

中国における教育格差と所得格差

— 深圳家計調査に基づく —

薛 進 軍
園 田 正
荒 山 裕 行

This paper studies the issue of income inequality in China with the case of Shenzhen, the most successful and developed city in China. It estimates income gap using a new data set of household survey conducted in Shenzhen in 2006. Our main findings are, (1) the Gini coefficient of Shenzhen reached 0.56 and hence the highest level in urban cities. (2) The Theil index shows that urban registration status (hukou) and regional preference policy are the largest policy factors enlarging income disparity between Shenzhen and non-Shenzhen households, urban households and migrant households. (3) Regression-based decomposition analysis of income inequality shows that educational differences of working age adults can explain 38% of urban-rural income inequality. The paper concludes that income distribution in urban China is worsening and becoming a serious social and political problem. To solve the problem, it is necessary to abolish the discriminational policies such as urban registration system, invest more in human capital and provide equal education to the poor, especially the poor in rural area.

I. はじめに

人的資本の理論は1950年代以来 Mincer (1958, 1974), Becker (1962, 1993) などにより形成され、発展してきた。教育の到達度と賃金決定との関係に関する研究においては、教育収益率を求める Mincer Model が注目されてきた。これらの理論を踏まえ、多くの研究者が教育と所得との関係および教育が所得分配へ及ぼす影響について分析を行ってきた。例えば、Coleman (1979) はアメリカにおける各人種の教育程度と所得との関係を分析し、教育機会の平等を強調している。Barro and Lee (1993) は129カ国の集計データを利用し、各教育水準の男性、女性について教育達成率と賃金水準を計算した。Psacharopoulos (1994) は世界の平均教

育収益率を約10.1%と推計し、男性より女性の教育収益率が高いことを証明している。また、教育の収益率は所得の増加に従って遞減する傾向があり、中低所得国（一人当たり2449ドル以下）の教育収益率は11.2-11.7%、高所得国（一人当たり7620ドル以上）の教育収益率は6.6%であるという結果を得ている。

所得の決定要因および所得格差の個人的原因には、教育だけではなく、職業、社会地位、婚姻、性別、年齢、家庭の背景、就業産業、専門知識などがある。また、政治や経済環境の変化などの外生的な要素も所得および所得格差に影響を与える。例えば、Xue and Wei (2003) は中国社会科学院 (CASS) の1999年都市家計調査のデータを利用し、市場経済化が進む中で、国有企業のリストラによる失業者の増加が都市における貧困を増加させ、

所得格差を拡大していると指摘している。Cao and Nee (2005) は1995年の中国家計調査 (China Household Income Project, 通称 CHIP) を利用して、中国経済の市場転換は所得格差に顕著な影響を与えることを実証している。一方, Demurger, Fournier and Chen (2007) は CHIP の1988年と1995年のデータを利用して賃金格差を分析し、中国の経済改革および市場自由化が進むにつれて男女間の賃金格差が縮小することを主張している。

中国について教育収益率を推計した研究も多数ある。Knight and Song (1991) は教育のダミー変数を用いて教育は賃金に正の効果をもつことを示した。Johnson and Chow (1997) は1988年のCHIPを利用し、教育収益率は都市部で3.3%、農村部で4%と推計している。南・羅 (2006) は2003年浙江省の農村調査データを使い、中国の教育収益率を4.5-5.5%と推計している。張 (2006) は2004年の上海、浙江、福建省における社会状況調査データを利用し、教育収益率を4.3%と推計している。Yang (2005) は12省のデータを使い、都市部の平均教育収益率は1988年の3.1%から1995年の5.1%に上昇していると主張している。Zhang, Zhao, Park and Song (2005) は1988 - 2001年の中国統計局6省のパネルデータを使い、教育収益率は1988年の4%から2001年の10.2%の上昇していることを検証している。これらの結果は、Psacharopoulos (1994) による中低所得国の教育収益率の推計値11.2-11.7%よりかなり低い。

また、中国の所得格差には特殊な制度的・政策的要因がある。その一つは戸籍制度である。1958年に中国は人口を有効に管理するた

め、都市と農村を隔離する戸籍制度を始めた。都市と農村はそれ以来二重制度の下で発展しており、都市・農村間の所得格差を拡大させている。Whalley と Zhang (2004) は所得の不平等と戸籍との関係について詳しく分析し、戸籍の制限は不平等に対して極めて重要な影響を与えていると主張している。また、Cao and Nee (2005) および Okushima and Uchimura (2006) は、中国都市部における所得格差を説明する最大の要因は教育であることを示している。さらに、Sicular, Yue, Gustafsson and Li (2007) の最近の研究は、2002年のCHIPデータを使い、PPPによる所得調整を行った場合、都市・農村格差は名目所得で計算した格差より20%-30%縮小すると指摘するとともに、教育の格差は都市・農村格差に40%貢献していると主張している。

最近では、都市部の格差について多くの調査が行われているが、深圳のジニ係数を推計した研究は極めて少ない。政府の公表値は1985年では0.17、1990年では0.19、2000年では0.28となっている (汪, 2005, 303頁)。また、『深圳市統計年鑑2005』に掲載された同市統計局が行った家計調査のデータによれば、2004年のジニ係数は0.29である。しかしながら、深圳市は高所得の世帯が多い一方、出稼ぎを含む低所得の移民世帯が非常に多く、格差は北京より大きいと思われる。ジニ係数がこのように低い数値であるとするれば、それは政府の統計データの信憑性に大きな問題があると言っても過言ではない。¹⁾ このような観点から我々は次節に詳しく述べる深圳家計調査を行い、政府の公表値を検証するとともに、深圳市の所得分配の実態を確かめる。

分析方法に関しては、従来の方がもつ次のような問題点に注目する。(1) ジニ係数は

総合的な格差の実態を明らかにするが、格差の原因を明らかにしない。(2) タイル指数は観察対象をグループに分けて格差を分解できるが、グループ内の格差の原因を明らかにしない。(3) 回帰分析では各変数の有意性により格差の要因を検証できるが、それだけでは各要因の寄与度を把握できない。(4) 他の研究では、多くの場合、都市戸籍などの制度的要因と教育の差などの市場的要因が別々に検証されており、一貫性のある説明がなされていない。(5) 政府の公表値は信憑性が低い。

