

中国天津市民の社会移動と意識構造

——アンケート調査の分析を中心に——

嚴 善 平

1. 問題意識と課題

社会移動 (Social Mobility) は社会学における階層と移動を研究する上での重要な概念であり、研究者や時代の相違によりその内容規定は微妙に異なるものの、おおよそ以下のような含みを有するものである。すなわち、社会移動とは、個々人がある社会的地位から別のそれに移動する過程のことを指し、また、個々の社会的地位はそれぞれ普遍的に認められる特殊な価値を賦与されている、ということである。P.M.ブラウと O.D.ダンカンによれば、社会流動は実質的に個々人が異なる職業間での上下運動を意味するという (Blau & Dancan 1967)。

社会移動をもたらす原因については、国によって、あるいはそれぞれの時代背景の相違によって、それが一概には言えない。しかし、工業化を牽引車とする経済の近代化が進むにつれ、伝統的農業部門から近代的工業部門への労働力移動に伴う就業構造の変化が必ず発生する一方で、農村から都市への人口移動に原因する都市化も進展するというのが一般的な経験法則である。市場社会における工業化、都市化の過程で、職業選択と移住の自由が制度的に保障されているため、人々はより高い所得や社会地位を求め、地域間、産業間、職業間で移動を行うが、その結果、既存の旧い身分階層構造が崩壊していく。もちろん、移動が実際に可能であるか否かは、個々人の置かれた社会状況、生まれ家の家族背景、それに本人の自助努力に深く関係するとされている (富永・安藤1977)。

日本では、社会移動に関する研究は半世紀近くもの歴史を誇り、大規模な調査資料を基にした実証的理論的研究の成果が膨大な量に上っている（安田1971；富永編1979；原編1990；直井・盛山編1990；岡本・直井編1990；菊池編1990；石田編1995）。そうした長い研究過程において、アメリカで開発された研究の枠組みと分析手法は、コンピュータの発達とも相俟って、ますます精緻化してきている。それと対照的に、中国の社会移動に関する同類の研究は、国内では研究の担い手の不足、分析フレームワークの未確立およびイデオロギーの影響、また海外では中国社会の実態調査の制約によるデータの欠如等が原因で、大きな遅れを見せている（李春玲1997a, 1997b）。もちろん、それは人口・労働力の流動に関する研究が全くなされなかったことを意味しない。この間、労働力の産業間移動、農民の都市部・沿海部への流動、あるいは改革・開放後の農村と都市における社会階層の分化と再形成等について数多くの優れた研究成果が蓄積してきている。例えば、中国社会科学院農村発展研究所の「農家労働力の移動研究」（陳吉元・庾徳昌1993）、同社会学研究所の「転換期における農民の階層分化研究」（陸学芸1992；陸学芸・張厚義1992）と「社会全体の階層分化研究」（李培林主編1995）、等がある。

また、アメリカや日本の社会学的意味での社会移動については、近年いくつかの注目されるべき業績が公表されている。林南が天津市の調査資料を利用した社会移動の研究はこの分野の先駆的な業績である（Nan Ling & Wen Xie 1988, 林南1989）。中国社会科学院社会学研究所が行った「中国社会の階級階層研究」のための抽出調査は全国6省市の4658都市世帯と4723農村世帯に及んでおり、それを用いた調査報告は中国における職業威信の評価体系、世代間における職業移動の水準と地位実現のメカニズムなどについて貴重な情報を提供している（戴建中1994）。当研究所は1995年にまた全国8都市の3800人の青年を無作為に抽出し、「青年の職業移動と人的資源の開発」を題目とするアンケート調査を実施した。同調査資料を利用した主な研究成果には李春玲の『中国城鎮社会流動』があり、世代間と世代内の社会移動の規模と方向、移動に及ぼす要因の析出に分析の重点が置かれたが、米国流の社会階

層と社会移動の分析枠組みと手法が導入されている（李春玲1997a）。また、李強の『当代中国社会分層与流動』では、中国社会における新たな階層の形成と特徴を社会移動と結びつけ、農民、労働者、知識人、幹部、自営業・私営企業主など中国社会を構成する主な階層について注目すべき成果が出されている（李強1993）。

個別地域の調査資料を使った研究もいくつかある。例えば、1996年に山東省の5つの地方都市で30歳以上の男性（有効サンプル1325人）を抽出し、地位達成過程における世襲的要素と後天的要素の果たした役割について計量的な分析が行われ、興味深い結果が得られた（呉民忠・林聚任1998）。彭希哲らは上海市の調査資料に基づき職業移動と社会変遷との関係を明らかにしている（彭希哲・任遠1998）。ほかに広州市民の階層帰属意識に関する研究（郭凡1995）や、人口センサス等の資料を駆使した職業移動のマクロ分析（李若建1995, 1997）も注目に値する。

中国では、市場経済化指向の改革と工業化に伴い、社会移動がますます活発化し、先天的な家族背景（親の学歴、職業など）に比べて、本人の学歴などが地位達成に対する重要性を増しつつある、という点でほぼ一致した見解が上記の諸研究でも見られる。ところが、中国社会における職業威信スコア表がまだ作られていないためもあって、社会移動の分析は今のところ、世代間と世代内の職業移動をクロス表で検討する段階に留まり、地位達成と諸要素の関係については相関係数の値をもって経験的な判断がなされている、という特徴を指摘することができる（戴建中1994；李春玲1997a）。それに、移動と階層に関する社会的意識、つまり個々人の移動に対する主観的判断についての分析はほとんど見当たらない。

活発な社会移動は正常な社会秩序の維持にとって必要である、という命題が正しいとすれば、その裏腹には人々が社会全体が「公平」である、という主観的意識を持っているからにはほかならない。言い換えれば、社会移動と社会階層の問題を理解するためには、移動の実態とメカニズムだけでなく、人々が社会移動の結果（現実の社会）を公平と見ているかどうかも重要な研究課

題である。

本稿では、天津市民を対象としたアンケート調査の個票を利用し、天津市における社会移動の実態とメカニズム、それに人々の帰属意識と公平意識について、計量的手法を駆使しそれらを解明することが主な研究課題である。論文の構成は以下の通りである。第2節では、既存の社会移動理論を援用し本研究の分析枠組みを提示し、分析に用いるデータの特徴と性質について説明する。第3節では労働力の産業間と地域間移動、第4節では世代間の社会移動とその決定要因、第5節では階層帰属意識の変化とその要因、第6節では公平意識、についてそれぞれ実証的分析を行う。最後の第7節では本研究から得られた結論と示唆を纏める。

2. 分析の枠組みとデータ

(1) 分析の枠組み

本研究では、社会移動を従来の世代間、世代内移動に労働力の産業間移動、地域間移動および転職を加える、より広義のものとして定義する¹⁾。後の3つの移動が基本的に世代間と世代内移動に含まれるものの、それらを明らかにすることは社会移動というやや抽象的な過程をより具体化することができる考えるからである。

社会移動がさまざまな理由で行われている。職業選択と移住の自由が保障されている日本などの市場社会では、人々はより高い収入、よりよい生活環境、より快適な職場を求め、自らの意思で移動を行っていることは当たり前の行為である。こうした移動は普通、移動者の収入水準か社会地位、あるいはその両方を高める結果をもたらす。また、社会移動の結果である収入水準と社会地位の向上に対して、さまざまな要素が影響するが、移動者の家族背景（父母の学歴、父の職業、少年期の暮らし向きなど）、本人の学校教育、就

1) 「社会的地位に対する人間の絶えざる配分・再配分の結果として、生ずる社会的地位体系間での人間の動きを社会移動」とする富永の考え方の中に、人口の地域間移動も社会移動に含まれている。富永1979年の4頁参照。

職（最初の職業）と結婚時の状況（妻の父の職業）が重要な影響力を持つとされている（富永・安藤1977）。

しかし、こうしたごく当たり前のことは、計画経済時代の中国ではもちろんのこと、改革・開放が20年も経つ今日の中国においても、まだ常識とはいえない。例えば、「文化大革命」を挟んだ1962～79年の間、都市から農村へ、または市民から農民への社会移動（「知識青年」の「下放運動」）が全国で1776万人以上にも達した（劉小萌等1995）。それはいうまでもなく個々人の意思によったものではなく、専ら政治力学の働いた結果である²⁾。また、戸籍制度による人口移動の規制が象徴しているように、ほんの少し前までの中国では、個人の能力如何に関わらず、制度的障壁による社会の階層化、あるいは実態としての身分制の存在は、普通の社会移動を妨げていた（殷志静・郁奇虹1996）。ここで、そうした中国的特徴を予め指摘することの目的は、中国の改革・開放が20年も経過するが、本稿で研究している社会移動が実にきわめて特殊な時代的背景の中で発生したものであるため、その分析結果を吟味する際に十分な留意が必要である、という点にある。つまり、ある人が受動的に社会移動をさせられた場合に、その彼には結果としての移動実績が残るものの、それは彼の収入増加、社会地位の向上には必ずしも繋がらない可能性がある、ということを念頭に置くべきである。

(2) データ

本稿の分析に用いるデータは天津社会科学院が1997年に実施した「家庭和社会変遷有關問題調査」のデータベースである。同データベースは二つの部分からなっている。一つは、天津市6区から多段階抽出法で抽出された1200世帯（以下、これを「一般市民」と呼ぶ）であり、いま一つは、職業と収入基準に基づき、自営業、私営企業主、各種組織の幹部（係長以上）、外資企業

2) 「文化大革命」に代表されたさまざまな政治運動の中、「知識青年」達が共産党の呼びかけに応じざるを得なかった側面が大いにあった。劉中陸主編（1995）を参照。

の従業員、教師、医者、研究者などを中心とする800世帯（以下、これを「中間層」と呼ぶ）である。前者の中にはいわゆる「中間層」も含まれるが、後者の中に本来の「中間層」と異なる特徴を有するものも存在する。

上述のことを考慮して、以下では分析の目的に応じて、この二つのデータセットを結合して使用することもある。天津市民全体のことを推察するためには、一般市民の標本を使うのは当然であるが、中間層のことを知る際にして、中間層のデータセットとは別に、全回答者の中から高所得層を抽出してそれを見るのも一つの接近法であろう。

ちなみに、同アンケート調査の主要な調査項目を説明しておく。被調査対象のプロフェースはもちろんのこと、本人、配偶者および父母の教育と就業状態（職場の性質と規模、職業、行政職位）、本人の最初の職業、前職と転職など客観的なデータを得るための設問、職業選択の基準、自分および家族の社会的地位、公平感、成功の主要因、それに、さまざまな社会問題に対する考え方など主観的なデータを得るための設問も盛り込まれている。

3. 産業間・地域間の労働移動

(1) 産業間労働移動

一国の経済が成長するにつれ、第一次産業の就業者比率が低下し、第二、第三次産業のそれが高まると同時に、人口が都市部に集中する、という一般的な経験法則が知られている。ところが、本調査の対象が天津市の近郊農村を除外した市内の6区に限定されたため、従来の産業間労働移動の分析はここではしない。

表1は過去行われた天津市人口調査の結果を今回の一般市民のそれと比較したものである。同表の示しているところによれば、1982年から95年までの10年余りで、対全就業者比率を大幅に高めてきたのは専門職、各種組織の責任者、事務職および商業従事者である反面、サービス業従業員とりわけ工場など専門職はその対全体比を大きくて低下させたことが分かる。この二つの調査結果は、その規模の大きさから見て、全体像を正しく反映しているもの

表1 天津市における職業別就業構造の変化 (%)

	1982年 センサス	1990年 センサス	1995年 1 % 人口調査	一般市民 (1997年)	
				回答者本人	含配偶者
専門職	14.4	17.3	17.1	24.7	22.9
組織責任者	4.9	4.9	7.1	6.7	7.6
事務職	4.7	5.3	6.3	13.4	13.4
商業従業員	5.6	8.4	10.5	5.7	4.8
サービス業従業員	9.0	8.9	7.6	11.7	10.8
工場等の工員	61.5	55.2	51.5	37.8	40.4
合 計	100	100	100	100	100

