

「蘇南型」郷鎮企業の成長と省内地域間の経済格差

伊藤 順一

本稿では、中国屈指の工業地帯である江蘇省を対象として、地域間に見られる経済格差の生成メカニズムに実証的な光を当てた。人民公社の時代から引き継がれている戸籍制度が、格差の原因であるという通説に対し、本稿ではそれ以外に、3つの要因の関与を指摘した。第一に、財政資金の地域間調整を阻害している分権的な財政制度、第二に、貧困地域の郷鎮企業に顕著に見られる資源配分の非効率性、第三に、企業集積にもとづく外部経済であるが、社会主義体制の制度的遺産がこれらに通底していると考えられる。

1. はじめに

直観的な理解に従えば、差別のない平等な社会の建設を希求する共産主義国家は、その実現のために様々な再分配機構を用意し、格差の是正に努めてきたはずである。ところが、現在、中国の一人当たり国民所得には、地域間で驚くべき格差が存在する(Byrd and Gelb (1990))。未曾有の経済成長を遂げている沿岸部と、農業を主要産業とする内陸部とのコントラストは周知であるけれども、ローカル・コミュニティのレベルでも、そのなかに画然とした格差が存在する。そして中兼(1996)によれば、問題の核心は農村間の格差にある¹⁾。一方、Rozelle (1994)およびWorld Bank(1997)によって既に示されたとおり、農村住民の経済的な厚生は、地元郷鎮企業²⁾の発展と強く相関している。ただし彼らの研究は、そういった事実の指摘あるいは格差の計量にとどまっている。

中国の地域間経済格差の原因として真っ先に挙げられるのは、労働移動に対する制約である。中国共産党は過去半世紀の間、「戸籍(戸口)管理制度」のもとで農村住民の住居変更、とくに農村から都市への移住を厳しく制限してきた。またかつて農村内では、郷鎮政府(人民公社)が一般住民(農民)の職業選択の自由を剝奪し、居住地の移動を制限していた。まさにこの理由により、1980年代における中国の農村工業化は、「離土不離郷」(農村労働力が農業を離れ(=離土)、地元の郷鎮企業に雇用される(=不離郷)現象)によって特徴づけられる。農民の都市へ

の流出を防ぎ、地元止め置く政策は、地域間に所得格差を出現させる重要な要因である。しかし、人民公社の解体から20年が経過し、農民が就業機会を求めて農村間を移動する自由はある程度確保された。にもかかわらず、なぜそこに甚大な格差が温存されるのであろうか³⁾。

分析の目的は格差の原因を網羅し、その寄与度を把握することではない。1990年代前半における農村工業の成長とその帰結に実証的な光を当てながら、格差出現のメカニズムを明らかにする。これが本稿のメイン・テーマである。具体的には、経済格差と分権的な財政制度、郷鎮企業の雇用と投資、企業集積にもとづく外部経済との関係を検証する。こうした要素の相互関連については次節で詳しく述べるが、社会主義体制の制度的遺産がこれらを括るキーワードである。

2. 仮説の提起

2.1 地域間の資金移動

地域間の資源移動、技術のスピル・オーバーは後発地域にcatch-upの道を拓く。その結果、先進地域の歴史的、地理的な優位性は消滅する方向に向かう。たとえば、労働・資本の自由な移動、低賃金労働に触発された企業移転は、経済格差の縮小に寄与するはずである。ところが、「蘇南型」に代表される集団所有の郷鎮企業は、地方政府直属の工場であり、その収益分配に際し地元の利益が優先されたため、企業移転や技術・資本提携は稀にしか起こり得ない⁴⁾。また、資本取引は地域的に分断され、とりわけ農村で

は未だ広域的なマーケットを形成していない(Wang(1990)). さらに、先進的な農村地域における所得の向上は、農業銀行・農業信用公社の預金残高を増大させ、それが地元企業に融資されるという資金循環を生んでいる。これが極度に地域化された預貸リンクであるため、資金の地域的な偏在はさらに深刻なものとなっている(大橋(2000), 田島(2000), 日置(1996)). 加えて、分権的な財政制度は資金の流動性を阻害し、中央政府のマクロ・コントロール(地域間の財政移転)を制限している(Bahl(1998))⁵⁾。

分権的な財政制度は、地方政府に産業振興の誘因を与え、地方幹部の企業家精神を鼓舞したといわれているが(Oi(1999))⁶⁾、地域間の財政バランスを極端に悪化させた。郷鎮企業はその所有権を介して、地方政府と一体化した存在であったから(「政企合一」)、企業の余剰金が郷村間で融通されることもない。資金の地域間移動が不完全であれば、初期条件の優位性が先進地域に残存し、貧困地域では工業化の機会が閉ざされる。最初の仮説は、先進地域の優位性を温存させる資源移動のメカニズムと、それに関係する制度・商慣行の存在に関わる。すなわち、富が偏在する一因は、地元利益優先主義を基礎とする属地的な資金循環にある。人民公社時代に慣例化した自力更生・自給自足を旨とする経済システム——別言すれば、中国に固有な「単位」社会の閉鎖的経済ブロック(趙(1998))——が、これらに通底していると考えられる。