上記の問題を踏まえ、本稿は、深圳市について独自のジニ係数を推計して中国の所得格差の実態を解明する。また、タイル指数で格差を分解し、所得格差の制度的要因（本稿では主に戸籍・経済特区の政策）を検討する。さらに、Oaxaca-Blinder法により、回帰分析に基づく不平等指数の分解を行うことによって、教育を含む各要因の所得格差への寄与度を測る。

我々の主な発見は以下の通りである。(1) 2005年における深圳のジニ係数は0.56に達し、近年における中国都市部の中で最も高い数値となっている。(2) タイル指数により格差を分解すると、都市戸籍制度（戸口）と経済特区（一部地域の優先的発展）政策は都市-農村格差、地域格差（本稿では特区と非特区との格差）を拡大させた主な制度的要因であると推測される。(3) Oaxaca-Blinder法による所得格差の分解では、教育の格差が所得格差全体の約40%を説明できることがわかる。(4) これらの分析結果から、中国では所得格差が確実に拡大していると推測され、都市戸籍などの差別政策の廃止、教育の平等化、人的投資（特に農村部および貧しい人々への人的投資）の増加は、中国の所得格差を縮小する有

効な政策であると結論する。

本稿は5節で構成される。第2節では、深圳家計調査の経緯および後の実証分析に使うデータについて説明し、予備的分析を行う。第3節では、ジニ計数、タイル指数を測り、深圳市における所得格差の実態を示す。第4節では、Oaxaca-Blinder法を利用して所得格差の要因を分解し、格差の主な原因を検討する。最終節では、本論の主な発見および結論を示し、中国の所得格差に関する政策的意義を提供する。

II. 深圳家計調査の経緯およびデータの説明

1. 調査の経緯

深圳市は香港の隣に位置する中国広東省の行政市である。1979年にはわずか数万人の小さな漁村であったが、鄧小平の提唱により中国初の経済特区となり、20年余りの短期間に800万人以上の大都会に変貌した。²⁾ 経済発展については、1979年から2004年までの25年間で20%以上の年平均成長率を維持し、都市レベルの一人当たりGDPも全国一となっている。経済が発展するにつれて産業構造は急激に変化し、第一次、第二次、第三次産業のGDPに占める割合はそれぞれ37%から0.4%、20%から62%、51%から38%に変化し、製造業を中心とした工業都市となっている。また、深圳には香港・マカオの企業および外資企業が集中し、その工業製品の多くは主に海外に輸出されており、「世界の工場」の中樞をなしている。企業の構成をみると、香港・マカオの企業は全企業の63%、外資企業は16%を占めるが、国有・集団等の「内資企業」は僅か21%を占めるに過ぎない。香港・マカオの

企業は外資企業の待遇を享受しているため、広義の外資企業が深圳市企業全体の約 8 割を占めていることになる (『深圳市統計年鑑 2005』「以下「年鑑」と略」45, 75頁)。また、外向型の発展は深圳経済の特徴であり、2004 年には、同市の輸出額は 778 億ドルに達し、中国全体の輸出総額の 15% を占めている (年鑑, 42 頁)。人口が中国総人口のわずか 0.4% である深圳市がこれほどの輸出額と経済力を持っているのは驚くべきことであり、「深圳の奇跡」ともいえよう。

人口・労働・就業構造についてみれば、本調査の参考年である 2004 年時点において、市の総人口 598 万人のうち深圳市戸籍を持つ人口は僅か 165 万人、総人口の 28% に過ぎず、移民人口は 432 万人、総人口の 72% である。人口の年齢構成は若く (本調査では平均 30.4 歳)、非生産年齢人口が比較的少ない。また、第 1 次産業の労働者は 1% しかおらず、第 2 次、3 次産業の労働者はそれぞれ 57%、42% である。さらに、労働者は国有・集団企業ではなく、主に外資企業、私営企業、郷鎮企業 (農民たちが出資した農村企業) で働いていることが労働構造上の特徴である (年鑑 68 頁)。

我々が深圳を家計調査の対象として選んだ理由はいくつかある。まず、中国の都市家計調査およびジニ係数の推計を行った研究は多いが、調査費用が高いため、深圳市について適切な規模の調査を行い、それにもとづいてジニ係数の推計を行った研究は皆無といってよい (前述のように、政府の公表値は信憑性に問題があると考えられる)。また、深圳は改革開放の最も進んだ都市であり、多くの経済・政治改革がまず深圳で試され、成功すれば全国に普及させるといったケースが多い。したがって、「深圳の現在は中国の未来」と

いわれるように、中国のモデル都市として研究価値がある。さらに、最近、深圳は中国国務院、中国社会科学院、中国総工会等が評価した中国十大劣悪都市ランキングにおいて四部門 (幹部腐敗がひどい、偽物が多い、格差が大きい、治安が悪い) で第一位となり、酷評されている。³⁾ このような理由を背景として、我々は深圳を分析対象に選び、2006 年 3 ~ 4 月に家計調査を実施した。

深圳市は 6 つの行政区から構成されている。そのうち経済特区は 4 つあり、人口構成の 44% を占めている。地区の立地や人口構成などを考慮し、4 つの経済特区から最初の経済特区である羅湖区 (Luohu) と文教地区の南山区 (Nanshan)、2 つの非経済特区から新しい工業団地の宝安区 (Baoan) の 3 つの区を調査地区に選んだ。また、乱数表を使った系統抽出方法で居民委員会、小区 (住宅区)、樓盤 (販売マンション) を選び、ランダムサンプリングの方法で調査世帯を抽出した。さらに、調査員による家庭訪問の方法で家計調査を行った。調査世帯および個人の概要は表 1 にまとめている。

2. データの分析

上述の方法で得られたオリジナルデータは 1056 世帯、3252 人を含んでいる。そのうち、本研究の分析に必要な世帯や個人の属性、所得に関する情報が欠落しているもの、質問と整合的でない回答をしたものを除外した。さらに、2005 年における一人当たり可処分所得が負の世帯、0 の世帯および 125 万元以上の世帯を除外した。このようにして最終的に残った有効標本は 972 世帯、2946 人である。