(出所) 国務院人口普查弁公室等編『中国1990年人口普查10%抽様資料』北京 中国統計出版社
 1991年, 全国人口抽様調査弁公室編『1995年全国 1 %人口抽様調査資料』同前1997年, 李競
 能主編『中国人口・天津分冊』北京 財政経済出版社 1987年より作成。

(注) (1)1982年, 90年と95年は天津市全体から農業従事者とその他を除いたものである。

(2)一般市民 (1997年) は天津市区で行った調査対象者から分類不能者と退職者を除外した。

(3)1997年調査の場合, 回答者本人 (841人) および配偶者が含まれるケース (1715人) の両方を集計した。

と判断できる。換言すれば, 上記の期間中, 天津市ではブルーカラー層からホワイトカラー層への上昇移動がかなり行われたのである。ただし, 近年農村部からの多くの出稼ぎ労働者 (ほとんどがサービス業や工場の工員, 建設業の作業員) がここで反映されていないことに留意する必要がある。

ところで, 今回の調査では, 一般市民の回答者のうち, 専門職と事務職の割合が1995年の調査結果を大きく上回り, 工場等の工員のそれが95年より著しく低い, という結果が得られた。回答者の配偶者を含めても, それがほとんど変わらない。この結果が正しいとすれば, 1995年以降のわずか2年間で, 天津市では凄まじい社会移動が起こった, という結論が導き出される。しかし, そんなことは常識的に考えられないであろう。そうなると, 今回の調査は, 「一般市民」とされている標本が実に母集団の平均からやや離れ, ホワイトカラー層に偏っている可能性を有することになる。ただし, ここでいう一般市民は天津市の平均的な市民ではなく, 世代主またはその配偶者である。以下の分析結果を解釈する際にこの事実は重要な意味を持つ。

(2) 地域間労働移動

本調査の対象が天津市に戸籍を持つ者に限定されたため、ここ10数年大規模に展開されている農村から都市への出稼ぎ労働者は分析の対象から排除されている。

調査票には回答者の父母の出生地に関する項目があったので、ここで、回答者本人が15歳の時天津市に住んでいた場合に、その親も天津市に住んでいたと仮定すれば、その父と母がどの地域から流入したかを調べる事ができる。15歳の未成年がほとんど親の保護を受けて生活するという常識から、そうした仮定が強ち不合理ではないと考える。この仮定を基に表2に示した結果を得ることができた。

同表によれば、第1に、親世代と本人世代の間に天津市以外の出生者比率が大きく異なっていることが分かる。親世代の3分の2が天津市以外の地域で生まれたのに対して、本人世代はわずか14.5%に留まった（ここでは、15歳時天津市に住んでいた者を天津市の生まれと考えているため、厳密にいう

表2 天津市流入人口の出生地別構成 (%)

		父	母	本人
天津市以外の出生者		67.1	66.3	14.5
地域別	天津市の郊外県	17.4	24.1	32.1
	河北省	53.5	50.8	31.4
	その他省市区	29.1	25.1	36.4
都市農村別	天津市の郊外県	17.4	24.1	32.1
	その他都市部	20.1	18.9	28.6
	その他県鎮	26.7	23.6	15.7
	その他郷村	35.9	33.4	23.6
合 計		100	100	100

(注) (1)出生地不明の者が除外された。

(2)本人は15歳時の居住地を示す。

(3)父と母は、本人が15歳時天津市に住む場合、親も天津市に住んでいたとして推計されたものである。

(4)合計が100にならないのは四捨五入のためである。

(5)郊外県とは天津市所管の農村部（「県鎮」を含む）、「県鎮」とは県庁所在の町、「郷村」とは純粋な農村地域、をそれぞれ意味する。

なら、両者は比較不能である)。かつて実施された4回の人口センサスなどによれば、天津市区の総人口は、1953年に290.1万人、64年に428.5万人、82年に514.3万人、90年に585.5万人であった³⁾。この三つの期間(1953～64年、64～82年、82～90年)における総人口の年平均増加率はそれぞれ3.61%、1.02%、1.64%である。ここで、全国人口の年平均増加率を天津市人口の自然増加率と見なすならば、上記の三期間におけるそれはそれぞれ1.66%、2.05%と1.45%になる⁴⁾。明らかなように、1964年以降の20年近くにわたって、天津市では人口流入に起因する人口の社会的純増が全くなく純流出の方がはるかに多かったのである。

第2に、地域別に見る天津市に流入した親世代の中、ほぼ5分の1は市管轄下の郊外県、半分程度は近隣の河北省から移動してきた者である。それは本人世代の郊外県、河北省とその他省市区の三等分構成と相当異なっている。

第3に、流入人口の出生地(本人は15歳時の居住地)を都市・農村別にみると、本人世代と親世代がかなり異なっていることが分かる。その特徴を大雑把にいうなら、天津市への人口流入は、親世代では「その他県鎮」と「その他郷村」が全体の6割強を占めたが、本人世代では郊外県および「その他都市部」が全体の6割強を占めるようになった。このことを前述の流入人口の規模縮小と考え合わせると、計画経済時代(改革・開放の初期を含めて)において、農村部(県鎮と郷村)からの天津市への人口流入が以前より難しくなっていると指摘することができる。この点は、1958年に公布、施行されてきた「戸口登記条例」の主旨、つまり人口の移動とりわけ農村から都市への移動を厳しく制限することに合致するものである(殷志静・郁奇虹1996)。

(3) 転職について

本研究の定義によれば、転職も社会移動の一形態である。ここで、被調査対象者の転職状況について簡単に触れておく。転職回数別にみる一般市民と

3) 李競能編(1987)の217頁、編集委員会編(1994)の158頁の表より算出。

4) 国家統計局『中国統計年鑑』中国統計出版社 各年版より算出。

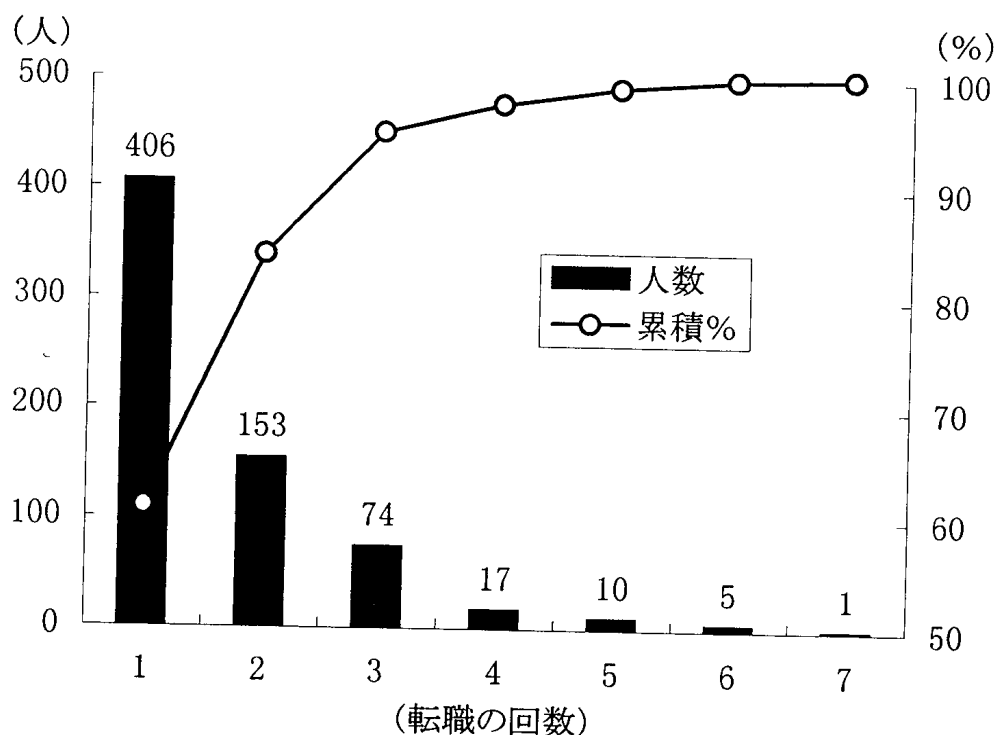
中間層の構成比には統計的に有意な相違が認められないため、以下全回答者の集計結果を基に分析を続ける。

集計結果によれば、今まで一度も転職したことのない者は有効回答者(1988人)の66.5%を占めた。異常な高さともいえるべきものであるが、中国の都市部では「鉄飯碗(鉄のお茶碗、終身雇用の意)」を持っていた都市戸籍者にしてみれば、それは不思議というわけでもない。ある人は労働行政の手配で一旦ある職場に配属されたら、その後よほどの事情がなければ、なかなか職場を変えることができず、それに「工人(工員)」と「幹部」という変えられがたい身分の存在も転職の自由を大きく制限していたからである(李強1996)。

転職があった場合においても、図1が示しているように、6割以上の者は1回だけであり、2回までを累計すると、それは84%にも達する。この事実を世代内移動の一側面を表すものとして理解するならば、天津市における世代内の移動があまり行われていないという結論が得られる。

それでは、転職をしたのは誰なのか。カイ2乗検定の分析結果によれば、①男性に比べて女性の転職性向がやや高い、②各年齢層の転職性向に関して

図1 転職回数別の分布(全回答者)



有意な相違が認められ、30代のそれが際だっている、③高卒と大専卒の転職性向が比較的高いのと対照的に、中学校卒以下のそれが低い、④所得階層別にみる転職性向には有意な相違が検出されない、などが判明した。女性の転職性向がやや高いことは解釈しにくいだが、その他は改革・開放下の自然な帰結とも言える。30代の人はずっと改革・開放の波に乗った世代であり、高卒と大専卒は一定の人的資本を蓄積していることで相対的に転職しやすい実力を持っているためであろう。

4. 世代間の社会移動と決定要因

(1) 世代間の社会移動

A. 父と子の職場の性質と職業

社会階層と社会移動の研究において、親世代と子世代の間で、それぞれの従事する職業がどれほど異なるか、それがなぜかを解明することは重要な研究課題である。日本では、1955年に行われた第一回目の社会階層と社会移動に関する共同研究（SSM 調査）以来の研究結果から、そのことがよく理解できる（安田1971；富永1964, 1979）。「親と子の間の社会的地位の世襲はどの程度であるか、あるいは、社会的地位を獲得する上で、社会はどの程度開放的であるか」（直井・盛山編1986）を理解するためには、こうした分析が必要だからである。

ところで、計画経済時代の中国では、農村部門と都市部門の間には戸籍制度が存在し、また、都市内の企業間や部門間にはそれぞれの所有形態が異なり、あるいは縦割り行政の弊害が存在したため、市場社会で常識的とも言えるべき世代間の社会移動は実に困難であった。とくに、規模の大きな企業の場合には、企業は一つの小さな社会となり、企業の構成員ならびにその家族に対して、衣食住、生老病死とありとあらゆるサービスを提供しなければならなかった（路風1989）。当時の中国では、「頂替（子が親の退職した職場に就職する）」や「系統内招工（系統内の従業員の子を対象とする人員募集）」という制度が象徴するように、封建的な世襲制ではないが、子が親の働く職

場で仕事をし、あるいは親の従事する職業に就く、という現象は決して珍しいものではなかった。

ここで、本人の従事している職場の性質と職業を15歳時の父のそれらと比較しながら、世代間における社会移動の実態を明らかにしたい。ただし、標本の性質を考慮して、一般市民、中間層と高所得層（月収701元以上の者）を別々に集計した。

