門正規雇用(都市部), 組織責任者(同), 収入(同)を抽出し, それぞれの決定要因について計量分析する。その際の説明変数として, 性別, 年齢, 民族を表す個人的属性のほか, 教育年数または最終学歴, 黨員身分, 職業と勤務先の所有制を表す職業的地位を想定し, さらに制御変数として居住地域を取り上げることにする。

### 3. 仮説と分析方法

改革開放が開始された直後, 専門知識を有する高学歴黨員の選抜と幹部育成が大きな課題として浮上した。鄧小平は1980年末の党中央工作会議で党幹部の若返りと知識化の必要性を力説した<sup>(注12)</sup>。中国共産党の規約または黨員選抜の細則(1990年に制定された暫定版が2014年に改正された)にはそのような文言はないが, 高

学歴をもつ若者の中から黨員が重点的に選抜されることは広く知られている事実である。他方, 紆余曲折はありながら市場化と国際化が推し進められ, 多様な所有形態の企業が生成, 成長し, 個々人の職業選択や空間移動の自由も大幅に拡大された。人的資本をはじめさまざまな資源の利用では効率優先の原則が重要視されている。

こうした社会経済の構造変動に鑑み, 1980年代末から2000年代初頭の中国では, 黨員身分およびその決定要因, 政治的資本としての黨員身分と人的資本としての教育が人々の就業選択, 職業的地位の達成および収入に及ぼす影響について, 関係し合う6つの仮説を立てることができよう。

[仮説1] 学歴の高い者ほど, 入党している確率が高い。また, 共産党による一元的な指導体制の下, 黨員身分は政治的資本として機能する特質を内包し, 黨員は結果的に党政機関等の国有部門, なかでも, 大きな権限を付与される組織責任者に集中しやすい。一方で, 市場化が進む(時間が経つ)につれ, そのような傾向が弱まる。

表3 本稿における諸変数の定義

被説明変数	党員身分	共産党員 = 1, 一般人（共青团員, 民主党派および無党派） = 0
	就業選択	非農業就業（農村部：調査対象年に非農業収入を得たとしている農家世帯員。兼業者を含む） = 1, 農業就業 = 0
		国有部門正規雇用（都市部：党政機関, 大学や病院のような事業体, および国有企業で正規雇用（1年以上の長期契約）として働く者） = 1, その他 = 0
	職業的地位	組織責任者（党政機関・大学や病院のような事業体・企業組織全体または一部門の責任者） = 1, その他 = 0
収入	非農業収入（農村）：非農業に従事して得た給与, 賞与, 諸手当および実物支給額などの合計（元）	
	収入（都市）：給与, 賞与, 諸手当および実物支給額等の合計（元）	
説明変数	個人的属性	性別：男性 = 1, 女性 = 0
		年齢：調査対象年や生年に基づいた推定値（歳）
		民族：漢族 = 1, 少数民族（その他民族） = 0
	職業的地位	国有部門就業（党政機関, 事業体と国有企業） = 1, その他 = 0
		組織責任者 = 1, その他（専門技術従事者, 事務職員, 商業・サービス業従業員および工場等労働者） = 0
	教育年数	小卒 = 6年, 中卒 = 9年, 高卒 = 12年, 大専卒 = 15年, 大卒以上 = 16年で最終学歴を教育年数に換算
	党員身分	普通党員または幹部党員 = 1, 一般人（共青团員, 民主党派および無党派） = 0
制御変数	農村部・都市部, 東部・中部・西部地域：調査対象の省・自治区・直轄市を国家統計局の定義に基づいて分類	
就業者	調査対象年に雇用労働または自営業などに従事しているとの回答者	

（出所） 各 CHIPS 調査票に基づき筆者作成。

〔仮説2〕農村と都市の労働市場を全体的にみた場合、生産性の上昇にポジティブに作用する人的資本の価値（教育収益率）が上がり、生産性と直接に関係しない党員身分の収入に及ぼす効果（党員プレミアム）が下がる。

〔仮説3〕農村部の非農業就業者あるいは都市部で働く出稼ぎ労働者（農民工）からなる労働市場では、戸籍制度による就業・賃金差別が影響して、非農業就業の選択および収入決定に及ぼす教育の効果も党員身分の効果も時の経過とともに低下する。

〔仮説4〕非農業戸籍をもつ都市住民からなる労働市場では、非国有経済の成長拡大を背景

に、就業選択、職業的地位の達成および収入決定における人的資本の価値が上がり続けるのに対して、党員身分に代表される政治的資本の価値が下がる。

〔仮説5〕労働移動の自由化が進むなか、農村と都市間における教育収益率および党員プレミアムが徐々に収斂し、不完全ながら競争的な労働市場が全国範囲で形成されつつある。

〔仮説6〕党員プレミアムが全体として下がるものの、それは普通党員に限ってみられる現象であって、幹部党員のそれは依然高い水準を維持する。また、党員身分は職業的地位の達成に重要な役割を果たし続け、しかも、学歴の高



い党员ほど、入党年齢の若い階層ほど、組織責任者になれる確率が高い。

実証分析の方法について簡単に説明する。共産党员であるか否か、非農業就業であるか否かといった二値変数（1か0）を被説明変数とする計量分析では、非線形の Logistic 回帰法が広く採用される<sup>(注13)</sup>。複数の説明変数が含まれる Logistic 回帰モデルを式で示すと以下のようになる。

$$\ln(p/(1-p)) = b_0 + b_1X_1 + \dots + b_nX_n + u$$

ただし、 $p$ はある事象が生起する確率、 $X$ は説明変数、回帰係数  $b$  は対数オッズ比、 $u$  は誤差項、をそれぞれ表す。計測結果の解釈を行う際には、 $b$  を指数変換した数値  $\text{Exp}(b) = \text{オッズ比 (odds ratio)}$  の方が分かりやすい。オッズ比は、説明変数が1単位増加するごとに、その事象の生起する確率がどれだけ高くなるかの傾向を表す [与謝野ほか 2006]。

一方、収入の決定要因を分析する際に、労働経済研究で広く使われる Mincer 収入関数の拡張型 [巖 2010] を採用する。重回帰モデルは下記の通りである。

$$\ln(w) = a + b_1E + b_2Age + b_3Age^2 + b_4P +$$

$$\sum_i c_i \text{Dummy}H_i + u$$

ただし、 $w$ 、 $E$ 、 $Age$ 、 $P$  はそれぞれ収入、教育年数、年齢（就業経験の代理変数）、党员身分、 $a$ 、 $b$ 、 $c$ 、 $u$  はそれぞれ定数、回帰係数、誤差を表し、 $H_i$  は性別、民族、地域、調査年次などを表すダミー変数である。

各モデルの計測結果を説明しそれぞれの背景を解釈する際に、仮説の検証、たとえば、党员身分や教育または学歴の効果がいかなるものであり、時の経過とともにどのように変わったか

といったところに重点が置かれるが、性別、民族といった要因についても言及する。

### Ⅲ CHIP 調査にみる共産党员のプロフィール

本節では、農村と都市の双方をカバーする3回のCHIP調査の個票データを解析し、既存の公表資料には存在しない党员集団のプロフィールを定量的に描き出す。具体的には、党员の人口比率と構成、党员と一般人の収入格差、党员の職業と勤務先、党员身分の決定要因などについて都市部と農村部のそれぞれについて考察する。

#### 1. 属性・最終学歴にみる共産党员の特徴

中国共産党の規約によれば、共産党への入党申請は18歳以上を必要条件とする。そこで、まず、各調査における18歳以上人口、および18歳以上人口で「共産党员である」と回答した者を農村・都市別に集計し、18歳以上人口に対する党员の比率を求める。次に、男女別、民族別、最終学歴別にみた共産党员の比率およびそれぞれの構成比を算出する。前述の通り、CHIP調査は全国をカバーする大標本調査であり、その集計結果をもって全国の平均的な状況を推測することができる。

表4に基づいて、中国における共産党员の基本的特徴を述べる。

18歳以上人口に対する党员の比率は1988年から2002年にかけての14年間に、農村部と都市部でそれぞれ5.9パーセント→7.7パーセント、22.7パーセント→26.1パーセントへと上昇する一方、都市・農村間に3、4倍の差もあ

表4 個人の属性・最終学歴にみる共産党員の比率および構成比

(単位：人，%)

	農村部			都市部		
	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002
18歳以上人口数	28,776	23,551	28,122	20,902	16,981	16,661
対人口比率	64.6	70.1	74.3	73.0	78.3	82.6
党員数	1,700	1,348	2,152	4,755	3,971	4,356
党員比率	5.9	5.7	7.7	22.7	23.4	26.1
女性	1.0	1.0	2.3	11.5	14.0	18.1
男性	10.5	10.4	12.8	33.8	33.1	34.4
少数民族	5.3	5.4	6.3	27.4	21.2	23.7
漢族	6.0	5.7	7.9	22.6	23.5	26.3
大卒以上		9.4	8.8	49.3	43.2	45.3
大専卒	9.8	13.3	17.8	45.6	39.1	41.4
高卒	12.0	12.5	15.6	23.4	21.7	23.6
中卒	7.2	6.3	7.8	18.5	18.8	18.2
小卒以下	4.4	3.8	4.2	14.3	12.0	12.6
女性	8.4	8.5	14.4	24.9	30.3	35.0
男性	91.6	91.5	85.6	75.1	69.7	65.0
少数民族	6.8	7.1	10.9	4.5	3.9	3.8
漢族	93.2	92.9	89.1	95.5	96.1	96.2
大卒以上	0.0	0.4	0.7	12.5	13.9	15.6
大専卒	0.8	1.3	2.8	12.1	21.3	27.3
高卒	18.0	22.9	29.8	33.8	34.5	33.8
中卒	36.1	41.4	44.5	29.5	23.4	18.7
小卒以下	45.1	34.1	22.1	12.1	6.9	4.6

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002より筆者作成。

(注) 中段は18歳以上人口に占める共産党員比率，下段は党員構成比を表す。

り，しかも，その差がわずかしか縮まっていな  
い。同期間中，農村・都市を問わず，18歳以  
上人口の対人口比率が10ポイントくらい上が  
ったのに，党員比率は2, 3ポイントの上昇に  
とどまった。この事実より，党員身分の供給増  
大が厳しくコントロールされているといえよう。

個人的属性と最終学歴からみると，カテゴリー  
の異なる者同士が党員身分を獲得している確  
率（18以上人口に占める党員比率）に大きな開

きがあることがわかる（表4の中段参照）。男性，  
大専卒以上の学歴を有する者はそれぞれ女性，  
高卒以下の者に比べて入党している可能性がは  
るかに高い。一方，漢族と少数民族の間ではそ  
のような違いが比較的小さい。また，都市部で  
は，時の経過とともに高学歴層の党員比率が総  
じて下がる傾向にある。高等教育の発展で急増  
した高学歴者の中に，年齢が若く入党申請が認  
められていない者が多いからであろう。