本研究は戸籍による分類に注目する。その理由は、深圳では移民の占める割合が非常に

中国における教育格差と所得格差

高く、しかも農村地域からの移民は戸籍の変更が非常に困難であり、戸籍による差別的な就業機会に直面しているからである。我々の標本は戸籍分類として深圳と非深圳、都市と農村で分類でき、それらを組み合わせて4種類の分類が可能である。しかし、深圳・農村戸籍をもつ世帯は非常に少ない（4世帯）ため、本研究は単に深圳戸籍と非深圳戸籍、都市戸籍と農村戸籍を比較する。

また、本研究はSicular, Yue, Gustafsson, and Li (2007) にしたがって、個人を分析単位とし、ある個人の一人当たり可処分所得を次のように計算する。まず、個人が属する世帯において世帯内の可処分所得を合計し、その結果を当該世帯の人数で割る。つづいて、その結果を（非就労者を含む）すべての世帯員に等しく割り当てる。つまり、同じ世帯に属する個人は同じ一人当たり可処分所得をもつ。

表1は戸籍による個人の分布を示している。2946人のうち、809人（27%）が深圳戸籍で

あり、2137人（73%）が非深圳戸籍であり、移民が非常に多く含まれていることがわかる。また、都市戸籍と農村戸籍に分類すれば、前者は1563人（53%）、後者は1383人（47%）であり、ほぼ同数となっている。後の回帰分析においては特に都市、農村戸籍間の比較に注目する。

まず、『深圳統計年鑑2006』（2005年末の数字）により、深圳における一人当たり所得の公式データを見てみる。この年鑑は深圳における600世帯を対象とし、その一人当たり年間所得を平均で約2万7千元、最高で6万1千元、最低で7千元と推定している。この年鑑から計算される深圳のジニ係数は、驚くべきことに0.29にすぎず、この結果は過小推定されていると考えられる。というのは、最近の研究は中国の都市地域におけるジニ係数を0.46近くと推定しており（李・岳，2004）、また深圳は中国を代表する豊かで成功を収めている都市でそれなりの格差があっただけ

表1 調査世帯および個人の概要

世 帯						
地区	全標本数	有効標本数	深圳戸籍	非深圳戸籍	都市戸籍	農村戸籍
南山	355	360	119	204	181	142
羅湖	378	323	117	243	216	144
宝安	321	289	31	258	121	168
合計	1,054	972	267	705	518	454
個 人						
地区	全標本数	有効標本数	深圳戸籍	非深圳戸籍	都市戸籍	農村戸籍
南山	1,146	1,031	368	663	577	454
羅湖	1,128	1,065	349	716	636	429
宝安	973	850	92	758	350	500
合計	3,247	2,946	809	2,137	1,563	1,383

資料：深圳家計調査2006

注：全標本のうち、2世帯、5個人について地区データが欠損しているため、全標本数の合計欄は世帯について1,054、個人について3,247となっている。

表 2 一人当たり可処分所得の平均 (単位: 元)

深圳と非深圳の比較					
項目	合計	深圳戸籍 (A)	非深圳戸籍 (B)	A-B	A/B
可処分所得	33,967	64,272	22,495	41,777	2.9
標本数	2,946	809	2,137		
都市と農村の比較					
項目	合計	都市戸籍 (C)	農村戸籍 (D)	C-D	C/D
可処分所得	33,967	51,524	14,125	37,399	3.6
標本数	2,946	1,563	1,383		
地区別の都市と農村の比較					
項目	合計	都市戸籍 (C)	農村戸籍 (D)	C-D	C/D
南山区 可処分所得	47,397	72,866	15,027	57,839	4.8
標本数	1,031	577	454		
羅湖区 可処分所得	32,236	44,310	14,337	29,973	3.1
標本数	1,065	636	429		
宝安区 可処分所得	19,847	29,450	13,125	16,325	2.2
標本数	850	350	500		

資料: 深圳家計調査2006

べきことによる。

この公式データによる結果と比較するため、我々の深圳家計調査における一人当たり可処分所得の特徴を調べる。表 2 によれば、全標本について一人当たり可処分所得は平均で約 3 万 4 千元であり、公式データの結果より約 26% も高い。戸籍別に見ると、深圳戸籍の個人は 6 万 4 千元、非深圳戸籍の個人は 2 万 2 千元を稼いでおり、前者は後者の 2.9 倍である。また、都市戸籍の個人は 5 万 1 千元、農村戸籍の個人は 1 万 4 千元を稼いでおり、前者は後者の 3.6 倍である。さらに、深圳市内の三つの地区 (南山、羅湖、宝安) について見れば、最も裕福である南山地区において、都市戸籍の個人は農村戸籍の個人の 5 倍近く稼いでいることがわかる。このように、我々

の調査によれば、公式データの一人当たり所得は過小推定されていることがわかり、さらに深圳における所得格差は公式データの結果より大きくなることが予想される。

実際に所得格差指数を計算する前に、後の回帰分析のために、所得格差の潜在的要因と考えられる変数を戸籍別に比較してみる。ここでも Sicular, Yue, Gustafsson, and Li (2007) にしたがって、working age adults (以下 WAA と省略) の概念を導入し、それにもとづく変数を定義する。ここでの WAA とは 16 歳から 65 歳の世帯員をさす。表 3 では所得格差の要因として、WAA の平均教育年数、WAA の平均年齢、世帯員数、世帯員に占める WAA の人数の割合、WAA の人数に占める中共党員の割合について戸籍別に比較

をしている。

深圳-非深圳および都市-農村のどちらの比較においても、中共党員の割合を除けば、平均教育年数の差が最大であることがわかる。具体的には、深圳戸籍の個人の平均教育年数は13.5であるが、非深圳戸籍の個人のそれは10.3であり、約3年の差がある。また、都市戸籍の個人の平均教育年数は12.9であるが、農村戸籍の個人のそれは9.2であり、4年近い差がある。このため、教育年数は異なる種類の戸籍をもつ個人間の所得格差を説明する最も重要な要因の一つと推測される。