まず、一般市民の場合に、表3が示しているように、働く職場の性質別構成では、本人は外資企業が少し多く、父は私営企業が少し多いことを除くと、ほかの部分ほとんど同じと見てよい。それに対して、職業別構成では、本人は専門職、事務職およびサービス業が多く、父は組織の責任者、とくに農

表3 回答者本人と父の世代間移動 (%)

		一般市民		中間層		高所得層 (701元以上)	
		本人	父	本人	父	本人	父
職場の性質	自営業	5.8	7.2	13.6	2.5	12.1	3.1
	私営企業	2.3	6.6	12.1	1.9	11.2	2.8
	集団企業	12.2	11.0	1.8	9.4	3.0	10.5
	三資企業	4.2	0.1	10.0	0.1	10.5	0.1
	国有企業	53.5	54.2	18.9	53.2	23.4	51.8
	国有事業	16.0	14.7	35.9	23.4	31.3	22.3
	行政機関	6.0	6.3	7.7	9.4	8.7	9.4
	有効回答者(人)	862	1048	782	752	912	894
職業	専門職	24.6	18.0	47.5	26.8	43.7	25.0
	組織責任者	6.6	11.3	21.1	20.9	20.0	20.0
	事務職	13.4	10.3	7.8	13.7	10.0	13.2
	商業従業員	5.7	6.0	14.7	7.8	13.0	7.7
	サービス業従業員	11.6	7.6	7.4	5.8	8.8	5.8
	工場等の工員	37.6	37.1	0.8	20.1	4.1	22.3
	農業従事者	0.6	9.6	0.5	4.9	0.5	6.0
	有効回答者(人)	846	1060	753	760	886	915

(注) (1)父は、本人が15歳時の就業状態である。

(2)「退職者」と「その他」は除く。

(3)「国有事業」とは、大学、研究所のような非営利目的の事業体を指す。

業従事者が多かったのは特徴である。言い換えれば、職場の性質から見て父と子の間の構成がそれほど変わっていないが、職業別構成では一定の変化が見られた。これは世代間の社会移動がある程度行われたことを示唆している。

こうした傾向は中間層ならびに高所得層でも観察される。興味深いのは、この二つのデータセットを集計した結果がほとんど似通っている、ということである。つまり、①中間層または高所得層では自営業、私営企業、外資企業、それに「国有事業（大学、研究所などのような非営利目的の組織体のこと）」で働く者が多い、②中間層または高所得層が専門職と組織の責任者に比較的多く集中している、ということである。この二つの点は表裏の関係を有しているが、大学などに勤めている専門職の人たちが中間層または高所得層を輩出していることは注意に値する現象である。以前問題視されていた「脳体倒掛（知識人と肉体労働者の収入が逆転していること）」の歪みが今日の中国で是正されつつあることがそれによって証明されたからである。

また、中間層と高所得層の集計結果を一般市民のそれと比較して、以下の事実を発見することができる。第1に、どの標本においても父世代の職場の性質が比較的類似しており、国有企業と「国有事業」の合計比率が69～76%ときわめて高い。計画経済時代を生きた親世代にしてみれば、それは当然の結果であろう。しかし、第2に職業別では中間層または高所得層に属する本人の親は明らかに専門職、組織の責任者に偏っており、工場等の工員を職業にする親の割合（約20%）は、一般市民のそれ（37%）を大幅に下回っている。

B. 父と子の間の職業移動

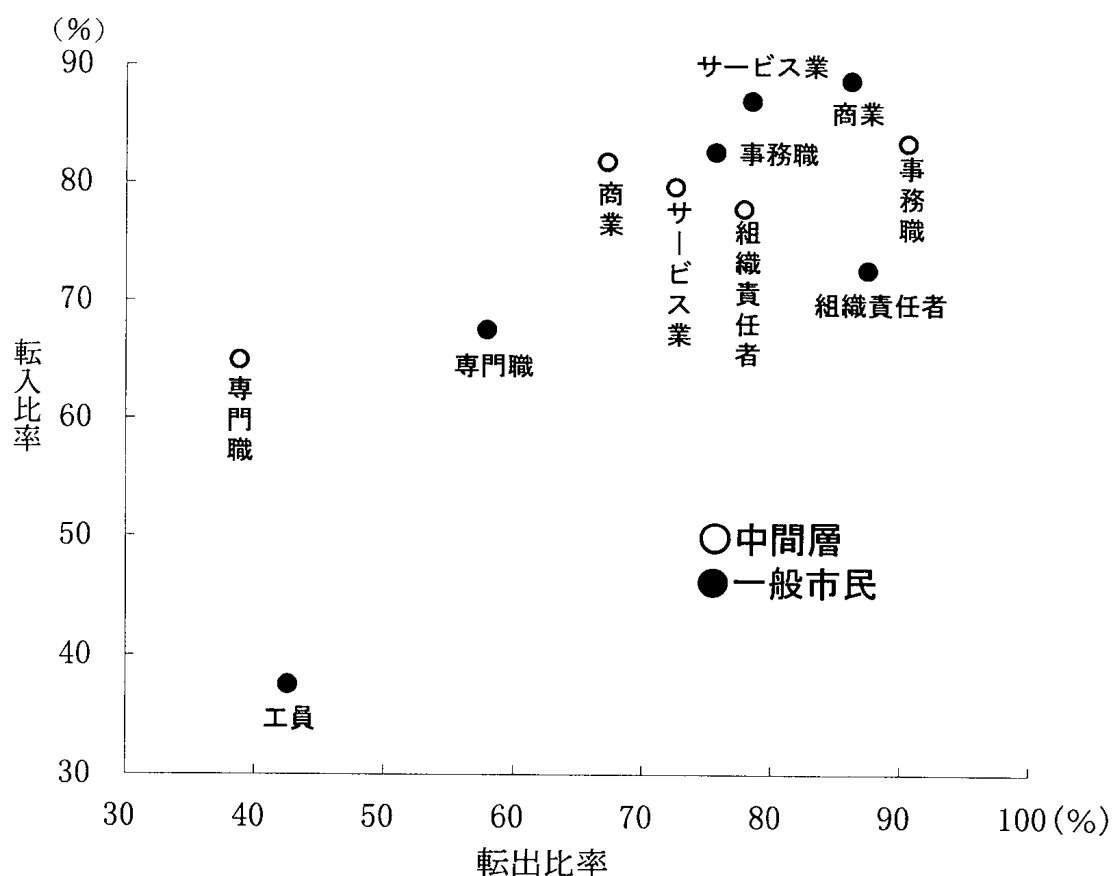
父と子の間でどの程度の職業移動が発生し、またその移動する方向はどうであるかについては、転入比率と転出比率を計算することが一般的である。転入比率とは本人を基準として、父が本人と違ったカテゴリーに属するものの割合、転出比率とは、父を基準として、本人が父と違ったカテゴリーに属しているものの割合、をそれぞれ指す（富永1964）。本来、使用するカテゴリーは産業、職業、職場の規模などの分類に従うことができるが、本調査では

中国の8職業分類法（専門職、各種組織の責任者、事務職、商業従業員、サービス業従業員、農業従事者、分類不能の従業者）を使用したため、ここでは、それをベースにした職業移動を検討することにせざるを得ない。ただし、母集団の性質から農業従事者のカテゴリーを除外した。

図2は上記の定義に基づいた父と子の間での転出入比率を業種別標本グループ別に描いた散布図である。ここでまず、一般市民についての特徴を明らかにする。

第1に、工場などの工員の転出入比率はそれぞれ42.6%と37.5%と各職業の中で一番低く、また、転出比率は転入比率を5ポイント上回っている。市民のもっとも多く就いている職業（本人は全体の38%）では、職業の流動性がなぜ低いのか。これはおそらく中国の都市部門に存在していた就職制度に原因したものであろう。周知の通り、企業即ち社会という計画経済時代においては、前述の「頂替」や「系統内招工」という慣行が広く存在し、いい教

図2 職業別転出入比率



育を受け、大学や研究機関、行政機関などに配属をしてもらえる一部の工員の子女を除くと、多くの人たちが親の働いている企業、あるいはその企業の属している行政系統内のその他の企業で就職を余儀なくされていたからである。

第2に、専門職の転出入率はそれぞれ57.9%と67.5%であり、工員のそれより随分高く、両者間の関係は工員のそれと逆転している。専門的な技術または特殊な熟練を必要とするこの職業においては、親が学者だからといって、その子も学者になれるとは限らない。「頂替」の慣行がここでは通用しないからである。このことは、各種組織の責任者についてもいえそうである。この職業における転出入比率はそれぞれ87.4%と72.5%と極めて高い。すなわち、各種組織の責任者の子が父と同じ職業になる割合は12.6%にすぎず、あるいは、いま組織の責任者を勤めている者の3割弱が父と同じ職業なのである。この二職業における親子の同職比率が工場などの工員に比して比較的低い、という事実の背景には職業内容の特殊性が考えられる。この指摘が正しいとすれば、中国では幹部である各種組織の責任者の選抜は、父の地位というよりも、個々人の学歴や能力、努力など別のなにかによって強く規定されているのではないかと推察される。

第3に、事務職、商業とサービス業という3つの職業においては、きわめて高い転出入比率が見られる。これはそれらの職業における流動性の高いことを反映するものにほかならないが、この親子の同職比率の低さをいかに解釈すればよいか。計画経済時代には「頂替」などの慣行はこれらの業種にももちろん存在していた。しかし、非常に高い流動性の背景には、商業とサービス業に対する社会的イメージが悪かったことと工業企業などより給与水準が低く設定されていたことがあるため、これらの産業で働く親が子供を自分のやっている仕事に就かせたがらなかった事実が挙げられよう⁵⁾。

5) 梁曉声の分析によれば、計画経済時代には、商業、サービス業の就業条件が悪く、給与も工業などより低かったため、これらの産業への就職が都市住民に嫌われていたという。詳細は梁曉声（1997）を参照されたい。

第4に、中間層として抽出された標本からの集計結果は、一般市民の標本から見出した職業移動の特徴とほとんど同じ傾向を示している点が興味深い。また、転出比率と転入比率はおおむね正の相関関係を示しているが、これは日本の経験と大きく異なっている（富永1964）

C. 父と子の間の職業移動の方向

ところで、父と子の間の職業移動はどの方向で行われているのか。例えば、組織の責任者を父に持つ子達はそれぞれどういう職業に就いているか。その特徴を明らかにするために、調整済み残差⁶⁾という統計指標を用いる。表4はそういう数字を示しているが、同数字がプラスの値を取っていれば、そのセルは全体平均より多く、マイナスとなれば、全体平均より少ないということになる。普通、絶対値2以上のところが特徴を有するものとされている。同表の数字をよく吟味すると、実に興味深い事実が判明される。

まず、一般市民のデータセットを基にした計算結果を見よう。

第1に、1行目の数字から明らかなように、専門職である回答者は専門職および組織の責任者を父に持つ者がかなり多いのに対して、工員を父に持つ者が非常に少なく、その他が平均並である。社会的地位の高い専門職に誰でも等しく接近できるとは限らないことがそれによって強く示唆されている。

第2に、2行目の数字から顕著な特徴が認められるのは父も組織の責任者である場合のみである。言い換えれば、組織の責任者の子がまた組織の責任

6) 調整済み残差の計算方法は以下の通りである。

①標準化残差 e_{ij} を計算する。

$$e_{ij} = (f_{ij} - t_{ij}) / \sqrt{t_{ij}}$$

ただし、 f_{ij} は i 行 j 列の実測度数、 t_{ij} は i 行 j 列の期待度数、を表す。

② e_{ij} の分散 V_{ij} を計算する。

$$V_{ij} = (1 - n_{i.} / N) * (1 - n_{.j} / N)$$

ただし、 $n_{i.}$ は第 i 行目の合計、 $n_{.j}$ は第 j 列目の合計、 N は総合計、をそれぞれ表す。

③調整済み残差 d_{ij} を計算する。

$$d_{ij} = e_{ij} / \sqrt{V_{ij}}$$

また、 d_{ij} は平均0、標準偏差1の正規分布に近似的に従う。この性質から d_{ij} の絶対値が2以上のものは、特徴的な箇所であると見なしてよい（内田治『SPSSによるアンケートの調査・集計・解析』東京図書 1997年 146頁参照）。