党員身分を獲得する確率の差異を反映して、党員の属性別、学歴別構成比も大きく異なっている（同表の下段参照）。1988年調査では農村部の男女比が9対1、都市部のそれが4対1であった。14年後の2002年調査では男女格差が幾分の改善をみせたものの、女性の絶対的劣位は変わっていない。

党員の民族別構成について、農村部では6.8パーセントだった1988年の少数民族の割合は2002年に10.9パーセントへと4.1ポイント上がったのに対して、都市部では逆に4.5パーセントから3.8パーセントへと微減した。総人口に占める少数民族人口の割合がこの間に8パーセントくらいで推移している事実を照らして考えると、少数民族党員の割合はやや低めであり、都市部では同期間中下がり続けたといえることができる<sup>(注14)</sup>。

共産党員の学歴別構成でも農村部と都市部の相違が歴然としている。1988年の農家世帯調査では高卒以上の党員は党員全体の2割未満にすぎないのに対して、同年の都市世帯調査では高卒以上が6割近くに上る。2002年調査では、農村部と都市部における高卒以上党員はそれぞれ全体の3割強、8割弱に上昇しているが、両者間の隔たりがより一層広がった。党員身分をもつ者は農村部と都市部では、それぞれの教育水準あるいは人的資本が著しく異なっているということである。

## 2. 共産党員と一般人の収入格差

党員身分をもつ者とそうでない一般人の間にはさまざまな相違がみられるが、本項では両者の収入格差に着目して格差の水準と推移を考察する。図2は3回のCHIP調査から得られた

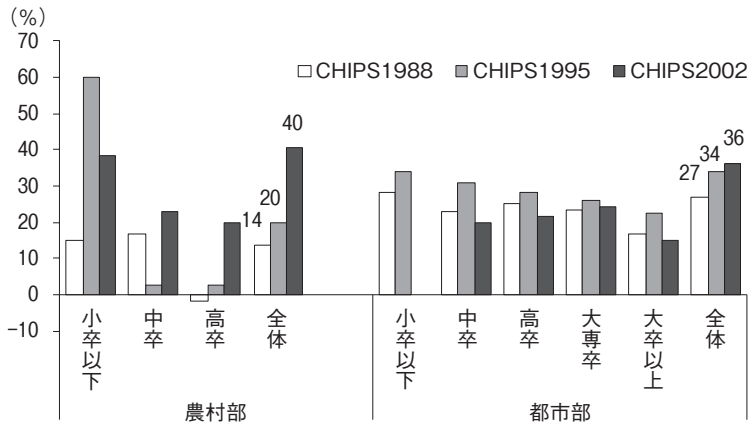
農村住民の非農業収入、都市住民の収入（中身については表3を参照）の平均月額を用いて作成したものであり、党員の収入が一般人よりどれくらい高いかを学歴別に示している。ただし、都市住民に関しては、月額が非常に少ない、または極端に高い者を分析対象から除外している<sup>(注15)</sup>。

同図から見て取れるように、農村部、都市部を問わず、一般人に比べて党員が相対的に高い収入を得ているだけでなく、時の経過とともにその開きが拡大し続けていることが分かった。具体的には、農村部では党員の平均月収は1988年、1995年、2002年において一般人よりそれぞれ14パーセント、20パーセント、40パーセント、都市部ではそれぞれ27パーセント、34パーセント、36パーセント高い。また、農村部と都市部の両方で党員の相対収入が全体として同じ水準へ収斂していることも興味深い現象である。

ところが、学歴別にみると、農村部と都市部における党員と一般人の収入格差がずいぶん異なっていることも分かる。都市部では高学歴層であるほど、そこにおける党員の相対収入が若干低く、反対に低学歴層であるほど党員の相対収入が高い傾向がある。一方の農村部では、党員の相対収入は時の経過とともに上昇する傾向がみられるものの、都市部でみられたような特徴がない。1995年に相対的に高い収入を得ているのは、小卒以下の学歴層だけである<sup>(注16)</sup>。

このように、党員の収入は学歴だけで決まるものではなく、党員身分および学歴を媒介して収入の高い業種や職種に就くことこそが重要であることが示唆されている。

図2 学歴別にみる党員の対一般人相対収入



(出所) CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

### 3. 党員身分と職業

中国では、共産党員は身分の一種であり、取得困難な資格でもある。入党した者は規定通り党費を納付し、重大な過ちを犯し党から除名処分を受けない限り、党員であり続ける。仕事に就いているか否か、どこに居住するかは党員身分の維持には影響しない。もちろん、定職に就いていなければ、党員身分は大した意味をもたなくなるかもしれない。共産党中央の党員統計には職業別構成比があるが、各職業における党員の比率と構成比を知ることができない。ここで、3回のCHIP調査の関係項目を統合し、それを党員身分に絡めて集計する。

まず、職業別に党員の基本状況を見る。表5に示されたように、1988年から2002年にかけての14年間に、18歳以上人口に占める党員比率が23.8パーセントから29.0パーセントへと5.2ポイント上がった一方、各種組織責任者における党員比率は5.1ポイント減り、専門技術従事者と事務職員はほぼ横ばい、工場商業等労働者は5.7ポイント上がった、という変化がみられる。

ところが、党員構成比を18歳以上人口構成比で割った特化係数でみると、組織責任者が党員である確率は著しく高いことが分かる。たとえば、1988年調査では、18歳以上人口に占める組織責任者の比率はわずか6.5パーセントにすぎないが、党員におけるその比率は22.2パーセントに上る。仮に他の要素の影響を無視するなら、組織責任者が党員である確率は全体平均の3.44倍になる。それに対して、工場商業等労働者が党員である確率は同年で全体平均の30パーセントしかない。1995年、2002年調査では、組織責任者の党員比率が低下し、工場商業等労働者のそれが向上してはいるものの、両者間の大きな格差は存続している。比較的優位な立場にあった専門技術従事者および事務職員が入党している事例は1995年、2002年調査ではやや減少する傾向をみせた。共産党が労働者階級の先鋒とされる中国だが、組織責任者が入党している事例は一般労働者にはるかに優っているといえる。

表5 職業別にみる入党の機会不平等（都市部，18歳以上人口）

（単位：%，倍）

	18歳以上人口の党員比率			党員構成比／18歳以上人口構成比		
	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002
組織責任者	81.9	74.8	76.8	3.44	2.89	2.65
専門技術従事者	34.2	28.9	33.2	1.44	1.11	1.15
事務職員	39.0	29.4	38.2	1.64	1.13	1.32
工場商業等労働者	7.0	9.9	12.7	0.30	0.38	0.44
その他就業者	16.0	11.4	12.6	0.67	0.44	0.44
全体	23.8	25.9	29.0	1	1	1

（出所）CHIPS1988, 1995, 2002より筆者作成。

#### 4. 共産党員の勤務先

各CHIP調査では、個々人の勤務先の性質に関する設問はあるものの、回答に用意された選択肢がそれぞれ微妙に異なっている。時の経過とともに就業者の勤務先の性質がどのように変化し、また党員身分をもつ人々の勤務先が傾向的に変わったかを明らかにするため、以下、性質の似通うものを統合して集計してみる。具体的には、党政機関、事業体および国有企業（国が過半の株式を支配する企業を含む）をまとめて「国有部門」とし、さまざまな企業を集団所有制企業、私営企業、外資系企業、その他企業（自営業等）に分類する。表6は勤務先別にみる党員と一般人の人数、党員比率および党員構成比を表すものである。

同表によれば、国有部分で働く者のうち、党員である者の割合は1988年、1995年はほとんど変わらず28パーセント程度だったが、2002年に約8ポイント上がって36.2パーセントとなった。集団企業では就業者の党員比率は上昇し続け、1995年以降伸びが速まったように読み取れる。注目すべきは、私営企業で働く党員が1995年以降の7年間に急増したことである

（9.1ポイント増）。対照的に、外資系企業就業者における党員比率はほとんど変わらなかった。

勤務先別党員構成比をみると、国有部門の占める割合は1988年から2002年に約10ポイント下がったことが分かる。1990年代後半から国有企業に対する大々的な改革が進められ、国有企業の数も従業員の絶対数も大幅に減少したことが主な原因であろう。代わって、非国有・非集団所有制の私営・外資系企業、およびその他企業で働く党員の絶対数も全体に占める割合も増えた。市場経済化が進むにつれ、党員の居場所も大きく変わった。これは第16回党大会で「3つの代表論」が登場した時代背景であり、非国有部門で働く党員の正統性もそれにより追認されたことになったのであろう。

#### 5. 年齢階層別にみる党員比率

CHIP調査では個々人の生まれた年次に関する情報が利用できる。3時点のCHIP調査から出生年コーホートの党員比率を推計し、時の経過とともに変化した党員の比率を動的に捉えることができる<sup>(注17)</sup>、年齢階層別の党員比率を推計することも可能である。図3は調査時の



表6 勤務先別党員比率および構成比（都市部、18歳以上就業者）

		(単位：人，%)				
		共産党員	一般人	党員比率	党員構成比	
1988	CHIPS	国有部門	3,839	9,844	28.1	91.8
		集団所有制企業	324	3,215	9.2	7.7
		私営企業	4	166	2.4	0.1
		外資系企業	9	54	14.3	0.2
		その他企業等	5	82	5.7	0.1
		合計	4,181	13,361	23.8	100.0
1995	CHIPS	国有部門	2,730	7,021	28.0	91.8
		集団所有制企業	219	1,618	11.9	7.4
		私営企業	1	45	2.2	0.0
		外資系企業	14	140	9.1	0.5
		その他企業等	10	228	4.2	0.3
		合計	2,974	9,052	24.7	100.0
2002	CHIPS	国有部門	2,339	4,130	36.2	81.2
		集団所有制企業	117	507	18.8	4.1
		私営企業	39	299	11.5	1.4
		外資系企業	30	173	14.8	1.0
		その他企業等	355	1,967	15.3	12.3
		合計	2,880	7,076	28.9	100.0

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002より作成。

(注) 国有部門は、国有企業、党政機関および事業体を統合したものである。

年齢を基にした年齢階層別党員比率を地域、男女、民族、最終学歴および職業（都市部のみ）から集計して作成されたものである。同図から年齢と入党の関係に関する以下のような統計的事実を挙げることができよう。