Ⅲ. 所得不平等の計測

1. ジニ係数の比較による公式統計の妥当性の検討

公式データの妥当性を検討するため、深圳家計調査のデータを利用して所得格差指数を計算する。まず、表4はジニ係数の計算結果を示している。全標本についてのジニ係数は0.56であり、先に示した公式データによる値0.29の2倍近い大きさである。このように大きなジニ係数は標本をいくつかのグループに分類した場合にも観察される。例えば、戸籍

表3 回帰分析に使う標本についての個人の特性

変数/項目	深圳戸籍(A)	非深圳戸籍(B)	A/B	都市戸籍(C)	農村戸籍(D)	C/D
一人当たり可処分所得(元)	64,270	22,500	2.9	51,520	14,120	3.6
WAAの平均教育年数	13.46	10.26	1.3	12.85	9.20	1.4
WAAの平均年齢	36.90	34.26	1.1	35.74	34.14	1.0
世帯員数	3.63	3.25	1.1	3.42	3.28	1.0
WAAの世帯員に占める割合	0.76	0.81	0.9	0.78	0.81	1.0
党員の割合	0.13	0.04	3.3	0.09	0.03	3.0
標本数	809	2,137		1,563	1,383	

資料：深圳家計調査2006

注：WAAとはworking age adultsの略であり、16～65歳の世帯員を指す。

表4 深圳市についてのジニ係数

全体	0.56			
戸籍別	深圳	非深圳	都市	農村
	0.49	0.51	0.51	0.40
教育年数別	15年以上	12-14年	9-11年	9年未満
	0.44	0.46	0.53	0.45
年齢別	40歳以上	35-39歳	30-34歳	30歳未満
	0.52	0.60	0.58	0.51

資料：深圳家計調査2006

別, 教育年数別に見れば, 多くの場合ジニ係数は0.50に近く, 年齢別に見た場合には0.60となるグループ (35-39歳) も存在する。農村戸籍グループについてジニ係数は0.40とやや低い, これはこのグループに属する個人が就業差別を受けていることを反映しているように思われる。しかし, この値でさえ公式データによる値0.29よりはるかに大きい。

また, 世帯単位でローレンツ曲線をつくってみると, 公式データについて描かれたローレンツ曲線の曲率は小さく, 我々のデータについて描かれたローレンツ曲線は曲率がはるかに大きいことが明らかになる。以上の結果から, 深圳における所得格差指数に関して, 公式データは過小推定しており, 現実の所得格差ははるかに大きいものと推測する。

2. タイル指数による所得格差の分解分析

次に, タイル指数を計算して戸籍グループに関して分解することにより, 所得格差を戸籍グループ間の寄与と戸籍グループ内の寄与とに分解する。個人 $i (= 1, \dots, n)$ の所得を y_i , 全標本に関する標本平均を μ とするとき, タイル L 指数およびタイル T 指数は次のように定義される。

$$L = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\mu}{y_i} \right)$$

$$T = \frac{1}{n\mu} \sum_{i=1}^n y_i \log \left(\frac{y_i}{\mu} \right)$$

一般に, 標本を G 個のグループに分類し, グループ $g (= 1, \dots, G)$ に属する個人の数を n_g , グループ g について計算された標本平均, タイル L 指数, タイル T 指数をそれぞれ μ_g , L_g , T_g とするとき, 指数 L と T は次のよう

に分解できる。

$$L = \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} L_g + \sum_{g=1}^G \frac{n_g}{n} \log \frac{\mu}{\mu_g}$$

$$T = \sum_{g=1}^G \frac{n_g \mu_g}{n \mu} T_g + \sum_{g=1}^G \frac{n_g \mu_g}{n \mu} \log \frac{\mu_g}{\mu}$$

これらの式において, 右辺第一項はグループ内の格差の寄与を表し, 第二項はグループ間の格差の寄与を表す。

表5はタイル指数および分解の結果である。表5の上段は標本を深圳戸籍と非深圳戸籍のグループに分類して指数 L と T を分解した結果を示している (括弧内の数字は寄与率 (%) を表す)。二つの指数についての分解結果は概して似ており, 深圳戸籍と非深圳戸籍のグループ間格差は所得格差の20%程度を説明し, 残りの80%程度はグループ内の格差で説明される。また, グループ内格差の中では指数 L によれば非深圳戸籍グループ内の格差が大きいが, 指数 T によれば逆の結果が生じており, 結果は曖昧である。

表5の中段は標本を都市戸籍と農村戸籍のグループに分類して二つの指数を分解した結果を示している。ここでも二つの指数についての分解結果は非常に似ており, 都市戸籍と農村戸籍のグループ間格差は所得格差の30%程度を説明し, 残りの70%程度はグループ内の格差で説明される。また, グループ内格差の中では都市戸籍内の格差が大きく, 農村戸籍内の格差は比較的小さい。⁴⁾

さらに, 表5の下段は深圳市内の三つの地区について, 都市戸籍と農村戸籍のグループに分類して二つの指数を分解した結果を示している。結果は概して深圳市全体についての結果と似ているが, 最も裕福な南山地区では

グループ間格差が約40%を説明しており、他の地区より戸籍間格差が大きいことが指摘できる。

都市戸籍と農村戸籍の34%のグループ間格差 (L 指数の場合) は他の研究に比べて大きいといえるが、残りの66%は戸籍の違いによっては説明されない。したがって、深圳における所得格差をよりよく理解するために、ジニ係数やタイル指数による分析を離れ、回帰分析にもとづく要因分析法を利用する。

IV. 回帰分析にもとづく要因分解分析

1. 回帰分析の結果

Sicular, Yue, Gustafsson, and Li (2007) を参考に、一人当たり可処分所得の対数を従属変数とする回帰分析を行う。利用する説明変数は、定数項、WAA の平均教育年数とその二乗、WAA の年齢とその二乗、世帯員数とその二乗、世帯員に占める WAA の割合、世帯員に占める中共党員の割合、南山および