表4 本人の現職と15歳時父の職業（調整済み残差）

		15歳時、父の職業内容						全体構成 (%)
		①	②	③	④	⑤	⑥	
一般 市民 の 現職	①専門職	5.5	2.5	-0.9	0.4	-1.2	-5.2	24.9
	②組織責任者	-1.4	2.9	0.5	-0.2	0.4	-1.4	6.4
	③事務職	2.1	0.9	2.7	-0.6	0.3	-3.9	14.3
	④商業従業員	0.8	0.5	-0.6	2.3	-0.5	-1.3	5.4
	⑤サービス業従業員	-0.1	-1.0	-0.5	1.2	2.6	-0.8	10.7
	⑥工場等の工員	-6.0	-3.9	-0.7	-1.7	-0.8	9.3	38.3
	全体構成 (%)	20.3	14.9	10.4	4.8	6.8	42.7	100
中間 層の 現職	①専門職	4.1	-0.7	1.1	-2.6	-2.4	-1.5	48.7
	②組織責任者	-1.7	0.6	-0.1	1.0	-0.1	0.7	20.4
	③事務職	0.2	2.4	0.9	-1.2	-1.2	-1.8	7.3
	④商業従業員	-2.4	-1.0	-1.0	3.9	1.0	1.3	15
	⑤サービス業従業員	-1.8	-0.4	-1.0	-0.8	4.7	1.1	7.9
	⑥工場等の工員	-0.7	-0.3	-1.0	0.7	-0.6	1.8	0.9
	全体構成 (%)	28.9	22.6	13.9	8.7	5.9	20.1	100.0

（注）「退職者」、「分類不能者」と「農林水産業従事者」は除外した。

者になる可能性が平均より高いということである。しかし、専門職を有する人の子が組織の責任者になる可能性が若干低い（調整済み残差-1.4）。

第3に、事務職の人たちは、専門職および同じ事務職の父を持つ人が多く、工員である父を持つ者が少ないが、その他は平均より特に多いというわけではない。職業威信の距離が比較的短い専門職の父を持つ人が多いことが注意されるべき現象である。

第4に、商業とサービス業従業員の場合には、親子の同職志向が明らかであるが、工場などの工員においては、同じ工員である父を持つ者が非常に多いのと対照的に、専門職または組織の責任者を父に持つ者が非常に少ない。工員と専門職あるいは責任者との威信距離があまりにも長すぎることを考えると、それは当然の結果といえるかもしれないが、実に興味深い現象である。

調整済み残差で示したこのクロス表を縦の方向で見ると、特定の職業の人達の子がどのような職業へより多く流れているかがはっきり分かる。例えば、

専門職の人達の子が同じ専門職と事務職が多いが、工員がかなり少ない。組織の責任者の子もほぼ同じ傾向を示したが、工員の子が同じ工員になる割合が最も高く、その他すべての職業になる割合が比較的小さく、中でも専門職と事務職になるのがとても難しい。

中間層についての結果も表4に示されてはいるが、回答者がランダムに抽出されたものではないため、それらの数字から一般的なことが言えない。それを前提にいくつかの特徴を挙げておく。イ) 事務職および工員の子がどの職業により多く就いたかについて明確な傾向が見られない(③と⑥列の数値の絶対値はすべて2以下だから)。ロ) 組織の責任者を勤めている回答者が特定の階層からより多く、またはより少なく出身した、という傾向も認められない(②行目を参照せよ)。ハ) 専門職、商業およびサービス業では親子同職の傾向が比較的強い一方で、それぞれが威信距離の遠い職業に職業の移動が少ないという点は前述の一般市民の集計結果とほとんど同じである。

以上の社会移動分析は父と子の間における職業移動に終始してきた。本来ならば、世代内の移動すなわち最初の職業と現職の間における移動についても分析を行う必要がある。ところが、今回の調査結果では、最初の職業についての回答が非常に少ないため、本稿では世代内の移動分析を断念せざるを得ない。

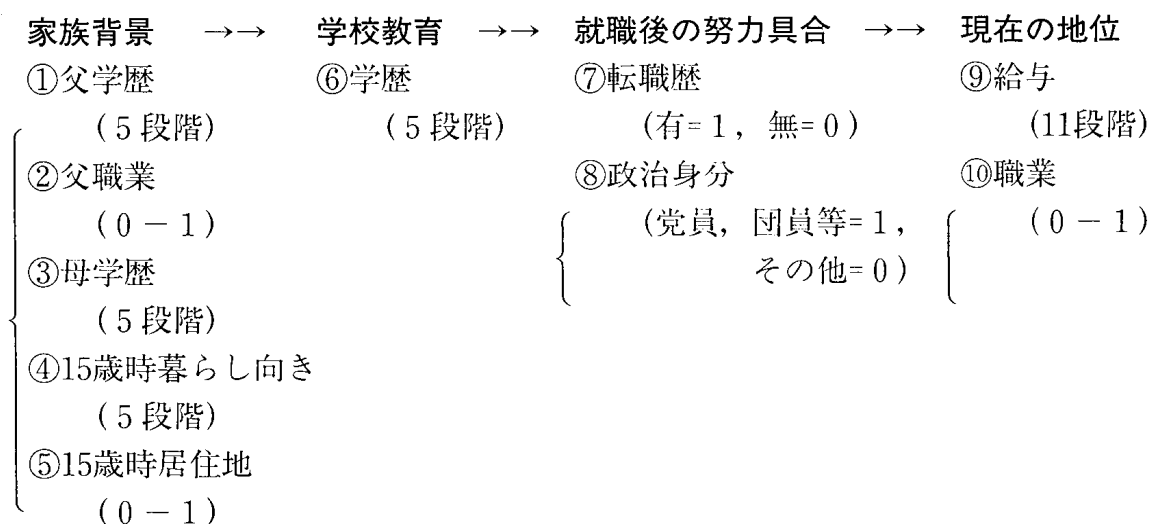
(2) 地位達成の要因解析・I——分析枠組みの検討

市場社会では、世代間あるいは世代内でなされるさまざまな社会移動はだいたい二つの帰結をもたらす。一つは収入の増加、いま一つは社会地位(職業威信スコア)の上昇、である。収入と社会地位の間には正の相関関係が存在するものの、完全に一致するわけではない(富永・安藤1977)。これまでの社会学における移動研究では、人々の収入水準および地位達成については、ブラウ・ダンカンの経路分析手法が広く援用されてきた。日本でなされた代表的な経路分析についてその手順を簡単に説明する。まず、収入および職業という基本的地位変数が被説明変数とされる。次に地位達成に影響を及ぼす

説明変数として、家族背景（兄弟数，父学歴，母学歴，父の職業，15歳時の暮らし向き，出身地市町村規模），アスピレーション（職業と教育），学校教育（学歴），および就職・結婚（最初の職業，妻の父の職業）が選ばれる。第3にそれらの質的尺度も含めた変数をすべて量的変数に変換することにより，変数間の相関分析，重回帰分析が行われる。第4に多変量解析の結果から，地位達成に対する各変数の影響具合が解明される（富永・安藤1977）。

本稿では，そうした分析枠組みを参考に，中国の実情および調査データの制約をも考慮して図3に示した変数間の関係を計量的に分析してみたい。

図3 地位達成に関わる諸変数間の時間順序



(出所) 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会 1979年 67頁の図2・1を参照に作成した。

(注) 職業ダミー：専門職と各種組織の責任者=1，その他=0。居住地ダミー：天津市=1，その他=0。

家族背景については，①～④はよく分析の対象とされるが，本稿では15歳時の居住地が天津市であるか否かも説明変数として付け加えた。また，15歳時暮らし向きは「15歳時の家が社会のどの階層に属したと思うか」という設問に対する5段階の回答結果で代理する。教育および職業のアスピレーションについては，調査項目に取り入れなかったため，説明変数からそれらを除外せざるを得ないが，新たな変数として就職後の努力具合を導入した。それを表す指標は，転職歴はあるか，政治的身分（共産党員またはその他党員，共産主義青年団員であるかどうか。以下，政治的身分の内容を「党・団員」

と略称する)はどうか,という二つを選択した。いずれも少し曖昧なものではあるが,「党・団員」になる者はそれなりに優秀であり(少なくともなる以前はそうであった。もちろん,すべての優秀な者が「党・団員」になるとは限らない),転職歴のあったことは一部受動的な場合を除くと,よりいい職業あるいは高い収入を求めるために努力したことの結果である,ということが考えられる。したがって,この二つの変数が現在の地位(給与と職業)にどの程度影響しているかを見ることは強ち非合理的ではないと思われる。

ただし,以下で行う要因の解析に際して,各変数の値を図3に示した順序尺度の数値に変換する。学歴と給与については教育年数と金額のデータも取れるが,それを利用しての計測結果が順序尺度に基づいたそれとほとんど同じであるため,以下順序尺度だけを利用して分析を続ける。また,職業については,中国で職業威信スコア表がまだ作成されていないこともあり,ここでは,専門職と組織の責任者を一括した者の地位がどのように形成されたかに限定した分析を行わざるを得ない。それに,地位達成に与える年齢と性の影響具合を見るため,この2変数も地位達成モデルに取り入れることにする。

(3) 地位達成の要因解析・II——分析の結果と解釈

A. 変数間の相関行列

まず上で挙げた変数間の相関係数を示した表5から,基本的地位変数である本人の月収と職業が説明変数とどのような関係を持っているかを明らかにしたい。①列と⑫行の数字から以下のような特徴を挙げることができる。

第1に,本人の月収と職業との相関係数は0.34と比較的高い。ここで,相関係数の2乗を決定係数と見なすならば,この2変数が互いに相手方の分散を11.56%しか説明できないことが分かる。この結果は,中国では収入と地位が正の相関関係を持つてはいるものの,両者が決定的な緊密さを有しないことを示唆する。

第2に,月収とその他説明変数との関係については,2列目の数字から読み取れるように,本人の学歴,政治的身分と性別が月収と割合高い正の相関

表5 地位達成に関わる諸変数間の相関係数（ピアソン相関係数，一般市民）

	職業	月収	年齢	性別	父学歴	父職業	母学歴	居住地	暮らし向き	学歴	転職歴
月収	0.34										
年齢	0.09										
性別		0.22									
父学歴	0.17	0.14	-0.25								
父職業	0.22	0.16	-0.22		0.40						
母学歴	0.16	0.13	-0.33		0.61	0.31					
居住地	-0.10		-0.29			0.08					
暮らし向き	0.06	0.07	-0.15		0.28	0.23	0.23				
学歴	0.39	0.36	-0.31	0.06	0.38	0.24	0.33		0.21		
転職歴		0.13				0.12			0.05	0.10	
政治身分	0.24	0.25		0.13	0.12	0.09	0.14	-0.09		0.28	0.05

(注) (1)空白は相関係数が非常に小さく、しかも5%以下で統計的に有意でないものを示す。

(2)職業とその他変数との相関係数は780サンプル、ほかは1068サンプルを用いた計算結果である。

(3)父・母の学歴や職業、本人の居住地と暮らし向きはすべて本人15歳時のことを指す。

関係を有する以外に、その他は概して低い。一方では、1列目の本人職業と15歳時の父の職業（0.22）、本人の学歴（0.39）および政治的身分（0.24）の間に比較的高い相関関係が見られるが、その他ではそれが非常に低いか、存在しない。