第1に、3時点調査における党員比率カーブは40歳代前半までほとんど同じ軌跡をたどっており、40歳代後半以降に関しては1995年、2002年調査でほぼ同じ姿をみせている。つまり、20歳代後半からの10年間に、党員比率は急カーブを描いて上昇するが、その後は伸びるテンポが緩み、50歳代後半前後に下がる傾向に転じる。ただし、各年齢層で都市・農村間に3倍

程度の差がある。

第2に、農村と都市の双方を含むすべての党員に関して、女性は年齢上昇とともに党員比率を上げ続けるのに対して、男性は40歳前後までは党員比率を急上昇させるが、その後は上がるペースが落ちる。その結果、男女間の党員比率格差が年齢上昇とともに広がっていく。

第3に、総人口の9割強を占める漢族と少数民族の間では党員比率に小さな開きがあり、年齢上昇とともにそれが広がる傾向をみせる。

第4に、学歴別党員比率カーブをみると、年齢上昇とともに最終的に入党した者の比率（50歳代後半）も入党するテンポも大きく異なって

図 3-1 年齢階層別党员比率  
(農村部)

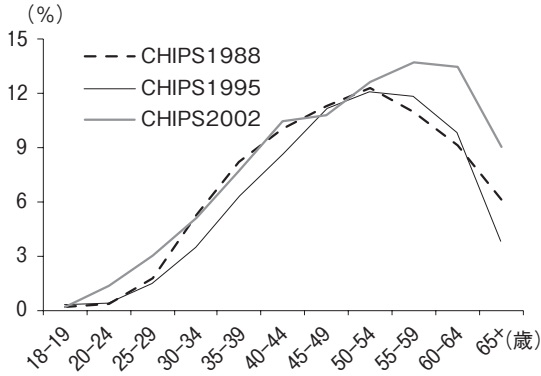


図 3-2 年齢階層別党员比率  
(都市部)

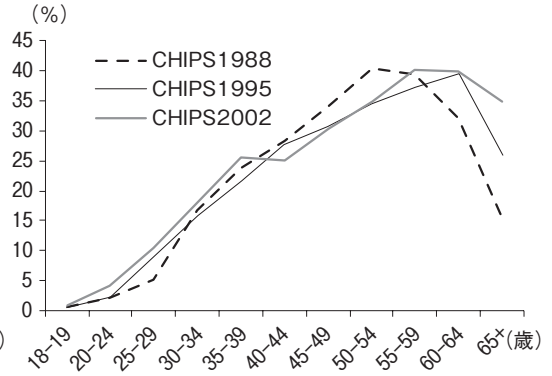


図 3-3 男女別党员比率 (CHIPS2002)

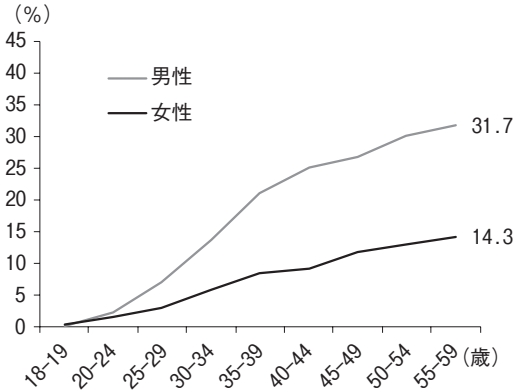


図 3-4 民族別党员比率 (CHIPS2002)

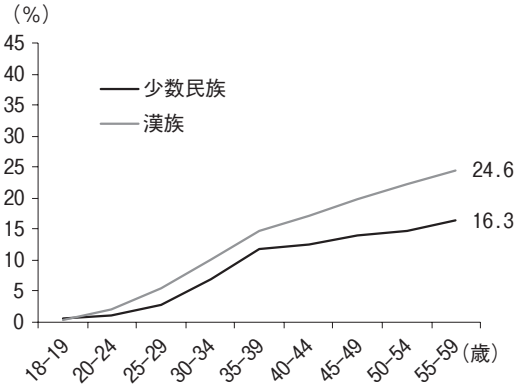


図 3-5 最終学歴別党员比率 (CHIPS2002)

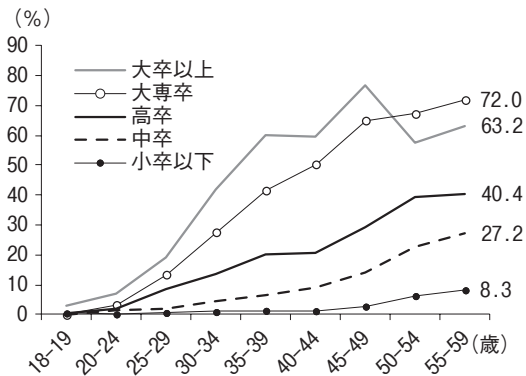
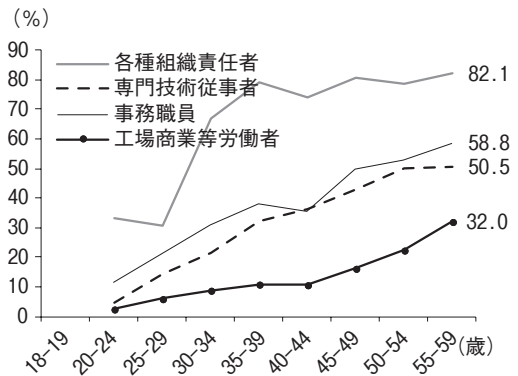


図 3-6 職業別党员比率 (CHIPS2002, 都市部)



(出所) CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

いることが分かる。最終学歴が高いほど生涯にわたって入党できた者の割合が高い（大卒 63.2 パーセント、大専卒 72.0 パーセント、高卒 40.4 パーセント、中卒 27.2 パーセント、小卒以下 8.3 パーセント）。また、学歴の高い者（大卒、大専卒）ほど、比較的若い（20～30 歳代）うちに入党してしまう者が多く、反対に学歴の低い（中卒、小卒以下）者ほど、長年の努力を続けてようやく入党することが認められる、といった傾向が観測できる。

第 5 に、職業別でみると、やはり工場商業等労働者の党員比率が低く、年齢上昇とともに伸びるテンポが遅く、入党年齢も全体として高い。それとは対照的に、各種組織責任者は、20 歳代後半から 30 歳代にかけての比較的若い時期に、速やかに党員身分を獲得しエリートとしての道へ進むことも明らかとなる。

もちろん、上述した事実は関係する調査項目をクロス集計した結果であり、他の要素の影響を除外して、学歴や年齢といった要素が党員身分の獲得にそれぞれどの程度影響したかを明らかにするには、重回帰モデルによる計量分析が欠かせない。

## 6. 党員身分獲得の決定要因

以下、18 歳以上の回答者全体を対象に、党員身分をもつ者を 1 とし、一般人を 0 とする被説明変数を作成し、性別（男性 = 1、女性 = 0）、年齢（歳）、民族（漢族 = 1、少数民族 = 0）、婚姻状態（既婚 = 1、未婚 = 0）、学歴（中卒者を基準とする大卒、大専卒、高卒、小卒以下ダミー）、居住地域（都市 = 1、農村部 = 0；西部地域を基準とする中部地域、東部地域ダミー）を説明変数とする重回帰モデルを用いて党員身分と諸変数

間の関係を計量分析する。具体的には、各調査のデータセットを利用するモデルと 3 回の CHIP 調査のデータセットをプールするモデルを計測する。表 7 は Logistic モデルの計測結果である。

モデルの説明力を示す Nagelkerke  $R^2$  は比較的高い値を示し、各説明変数の回帰係数もおおむね有意である。各モデルの推計結果（オッズ比である Exp (B)）に基づいて党員身分獲得の決定要因に関する以下のような事実を指摘することができよう。

第 1 に、女性に比べて男性が党員身分を獲得するオッズ（入党できた確率を入党できなかった、またはしなかった確率で割った値）が 3 倍くらい高いものの、時の経過とともに両者間の差異は 1988 年の 4.28 倍から 2002 年の 2.63 倍へと縮む傾向にある。同表には示されていないが、都市部だけでみるなら、男女間の差異は同期間中 3.5 倍から 2.0 倍に低下し、全体平均より入党する機会の平等性が高まったといえる。

第 2 に、年齢とともに党員身分を獲得する確率が上昇するものの、一定の年齢を超えるとそれが低下するという前述の逆 U 字型関係がモデルの計測結果により裏付けられる。経験の蓄積は党員身分を獲得する上で欠かせない要素だということができる<sup>(注18)</sup>。

第 3 に、少数民族と漢族の間で党員身分を獲得する機会について、3 時点の調査データをプールしたモデルでは漢族がわずかながら不利となっているが、各調査データを用いた計測結果では、民族間の差異が統計的に見出されない。少数民族だから党員身分を獲得する際に不利に扱われたとか、反対に漢族だから優先的に入党することができた、というようなことは統計的

表7 党員身分獲得の決定要因 (Logistic モデル)

	農村部の3回CHIPS		都市部の3回CHIPS		CHIPS1988		CHIPS1995		CHIPS2002	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
定数	-11.290	0.000 ***	-9.133	0.000 ***	-12.890	0.000 ***	-11.208	0.000 ***	-9.212	0.000 ***
男性 (対女性)	1.907	3.281 ***	0.949	2.584 ***	1.454	4.279 ***	1.189	3.283 ***	0.968	2.632 ***
年齢 (歳)	0.300	1.330 ***	0.275	1.317 ***	0.406	1.501 ***	0.290	1.336 ***	0.203	1.226 ***
年齢2乗/100	-0.264	0.785 ***	-0.230	0.795 ***	-0.385	0.681 ***	-0.247	0.781 ***	-0.148	0.862 ***
漢族 (対少数民族)	-0.087	0.935	-0.077	0.926	-0.100	0.905	-0.096	0.909	-0.011	0.989
既婚 (対未婚)	0.189	1.337 **	0.342	1.407 ***			0.523	1.686 ***	0.474	1.607 ***
大卒以上 (対中卒)	1.220	4.233 ***	1.489	4.435 ***	0.989	2.689 ***	1.250	3.492 ***	2.100	8.163 ***
大専卒 (同)	1.067	4.495 ***	1.562	4.771 ***	1.290	3.632 ***	1.403	4.068 ***	1.831	6.237 ***
高卒 (同)	0.725	1.889 ***	0.603	1.827 ***	0.579	1.785 ***	0.631	1.879 ***	0.764	2.147 ***
小卒以下 (同)	-0.826	0.412 ***	-0.742	0.476 ***	-0.810	0.445 ***	-0.852	0.426 ***	-1.018	0.361 ***
都市部 (対農村部)					0.952	2.591 ***	0.854	2.349 ***	0.476	1.610 ***
中部地域 (対西部)	-0.168	0.846 ***	-0.091	0.913 ***	-0.117	0.890 ***	-0.085	0.918 *	-0.131	0.877 ***
東部地域 (同)	0.332	1.393 ***	-0.178	0.837 ***	-0.105	0.900 ***	0.078	1.082 *	0.071	1.074 *
CHIPS1995 (対1988)	-0.424	0.655 ***	-0.581	0.559 ***						
CHIPS2002 (同)	-0.296	0.743 ***	-0.621	0.537 ***						
Cox-Snell R <sup>2</sup>	0.098		0.190		0.193		0.188		0.184	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.260		0.286		0.361		0.349		0.328	
観測値	81.448		54.843		50.384		40.826		45.081	