2.2 郷鎮企業の資源配分

かつて郷鎮企業は、党書記を中心とする地方幹部がその所有権を一元的に管理する経済単位であった(Song and He(1990)). 彼らは農村における唯一の権威であり、郷鎮企業の経営権を掌握した上で、集団資産の処分権と残余請求権を保有していた⁷⁾。企業の私有化が進んだ今日でも、彼らは農村の資源配分に関与し、地域産業の発展に強くコミットしている(Oi(1999)). もちろん、幹部の関心は農村工業の振興にとどまらない。Rozelle and Bisvert(1994)の指摘によれば、地元住民に対する雇用機会、公共財・サービスの提供に対して、彼らは政治的な責任を負っている。

問題は、地方幹部が郷鎮企業の投資・雇用のどのように決定してきたかにある。まず投資に

ついては、改革・開放政策以降1990年代半まで、過大な資金を地元企業に投下し、過剰生産を生み出していたと考えられている。周知のとおり、「諸侯経済」と呼ばれる経済の地方主義化がそうした投資行動を誘発し、過当競争、インフレーションを招来した(趙(1998)). 一方、企業への過剰投資の反対事象として、産業インフラを含む公共事業への投資は疎かにされた。公共事業の財源は地元郷鎮企業の利潤であり、それは企業の自己投資とシェアされる。したがって、分権的な財政制度のもとで、企業の自己投資が過剰であれば、地元政府の財政は窮乏する。

雇用についてはどうであろうか。既に述べたとおり、かつて人民公社は一般住民の職業選択の自由を剝奪し、居住地の移動を制限していた。したがって、地方政府にはその代償措置として、住民の雇用機会を保証するといった責務が課せられていた(Wu *et al.*(1990)). これに付随して、地方政府は郷鎮企業に対し地元住民を優先的に雇用し⁸⁾、かつ域内の所得分配に配慮し、企業での就業機会が家計間で平等になるように指導してきた。また同様な理由により、郷鎮企業は政府の許可なく余剰人員を解雇することさえできなかった。一方、被雇用者である農村住民は郷鎮企業の名目的なオーナーとして、そこでの就業を当然の権利として捉えていたという指摘もある(Kung(1999)).

地方幹部の投資・雇用決定が、人民公社時代の制度的遺産と無関係でないことは明らかである。問題は企業内資源配分と経済格差の関係であるが、必然的に導き出される仮説は次のようなものである。すなわち、企業内における資源のミス・アロケーションが貧困地域で深刻であるほど、地域間の経済格差は拡大する。

2.3 経済外部性—集積の経済—

経済格差を説明する3つめのファクターは、集積の経済(agglomeration economies)——産業集積が個別企業に及ぼす外部効果——である。一般に、集積の経済にもとづく外部効果は、知識のスピル・オーバー、熟練労働者市場の形成、製品市場の前方・後方連関によって発生すると考えられている。しかし、中国農村については少なくとも、二つの別の要因が関係していると思われる⁹⁾。一つは、先に述べた「政企合一」、地元利益優先主義に起因する財政資金の地域間

調整の欠如, もう一つは, 公共資本の不可分割可能性にもとづく規模の経済である(Jimenez (1995)). つまり, 地元企業の上納金が公共事業の主要な財源であり, かつ財政資金の地域間調整が不十分であるという状況下で, 企業の集中的な立地が産業インフラの供給を通して, 企業のパフォーマンスを向上させる. 反対に, 貧困地域では歳入不足と公共資本の規模の経済とによって, 農村工業化が阻害されるという関係である.

こうした外部効果を数量的に捉えるため, 企業の生産関数を

$$q = f(l, k, n) \quad (1)$$

と定義し(l, k はそれぞれ労働と資本, n は国有企業も含む域内の企業数を表す), $\partial q / \partial n > 0$ であれば, 集積の経済が存在すると認定する(Kanemoto(1990)).

3. 江蘇省内の経済格差

3.1 所得格差と郷鎮企業のプレゼンス

本稿の実証分析は江蘇省の県データを用いて行う(都市部は県級の市, 農村部は県であるがこれを総称して県と呼ぶ). 江蘇省は黄海に面する中国沿岸部の省で, 南東部で上海市と接している. 省内を流れる長江が全土を蘇南と蘇中・蘇北とに分割する. 省の総面積は10.26万km², 総人口は7千327万人(2000年末), 省都は南京市である. 人口は稠密であるが, 地勢は平坦で水利にも恵まれ, 農林牧漁業の生産額は2000年現在, 山東省, 河南省に次いで, 国内第

三位の地位にある. しかし改革・開放以降, 当地の歴史を最も強く特徴づけるのは, 郷鎮企業の先駆的な発祥と, その後における急成長である.