第3に、説明変数間の相関関係を調べてみると、本人の学歴が父と母の学歴（0.38, 0.33）、15歳時の父の職業（0.24）および15歳時の暮らし向き（0.21）と一定の相関関係を有していることが分かる。つまり、家族背景は本人の学歴によい影響を与えている。この点を第2で述べた地位達成と学歴との関係を考え合わせると、家族背景が本人の地位達成にも間接的ではあるが、一定の影響を与えていることがわかる。また、父の学歴と職業（0.40）、母と父の学歴（0.61）、母の学歴と父の職業（0.31）の間には比較的高い相関係数が検出された。社会地位や学歴の似通う者同士が結合しやすいことが反映されている。

第4に、本人の年齢は家族背景を表す五つの説明変数と本人学歴とすべて有意な負の相関関係を持っている。年輩の人であるほど、その親ならびに本

人の学歴が低く、専門職または責任者を親に持つケースが少ないことが意味される。年齢が月収、転職歴および政治的身分と相関関係を持たないことは少し意外な結果である。また、転職歴とその他ほとんどの説明変数との間に有意な相関関係を見出さなかった。職業選択の自由がいまだに十分に保障されていない中国の実情を考えると、この点はかなり分かりやすい特徴とも言える。

B. 月収の決定要因

地位達成モデルの考えに基づき、月収の決定要因を計量的に分析する。すなわち、人々の収入水準は、本人の年齢と性別という最も基本的な属性だけでなく、受けた教育の年数(学歴)、就職後の努力具合(転職歴と政治的身分)、さらにその家族背景(父と母の学歴、15歳時父の職業、暮らし向きおよび居住地)からも影響を受けると考えられる。ここで、本人の収入水準と諸要素との関係は以下の線形回帰式で定式化する。すなわち、

$$\text{月収} = A + \sum B_i X_i + u$$

ただし、 A は定数、 B_i は重回帰係数、 X_i は説明変数、 i は本人の年齢、性、父学歴、15歳時の父職業、母学歴、15歳時の居住地、15歳時の暮らし向き、本人学歴、転職歴、政治的身分、 u は残差、をそれぞれ表す。

以上の回帰式を用いて、一般市民、中間層および全回答者に対してそれぞれ重回帰分析を行った。計測結果は表6に示した通りであるが、データセットの性格からそれらの結果をどう解釈するかは注意を要する。例えば、全回答者の計測結果が一般市民と中間層をプールしたものであるため、厳密にいうと、それが何を意味しているかは説明困難である。また、中間層のそれについても、中間層そのものの定義は曖昧なものであり、同表の結果は参考する程度のものでしかないといってよい。天津市民全体のことを理解するためには、あくまで一般市民のデータセットを利用した計測結果に依拠する必要がある。

表6の「一般市民」の列に示した数字から、以下の特徴を指摘することができよう。第1に、統計的に有意性の高い説明変数には本人の年齢と性別、

表6 月収の決定要因（重回帰係数）

	一般市民	中間層	全回答者
年齢	0.18***	0.32***	0.06
性別	0.93***	0.40***	0.91***
父学歴	-0.08	-0.06	-0.03
父職業	0.46***	-0.04	0.31**
母学歴	0.08	-0.01	-0.03
居住地	0.09	0.01	-0.05
暮らし向き	0.01	0.17**	0.19***
学歴	0.79***	-0.02	1.09***
転職歴	0.42***	0.48***	1.26***
政治身分	0.73***	0.02	0.54***
(定数)	1.61***	7.63***	1.93***
調整済み $\bar{R}^2$	0.199	0.058	0.325
N(ケース数)	1068	755	1823

(注) (1)***<1%, **<5%, *<10%で統計的に有意であることを示す。

(2)変数の定義は表5の注(3)と同じである。

15歳時父の職業、本人学歴、転職歴と政治的身分が析出された。それらの変数がすべて順序尺度に変換されていることから、偏回帰変数に対して以下の解釈が妥当であると考ええる。すなわち、ほかの条件が同じである場合に、①年齢が1単位(10歳)上がることにより月収が0.18単位(1単位=100元)上昇する、②女性に比べて男性の月収が0.93単位高い、③15歳の時専門職または組織の責任者を親に持つ者の月収がそうでない者のそれより0.46単位高い、④本人学歴が1単位高まるにつれ、月収が0.79単位高くなる、⑤転職歴のあった者はそうでない者より月収が0.42単位高い、⑥「党・団員」という政治的身分を有する者はそうでない者よりその月収が0.73単位高い。

これら有意性の高い説明変数のなか、年齢の月収に対する影響がわずか0.18と一番低い。中国では年功賃金という制度的慣行が存在していないことがこの結果により裏付けられている。各年齢層には若干の格差が認められるものの、全体としての月収の年齢的差別があまりないといっても過言ではない。月収における大きな性的差別が検出されたことは、男女平等という中国

社会の建前が月収の面で支持されなかったことを意味する。性別に次いで重要な作用をしているのは学歴である。改革・開放が20年も経つ今日の中国では、知識に対する尊重あるいは学歴に対する重視が大きく前進している、ということができる。

政治的身分如何によって月収水準が大きな影響を受ける点はいかにも中国的である。政治的身分が学歴および職業と一定の相関関係を有する（表5参照）ことからして、政治的身分のなかには学歴や職業の影響が含まれると考えられよう。学歴、政治的身分と職業という三者間の深い関係が実証的に解明されたことは興味深い。

しかし一方では、父と母の学歴、15歳時の居住地と暮らし向きの月収に対する影響が統計的に検出されなかった。このことからこれらの要素は直接に本人の月収に影響を及ぼさなかったといえよう。注意を要するのは、ここで言っているのがあくまで直接的な効果のことであり、間接的にどう関係しているかについてはさらなる分析が不可欠だ、ということである。ここで、表5に示した本人学歴と家族背景の関係を考慮して、本人学歴の決定モデル、つまり、本人学歴 = F（父学歴，母学歴，父職業，暮らし向き，居住地）を作ってみた。一般市民のデータセットを利用した計測結果は以下の通りである。

$$\text{本人学歴} = 1.780*** + 0.202***\text{学歴} + 0.176***\text{母学歴} + 0.103***\text{暮らし向き} + 0.188***\text{父職業}$$

($\bar{R}^2 = 0.170$)，ただし，***は $p < 1\%$ で統計的に有意であることを表す。

ほぼ予想通りの結果が得られた。割合高い教育を受けた親であるほど、あるいは15歳時の暮らし向きが上層であるほど、子の学歴も高まる傾向を有する。すなわち、家族背景が間接的に本人の月収に影響しているのである。ところが、15歳時の居住地が学歴に影響しなかったという事実がここで認められる。それは、いまの天津市民の月収がその出身地と無関係に決定されていることを意味する。

一般市民1068人の有効回答を用いた計測結果（調整済み決定係数の値）で

は、上記の10変数が月収水準の2割程度を説明することができる。クロスセッションデータを利用した計測としては、モデルの有意性がかなり高いと評価されよう。

一般市民の計測結果に対比しながら、中間層における月収の決定要因の特徴を明らかにする。まず言えることは、中間層の月収決定モデルの説明能力がわずか5.8%と一段と低い点である。第2に、一般市民の場合統計的に有意である説明変数のなかに、父の職業、本人の学歴および政治的身分が中間層の場合には有意性を失ってしまった。自営業、私営企業または外資系企業に相対的に多く勤めており、また、専門職と組織の責任者が一般市民より高い構成比を持つこの中間層では、なぜ以上のような結果が出たかについては、説明されがたいが、高収入を基準にサンプリングされたデータセットを利用した計測結果では、政治的身分と学歴が月収水準にほとんど作用しないことはむしろ中国の現実をよく反映しているとも解釈できよう。

以上の分析結果を簡単にまとめる。天津市の一般市民においては、年齢的月収格差が小さいのに対して、月収の性的差別が非常に大きいこと、本人の学歴、政治的身分と転職歴が月収水準に大きく影響していること、父と母の学歴などの家族背景が本人の学歴形成を通じた形で月収に影響していること、などが統計的に検証された。

C. 職業達成の要因分析

次に、職業達成に対する家族背景、本人学歴ならびに就職後の努力具合の影響を検討してみたい。前述の通り、本来ならば、職業威信スコア表を利用して線形重回帰分析が行われるが、ここでは、職業威信スコアのかわりに、すべての職業をホワイトカラーとブルーカラーとの2グループに分けて、前者を1とし、後者を0とするダミー変数を代理変数として使う。具体的には、専門職と各種組織の責任者をホワイトカラーに分類し、その他をブルーカラーとする。もちろん、これは便宜的な分類法である。普通ホワイトカラーに分類される事務職をここではブルーカラーに入れた理由は、中国では事務職が専門職や組織責任者に比してブルーカラーにより近いと思われるからであ

る。

ところが、被説明変数がダミー変数であるこの場合には、線形回帰モデルが適用されにくいことは周知の通りである。そのため、ここではロジスティック回帰法を援用する⁷⁾。

普通、ロジスティック回帰モデルは以下のように定義される。

$$\text{Prob (event)} = \frac{1}{1 + e^{-Z}}$$

$$\text{ただし, } Z = B_0 + B_1 X_1 + \cdots + B_i X_i + u \quad \text{①}$$

これはある事柄が発生する確率を示す。逆に、その事柄が発生しない確率は

$$\text{Prob (no event)} = 1 - \text{Prob (event)} \quad \text{②}$$

ということになる。また、ある事柄が発生する確率と発生しない確率の比、つまり、

$\text{Prob (event)} / \text{Prob (no event)} = e^Z$ をオッズ比 (odds ratio) と定義すれば、

$$\begin{aligned} & \log (\text{Prob (event)} / \text{Prob (no event)}) \\ &= B_0 + B_1 X_1 + \cdots + B_i X_i + u \end{aligned} \quad \text{③}$$

という線形方程式が導出される。ここでは、 B_i を log オッズといい、 $\text{Exp}(B_i)$ をオッズ比という。

以下、ロジスティック回帰法を援用して、職業達成に対する図3に挙げた説明変数の影響具合を解明してみる。計測するに当たっては、以前と同じ方法で、全回答者、一般市民および中間層のそれぞれについて log オッズ、標準誤差およびオッズ比を推計した。表7はその結果である。

まず一般市民について見てみよう。線形回帰モデルの決定係数に当たる Nagelkerke $\bar{R}^2$ から、回帰式の29.5%が説明できることが分かる。各説明変数の log オッズ(B)またはオッズ比 ($\text{Exp}(B)$) とその統計的有意性に基づ

7) SPSS (1997) 37～64頁参照。

表7 職業達成の要因解析 (Logistic Regression)

	一般市民		中間層		全回答者	
	B (係数) Exp (B)	s.e. (標準誤差)	B (係数) Exp (B)	s.e. (標準誤差)	B (係数) Exp (B)	s.e. (標準誤差)
年齢	0.5367*** 1.7104***	0.1056	0.6318*** 1.8809***	0.1321	0.5475*** 1.7289***	0.0797
性別	0.0868 1.0907	0.1795	0.2582 1.2946	0.2006	0.1938 1.2138	0.1296
父学歴	-0.0569 0.9447	0.0852	-0.0172 0.9830	0.0994	-0.0294 0.9711	0.0667
父職業	0.8872*** 2.4283***	0.1969	0.3388 1.4032	0.2122	0.6390*** 1.8946***	0.1420
母学歴	0.1793 1.1964	0.1276	-0.1097 0.8961	0.1140	0.0004 1.0004	0.0839
居住地	-0.4124 0.6621	0.3257	-0.1256 0.8820	0.2984	-0.3344 0.7158	0.2196
暮らし向き	-0.0636 0.9383	0.0931	0.1788 1.1957	0.1191	0.0568 1.0585	0.0710
学歴	0.8758*** 2.4008***	0.1051	1.2141*** 3.3674***	0.1223	1.1938*** 3.2997***	0.0743
転職歴	-0.1775 0.8374	0.2060	-0.6825*** 0.5053***	0.1966	-0.2379* 0.7883*	0.1329
政治身分	0.6132*** 1.8464***	0.1897	-0.0547 0.9468	0.1999	0.3141** 1.3691**	1.3420
定数	-5.4004***	0.6901	-5.9771***	0.8500	-6.0854***	0.5087
Cox & Snell $\bar{R}^2$	0.211		0.239		0.301	
Nagelkerke $\bar{R}^2$	0.295		0.338		0.301	
N(ケース数)	780		710		1490	