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002より筆者作成。

(注) \*\*\*, \*\* はそれぞれ1%, 5%, 10%以下で有意であること, 空欄はデータがないことを意味する。

に検出されない。

第4に、学歴の党員身分獲得に及ぼす影響は有意にプラスである。最終学歴が高い者ほど、党員身分を獲得する確率が高く、しかも時の経過とともにその効果が一層強まる。表7のように、中卒者に比べて、大卒者が党員身分を獲得するオッズ比は1988年の2.69倍から1995年の3.49倍へ、さらに2002年の8.16倍へと上昇する。このような急激な上昇傾向は大専卒者でも確認できる。対照的に、小卒以下の者が党員になることはますます難しくなっていた。

第5に、居住する地域が農村か都市によって、党員身分を獲得する機会が大きく異なるが、時間が経つにつれ、その差異が縮小する傾向にある（都市対農村のオッズ比が1988年の2.59倍→1995年の2.35倍→2002年の1.61倍）。東部、中部と西部という三大地域の間では、個々人の入党する機会が有意に異なるものの、その度合いは非常に小さい<sup>(注19)</sup>。

#### IV 党員身分の機能およびその変化

前述のように、党員身分をもつ者はその居住地が農村か都市を問わず、そうでない一般人より高い収入を得ている。多くの先行研究では明らかとなっていることだが、党員身分は政治的資本として、教育など人々の能力を表す人的資本と同じようなパワーをもっている。本節では、農村部と都市部のそれぞれにおける党員身分のもつ機能を検討する。具体的には、就業選択、職業的地位の達成、収入に対して党員身分がどのような役割を果たし、時の経過とともにその役割が変化したのかについて、教育の影響と絡めながら実証分析する。

#### 1. 農村部における党員身分と就業、収入の関係

##### (1) 農村部の党員と幹部

CHIP調査では、農家世帯員の職業に関する設問があり、地方の党政機関や事業体、各種企業に勤める幹部であるかを知ることができる。表8のように、18歳以上の農家世帯員のうち、各種組織で幹部を務める者はおよそ3パーセントで推移する<sup>(注20)</sup>。一方、党員身分をもつ者の比率は前述のように3つの調査時にそれぞれ5.9パーセント、5.7パーセント、7.7パーセントと幹部比率のほぼ倍である。もちろん、幹部＝党員というわけではない。各種組織幹部に占める党員比率は確かに35.8パーセントから54.2パーセントへ、さらに58.2パーセントへと上がる傾向だが、党員における幹部の比率（幹部党員割合）は微増にとどまった。党員の4人に3人が調査時には役職に就いていなかったのである。

##### (2) 農家人口の非農業就業選択

党員身分は政治的資本として就業選択や収入にどのような影響を及ぼすのか。ここでまず、農家人口の就業状態を示す。1980年代以降、農村工業を中心とした非農業部門が急速に成長し、1990年代以降に入ってから農村から都市への人口移動も増えた〔巖 2009〕。そうしたなかで、農家世帯員のうち、非農業部門で働く者の比率も上昇し続けた。CHIP調査に基づいた集計では、16歳以上農家人口における非農業収入のある就業者の比率は1988年に6.9パーセント、1995年に21.9パーセント、2002年に34.5パーセントへと急上昇した。党員身分は郷村役所の幹部を含むさまざまな非農業就業へのアクセスにどのような影響を及ぼしたのか。こ



表8 農村部における共産党員および郷村幹部

(単位：人、%)

	CHIPS 1988	CHIPS 1995	CHIPS 2002
18 以上人口	33,017	24,339	28,196
郷村等幹部数	1,104	694	963
郷村等幹部比率	3.3	2.9	3.4
共産党員数	1,700	1,348	2,152
普通党員割合	76.7	72.1	74.0
幹部党員割合	23.3	27.9	26.0
幹部の党員比率	35.8	54.2	58.2

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

ここで、調査時に16歳以上人口を対象に、非農業就業の決定要因を分析する。具体的には、給与等非農業収入がある者を1とし、その他を0とする被説明変数をつくり、それを決定する性別、年齢、民族等の属性や教育、党員身分<sup>(注21)</sup>等を説明変数とするLogistic回帰モデルを推計する。表9は各調査のデータを用いたモデルの推計結果を示すものである。

同表に示されたように、個人的属性が非農業就業への就業選択に有意に影響していることが各調査で明らかとなった。具体的には、下記の点が挙げられよう。①女性に比べて男性が非農業就業を選択する確率が高く、しかもますます高まる傾向にある、②年齢上昇とともに非農業就業の機会が増えるものの、一定の年齢を超えるとそれが難しくなる、③少数民族に比べて漢族の非農業就業を選択する確率が有意に高く上昇傾向である、④東部、中部と西部の地域間では、農家世帯員の非農業就業機会が平等化する傾向にある。

ここで特に注目したいのは、人的資本を表す教育年数、政治的資本を表す党員身分の就業選択に及ぼす影響がどのように変化したかである。

表9の中のExp(B)をみて分かるように、1988年調査では、教育年数が1年間増えるごとに非農業就業選択のオッズ比が1.17倍と高いが、1995年調査では1.07倍、2002年調査ではさらに1.03倍へと低下する。これは、他の条件が同じである場合、教育の非農業就業選択への影響が弱まったことを示唆する。一方、党員身分の影響(オッズ比)は各調査とも高い水準を維持した。1988年と2002年調査では、一般人に比べ党員身分をもつ者は非農業就業を選択するオッズ比が2倍くらい高く、1995年調査では3倍を超える水準であった。

農家世帯員の就業選択に際して、教育は依然として有意にプラスの影響を与えているものの、その度合いが大きく下がった。しかしその一方で、党員身分のもつ影響は有意に高い水準を維持している。

普通党員と幹部党員の違いを際立たせるために、表9の各モデルにおける党員に代わって、普通党員と幹部党員を取り入れた新たなモデルを計測し直してみた。すると、一般人に比べて普通党員が非農業就業を選択するオッズ比は各調査時にそれぞれ1.22倍、1.81倍、1.17倍の水準にとどまるが、幹部党員のそれは6.6倍、23.3倍、67.6倍に達したことが明らかとなった。幹部党員は非農業就業にアクセスする際、絶対的優越性をもったということができよう。

### (3) 農家人口の非農業収入と党員、教育の影響

続いて、党員身分の非農業収入への影響を考察する。ここでは非農業収入を被説明変数とするOLS回帰モデルを採用するが、党員を普通党員と幹部党員に分けるかたちのダミー変数もモデルに取り入れる。表10は各調査のデータ

表9 農村部における非農業就業の決定要因（16歳以上人口，Logisticモデル）

	CHIPS1988		CHIPS1995		CHIPS2002	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
非農業就業者割合(%)		6.9		21.9		34.5
定数	-5.711	0.003 ***	-3.941	0.019 ***	-3.978	0.019 ***
男性（対女性）	0.487	1.628 ***	1.219	3.383 ***	1.536	4.645 ***
年齢	0.042	1.043 ***	0.061	1.063 ***	0.116	1.123 ***
年齢2乗/100	-0.051	0.950 ***	-0.096	0.909 ***	-0.178	0.837 ***
既婚者（対未婚者）			-0.123	0.884 **	-0.041	0.960
漢族（対少数民族）	0.477	1.611 ***	0.500	1.648 ***	0.651	1.917 ***
教育年数	0.156	1.169 ***	0.065	1.067 ***	0.034	1.034 ***
党員（対一般人）	0.745	2.107 ***	1.120	3.064 ***	0.693	1.999 ***
中部地域（対西部）	-0.240	0.787 ***	0.119	1.126 ***	0.121	1.129 ***
東部地域（同）	1.322	3.750 ***	0.665	1.945 ***	0.472	1.603 ***
Cox-Snell R <sup>2</sup>	0.076		0.132		0.192	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.177		0.200		0.264	
観測数	29,381		23,779		28,080	

（出所）CHIPS1988, 1995, 2002より筆者作成。

（注）\*\*\*, \*\*はそれぞれ1%, 5%以下で有意であること、空欄はデータがないことを意味する。

を用いたモデルと、3時点調査のデータをプールしたモデルの推計結果である。

第1に、個人的属性と収入の関係について同表の回帰係数およびそれぞれの有意水準に基づいて述べる。1988年の農家調査では世帯員の性別や年齢、民族といった要素が非農業収入の多寡にほとんど有意な影響を及ぼしていないことが確認できる。1995年調査でも性別と年齢の非農業収入への有意な影響が見出せず、漢族が少数民族に比べて非農業収入を4割近く多く得ている。そして、2002年調査ではこの3つの要素とも高い有意性を示すことになった。若いうちは年齢上昇とともに収入が増えるものの、一定の年齢を超えれば収入が減少に転じる、女性より男性の収入が多い、漢族の収入が少数民族より高い、といった事実も指摘できる。

第2に、教育が非農業収入に有意にプラスの

影響を与えているが、その効果は時の経過とともに下がっている。教育年数が1年増えたことに由来する収入の伸び率＝教育収益率は1988年の10.3パーセントから1995年の7.1パーセントに、さらに2002年の4.8パーセントへと低下した<sup>(注22)</sup>。農家世帯員の平均的教育年数が伸び続け、いわゆる学歴インフレが起きてしまったからであろう。平均的教育が非常に低い時期には低学歴者でも割合良い職業に就くことができたが、急速な教育発展で農家人口の学歴は全体として上がった一方で、それを必要とする職業が十分に創出されていなければ、高い学歴が生かされないというのも当然の帰結であろう<sup>(注23)</sup>。