表5 深圳市についてのタイル指数および分解

深圳と非深圳についての分解					
タイル指数	全体	グループ間	グループ内	深圳	非深圳
				L	0.568
T	0.639	0.133 (20.9)	0.506 (79.1)	0.255 (50.4)	0.251 (49.6)
都市と農村についての分解					
タイル指数	全体	グループ間	グループ内	都市	農村
				L	0.568
T	0.639	0.164 (25.7)	0.475 (74.3)	0.416 (87.5)	0.059 (12.5)
地区別の都市と農村についての分解					
南山区	全体	グループ間	グループ内	都市	農村
				L	0.680
T	0.748	0.210 (28.0)	0.538 (72.0)	0.497 (92.3)	0.041 (7.7)
羅湖区	全体	グループ間	グループ内	都市	農村
				L	0.451
T	0.447	0.116 (25.9)	0.331 (74.1)	0.271 (81.9)	0.060 (18.1)
宝安区	全体	グループ間	グループ内	都市	農村
				L	0.380
T	0.394	0.080 (0.4)	0.313 (79.6)	0.204 (65.2)	0.109 (34.8)

資料：深圳家計調査2006

注：括弧内は寄与率 (%) を表す。

羅湖地区のダミー変数である。

この回帰分析を戸籍グループごとに行った結果が表 6 に示されている。深圳と非深圳の戸籍グループ比較、都市と農村戸籍のグループ比較が可能であるが、双方の比較において結果の解釈はほぼ同じであるので、ここでは後者の結果のみを検討する。

世帯員に占める中共党員の割合以外の説明変数は一人当たり可処分所得の対数（以下では $\log y$ とよぶ）に対して有意な影響をもつ。これらの中で最も興味のある変数は WAA の平均教育年数であるので、まずこの変数に関する結果をくわしく検討する。都市、農村戸籍グループ双方について、WAA の平均教育年数の係数は負であり、その二乗の係数は正である。係数の大きさを考慮すれば、 $\log y$ は教育年数が約 5 年まで減少し、それ以降は

急速に増加することがわかる。⁵⁾ 本研究の標本の中には WAA の平均教育年数が 5 年未満の個人はかなり少ないことから、深圳において $\log y$ は教育年数とともに急速に増加する関係があるといってもよい。⁶⁾ これらの傾向は都市、農村戸籍グループの双方について観察されるが、二乗の係数の大きさを比較することにより、増加の程度は農村戸籍グループについてより急速であることがわかる。

次に、その他の変数の影響について検討する。WAA の平均年齢については、一次項の係数が正、二次項の係数が負である。したがって、係数の大きさを考慮すれば、 $\log y$ は年齢が約 40 歳になるまで増加し、それ以降は減少する。また、世帯員数のある水準まで所得は減少するがそれ以降は急速に増加する。より詳しくいえば、WAA の世帯員数に占める

表 6 一人当たり可処分所得の対数を従属変数とする回帰分析の結果

項目	深圳	非深圳	都市	農村
定数項	2.3297 (3.11)	0.4719 (1.31)	1.0832 (2.18)	1.1246 (2.81)
地区ダミー (南山)	0.7679 (8.38)	0.1126 (3.05)	0.4779 (8.40)	0.1429 (3.74)
地区ダミー (羅湖)	0.4336 (4.69)	-0.0207 (0.57)	0.1635 (2.94)	0.0522 (1.34)
WAA の平均教育年数	-0.1056 (1.55)	-0.0812 (2.89)	-0.0892 (1.84)	-0.1275 (4.10)
WAA の平均教育年数の二乗	0.0082 (3.05)	0.0123 (9.26)	0.0094 (4.76)	0.0138 (8.53)
WAA の平均年齢	0.1046 (2.65)	0.0704 (4.04)	0.0903 (3.65)	0.0631 (3.16)
WAA の平均年齢の二乗	-0.0012 (2.39)	-0.0009 (3.72)	-0.0011 (3.38)	-0.0009 (3.30)
世帯員数	-0.7889 (4.20)	-0.1399 (1.90)	-0.2463 (1.87)	-0.2654 (3.69)
世帯員数の二乗	0.0928 (4.17)	0.0188 (2.04)	0.0371 (2.29)	0.0320 (3.63)
世帯員に占める WAA の割合	0.1383 (0.78)	0.5996 (6.16)	0.2977 (2.15)	0.6349 (6.45)
WAA に占める党員の割合	-0.1712 (1.23)	0.0100 (0.08)	0.0005 (0.01)	0.0597 (0.36)
標本数	809	2,137	1,563	1,383
自由度修正済み決定係数	0.237	0.376	0.267	0.293

資料：深圳家計調査2006

注：括弧内は t 値の絶対値を表す。

割合（潜在的な労働者数の割合）を一定に保ちながら世帯員数を増加させるとき、最初は人数の増加の影響が優越して $\log y$ は減少するが、ある水準以降は潜在的な労働者の増加の影響が優越して $\log y$ は増加に転じる。WAA の世帯員に占める割合は潜在的な労働者数を増加させることを通じて $\log y$ を増加させる。最後に、中共党員の占める割合は $\log y$ に対して統計的に有意な影響を及ぼさない。これは経済の発展が著しい深圳においては党員であるかどうかは個人の所得にあまり影響を与えないことを示している。

2. Oaxaca-Blinder 法による所得格差の要因分解

前小節における回帰分析の結果を利用すれば、Oaxaca-Blinder 分解により、戸籍グループ間の $\log y$ の平均的な差を要因分解することができる。 y を一人当たり可処分所得、 x を地区ダミー変数以外の説明変数からなる行ベクトル、 ε を誤差項として、表 6 で推定した戸籍グループ g （深圳、非深圳、都市、農村）についての回帰式を次のように書く。⁷⁾

$$\log(y^g) = \alpha_g + x^g \beta_g + \varepsilon^g$$

ここで、 α_g と β_g はパラメータである（ β_g は x^g に対応する列ベクトル）。

このとき、グループ g （= a, b）についての $\log y$ の平均 $\overline{\log y^g}$ を異なるグループ間で比較するとき、その差は次のように分解される。

$$\overline{\log y^a} - \overline{\log y^b} = (\hat{\alpha}_a - \hat{\alpha}_b) + (\bar{x}^a - \bar{x}^b) \hat{\beta}_a + \bar{x}^b (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b) \quad (1)$$