(注) (1)***<1%, **<5%, *<10%, +<15%で統計的に有意であることを表わす。

(2)本人の職業は専門職または組織の責任者である場合に1, そうでない場合に0とした。

(3)変数の定義は表5の注(3)と同じである。

いて、以下のようなことが言えそうである。

第1に、男性か女性かは職業達成の面において有意な影響をしていない。言い換えれば、専門職または組織の責任者になる際、性的差別があまり存在しないと解釈できる。

第2に、本人の年齢、学歴と政治的身分は統計的に有意な正の影響をしている。つまり、ほかの条件が不変である条件下で、①年齢1単位(10歳)が上がると、オッズ比は1.7104増える、②5段階区分の学歴が1単位上がると、

オッズ比は2.4008増加する、③「党・団員」であることは、そうでない者よりそのオッズ比が1.8464高い。分かりやすくいうと、例えば、高卒（順序尺度＝3）から大卒（4）への学歴の上昇で、専門職または組織の責任者になる確率はそうならない確率の2.40倍に相当する。あるいは、非「党・団員」から「党・団員」になったことで、専門職または組織の責任者になる確率はそうならない確率の1.85倍に相当する。この結果から、「党・団員」になることが地位達成の上でいかに重要な役割を果たしたかがよく理解できる。ところが、月収に大きな影響を及ぼす転職歴がここでは有意性を示さなかった。

第3に、家族背景を表す変数のうち、15歳時父の職業が本人の職業達成に大きな影響を及ぼしている（オッズ比2.4283）。ほかの条件が同じ場合に、専門職または組織の責任者を親に持つ人のなか、父と同じ職業になる確率はほかの職業になる確率の2.43倍にも達する。この点は表4で見た結果と合致している。ところが、家族背景を表すほかの変数は、いずれも職業達成に直接的な影響をしていないように読める。もちろん、これは直接的な効果の話であり、間接的な影響については、前述の本人学歴とその家族背景との関係が示しているように、15歳時居住地以外の変数が本人の職業達成にプラスに影響していると考えられる。

次に、中間層に関する計測結果を見る。一般市民のそれとかなり似ている側面もある（年齢と本人学歴、性別と父学歴等の家族背景）が、転職歴と政治的身分については異なる結果が現れた。また、月収の決定モデルでも見られた政治的身分の無意味が職業達成の際にも確認された。

一般市民と中間層の両者を含んだ全回答者の計測結果は両者を別々に計測したものをカバーする形となっている。しかし、それが実際にどのような母集団のことを反映しているかについては、何とも言えないため、ここでは、参考する程度のものとしてそれを参照されたい。

5. 階層帰属意識の変化とその要因

これまでの分析から分かるように、天津市では、人々は地域間、産業間、

あるいは職業間で能動的または受動的に移動を行ってきた。そうしたさまざまな社会移動により、客観的事実としての月収あるいは職業の面において一定の変化が現れるが、同時に個々人またはその属する家が社会における相対的地位または階層も変化するはずである。個々人がどの階層に属しているかについては、所得など客観的なデータで把握することができるが、客観的数字で表せない個々人の自我認識や満足感のような主観的要素も考慮されなければならない。また、個々人の帰属階層は自らの判断と第三者の判断で必ずしも一致する結果とならない可能性も考えられる。しかし、大体的場合、主観的な階層認識はその社会の安定にとってより重要なものかもしれない。つまり、中の下または下層に属している者でも、自分が自分の帰属階層を中と見るならば、彼の社会に対する不満が減少するだろうと考えられるからである。

本節の主な目的は、人々の主観的な階層帰属意識の変化とその要因を明らかにすることである。すなわち、現在の帰属階層と15歳時の暮らし向き（両方とも上、中の上、中、中の下、下の5段階評価）を比較することにより、階層帰属意識の変化およびその変化をもたらした要因を検討する、ということである。

(1) 階層帰属意識の変化

図4では、帰属階層の変動幅（スコア）別にみた一般市民の構成比と年齢別にみた上昇グループ、不変グループと下降グループの構成比が描かれている。左の棒グラフから見て取れるように、現在と15歳時の階層が変わっていない者の割合は全体の43%を占め、圧倒的に多い。帰属階層が1単位上昇した、または下降したと答えた者はそれぞれ全体の28%と14%を占めた。2単位以上上昇または下降した者の対回答者比率は9%と6%に留まっている。全体としては、階層が上昇した者の比率（37%）は下降した者のそれ（20%）を大きく上回っている。

このことを年齢別に詳細に見ていくと、以下の興味深い事実が判明される。第1は各年齢層において階層帰属意識の変化が相当異なっていることである。

図4-① 帰属階層の変化状況

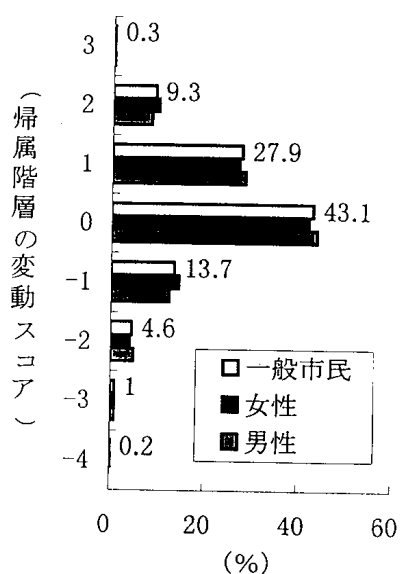
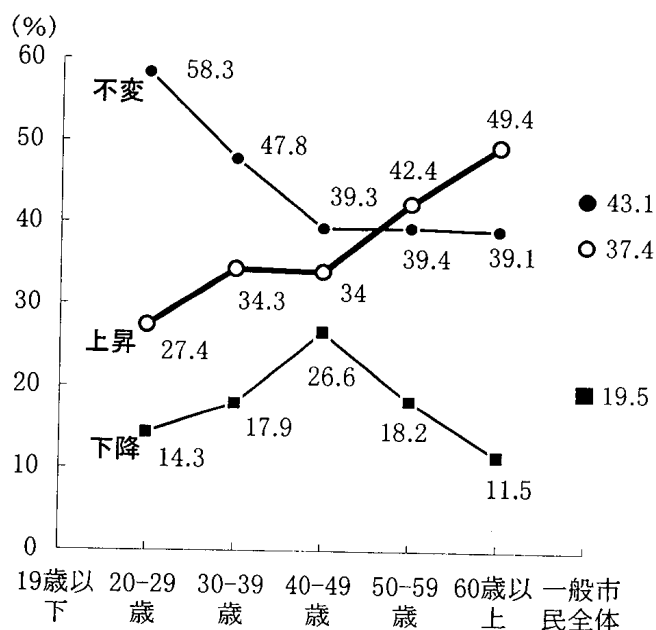


図4-② 階層帰属意識の変化(対15歳時比,一般市民)



第2に、年輩の人であるほど、帰属階層の上昇した人の比率はストレートに高まる傾向を示し、60歳以上のそれは49%にも達し、20代の27%を大幅に上回った。これは、比較される両時点の間隔が長いほど、階層上昇の人が増えたことを反映する。言い換えれば、社会は全体としてよくなっているということであろう。

第3に、帰属階層が下降したと答えた人の割合は「逆V字」の曲線を呈しており、40代のそれが比較の際だっている。40代といえば、彼らの15歳時は1963～72年の間に当たる。この期間はちょうど「文化大革命」の盛期を挟んだ10年間であり、社会的混乱が多く、物質的にも割合困難な時期であった。しかし、それにもかかわらず、この期間と比較した調査時点（1997年）の階層下降者比率がその他年齢層より随分高かったのはなぜであろうか。ここで、考察の対象を30代から50代まで広げると、比較される対象期間は1953年から82年までの30年間となる。これはちょうど集権的計画経済体制が存在し機能していた時期と重なる。こうして考えると、就職・福祉・保険という「三位一体」制度が存続した計画経済時代に比べて、市場経済化が進んでいる今日の都市部では、帰属階層が下降したと考える人は相対的に多くなった、という説明が成立するかもしれない。

(2) 階層帰属意識変化の要因分析

階層帰属意識の変化をもたらした要因を分析するに先立って、個々人の認識している自らの帰属階層（5段階）がどのような要因から影響を受けているかを検討しておく。普通、年齢、学歴、収入、資産状況は人々の社会的階層に重要な意味を持つ。中国の場合には、その人の有する権力および政治的身分も大きな意味を有すると考えられる。ここで、住宅面積を資産の代理変数に、行政職位（非該当、係長未満、係長、課長、局長以上）を権力の代理変数とした上で、これらの変数の帰属階層に与える影響を重回帰分析法で計測してみた。

第1に、一般市民のデータセットを利用した結果、①これらの説明変数によるモデルの説明力（調整済み決定係数）がわずか7%にすぎなかったこと⁸⁾、②年齢、学歴、住宅という三つの要素が統計的な有意性を示さず、行政職位と月収のみが帰属階層に一定の影響を与えていることが判明した。

第2に、中間層についての分析結果では、モデルの説明能力は10.2%に上昇したものの、依然として低いと言わざるを得ない。ただし、統計的に有意な説明変数として、行政職位が欠落した代わりに、住宅面積、学歴と年齢が月収に加わった。また、月収701元以上の高所得層についての計測結果では、中間層モデル中の年齢が有意性を失ってしまった。

ところで、人々の階層帰属意識の変化に対して、本人の属性などだけでなく、前述した家族背景なども影響を及ぼすと考えられる。ここで、「現在の所属する社会階層－15歳時の社会階層」を被説明変数とし、本人の年齢、学歴、行政職位、月収、職場規模、政治的身分と転職歴、父学歴と配偶者月収を説明変数とする線形方程式を想定する。それを重回帰分析法で推計してみたが、表8に示された結果が得られた。

同表より幾つかの特徴的な点を挙げることができる。まず第1に、一般市民、中間層および高所得層のいずれにおいても、調整済み決定係数の値が低

8) 盧漢龍の研究ではほとんど同じ結論が出ている。盧漢龍（1996）を参照のこと。

表8 階層帰属意識変化の要因解析（重回帰係数）

	一般市民	中間層	高所得層
年齢	-0.013	0.064*	0.036
学歴	-0.033	0.027	-0.022
父学歴	-0.118***	-0.145***	-0.153***
行政職位	0.014	0.138***	0.143***
月収	0.064***	0.050**	0.104***
配偶者月収	0.000	0.007	0.003
職場規模	-0.041*	-0.026	-0.014
政治身分	-0.013	0.015	0.039
転職歴	-0.126*	0.065	0.016
定数	0.297	-0.490*	-0.697**
調整済み $\bar{R}^2$	0.031	0.081	0.085
N（ケース数）	814	739	861

（注）(1)被説明変数＝現在の帰属階層－15歳時の帰属階層。

(2)***< 1%, **< 5%, *< 10%, +15%で統計的に有意であることを示す。

(3)変数の定義は表5の注(3)と同じである。

(4)高所得層は月収701円以上の者を指す。

く、モデルの説明力が非常に限定的なものである。この点は前述の帰属階層の決定要因についての分析結果とも同じである。階層帰属意識の変化を引き起こした要因がほかにも多く存在し、それを明らかにすることがかなり困難である、ということが示唆されている。