第3に、党員身分と収入の間に有意にプラスの相関関係が存続するものの、党員身分の収入プレミアムが顕著に減少していることは紛れの

表 10 農村部における非農業就業者の収入関数（16～64 歳，OLS モデル）

被説明変数： ln（月当たり収入）	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002	CHIPS1988・ 1995・2002
定数	3.106 ***	3.777 ***	3.852 ***	2.346 ***
男性（対女性）	-0.063	-0.019	0.066 **	0.027
年齢	-0.039	-0.014	0.022 ***	0.001
年齢 2 乗 /100	0.022	0.004	-0.049 ***	-0.022 ***
漢族（対少数民族）	-0.274	0.387 ***	0.285 ***	0.247 ***
教育年数	0.103 ***	0.071 ***	0.048 ***	0.063 ***
党员（対一般人）	0.741 ***	0.204 ***	0.266 ***	
普通党员（同）				0.089 **
幹部党员（同）				0.597 ***
中部地域（対西部）	1.072 ***	0.157 ***	0.235 ***	0.297 ***
東部地域（同）	1.134 ***	1.237 ***	0.973 ***	1.062 ***
CHIPS1995（対 1988 年）				1.443 ***
CHIPS2002（同）				1.729 ***
調整済み決定係数	0.072	0.209	0.155	0.208
観測数	2,312	5,026	9,317	16,657

（出所）CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

（注）1）\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 1%以下で有意であること，空欄はデータが非該当であること，を示す。

2）被説明変数の収入は月当たりの賃金収入または自営業非農業収入を指す。

ない事実である。1988 年調査では，一般人に比べて党员身分をもつ者の非農業収入が 74.1 パーセントも高いのに対して，1995 年と 2002 年調査ではそれぞれ 20.4 パーセント，26.6 パーセントに低下した。

ところが，党员身分をもつ者で，何の役職もない普通党员と，郷村の党政機関・事業体，各種企業の役員を務める幹部党员との間では党员身分の収入プレミアムが異なる。実際，表 10 の最後の列に示された計測結果のように，他の条件が同じ場合，一般人よりは普通党员の収入がわずかに 8.9 パーセント高いのに対して，幹部党员の収入が 59.7 パーセントと 6 倍強も高い。

## 2. 都市部における党员身分と職業的地位，収入の関係

都市部における党员身分および教育の就業選択，職業的地位の達成および収入への影響について引き続き CHIP 調査に基づいて分析する。分析を 3 段階に分けて行う。第 1 に，都市住民の働く職場について，所有形態が似通う党政機関，事業体，国有企業または国有株が過半を占める株式企業をまとめて「国有部門」とし，私営・外資系企業・自営業等を「その他」とする方法で有効回答者を二分し，調査時に国有部門で働いている状態の決定要因を明らかにする。第 2 に，調査時に各種組織の責任者を務めている状態の決定要因を考察する。調査時の職業に

関する設問への回答者を「各種組織の責任者」である者と、専門技術や事務などほかの職業に従事する者に二分して分析する。第3に、収入と個人的属性や教育、党員身分等との関係を表す収入関数を計測し、各要素の収入に及ぼす効果の有無、度合いおよび変化する傾向を検討する。

#### (1) 国有部門正規雇用の決定要因

国有部門への就業選択について、国有部門正規雇用（1年以上の長期契約）を1とし、その他就業を0とするLogistic回帰モデルを採用して計量分析する。説明変数として、性別、年齢および年齢2乗、民族、教育水準（5階層）、および教育水準と党員身分の交互作用項を取り入れる。表11は各調査のデータセットを用いた計測結果である。以下、教育水準、党員身分、教育水準と党員身分の交互作用項の回帰係数に着目し、教育および党員身分の就業選択との関係を考察分析する。

まず、1988年調査時には、都市住民が国有部門で働くことができるか否かはそれぞれの最終学歴に強く左右される。中卒者に比べて、一般人の国有部門で勤務する傾向の上昇程度を表す対数オッズ比は、小卒以下が-0.683、高卒者が0.674、大卒卒が1.375、大卒以上が1.997、と学歴の高い者ほど国有部門正規雇用として働く確率が上がる。このような傾向は1995年調査と2002年調査を用いた分析結果でも観察できる。また、国有部門正規雇用に及ぼす党員身分の影響については、中卒者に関する、一般人に比べた場合の党員のオッズ比が示すように、1988年から2002年までの間にわずかな低下がみられるものの、全体として強い影響力が保たれているといえる<sup>(注24)</sup>。

ところが、学歴と党員身分の交互作用項をみると、興味深い結果が現れる。偏回帰係数（対数オッズ比）の有意性が低いながら、高卒以上党員のほとんどがマイナスの値となっている。これは、一般人に比べて、党員であることによる就業傾向の上昇程度は、中卒よりも高卒、大卒卒、大卒以上の方が低いことを意味する。また、別の見方をすれば、中卒に比べて、高卒、大卒卒、大卒以上であることによる就業傾向の上昇程度は、一般人よりも党員の方が低い、ということもできる。ところが、党員と学歴の主効果、およびこれらの効果からの「ズレの程度」を表す交互作用項の対数オッズ比を精査すると、学歴と党員と国有部門正規雇用との間に一貫した傾向が見出せないことが分かる。

たとえば、CHIPS1988では一般人に比べて、党員であることによる就業傾向の上昇程度（対数オッズ比）は、中卒（0.948）よりも大卒以上の方が0.559低い。したがって、大卒以上に関する、一般人に比べた場合の党員の就業傾向を表す対数オッズ比は0.389となる。同じように、大卒卒、高卒、小卒以下に関する、一般人に比べた場合の党員の就業傾向を表す対数オッズ比は、それぞれ0.748、0.879、0.955へと上がる。CHIPS1988に関していえば、一般人に比べて、学歴の比較的低い党員であるほど国有部門正規雇用となっている確率が高い。ところが、CHIPS1995、CHIPS2002では、一般人に比べて、党員であることによる就業傾向の上昇効果が存続するものの、大卒以上と中卒の間に有意な差がなく、学歴と就業に関する一定の傾向が見出せない。

要するに、1980年代末から2000年代初頭の都市部では、教育も党員身分も国有部門で正規

表 11 国有部門正規雇用の決定要因（都市部，18歳以上人口，Logistic モデル）

	CHIPS1988		CHIPS1995		CHIPS2002	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
正規雇用者割合 (%)		65.3		70.2		36.5
定数	-5.320	0.005 ***	-4.487	0.011 ***	-10.903	0.000 ***
男性（対女性）	0.804	2.235 ***	0.482	1.619 ***	0.596	1.814 ***
年齢	0.350	1.420 ***	0.217	1.242 ***	0.494	1.639 ***
年齢 2 乗 /100	-0.476	0.621 ***	-0.207	0.813 ***	-0.603	0.547 ***
漢族（対少数民族）	0.163	1.177 *	-0.218	0.804 **	-0.062	0.940
黨員（対一般人）	0.948	2.579 ***	0.792	2.209 ***	0.847	2.332 ***
大卒以上（対中卒）	1.997	7.370 ***	1.204	3.334 ***	1.703	5.488 ***
大専卒（同）	1.375	3.953 ***	1.288	3.624 ***	1.690	5.421 ***
高卒（同）	0.674	1.962 ***	0.785	2.192 ***	0.778	2.178 ***
小卒以下（同）	-0.683	0.505 ***	-1.069	0.343 ***	-0.681	0.506 ***
黨員×大卒以上	-0.559	0.572 **	0.064	1.066	-0.052	0.949
黨員×大専卒	-0.200	0.819	-0.075	0.927	-0.338	0.713 ***
黨員×高卒	-0.069	0.933	-0.349	0.706 ***	-0.244	0.784 **
黨員×小卒以下	0.007	1.007	0.484	1.623 ***	0.324	1.382
中部地域（対西部）	-0.465	0.628 ***	0.048	1.050	0.005	1.005
東部地域（同）	-0.865	0.421 ***	-0.312	0.732 ***	-0.279	0.757 ***
Cox-Snell R <sup>2</sup>	0.270		0.179		0.271	
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.373		0.254		0.370	
観測数	20,944		16,981		16,918	

（出所）CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

（注） 1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%以下で有意であることを示す。

2) 黨員と学歴の交互作用項は中卒黨員を基準としている。

雇用として働くことに重要で安定的な影響力をもち続けた要素である一方で、教育水準の高い黨員ほど「国有部門正規雇用」として働くという傾向が強いわけでもない。国有企業改革が本格化した1990年代後半以降、外資系企業や私営企業が急成長し、党政機関等で働いた有能な者の多くが非国有部門に転職していったためであろう。

## （2）組織責任者になる条件

次に、組織責任者になる条件を考える。ここで、調査時に自らの職業を党政機関や事業体、

各種企業の組織責任者と回答した者を1とし、それ以外の職業と回答した者を0とする Logistic 回帰モデルを計測するが、分析の対象はそれぞれ都市部の18歳以上人口およびその中の黨員とする。前者に関しては個人的属性を表す変数、教育年数、および学歴と黨員の交互作用項などをモデルに取り入れ、後者の黨員グループに関しては、入党時の年齢を階層化し（29歳以下、30歳代、40歳代以上）、それらをダミー変数としてモデルに取り入れる。表12は1995年と2002年の調査データを用いた計測結



表 12 組織責任者の決定要因（都市部，18歳以上人口または共産党員，Logistic モデル）

	18歳以上人口						共産党員					
	CHIPS1988		CHIPS1995		CHIPS2002		CHIPS1995		CHIPS2002		CHIPS2002	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
組織責任者割合 (%)	5.5	10.7	6.3	33.9	19.1							
定数	-16.176	0.000 ***	-10.345	0.000 ***	-19.122	0.000 ***	-8.150	0.000 ***	-19.198	0.000 ***		
男性 (対女性)	1.137	3.118 ***	0.786	2.195 ***	1.105	3.020 ***	0.714	2.042 ***	1.070	2.914 ***		
年齢	0.448	1.565 ***	0.170	1.186 ***	0.510	1.665 ***	0.133	1.142 ***	0.597	1.817 ***		
年齢2乗/100	-0.455	0.634 ***	-0.138	0.871 ***	-0.552	0.576 ***	-0.095	0.910 ***	-0.645	0.524 ***		
漢族 (対少数民族)	-0.092	0.912	0.382	1.465 **	-0.026	0.974	0.336	1.400 *	0.082	1.085		
教育年数	0.114	1.121 ***	0.155	1.168 ***	0.296	1.344 ***	0.154	1.167 ***	0.270	1.310 ***		
党員 (対一般人)	2.070	7.923 ***	2.012	7.479 ***	1.705	5.500 ***						
入党年齢29歳以下							0.932	2.540 ***	0.222	1.249 *		
入党年齢30歳代							0.596	1.814 ***	-0.047	0.954		
中部地域 (対西部)	0.019	1.019	0.045	1.046	-0.017	0.983	0.014	1.014	0.063	1.065		
東部地域 (同)	-0.093	0.911	-0.071	0.932	-0.107	0.898	-0.093	0.912	-0.142	0.867		
Cox-Snell R <sup>2</sup>	0.116		0.170		0.131		0.092		0.157			
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.332		0.346		0.350		0.128		0.253			
観測数	20,866		16,980		16,877		3,775		4,228			