ここで、 $\hat{\alpha}_g$ と $\hat{\beta}_g$ はそれぞれ α_g と β_g の最小二乗推定量、 \bar{x}^g はグループ g についての x の標本平均を表す。⁸⁾ (1)において、右辺第一項 $(\hat{\alpha}_a - \hat{\alpha}_b)$ は定数項と地域差の $\overline{\log y^g}$ の差への寄与を表す。第二項 $(\bar{x}^a - \bar{x}^b) \hat{\beta}_a$ はグループ間の賦存量の差（保有量の差）の $\overline{\log y^g}$ の差への寄与を表す。第三項 $\bar{x}^b (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b)$ はグループ間の係数の差（収益率の差）の所得差への寄与を表す。

(1)式の第二項における賦存量の差はグループ a の係数 $\hat{\beta}_a$ で評価され、第三項における係数の差はグループ b の賦存量 \bar{x}^b で評価されているが、これらの評価は逆にすることも可能である。(1)式を標準の分解と呼ぶとき、その逆の分解は次のように表せる。

$$\overline{\log y^a} - \overline{\log y^b} = (\hat{\alpha}_a - \hat{\alpha}_b) + (\bar{x}^a - \bar{x}^b) \hat{\beta}_b + \bar{x}^a (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_b)$$

Oaxaca-Blinder 分解を具体的に理解するために、WAA の平均教育年数を唯一の説明要因とし、都市戸籍グループを a、農村戸籍グループを b とする場合について考えてみる。また、(脚注 5 を参考にして) 回帰分析における WAA の平均教育年数の係数は正であるとする。前述のように、都市戸籍をもつ個人は農村戸籍をもつ個人より長い教育年数を受けている。また、表 6 の回帰分析の結果から、教育をもう一年多く受けることに対して、都市戸籍をもつ個人はより低い評価を与える。この場合、(1)式の右辺第二項は教育年数の差 (> 0) がどれだけ所得格差に寄与するかを表す正の効果もち、所得格差を拡大する要因となる。一方、第三項は教育の評価の差 (< 0) がどれだけ所得格差に寄与するかを表

す負の効果をもち、所得格差を縮小する要因となる。

表 7 は深圳-非深圳戸籍グループ間、都市-農村戸籍グループ間について、所得格差を分解した結果を示している (括弧内の数字は%を表す)。標準の分解と逆の分解の結果は似たような傾向を示すため、以下では標準の分解の結果について検討する。

深圳-非深圳戸籍グループ間の分解においては、定数項と地区ダミー変数の寄与が 222%であり、きわめて大きくなっている。この結果によれば、二つのグループ間での所得格差の最大の原因は深圳市内における地区間格差によるものであるように思われる。深圳戸籍であるか、非深圳戸籍であるかの違いは深圳市内のどの地区に住んでいるかと強く関係している。実際、深圳戸籍をもつ 809 人のうち、9 割近くは南山、羅湖地区に住んでおり、特区ではなく、最も貧しい宝安地区に住んでいる個人はあまりいない。他方、非深圳戸籍をもつ 2137 人のうち、南山、羅湖地区に住んでいる個人は 6 割強にとどまり、4 割弱が宝安地区に住んでいる。定数項と地区ダミー変数以外の寄与については、賦存量の差が 23%、係数の差が -145% を説明している。

これらの差をさらに要因別に分解した結果が表 8a に示されている。ただし、深圳-非深圳戸籍の所得格差の比較においては定数項と地区ダミー変数の寄与が非常に大きいため、これ以上詳細な分解分析は行わない。

都市-農村戸籍のグループ間の分解においては、表 7 より定数項と地区ダミー変数の寄与が 13%程度で小さいため、その他の要因を詳しく検討することにより、興味深い結果が得られる。賦存量の差は 42%、係数の差が 46% を説明しており、ともに所得格差を拡大することに貢献している。これらの差をさらに要因別に分解した結果が表 8b に示されている。

まず、賦存量の差と係数の差を合計すると、個別の要因としては WAA の平均年齢、WAA の平均教育年数、WAA の世帯員に占める割合の順で所得格差に影響をもつ。表 3 に示すように、WAA の平均年齢は両グループ間であまり差がないため、賦存量の差の効果は 0 に近く、係数の大きな差を通じて所得格差を拡大する。この結果は、年齢とともに所得の上がる限界的効果が都市戸籍のグループにおいてはるかに高く、それが所得格差の最大要因になることを示している。平均教育

表 7 平均対数所得の差の要因分解

項目 / 戸籍区別	深圳-非深圳		都市-農村	
	標準の分解	逆の分解	標準の分解	逆の分解
対数所得の平均の差	1.067 (100.0)	1.067 (100.0)	1.087 (100.0)	1.087 (100.0)
定数項とダミー変数の寄与	2.366 (221.7)	2.366 (221.7)	0.138 (12.7)	0.138 (12.7)
ダミー変数以外の説明変数の寄与	-1.299 (-121.7)	-1.299 (-121.7)	0.949 (87.3)	0.949 (87.3)
係数の差の寄与	-1.546 (-144.9)	-1.957 (-183.4)	0.496 (45.6)	0.315 (29.0)
賦存量の差の寄与	0.247 (23.1)	0.658 (61.6)	0.453 (41.6)	0.634 (58.3)

資料：深圳家計調査 2006

注：() 内は%を示す。

中国における教育格差と所得格差

年数は両グループ間で40%近い差があるため、賦存量の差の効果が非常に大きく、係数の差の効果（教育年数とともに所得差が拡大する限界的効果）は非常に小さい。この結果は、両グループ間で平均教育年数の差（2005年において3.65年）がなければ所得差は40%近く縮小することを意味している。さらに、WAAの世帯員に占める割合は両グループ間であまり差がないため、賦存量の差の効果は0に近く、係数の比較的大きな差を通じて所得格差を縮小する。この結果は農村戸籍のグループがより高い就業率をもつためと推測される。