第2に、父の学歴は、一般市民においても、中間層または高所得層においても、高い統計的有意性を見せたが、回帰係数がマイナスの値となっている。高い学歴の父を持つ人は、その帰属階層が15歳時に比べて低下しており、しかもその傾向が中間層または高所得層でいっそう顕著となっている。ただし、学歴の高い親を持つ家（父と母の学歴が高い相関関係を有する）で育った人は自らの帰属階層が低下したという認識は、親世代の状況に比べての相対的なものであって、それが絶対的に下降したことを意味しないと考えるべきである。

第3に、月収が階層帰属意識の変化にプラスの作用を果たしていることは予想通りの結果である。行政職位については、一般市民の場合に統計的な有

意性が認められなかったが、中間層と高所得層において、それが階層帰属意識の変化に強く影響していることが判明された。

第4に、政治的身分が統計的な有意性を見せなかったことはやや予想外である。ところが、よく考えてみれば、それが納得できる。つまり、改革・開放のなかで、共産党員になったからといって、自分の帰属階層も上昇する、というような意識がほとんど湧いてこないであろう。ただし、党員になることを通して行政職位を上げていく可能性が十分にあることを考えると、政治的身分は間接的ではあるが、階層帰属意識の変化にプラスに作用していると判断されてよい。

第5に、本人の年齢と学歴、配偶者の月収、職場の規模および転職歴が階層帰属意識の変化を説明する変数としてほとんど意味を持たないことが、表8の計測結果から判断できる。

6. 社会的公平意識とその決定要因

社会移動は人々の公平意識にどのような変化をもたらすか。所得の分配などにみる平等または不平等については、経済学の分析手法でそれを客観的に説明することができる。しかし、人々は往々にしてより漠然とした感覚で社会が公平であるかどうかを見ている。この節では、「一般的に言うと、現在の社会は公平だと思うか」という設問に対する回答の結果を分析する。

(1) 現在の社会は公平か

この設問に対する答えに、①とても公平だ、②基本的に公平だ、③余り公平でない、④とても不公平だ、⑤分からない、という5つの選択肢が用意された。全回答者（一般市民と中間層）の単純集計では、①1.3%、②38.7%、③41.0%、④12.0%、⑤7.1%と「不公平」の回答者が「公平」のそれを大きく上回った。ここでは、態度を明らかにしていない回答者を除き、①と②を「公平」とし、③と④を「不公平」とした上で、回答者の属性（年齢、学歴、政治的身分など）別の公平感または不公平感の相違を明らかにしたい。

図5では、「現在の社会が公平である」と答えた者の対全体比率（以下、それを公平比率と呼ぶ）が描かれている。まず回答者全体と標本グループ別の公平比率から見て取れるように、回答者全体の公平比率は43%に留まり、しかも各年齢層においてほとんど同じ状況が観察される。換言すれば、各年齢層においておよそ6割の人達が現在の社会を不公平と見ている、ということである。ところが、一般市民の公平比率が51%にも達するのと対照的に、中

図5-① 全体と階層別

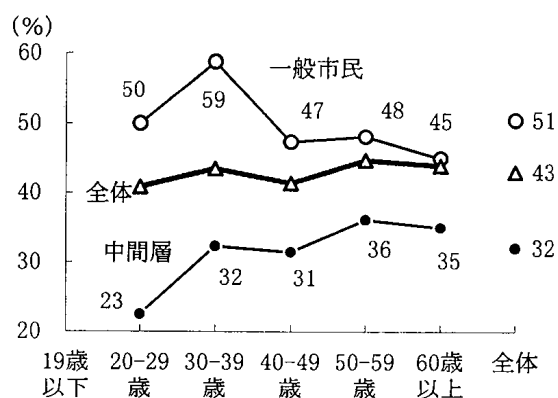


図5-② 性別

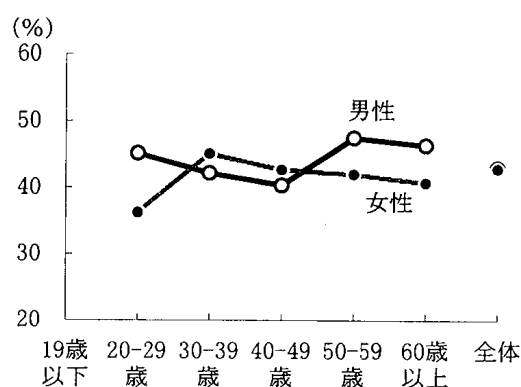


図5-③ 政治的身分的

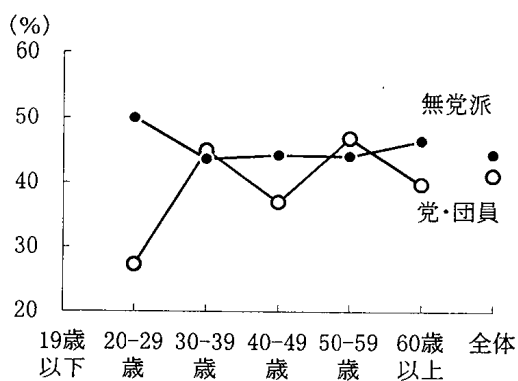


図5-④ 教育程度別

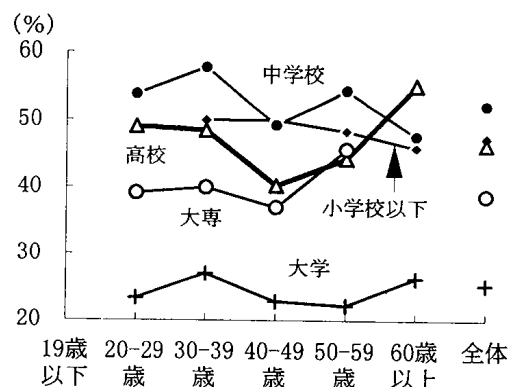


図5-⑤ 階層帰属意識の変化状況別

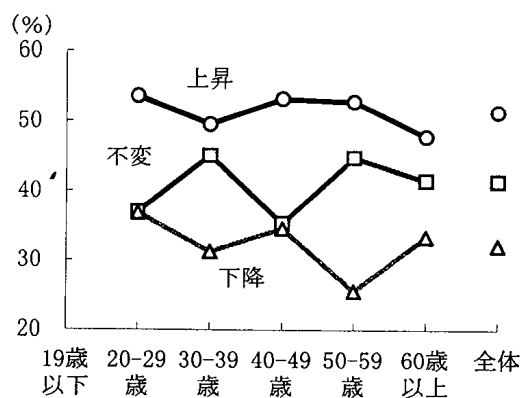
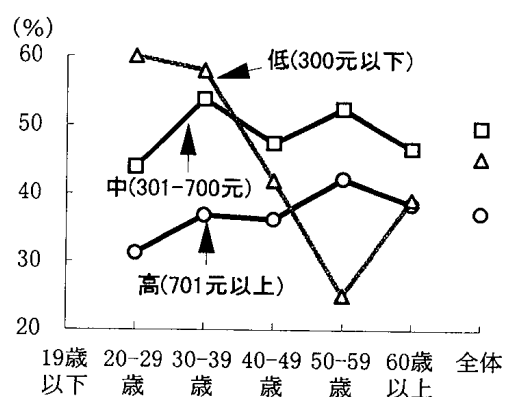


図5-⑥ 所得(月収)階層別



間層のそれが32%にすぎなかった。とりわけ、20代と30代においては、一般市民と中間層の格差、つまり公平比率の相違が大きい。前述したように、中間層の標本は一定の条件に基づき抽出されたものであり、一般市民の平均より割合高い経済的地位を有している。例えば、中間層の対一般市民の倍率は、住宅面積で1.32、本人月収で2.20、配偶者月収で1.72、毎月の貯金額で3.16、となっている。こうしたことから、中間層の人達が「社会は公平でない」と考えたことの主な理由は、既に達成している経済的地位に対する不満というよりも、本来到達すべき水準に達していないところ、あるいは経済的事由以外の何かにあると判断されてよからう。

次に、性別および政治的身分別に公平比率を見ると、ごく一部の年齢層を除いたすべての人達はほとんど同じ程度の公平感または不公平感を持っていることが分かる。言い換えれば、男性か女性か、あるいは「党・団員」であるかどうかはほとんど関係なしに大体似通う公平認識を持っているのである。

ところが、学歴の相違により公平比率には大きな格差が生じている。概ね教育程度が低いほど公平比率が高く、逆に教育程度が高いほど公平比率が低下する、という事実が図から読み取れる。なかでも大卒以上の低い公平比率が目立っている。この結果は、本来もっと高い社会的地位（収入や職業）に到達すべきだと考えている知識人が実際になかなか思う通りには行けなかったことの反映なのか、それとも、知識人特有の現状不満の現れなのかについて、ここではそれを判断することができない。

階層変動別で見た公平比率はほぼ予想通りの結果である。15歳時に比べて自らの帰属階層が上昇したと思う人達は、不変または下降したと思う人達より、はるかに高い公平比率を示している。ところが、所得階層別の公平比率では、高所得層（月収701元以上）のそれは概して中所得層（301～700元）より低い。低所得層（300元以下）の公平比率は年齢の変化と共に激しく変化するが、全体としては高所得層と中所得層の間に位置している。この点を前述した中間層の結果と結びつけて考えると、高所得層の低い公平比率は当然の結果といえよう。

(2) 公平感または不公平感の原因分析

図5で見た6つの要素は人々の公平感にそれぞれどの程度作用しているか。それを明らかにするために、まず、公平の回答者を1とし、不公平の回答者を0とする新しい変数を作る。次にこの変数を従属変数とし、図5で使った6つの変数を独立変数とする回帰方程式を作る。従属変数が1と0の値を取るダミー変数であるため、ここでも表7と同じロジスティック回帰法を利用して、各要素が人々の持っている公平意識または不公平意識にどの程度影響しているか、あるいはしていないかを解明する。

表9はその推計結果であるが、同表から以下の特徴を検出することができよう。第1に、性別、政治的身分および所得階層の3要素は個人間の公平感または不公平感に差異をもたらしているとはいえない。この結果は図5の示した現象を計量的に確認したものである。第2に、ほかの条件が不変である場合に、一般市民に比べて、中間層が「現在の社会が公平である」という確

表9 社会的公平感の決定要因（公平＝1、不公平＝0、Logistic Regression）

	一般市民		中間層		全回答者	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)
階層帰属意識の変化	0.4571***	1.5795***	0.2656**	1.3043**	0.3897***	1.4765***
性別	0.0165	1.0167	0.0707	1.0733	0.0297	1.0301
政治身分	-0.0812	0.9221	0.1324	1.1416	0.0066	1.0066
所得階層	0.1600	1.1736	0.1171	1.1243	0.1191	1.1264
一般市民・中間層ダミー					-0.6328***	0.5311***
本人学歴：小学校卒以下	0.8910***	2.4376***	-0.2635	0.7684	0.5544**	1.7409**
中学校卒	1.1789***	3.2507***	0.7306**	2.0762**	0.8444***	2.3267***
高校卒	1.1693***	3.2198***	0.5691***	1.7666***	0.7693***	2.1582***
大専卒	0.8326***	2.2992***	0.5097***	1.6647***	0.5680***	1.7648***
定数	-1.4127***		-1.6139**		-1.0198***	
Cox & Snell $\bar{R}^2$	0.043		0.024		0.064	
Nagelkerke $\bar{R}^2$	0.043		0.034		0.064	
N（ケース数）	1090		751		1841	