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002より筆者作成。

(注) 1) \*\*\*, \*\*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%以下で有意であること，空欄は非該当であること，を示す。  
 2) 入党年齢を表す2つの変数は40歳代以上を基準とするダミー変数である。

果である（データの制約により1988年に関する同様の計測ができない）。

各CHIP調査では組織責任者の割合が若干異なっているものの、数パーセントから10パーセント程度となっている。各種組織の責任者となっていた者は個人的属性や政治的身分または人的資本の面でどのような特質をもっているのか。言い換えれば、どのような条件をもっていれば組織の責任者に就任できるのかについて、表12から読み取れる統計的事実を述べる。すなわち、組織責任者への就任に教育の及ぼす影響がプラスであり、しかも時の経過とともに強まる傾向がある。オッズ比が1988年の1.12から2002年の1.34へと高まったからである。対照的に、組織責任者への就任に及ぼす党員身分の影響力が幾分弱まった。オッズ比は3回の調査で順次7.92、7.47、5.50へと低下したからである。ただし、一般人に比べて党員身分のもつ絶対的な力は依然強いといわざるを得ない。

ところが、党員だからといって皆が等しい機会に組織責任者に就任できるわけではない。共産党員を対象とした計測結果が示すように、男性は女性に比べて組織責任者になる傾向が顕著に強く、時の経過とともにいっそう高まった。1995年調査で観測された漢族党員の優位性は、2002年調査では消失している。教育の効果は18歳以上人口を対象とした分析結果と同じように、組織責任者への就任にますます重要となった。

興味深いのは、入党したときの年齢と組織責任者就任との間に有意な相関関係が存在することである。1995年調査では、40歳代以上になってようやく入党した者に比べて、30歳代、29歳以下で入党した者が組織責任者に就任す

る確率が顕著に高い（オッズ比はそれぞれ1.81倍、2.54倍）。ところが、2002年調査では、組織責任者に就任する確率における30歳代と40歳代以上の差異が有意でなくなり、29歳以下で入党した党員の比較優位性も下がった。若いうちに入党した者ほど、後の人生で出世する確率が高まるものの、その効果は時の経過に伴い小さくなった、ということであろう。

### （3）都市戸籍住民の収入関数

最後に、党員身分と収入の関係を考察する。表13は都市部における就業者の収入関数であり、回帰係数およびその有意水準から、各説明変数と収入の関係を読み取ることができる。農家世帯員の収入関数と比べ、都市部就業者の収入に対する個人的属性、教育および党員身分の影響、それぞれの変化方向が明らかに異なっていることが分かる。

第1に、いずれの調査でも年齢と収入の関係は、年齢上昇とともに収入が増えるが、一定の年齢を超えると減少に転じるという逆U字型を示す。

第2に、男女間に収入格差があり、広がる傾向がある。女性に比べて男性の収入は1988年は13.6パーセント、1995年は11.0パーセント、2002年には15.1パーセントへと高まった。

第3に、漢族と少数民族間の収入格差に関しては有意な差異が認められないか、少数民族の方が高いという結果が得られている。これは農村部における非農業就業者の状況（漢族優位）とは正反対である。

第4に、教育収益率は1988年に2.1パーセントと同年の農家世帯員の5分の1程度にすぎず、1995年には4.1パーセントに上がって農家世帯員の7.1パーセントに近づいたが、2002年

表 13 都市部における就業者の収入関数（16～64 歳，OLS モデル）

被説明変数： ln（月当たり収入）	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002	CHIPS1988	CHIPS1995	CHIPS2002
(定数)	2.834 ***	3.525 ***	4.135 ***	2.796 ***	3.523 ***	4.137 ***
男性（対女性）	0.136 ***	0.110 ***	0.151 ***	0.136 ***	0.110 ***	0.151 ***
年齢	0.082 ***	0.079 ***	0.058 ***	0.083 ***	0.078 ***	0.058 ***
年齢 2 乗 /100	-0.090 ***	-0.076 ***	-0.056 ***	-0.092 ***	-0.076 ***	-0.056 ***
漢族（対少数民族）	0.021	0.011	-0.066 **	0.019	0.012	-0.065 **
教育年数	0.021 ***	0.041 ***	0.074 ***	0.021 ***	0.041 ***	0.074 ***
党員（対一般人）	0.079 ***	0.089 ***	0.081 ***	0.194 ***	0.151 ***	0.102 ***
組織責任者	0.034 ***	0.049 ***	0.098 ***	0.046 *	0.097 ***	0.225 ***
国有部門就業	0.199 ***	0.176 ***	0.218 ***	0.220 ***	0.184 ***	0.217 ***
党員×組織責任者				-0.002	-0.070 **	-0.178 ***
党員×国有部門就業				-0.143 ***	-0.060 *	-0.002
中部地域（対西部）	-0.122 ***	-0.076 ***	-0.108 ***	-0.121 ***	-0.076 ***	-0.108 ***
東部地域（同）	0.123 ***	0.247 ***	0.281 ***	0.124 ***	0.247 ***	0.280 ***
調整済み決定係数	0.345	0.290	0.283	0.348	0.291	0.284
観測数	19,067	11,891	10,127	19,067	11,891	10,127

(出所) CHIPS1988, 1995, 2002 より筆者作成。

(注) 1) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10%以下で有意であること，空欄は非該当であること，を示す。

2) 被説明変数の収入は月当たりの賃金収入または自営業収入を指す。

3) 組織責任者，国有部門就業はそれぞれそれ以外のものを基準とするダミー変数であり（表 3），（党員×組織責任者），（党員×国有部門就業）という交互作用項はそれぞれその他職業の党員，非国有部門の党員を基準としている。

に至ると 7.4 パーセントへと，農家の 4.8 パーセントを大きく上回るようになった。時の経過とともに都市部の教育収益率が上昇し続けたことは，農村部における非農業就業者の収入関数とは正反対の現象といえる。

第 5 に，党員身分の収入プレミアムも都市住民と農家世帯員との間でまったく異なる様子をみせている。個人的属性，教育，職業，勤務先の所有形態，および居住地域の影響を除去して，党員身分の収入に与える影響をみると，CHIP 調査が実施された 1988 年，1995 年と 2002 年のいずれにおいても，党員プレミアムが 8 パーセント前後で安定していたことが分かる。これは，農家世帯における党員プレミアムの水準お

よびその変化方向と大きく異なる。

第 6 に，党員プレミアムの動きと対照的に，組織責任者であること，あるいは国有部門で働くことは顕著な収入増をもたらしただけでなく，その効果が時の経過とともに急速に強まったとも読み取れる。

ところが，党員と職業，党員と勤務先の所有形態の交互作用項をモデルに加えて計測し直すと，党員身分と組織責任者，国有部門就業との関係をより詳しく知ることができる。その他の職業に比べて，組織責任者であることによる収入増の効果は，CHIPS1988 では党員と一般人との間で有意な差が認められないが，CHIPS1995，CHIPS2002 では，一般人のそれ

ぞれ 9.7 パーセント、22.5 パーセントに比べて、  
党員の方が 7.0 パーセント、17.8 パーセント低  
い。したがって、党員に関する、その他の職業  
に比べた場合の組織責任者の収入がそれぞれ  
2.7 パーセント、4.7 パーセント高い、というこ  
とが分かる。同じように、党員に関する、非国  
有部門就業に比べた場合の国有部門就業の収入  
が CHIPS1988、CHIPS1995、CHIPS2002 で それ  
ぞれ 7.7 パーセント、12.4 パーセント、21.5  
パーセント高い、ということもできる<sup>(注25)</sup>。他  
の条件が同じである場合、党員身分をもつ組織  
責任者、あるいは党員身分をもつ国有部門就業  
者は、一般人に比べて高い収入を得ている。前  
述の党員身分と就業選択の関係(表 11)、党員  
身分と昇進の関係(表 12)を考え合わせると、  
以下のような結論を引き出すことができよう。  
すなわち、党員身分をもつ者は、国有部門に就  
職しやすく、また組織責任者へ昇進する確率も  
高い。党員は最終的に比較的高い収入を獲得す  
ることができているのである。

### 3. 分析結果のまとめ

党員身分の就業選択、職業的地位の達成およ  
び収入決定に及ぼす影響について、前述した仮  
説に照らしながら計量分析の主な結果をまとめ  
る。

第 1 に、農村部では、非農業就業の選択およ  
び非農業収入の多寡に対して、党員身分が有意  
にプラスの影響を与えている。また、非農業就  
業の選択に及ぼす党員身分の影響は比較的安定  
しているのに対して、非農業収入に及ぼす党員  
身分の影響は弱まる傾向にある。対照的に、教  
育の非農業就業選択および非農業収入への影響  
はいずれも時の経過とともに顕著に弱まってい

る。

第 2 に、都市部では、国有部門正規雇用の決  
定要因として、教育、党員身分が挙げられる一  
方、高学歴者ほど国有部門で働く傾向が強いと  
いう関係は時の経過とともに弱まる傾向にある。  
党員身分をもつ者は国有部門で働く確率が一般  
人より高いものの、学歴の高い党員ほどそのよ  
うな関係が強いというわけでもない。また、党  
員のなかでは、入党時の年齢が低い者ほど、女  
性より男性の方が組織責任者になれる確率が有  
意に高い。教育が組織責任者就任にとってまず  
まず重要となっている。組織責任者就任に際し  
ての漢族の優位性はほとんど存在しない。

第 3 に、農村部における非農業就業の選択お  
よび非農業収入の多寡に対して、普通の党員と  
いうだけではそのプレミアムは比較的小さいも  
の、郷村幹部等を務めている幹部党員であら  
ば、その効果が大きく、かつ、時の経過ととも  
に増大する。他方の都市部では、党員プレミ  
アムが安定的に存続するだけでなく、党員身分  
を獲得して国有部門に就職し組織責任者に昇進  
することで、より一層高い収入を手にすることが  
できている。

第 4 に、調査対象の 14 年間に於いて、農村  
部と都市部で観察された教育収益率および党員  
身分の収入プレミアムは正反対の動きをみせた  
が、双方の絶対水準からみるなら、教育収益率  
も党員プレミアムも収斂する方向に向かってい  
ることが分かる。市場化が深化し、労働市場の  
統合が全国範囲で進んでいることが示唆されて  
いる。