3. 戸籍、教育年数と所得格差

最後に、都市－農村戸籍グループ間の所得格差と教育年数の関係を図で表現し、その意味を検討する。この目的のため、南山、宝安地区それぞれについて、都市戸籍をもつ個人の教育年数と一人当たり可処分所得の関係、農村戸籍をもつ個人の同様の関係を図1に描いている。この図の曲線を描くためには、まず、回帰分析における説明変数の標本平均を戸籍別、地区別に計算し、WAAの平均教育年数以外の説明変数をこれらの標本平均の値に固定する。このとき、表6で推定された回帰式は戸籍別、地区別の $\log y$ （一人当たり可処分所得の対数）とWAAの平均教育年数との関係を表す。さらに、これらの関係を

表8a 深圳－非深圳間対数平均所得差に対する各説明変数の寄与（%）

項目	標準の分解			逆の分解	
	合計	賦存量の差	係数の差	賦存量の差	係数の差
平均教育年数	-40.8	26.1	-66.9	62.0	-102.8
平均年齢	79.5	5.8	73.7	2.6	76.8
世帯員数	-122.7	-6.6	-116.1	-0.6	-122.0
WAAの割合	-35.6	-0.6	-35.0	-2.5	-33.1
党員の割合	-2.2	-1.6	0.6	0.1	-2.3

資料：深圳家計調査2006

表8b 都市－農村間対数平均所得差に対する各説明変数の寄与（%）

項目	標準の分解			逆の分解	
	合計	賦存量の差	係数の差	賦存量の差	係数の差
平均教育年数	37.7	41.4	-3.7	61.2	-23.6
平均年齢	64.9	1.5	63.4	-0.3	65.3
世帯員数	11.0	-0.4	11.4	-1.0	12.0
WAAの割合	-26.2	-0.9	-25.3	-2.0	-24.2
党員の割合	-0.1	0.0	-0.1	0.4	-0.5

資料：深圳家計調査2006

指数変換することにより、一人当たり可処分所得（千元）と WAA の平均教育年数との関係が得られる。これをグラフにしたものが図 1 である。

深圳市で最も豊かな南山地区についての二つの曲線から、都市-農村戸籍グループ間の所得格差は、教育を16年以上受けなければ縮小しないことがわかる。この条件は現実的ではないことから、南山地区では教育年数の増加によって解決されない、戸籍による差別が定着していると考えられる。

一方、深圳市で最も貧しい宝安地区についての二つの曲線はより現実的に重要な関係を示している。教育年数が低い段階では、農村戸籍をもつ個人の所得は都市戸籍をもつ個人の所得より低い。しかしながら、教育年数が増加して16年（大学卒業程度）に近づくと、農村戸籍をもつ個人の所得は都市戸籍をもつ個人の所得に近づき、そして追いつく。したがって、少なくとも深圳市の貧しい地区においては、他の条件を一定として、教育年数の増加は所得格差を収束させる傾向があるといえる。

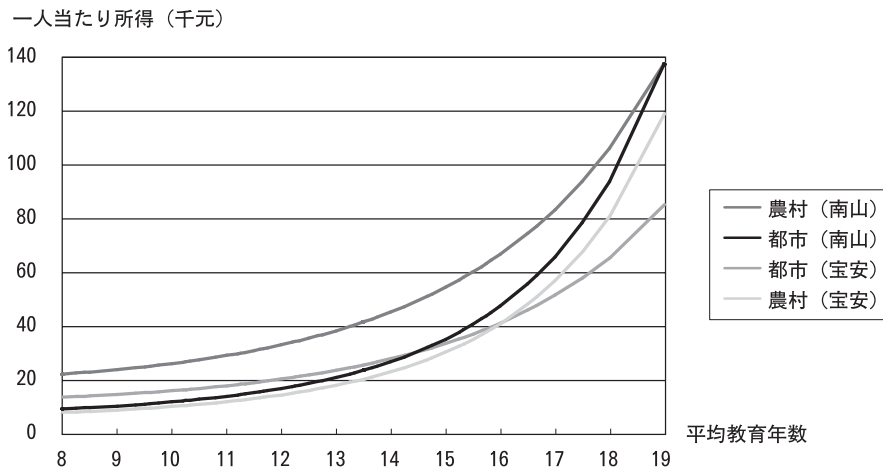
V. 主な発見および結論

本稿は2006年深圳家計調査を使い、ジニ係数など所得格差の指数を推計して深圳市の所得分布の実態を解明した。その結果、深圳市のジニ係数は0.56にまで達し、他の都市よりはるかに高く、所得不平等がかなり深刻であることがわかった。

タイル指数による所得格差の分解により、深圳-非深圳のグループ間の格差は約40%、都市-農村のグループ間の格差は30%近いことがわかり、中国における所得格差の3-4割程度は特定地域の優遇政策による地域格差、または戸籍制度による都市-農村格差により説明されることが明らかになった。

より詳しい説明要因とそれらの寄与度を明らかにするため、Oaxaca-Blinder 分解により分析を行った。その結果、深圳-非深圳戸籍間格差の場合、定数項と地区ダミー変数の寄与が極めて大きく、このグループ間格差の最大の原因は経済特区政策によるものであると推測される。また、都市-農村戸籍間の格差の場合、平均年齢（就労経験の要因を含む）

図 1 所得格差と教育年数の関係



が65%、平均教育年数が38%の寄与を示しており、ともに所得格差を拡大することに大きく貢献していることがわかった。

このような要因分析の結果において、我々が最も重要と考えるのは教育格差と所得格差との関係である。表8bによれば、平均教育年数の差は都市-農村戸籍間格差の38%を説明している。また、それを説明変数の賦存量の差と係数の差に分解するとき、教育賦存量の差は都市-農村格差の4割を説明できる。さらに図1より、都市-農村戸籍間の格差は、教育年数が低い段階では大きいですが、教育年数が増えるにつれ、農村戸籍をもつ個人の所得は都市戸籍をもつ個人の所得に近づき、追いつくという所得格差の収束傾向が観察される。深圳の比較的貧しい地区について観察されたこのような教育のキャッチ・アップ効果(catch-up effect)は、一定の教育レベルに達すれば、戸籍による所得格差が解消されることを意味し、所得格差是正の対策として意義が大きいと思われる。