(注) (1)***<1%, **<5%, *<10%で統計的に有意であることを示す。

(2)「階層帰属意識の変化」とは、現在の帰属階層と15歳時のそれ（いずれも5段階評価）との比較から、上昇＝1、不変＝0、下降＝－1として定義される。

(3)所得階層：低所得層は300元以下、中所得層は301～700円、高所得層は701円以上と定義される。

率はそう思わない（不公平である）確率の53%にすぎない。言い換えれば、不公平と思う確率は公平と思うその1.88倍にも上る。第3に、主観的な帰属階層の上昇が人々の公平意識を大きく高める効果が全回答者、あるいは一般市民と中間層の計測結果から実証されている。自ら認識している所属の社会階層が1単位上昇することにより、「現在の社会が公平である」と思う確率はそう思わない確率の1.3~1.6倍である。

第4に、学歴による影響をカテゴリー別に計測した結果（大卒との比較）、一般市民において、中卒と高卒のオッズ比はそれぞれ3.25、3.22と高く、それに次いだのは小卒以下2.44と大卒卒2.30である。すなわち、大卒に比べて、中卒者は「現在の社会が公平である」と思う確率がそう思わない確率の3.25倍になる。一方では、中間層における学歴の効果が一般市民のそれと若干異なっているものの、小卒以外にほとんど同じ傾向が確認される。

以上の分析結果を一言でいうならば、天津市では、人々の公平感または不公平感基本的にはその学歴的不平等に由来している、ということである。階層帰属意識の変化も公平感に対して大きな影響を及ぼしているが、それ自体が本人の月収や行政職位などから影響を受けている事実（表8）を考慮すれば、公平感本人の月収、行政職位とも関係しているかもしれない。ただし、表9に示したモデルの説明力がかなり低い（2~6%）ことを考えると、ここで挙げた幾つかの要素だけでは主観的判断に基づいた公平の問題を語ることが大きな限界を伴っていると認めざるを得ない。

7. 結論と示唆

中華人民共和国成立以降の50年近くにわたって、政治面ではほぼ一貫した共産党による一党独裁の社会主義体制が維持されてきたが、経済面では資本主義経済の社会主義的改造運動（1950年代半ば頃まで）→集権的な計画経済の運営（50年代後半から80年代初頭）、→市場経済への回帰（80年代以降今日に至る）というように、大きなうねりが観測される。こうした動きに相応して、ヒトの移動（産業間、地域間、階層間など）に象徴されるような社会の

流動性は「戸籍登録条例（1958年）」の公布・実施以降80年代初頭までの20年余り著しく低下したが、改革・開放と市場経済化の深化に伴い、労働力の産業間・地域間・職業間の移動がかなり活発化している。本研究は、こうしたヒトの移動を社会学で開発された階層と移動に関する理論的枠組みを援用し、その実態把握と原因究明を目指した一つの試みである。

前述した通り、中国社会を対象とする類似の研究は中国ではまだ始まったばかりであり、関連データの開発と蓄積が日本のそれに較べられないほど乏しい。特定地域の限られたサンプルを用いて、中国全体の社会移動などを論ずることは言うまでもなく危険である。本稿の分析で明らかになった事実は当然ながら天津市民のことを反映しているのもであって、中国全体どころか、北京市や上海市のような大都市の市民にも、それらを当てはめることができないと考えている。従って、以下の結論および示唆はあくまで限定的なものであり、暫定的なものでさえあることを予め断っておこう。

それでは、本論の関係箇所との多少の重複を顧みず、この研究からの主な結論と示唆について一般市民のそれを中心に纏める。

①ヒトの職業間・地域間移動と転職に関する分析の結果によれば、改革・開放以来の天津市では就職者のブルーカラーからホワイトカラーへの上方移動がかなり行われたこと、親世代に較べて本人世代では天津市以外からの流入が非常に困難であったこと、転職歴の少なさから見て職業選択の自由度がかなり低いこと、ということができよう。これらの事実から、経済発展に伴って産業構造が高度化してきていること、「戸籍登録条例」によるヒトの移動が厳しく制限されていたこと、労働行政などの労働市場への介入がいまだに機能していること、がそれぞれ示唆されている。

②世代間移動については、市場経済化の深化を反映して、本人世代は親世代に較べて三資企業勤めが比較的多く、また中間層あるいは高所得層では自営業や私営企業も含む非国有部門に勤める者の比率が目立っている。職業別に見る世代間の転出入比率は工員の場合が非常に低く（親子の同職比率が高い）、事務職、サービス業と商業の場合が非常に高い（親子同職比率が低い）。

専門職と組織の責任者における転入比率がさほど変わらないものの、後者の転出比率が商業のそれと同水準となっている。しかし、親子の同職比率の水準と関係することなく、子が父と同じ職業か父職と職業威信の近い職業に就く可能性が最も高い。計画経済時代に存在していた「頂替」や「系統内招工」などの就職制度がそういう結果をもたらした側面があろうが、個々人の家族背景や能力、努力も大きな役割を果たしたはずである。

③地位達成モデルに基づく分析はそういう家族背景や能力、努力の社会移動に対する影響を明らかにするものである。地位を反映する変数として収入と職業の二つを選んだ。収入水準に重要な影響を与えている要素には、年齢と性別のほかに、本人の学歴、転職歴および政治的身分があるだけでなく、家族背景（15歳時の父の職業・両親学歴と暮らし向き）も直接間接的な要素として挙げられる。職業達成に対する影響要素については月収のそれとほとんど同じであるが、性的差別の存在が検出されなかった。また、15歳時に天津市に居住していたかどうかは本人の地位達成にほとんど影響しなかった。もちろん、それは統一的な労働市場の存在を意味せず、限られた天津市以外からの流入者は大体大学などからの卒業生か、軍隊からの退役者であり、労働行政の管理下に置かれた者だったためであろう。政治的身分が地位達成の過程で重要な意味を持ったことは明らかになったが、中国の政治体制の下ではそれが当然の結果とでも言うべきであろう。

④階層帰属意識の変化およびその変化要因について興味深い事実が発見された。天津市民全体としては、階層帰属意識が上昇しているが、年齢層が上がるにつれ、上昇したと思う者の比率がストレートに高まっていく。また、帰属階層の決定要素には行政職位と収入が検出されたものの、年齢、学歴と資産状況（住宅）が有意な影響を与えたとは認められなかった。階層帰属意識の変化がなにによりもたらされたかについては、明確なことが言えないが、収入水準が正の影響、父の学歴が負の影響を有していることが計量分析の結果で判明した。政治的身分が帰属意識の変化に直接に有意な影響を及ぼしていないことは注意に値する結果である。党員の値下がりの意味するのであろう。

うか。

⑤市民の公平意識に関しては、「今の社会は公平である」と思う一般市民の比率はそう思わない者の比率とほとんど同じであるが、中間層においては不公平感がかなり高い。そうした不公平感が基本的に学歴と階層帰属意識の変化によって規定されている。自分の帰属階層が上昇したと主観的に見ている者であるほど、その公平感が高く、また、学歴が高い者であるほど、その不公平感が高い。前述のように、天津市民の中で、学歴が地位達成の上で重要な役割を果たしていることは間違いない事実である。しかし、階層帰属意識の中でそれがそれほど重要な影響を持っていない(表8)。学歴の果たしている客観的役割とそれに対する人々の主観的意識の間に大きなズレが存在していることが示唆された。このズレの発生原因について、一層の研究が待たされよう。

追記：本稿は文部省科学研究費補助金(国際学術研究)「現代中国における『中間階級』の生成に関する共同研究」(平成9年度～平成10年度、課題番号09044038、研究代表者：中央大学文学部・園田茂人教授)による研究成果の一部である。本稿の作成に当たって、園田氏をはじめ、菱田正晴氏(静岡県立大学教授)、中村則弘氏(愛媛大学教授)から貴重なコメントを頂いた。記して感謝の意を表す。

主要参考文献(中国語：ピンイン順)

- 石田浩編(1995)『社会階層・移動の基層分析と国際比較』SSM調査会
 岡本英雄・直井道子編(1990)『現代日本の階層構造④—女性と社会移動』東京大学出版会
 菊池城司編(1990)『現代日本の階層構造③—教育と社会移動』東京大学出版会
 富永健一(1964)「日本社会と労働移動」(尾高邦雄編『技術革新と人間の問題』ダイヤモンド社)
 富永健一・安藤文四郎(1977)「階層的地位達成過程の分析」(『現代社会学』第8巻第2号)
 富永健一編(1979)『日本の社会構造』東京大学出版会
 直井優・原純輔・小林甫編(1986)『社会階層・社会移動』東京大学出版会
 直井優・盛山和夫編(1990)『現代日本の階層構造①—社会階層の構造と過程』東京大学出版会

- 原純輔編 (1990) 『現代日本の階層構造②—階層意識の動態』 東京大学出版会
- 安田三郎 (1971) 『社会移動の研究』 東京大学出版会
- 編集委員会編 (1994) 『跨世紀的中国人口・天津卷』 北京 中国統計出版社
- 陳吉元・庾徳昌 (1993) 『中国農業労働力轉移』 北京 人民出版社
- 戴建中 (1994) 「中国現代化過程中的社会流動」 (中国社会科学院社会学研究所編『中国社会学年鑑：1989～1993年』 中国大百科全書出版社)
- 郭凡 (1995) 「当前広州社会的代際流動」 (『社会学研究』 第6期)
- 李春玲 (1997a) 『中国城鎮社会流動』 北京 社会科学文献出版社
- 李春玲 (1997b) 「社会結構変遷中的城鎮社会流動」 (『社会学研究』 第5期)
- 李競能編 (1987) 『中国人口・天津分冊』 北京 中国財政經濟出版社
- 李培林主編 (1995) 『中国新時期階級階層報告』 沈陽 遼寧人民出版社
- 李強 (1993) 『当代中国社会分層与流動』 北京 中国經濟出版社
- 李強 (1996) 「現代化与中国社会分層結構之變遷」 (中国社会科学院社会学研究所編『中国社会科学年鑑：1992.7～1995.6』 北京 中国大百科全書出版社)
- 李若建 (1995) 「当代中国的職業流動研究」 (『人口研究』 第2期)
- 李若建 (1997) 「広東職業流動分析」 (『社会学研究』 第3期)
- 林南 (1989) 「社会資源和社会流動：一種地位獲致的理論」 (南開大学社会学系編『社会学論文集』 昆明 雲南出版社)
- 梁曉声 (1997) 『中国社会各階層分析』 北京 經濟日報社
- 路風 (1989) 「單位：一種特殊的社会組織形式」 (『中国社会科学』 第1期)
- 廬漢龍 (1996) 「城市居民社会地位認同研究」 (中国社会科学院社会学研究所編『中国社会科学年鑑：1992.7～1995.6』 北京 中国大百科全書出版社)
- 陸学芸 (1992) 『当代中国農村与当代中国農民』 知識出版社
- 陸学芸・張厚義 (1992) 「轉型時期農民的階層分化」 (『中国社会科学』 第4期)
- 劉中陸主編 (1995) 『青春方程式：五十北京女知青的自述』 北京 北京大学出版社
- 劉小萌等 (1995) 『中国知青大事典』 成都 四川人民出版社
- 彭希哲・任遠 (1998) 「從『知青一代』的職種流動看社会變遷」 (『社会学研究』 第1期)
- 吳忠民・林聚任 (1998) 「城市居民的社会流動：来自山東省五城市的調查」 (『中国社会科学』 第2期)
- 殷志靜・郁奇虹 (1996) 『中国戸籍制度改革』 北京 中国法政大学出版社
- Blau, P.M. & Duncan, O.D. (1967) *The American Occupational Structure*, New York John & Sons, 1967.
- Nan Lin & Wen Xie (1988) "Occupational Prestige in Urban China." *American Journal of Sociology*, Vol.93 No.4
- SPSS (1997) SPSS Professional Statistics 7.5.

(Yan Shan-ping/經濟学部助教授/1999年4月9日受理)