以上のように、教育収益率に関する仮説 2 が  
農家調査データの分析結果から支持されず、党  
員プレミアムに関する仮説 2 も都市調査データ

の分析結果から支持されないが、仮説1、仮説2の他の部分および仮説3から仮説6までは、計量分析から得られたエビデンスによってほぼ実証されているといえよう。

## おわりに

本稿では、市場化の度合いが異なり、社会経済構造も大きく変化した3つの時点で行われた全国調査の個票データを用いて、共産党員という人間集団がどのように進化し、党員身分が人々の就業選択、職業的地位の達成および収入決定にいかなる影響を及ぼしたかについて、人的資本や個人的属性などの機能変化と絡めながら計量分析した。CHIPS データを利用した数多くの先行研究では、都市か農村だけの経時的分析、あるいは、都市と農村の双方を扱ったものの、利用したデータが1回か2回だけのものがほとんどであった。本稿では、3つの時点における都市と農村の双方をカバーし、市場化過程で起きた中国全体の変容をダイナミックに捉えようと心掛けたが、その狙いはほぼ達成できていると考える。以下に実証分析の結果を踏まえながら本研究の主な結論を示す。

まず、年齢上昇とともに入党する者の割合が安定している一方で、党員の高学歴化が急速に進んでいる。男女間、都市・農村間で人々の入党する確率は顕著に異なるものの、その差は縮小傾向にある。民族間では入党する確率の差異が検出されない。党員身分の供給（入党申請の認可）は全体として厳しく制限され、党員数の増加は主に人口増および年齢構成の変化に起因している。学歴が高く年齢も比較的若い階層から党員の選抜が注力され、社会各方面の高学歴

者が共産党に取り込まれている。党の先鋭化というべき現象であろう。

次に、農村か都市かを問わず、全体として、党員身分をもつ者はそうでない者より高い収入を得ている。この党員身分の収入プレミアムをどのように解釈すべきか。共産党政権の中国だから党員身分が政治的資本としての価値をもったのか、それとも、党員身分自体はある種の能力を表すシグナルであり、それを有する者はそうでない者より高い収入を得てしかるべきなのか。

農村部では、党員身分も教育も非農業就業の選択や収入獲得で、プラスで有意な機能を果たしているものの、その度合いは、時が経つにつれ著しく低下している。また、党員身分をもつ者であっても、各種組織の幹部を務めていなければ、党員身分の収入プレミアムが大きく目減りする。

対照的に、都市部では、党員身分と教育は、就業選択、職業的地位の達成および収入獲得のいずれにおいてもますます重要な機能を発揮している。また、高い学歴をもつ党員、なかでも、若いうちに入党した高学歴者であれば、組織責任者に昇進する確率が著しく上がる。彼らはそうでない者に比べてますます高い収入を得ている。

つまり、党員身分は教育と同じように、経済的価値をもつ資本であると同時に、より高い収入の期待できる組織責任者になる条件でもある。都市部では、入党→国有部門への就職→党政機関等の幹部就任というコースをたどって高い職業的地位と収入を手にすることができるからこそ、入党するインセンティブが維持されたのであろう。それが故に、共産党は社会各方面から



優秀な人材を吸収し党の執政能力を高め、急変してきた環境に適応できているのかもしれない。そうした観点からすると、党員身分が高い能力を表すシグナルとして機能する側面も否定できない。

農村と都市労働市場における教育収益率、党員身分の収入プレミアムのどちらも同じ水準へ収斂しつつあるが、これは、全国範囲で労働市場の統合が進んでいることを示唆するエビデンスとして注意に値する。

最後に、本研究の限界について触れる。既述のように、データの制約により本稿の分析結果から2000年代初頭以降における共産党員の姿および党員身分の果たす機能の変化を知ることができない。CGSS2008データを利用した劉・王 [2010]、2時点の天津市民調査（1997年と2008年）を用いた嚴・魏 [2014]、2時点の上海市民・外来人口調査（2003年と2009年）を用いた嚴 [2010]、あるいは珠江デルタ外来人口調査（2008年）に基づいた嚴 [2010] のいずれにおいても、党員身分の収入プレミアムが2008年ごろに大きく減少しているか消失していた、という計量分析の結果が提示されている。その意味で、より長いタイムスパンで党員身分の機能変化を観察し実証的に分析することが今後の課題として残されているといえる。また、3時点のCHIP調査で使われた調査票の設問や回答用の選択肢の表現等には必ずしも一致しない項目が多い。3時点間の分析結果をできる限り比較可能な形にする努力は払ったが、多少の無理が残ったりした結果、完全に比較できない箇所が存在することも否定できない。ただし、これらは本研究の結論を左右するほどのものではないと考える。

（注1）党員数 = (党員数 ÷ 18歳以上人口数) × (18歳以上人口数 ÷ 総人口) × 総人口、という恒等式から、[党員数の年平均変化率 = 党員比率の年平均変化率 + 18歳以上人口比率の年平均変化率 + 総人口の年平均変化率]、という新たな関係式が導出される。それに基づいて、党員数の年平均増加率およびそれに対する3要素の寄与率を推計することができる。たとえば、1982年から2010年までの28年間に、党員数は年平均で2.6パーセント増えたが、それに対して、党員比率が20パーセント、18歳以上人口比率と総人口変化がそれぞれ40パーセントずつ寄与している。なお、党員数は共産党中央組織部の公式統計、総人口および18歳以上人口は国家统计局の人口統計に基づいた推定値である。

（注2）中国で実施された多くのアンケート調査や家計調査では、個人情報に関する調査項目の中に共産党員であるかを聞くのが海外との共同研究でよく見受けられる。農家調査などを行ってきた日本の中国研究でも同じような傾向がある [佐藤 1994; 1997; Sato 2003; 中兼 1996; 田島 2004; 嚴 2008; 2009; 2010; 2012]。

（注3）党員身分が就業選択、職業的地位の達成および収入に与える影響について、Bian and Logan [1996]、Khan and Riskin [2000]、Li et al. [2007]、Sato and Eto [2008]、楊・王・劉 [2010]、李・頼・羅 [2013]、Cui, Nahm, and Tani [2013]、Xia et al. [2013]、などで実証分析されている。詳しくは嚴・魏 [2014] を参照されたい。

（注4）党員身分や教育の社会階層、社会移動に及ぼす影響に関する先行研究のサーベイは嚴・魏 [2014] が詳しい。

（注5）表1には示されていないが、李・陸・佐藤 [2008]、Li, Lu, and Sato [2009] によれば、1995年と2002年の間で都市部における党員プレミアムはほとんど変わらなかった。

（注6）1988年、1995年と2002年実施のCHIP調査の個票データは、「政治・社会調査のための大学協会 (Inter-university Consortium

for Political and Social Research, ICPSR) のウェブサイト (<http://www.icpsr.umich.edu/icpsrweb/ICPSR/series/00243>) から無料で利用することができる。CHIPS データを利用した研究成果 (英語) のリストも同サイトに掲載されている。ただし、本稿で利用する個票データは、科研費・基盤研究 (A) 「中国における経済大転換およびその国際経済への影響」 (代表・薛進軍名古屋大学教授) の一環として北京師範大学の李実教授から直接に提供されたものである。李教授の好意に感謝申し上げる。

(注7) 先行研究でも指摘されている事実だが、国家統計局の家計調査システムでは、学生寮に住む大学生や現役軍人が調査対象から除外されている。2000年以降の中国では、大学生の3分の1程度が卒業までに共産党への加入申請を許可されるという制度もある (2014年6月4日、華東政法大学訪日団との学術交流による) ことから、CHIPS データに基づいた若年層の党員比率がやや過小評価されるかもしれない。

(注8) 2007年以降のCHIP調査では、党員身分に関する項目がなくなっている。2008年実施の中国総合社会調査 (CGSS) では同項目は消えていない。筆者が参加した2008年珠江デルタ外来人口調査、および2009年上海就業調査でも党員身分に関する項目が調査票に取り入れられたが、問題はなかった [嚴 2010]。CHIP調査でそれをなくした理由は不明である。

(注9) 中嶋誠一編著『中国長期経済統計』 (日本貿易振興機構, 2002年) に基づく。ただし、元データは『中国統計年鑑』、『中国労働統計年鑑』である。

(注10) 農村固定観察点弁公室編『全国農村社会経済典型調査数据彙編 1986～1999』 (中国農業出版社, 2001年) に基づいた推計値である。

(注11) 「2003年農村外出務工労働力1.1億人」 (『調研世界』2004年第4期) に基づく。

(注12) 『鄧小平文選 第2巻』 (人民出版社, 1994年 [第2版], 361ページ) による。

(注13) Logistic 回帰モデルは以下のように定

義される。ある事象 (event) が生起する確率を  $p$  (event)  $= 1 / (1 + e^{-Z})$  (ただし,  $Z = b_0 + b_1X_1 + \dots + b_nX_n + u$ ) とすると、その事象が生起しない確率は  $p$  (no event)  $= 1 - p$  (event), ということになる。そして、その事象が生起する確率としない確率の比、つまり、 $p$  (event) /  $p$  (no event)  $= e^Z$  をオッズ (odds) とすると、 $\log$  (odds)  $= b_0 + b_1X_1 + \dots + b_nX_n + u$ , という線形方程式が導出される。ただし、 $X$  は説明変数、 $b$  は対数オッズ比、 $\text{Exp}$  ( $b$ ) はオッズ比である [SPSS Professional Statistics 7.5]。

(注14) 共産党員に占める少数民族党員の比率は2007年から2010年までの間6.5パーセントであり [毛里・加藤・美根 2012], 人口センサスにおける少数民族人口の比率 (1990年の8.0パーセントから2010年の8.5パーセントに上昇 (『中国統計年鑑』)) を下回っている。

(注15) 平均月収 ( $w$ ) の分布状況を基に、CHIPS1988では  $5 \leq w \leq 500$ , CHIPS1995では  $10 \leq w \leq 1500$ , CHIPS2002では  $10 \leq w \leq 5000$  として分析対象を限定した。それに伴い、それぞれ17.8パーセント、2.8パーセント、1.9パーセントのサンプルが分析対象から除外された。なお、CHIPS1988では平均月収がゼロとの回答が多いため、除外されたサンプルが多くなった。後に収入関数を計測する際、被説明変数の収入が対数型に変換される。したがって、収入ゼロとの回答者を除外することにより前後の整合性が保たれるという利点もある。