さらに、特区設置による地域格差、戸籍差別による都市-農村格差は中国特有の制度・政策により生じ、一方、教育格差による所得格差は、より発展した他国においても観察されるように、市場経済の進行とともに生じる。したがって、中国の所得格差の問題はこのような制度的要因(Institutional factors)と市場経済的要因(Market factors)の両方を視野に入れて考えていく必要がある。

制度的要因を考えるならば、中国の所得格差の是正には、極論としては、特定地域の優遇政策、都市戸籍などの差別政策の廃止が有効であろう。また、市場経済的要因を考えるならば、教育格差の縮小が課題となろう。前者の是正が困難である場合には、他国も経験

してきたように、人的投資、特に農村部および貧困層の人々への人的投資の大幅増加による教育の平等化が、中国の所得格差を縮小する有効な政策であると考えられる。

注

- 1) 深圳市統計局の家計調査方法にも疑問がある。例えば、深圳市は800万以上の人口をもつ大都会であるが、調査の標本数は2005年で僅か200世帯であり、2006年でも600世帯に過ぎない。また、2004年の調査では、最高所得世帯層の年間平均所得は7万元に過ぎない。このような数字から、調査の信頼性が極めて低いと言わざるを得ない。
- 2) 中国では都市・農村戸籍制度があるため、深圳市統計年鑑には深圳市都市戸籍をもつ人口と持たない移民人口に分けて集計されている。とはいえ、深圳では内陸、香港・マカオおよび外国からの労働者(移民)があまりにも多く、政府の人口・労働統計に計上されていない人口が多いと推測される。実際、『深圳市統計年鑑2006』によれば、2004年の人口は598万人と公表されているが、2005年の人口は828万人と公表されている。僅か1年で人口が230万人増えたのは不思議であるが、これは主に移民人口を計上したためと考えられる。我々は深圳家計調査の時点の人口598万人を参考に標本抽出を行ったため、深圳市の経済概要のデータとして全て2004年の数値を示す。
- 3) この結果は米国の新聞に掲載されたが、政治的理由で中国国内では発表されていないという。
- 4) 戸籍制度については、薛進軍(1999, 86頁)を参照。
- 5) 二乗の項を回帰式に含めない場合、WAAの平均教育年数の係数は正である。
- 6) ただし、今後の研究において、教育年数の増加が一人当たり可処分所得を減少させる部分がなぜ生じるのかを明らかにする必要がある。
- 7) Oaxaca and Ransom(1999)が指摘するように、Oaxaca-Blinder分解を適用する回帰式にダミー変数が含まれる場合、ダミー変数の効果は定

数項の効果と識別できない。

8) Oaxaca-Blinder 分解は回帰式を標本平均において評価して導出されており、二つのグループ間の $\log y$ の平均が残差のない状態で比較される。このため、平均対数所得のグループ間格差 ((1)式の左辺) は誤差なしで完全に分解される。したがって、基礎になる回帰式の決定係数が低い場合にも、(説明されない要因が多く残っているという意味で) 不完全な分解は生じない。

参考文献

- 南亮進・羅敏鎮 (2006) 「中国農村における教育の経済収益と子弟教育：浙江省の事例」, 『中国経済研究』第 3 巻第 1 号, 34-42頁。
- 薛進軍 (1999) 「出稼ぎ労働者の都市への影響および管理政策」南亮進・牧野文夫編『流れゆく大河：中国農村労働の移動』日本評論社。
- 李実・岳希明 (2004) 「中国城郷収入差距調査」『財経』3月, 第 1 - 7 頁 (中国語)。
- 張車偉 (2006) 「人力資本回報率変化与収入差距：“馬太効応” 及政策含義」『経済研究』第 12 期, 第 59-70 頁 (中国語)。
- 汪开国主編 (2005), 《深圳九大階層調査》社会文献出版社 (中国語)。
- Barro, J. and W. Lee (1993), “International Comparisons of Educational Attainment”, *NBER Working Paper*, No.4349.
- Becker, G.S. (1962), “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 70, pp.9-49.
- Becker, G.S. (1993), *Investment in Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference*, 3rd Edition, the University of Chicago Press.
- Cao, Y. and V. Nee (2005), “Remaking Inequality: Institutional Change and Income Stratification in Urban China”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 10(4), pp.463-485.
- Coleman, S. J. (1979), *Equality of Educational Opportunity*. Arno Press Inc.
- Demurger, S., M. Fournier and Y. Chen (2007), “The Evolution of Gender Earnings Gaps and Discrimination in Urban China”, 1988-95, *The Developing Economies*, 45(1), pp.97-121.
- Johnson, N. and C. Chow (1997), “Rates of Return to Schooling in China”, *Pacific Economic Review*, 2: pp. 101-113.
- Knight, J. and L. Song (1991) “The Determination of Urban Income Inequality in China”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53(2), pp.123-54.
- Mincer, J. (1958), “Investment in Human Capital and Personal Income Distribution”, *Journal of Political Economy*, 66, pp.281-302.
- Mincer, J. (1974), “Schooling, Experience, and Earnings”. NBER and Columbia University.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1999). “Identification in Detailed Wage Decompositions”. *Review of Economics and Statistics*, 81(1), pp. 154-157.
- Okushima, S. and H. Uchimura (2006), “How does the Economic Reform Exert Influence on Inequality in Urban China?” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(1), 35-58.
- Psacharopoulos, G. (1994), “Returns to Investment in Education: A Global Update”, *World Development*, 22(9), pp.1325-1343
- Sicular, T., X. Yue, B. Gustafsson and S. Li (2007), “The Urban-Rural Income Gap and Inequality in China”, *Review of Income and Wealth*, 53, (1). pp.93-126.
- Whalley, J. and S. Zhang (2004), “Inequality Change in China and (Hukou) Labour Mobility Restrictions”, *NBER Working Paper* No.10683.
- Xue, J. and Z. Wei (2003) “Unemployment, Poverty and Income Disparity in Urban China”, *Asian Economic Journal*, 17 (4), pp.383-405.
- Yang, T. (2005), “Determinants of Schooling

中国における教育格差と所得格差

Returns During Transition: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Comparative Economics*, 33, pp.244-264.

Zhang, J., Y. Zhao, A. Park and X. Song (2005), “Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 33, pp. 730-752.

(名古屋大学経済学研究科)