(注16) 農村部の大専卒および大卒のサンプルが少なく、集計された党員の相対収入が不規則であるため、図2にはそれを示さないことにした。

(注17) 紙幅の制限により農村部と都市部の双方における出生年コーホートの党員比率に関する考察を省くことにする。

(注18) 党員比率がピークを迎えるときの年齢は3回の調査で順次52.8歳、58.8歳、68.7歳と急上昇する傾向にある。また、農村部では党員比率が最大時の年齢はそれぞれ51.7歳、56.2歳、

64.0歳、都市部では53.3歳、60.3歳、70.4歳と推定され、農村都市間には大きな差異が存在する。

(注19) 2002年の調査対象地域における党員比率と1人当たりGDP(2003年)の相関関係を農村・都市別でみると、以下のような興味深い事実が分かった。すなわち、地域間の経済格差が大きいにもかかわらず、各省区市の都市部の間では党員比率と1人当たりGDPの相関関係がほとんどない。それと対照的に、各省区市の農村部の間では、経済発展が進んでいる地域ほど、そこにおける党員比率も高いという強い正の相関関係がみられる(相関係数0.8)。当然の結果だが、経済発展が進んでいる省区市ほど、同じ地域内における農村都市間の党員比率格差が小さい。たとえば、所得水準の低い山西省、安徽省、湖北省では都市対農村の党員比率は5.8倍、4.5倍、4.1倍の差に上るが、所得水準の高い北京市、遼寧省、江蘇省のそれは1.5倍、2.9倍、2.9倍にとどまる。

(注20) 2000年ごろに全国各地で行った農家調査からもほぼ同じ結果が得られている〔嚴2004〕。

(注21) 郷村役所等に就職してから入党した者も当然いる。その意味で党員身分と非農業就業は因果関係というよりも相関関係にあると考えるべきであろうが、ここではそれに立ち入らないことにする。

(注22) 賃金関数の回帰係数の解釈について、査読者からは「回帰係数そのものからの近似値としてではなく、そのべき乗値(expB)に基づいて『基準カテゴリーより何パーセント収入が高いか』を示した方がよいだろう」との修正意見を受けたが、筆者は、Riskin, Zhao, and Li [2001], Li et al. [2007], 等でもみられる一般的な解釈法で回帰係数の意味を読み解くことにしている。たとえば、CHIPS1988では、教育年数が1年伸びたことに伴い、収入は $[\exp(0.103) - 1] = 10.8$ パーセントではなく、10.3パーセント増える、というふうに解釈する。また、男性、党員、漢族といったダミー変数の回帰係数に関

する説明も通常の解釈法で行う。

(注23) 改革開放時代の中国では、農村都市を問わず国民の平均的教育年数が大きく伸びただけでなく、同世代内の教育格差も大きく縮小している〔嚴2014〕。

(注24) 党籍と学歴の交互作用項が加えられた状態では、党員の主効果は、学歴ダミー変数の基準となる「中卒者」についての党籍効果、学歴の主効果は、党員ダミー変数の基準となる「一般人」についての学歴効果、をそれぞれ示す。党籍と学歴の交互作用項は、基準となるこれらの効果からの「ズレの程度」を示すものであり、党員の学歴別就業傾向の違いを示すものではない。

(注25) 別の見方をすれば、一般人に比べて、党員であることによる収入増の効果は、その他の職業よりも、組織責任者の方が低い。表13に基づいて計算すると、組織責任者に関する、一般人に比べた場合の党員の収入は、CHIPS1988とCHIPS1995ではそれぞれ19.2パーセント、8.1パーセント高いが、CHIPS2002では7.6パーセント低い。また、国有部門就業に関する、一般人に比べた場合の党員の収入は、それぞれ5.1パーセント、9.1パーセント、10.0パーセント高い。

## 文献リスト

〈日本語文献〉

- 景躍進 2012. 「転型・吸収・浸透——党の組織技術の変遷と課題——」 菱田雅晴編著『中国共産党のサバイバル戦略』三和書籍。
- 嚴善平 2004. 「中国農家の所得決定と就業行動に関する計量分析」 田島俊雄編『構造調整下の中国農村経済』東京大学出版会。
- 2008. 「上海市における二重労働市場の実証研究」『アジア経済』49(1) 2-24。
- 2009. 『農村から都市へ——1億3000万人の農民大移動——』岩波書店。
- 2010. 『中国農民工の調査研究——上海市・

- 珠江デルタにおける農民工の就業・賃金・暮らし——』晃洋書房。
- 2012. 『現代中国農家の人口と労働——農家調査の個票データに基づいて——』早稲田大学現代中国研究所。
- 2014. 「現代中国における教育の発展と格差——CHIP 調査の個票データに基づいて——」『中国経済研究』11(2) 31-55.
- 巖善平・魏禱 2014. 「中国の大都市における階層形成と世代間階層移動の実証分析——1997年、2008年天津市民調査に基づいて——」『アジア経済』55(3) 2-32.
- 佐藤宏 1994. 「経済的分化と農民意識——中国3県農家調査の分析——」『アジア経済』35(1) 2-26.
- 1997. 「経済構造と村落政治——4調査村の比較分析——」中兼和津次編『改革開放後の中国農村社会と経済——日中共同調査による分析——』筑波書房。
- 田島俊雄編 2004. 『構造調整下の中国農村経済』東京大学出版会。
- 唐亮 2012. 『現代中国の政治——「開発独裁」とそのゆくえ——』岩波書店。
- 中兼和津次編 1996. 『改革以後の中国農村社会と経済——日中共同調査による分析——』筑波書房。
- 毛里和子 2012. 『現代中国政治——グローバル・パワーの肖像——』名古屋大学出版会。
- 毛里和子・加藤千洋・美根慶樹 2012. 『21世紀の中国 政治・社会篇——共産党独裁を揺るがす格差と矛盾の構造——』朝日新聞出版。
- 与謝野有紀・栗田宣義・高田洋・間淵領吾・安田雪編 2006. 『社会の見方、測り方——計量社会学への招待——』勁草書房。
- 〈英語文献〉
- Appleton, Simon, Lina Song, and Qingjie Xia 2005. “Has China Crossed The River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment.” *Journal of Comparative Economics* 33(4): 644-663.
- 2012. “Understanding Urban Wage Inequality in China 1988-2008: Evidence from Quantile Analysis.” IZA Discussion Papers No.7101.
- Appleton, Simon, John Knight, Lina Song, and Qingjie Xia 2009. “The Economics of Communist Party Membership: The Curious Case of Rising Numbers and Wage Premium during China's Transition.” *Journal of Development Studies* 45(2): 256-275.
- Bian, Yanjie and John R. Logan 1996. “Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China.” *American Sociological Review* 61(5): 739-758.
- Cui, Yuling, Daehoon Nahm, and Massimiliano Tani 2013. “Earnings Differentials and Returns to Education in China: 1995-2008.” IZA Discussion Paper No.7349.
- Khan, Azizur R. and Carl Riskin 2000. *Inequality and Poverty in China in the Age of Globalization*. New York: Oxford University Press.
- Knight, John and Lina Song 1999. *The Rural-Urban Divide: Economic Disparities and Interactions in China*. Oxford: Oxford University Press.
- Li, Hongbin, Lingsheng Meng, and Junsen Zhang 2006. “Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China.” *Economic Inquiry* 44(3): 559-578.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu, Junsen Zhang, and Ning Ma 2007. “Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence from Urban Chinese Twins.” *The Economic Journal* 117(523): 1504-1520.
- Li, Shuang, Ming Lu, and Hiroshi Sato 2009. “Power as A Driving Force of Inequality in China: How Do Party Membership and Social



- Networks Affect Pay in Different Ownership Sectors?" *CESifo Economic Studies* 55 (3-4) : 624-647.
- Nee, Victor 1989. "A Theory of Market Transition: from Redistribution to Market in State Socialism." *American Sociological Review* 54 (5): 663-681.
- Pan, Xi 2010. "The Labor Market, Political Capital, and Ownership Sector in Urban China." University of Kentucky Doctoral Dissertations, Paper 788 ([http://uknowledge.uky.edu/gradschool\\_diss/788](http://uknowledge.uky.edu/gradschool_diss/788)).
- Riskin, Carl, Renwei Zhao, and Shi Li 2001. *China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition*. New York: M.E. Sharpe.
- Sato, Hiroshi 2003. *Growth of Market Relations in Post-reform China: A Micro-analysis of Peasants, Migrants and Peasant Entrepreneurs*. London and New York : Routledge Curzon.
- Sato, Hiroshi and Keiya Eto 2008. "The Changing Structure of Communist Party Membership in Urban China: 1988-2002." *Journal of Contemporary China* 17(57): 653-672.
- Xia, Qingjie, Lina Song, Shi Li, and Simon Appleton 2013. "The Effects of the State Sector on Wage Inequality in Urban China: 1988-2007." IZA Discussion Papers No.7142.
- Walder, Andrew G. 1995. "Career Mobility and the Communist Political Order." *American Sociological Review* 60(3): 309-328.
- 〈中国語文献〉
- 李爽・陸銘・佐藤宏 2008. 「權勢の価値：黨員身分与社会網絡の回報在不同所有制企業是否不同？」『世界經濟文匯』第6期：23-39.
- 李宏彬・孟嶺生・施新政・吳斌珍 2012. 「父母の政治資本如何影響大學生在勞動力市場中的表現？：基于中国高校應屆畢業生就業調查的經驗研究」『經濟學（季刊）』第11卷第3期：1011-1026.
- 李實・史泰麗・別雍・古斯塔夫森編 2008. 『中国居民收入分配研究 3』北京：北京師範大學出版社.
- 李實・佐藤宏・史泰麗編 2013. 『中国收入差距變動分析：中国居民收入分配研究 4』北京：人民出版社.
- 李實・賴德勝・羅楚亮編 2013. 『中国收入分配研究報告』北京：社会科学文献出版社.
- 李實・佐藤宏編 2004. 『經濟轉型的代價：中国城市失業，貧困，收入差距的經驗分析』北京：中国財政經濟出版社.
- 劉和旺・王宇鋒 2010. 「政治資本的收益随市場化進程增加還是減少」『經濟學（季刊）』第9卷第3期：891-907.
- 楊瑞竜・王宇鋒・劉和旺 2010. 「父親政治身分，政治關係和子女收入」『經濟學（季刊）』第9卷第3期：871-890.
- 葉曉陽 2012. 「『以權挾校』：父母政治資本与子女挾校」『世界經濟文匯』第4期：52-73.
- 趙人偉・李實・卡璽・李思勤編 1999. 『中国居民收入分配再研究』北京：中国財政經濟出版社.
- (同志社大学大学院グローバル・スタディーズ研究科教授, 2014年11月15日受領, 2015年8月21日レフェリーの審査を経て掲載決定)