江蘇省, そのなかでも省南部(蘇南)は中国屈指の工業地帯である. と同時に, 「魚米之郷」(水郷で米どころ)と呼ばれるほどの農業の適地でもある. 反対に, 省北部(蘇北)はかつて「逃荒区」(飢餓が起きると人々がこぞって村を離れる地区)と呼ばれるほどの貧困地帯であり, 資本の蓄積などままならない状況にあった. 圧倒的な人口圧力と農業灌漑施設の未整備とが, その主たる原因であったといわれている(費(1988)). 現在でも, 蘇北と蘇南との間には甚大な所得格差が存在し, 農村における潜在失業率も北部ほど高い¹⁰⁾.

表1は, 1990年における江蘇省の地域間格差の概要を表している¹¹⁾. 蘇北農村の人口は省全体の35.5%を占めているにもかかわらず, GDPの割合は17.7%にすぎない. その結果, 1人当たり所得の蘇中・蘇南都市との所得格差は4.6~4.8倍に達し, 農村県との間にも大きな格差が生じている. しかも, それは1999年に至るもまったく解消されず, むしろ拡大している. 表示は割愛するが, 地域区分を県単位に細分し農村間だけで比較しても, 所得格差は最大で10倍を超えている.

表2は, 蘇北農村を基準とする一人当たり所得格差の要因分解を1990年について行った結果である. 第三次産業生産額比率および国有企業生産額比率の説明力は総じて低く, 地域によっては地域ダミーの貢献度が残差と相殺される程度に小さい. 農業生産性の寄与は無視しがたいが, 前掲Rozelle, World Bankの指摘にあるとおり, 最大の格差要因は第二次産業のプレゼンスである. たとえば, 蘇南農村県との所得格差のうち, 79%が第二次産業シェアによって説明される.

表1. 江蘇省経済の地域間格差(1990年)

	省全体	蘇北		蘇中		蘇南	
		農村	都市	農村	都市	農村	都市
標本(市区あるいは県)の数	75	25	4	18	2	21	5
人口(万人)	6,604	2,347	318	1,797	88	1,517	536
1県当たり人口(万人)	88	94	80	100	44	72	107
1人当たり所得(1990年, 元)	1,737	911	2,418	1,350	4,388	2,299	4,222
蘇北農村を基準とする所得格差							
(下段は1999年)	—	1	2.7	1.5	4.8	2.5	4.6
		1	3.1	1.7	4.4	4.2	5.7
第二次産業生産額比率(%)	52.1	27.3	56.9	43.5	72.5	57.4	67.6
第三次産業生産額比率(%)	21.7	17.1	31.3	17.6	24.2	18.1	30.5
国有企業生産額比率(%)	34.2	29.2	70.0	26.0	55.6	11.2	61.8
集団企業生産額比率(%)	61.8	69.7	29.1	72.4	31.8	86.7	29.4
人口比率(%)	100	35.5	4.8	27.2	1.3	23.0	8.1
GDP比率(%)	100	17.7	7.1	20.1	3.7	29.4	22.0

注) 都市と農村の区分については, 本文注11)を参照されたい. 集団企業には都市集団と郷鎮企業が含まれる.

資料) 『江蘇統計年鑑』.

表2. 蘇北農村を基準とした所得格差の要因分解

	β^a	蘇北		蘇中		蘇南	
		都市	農村	都市	農村	都市	農村
第二次産業生産額比率(%)	36.8 ^b	72	136	48	79	45	
第三次産業生産額比率(%)	0.98	1	0	0	0	0	
農業の土地生産性(元/ムー)	2.59 ^b	15	65	30	18	21	
国有企業生産額比率(%)	4.85	13	-4	4	-6	5	
蘇中ダミー(D_c)	-171	0	-39	-5	0	0	
蘇南ダミー(D_s)	367 ^b	0	0	0	26	11	
都市ダミー(D_v)	496	33	0	14	0	15	
残差	-	-34	-58	9	-18	3	
R^2 , 合計(%)	0.86	100	100	100	100	100	

注) 寄与率は次式より計算される。

$$1 = \sum_i \beta_i \frac{\Delta X_i}{\Delta Y} + \sum_j \beta_j \frac{D_j}{\Delta Y} + \text{residual} \quad (D_j = 0 \text{ or } 1)$$

ここで Y , X_i はそれぞれ一人あたり所得(元)および説明変数を表す。a: β は上式の推定値。b: 推定値が5%水準で有意であることを意味する。
資料) 表1と同じ。

3.2 要素移転と優位性のロック・イン

当地の郷鎮企業は、人民公社時代における集団農業の資本蓄積を基礎としながら、地方幹部の指導のもとで発展してきた。そうした農村工業の形態は「蘇南モデル」と呼ばれ、農村住民による集団的な所有形態を特徴とする。代表的な企業群としてはこの他に、「温州(浙江省)モデル」「珠江(広東省)モデル」などが挙げられる。「蘇南モデル」との違いは、企業設立時における資本の調達方法にあり、それはそのまま1990年代半までの地方政府と郷鎮企業の関係に投影されているといつてよい。中国郷鎮企業の典型をなすのは、「蘇南モデル」あるいはそれをオリジナルなモデルとして発展してきた企業群である。

「蘇南型」郷鎮企業の設立は、農業から非農業部門への要素移転(factor contribution, Kuznets(1965))に負うところが大きい。Svejnar and Woo(1990)は、それを促した要因として、農業生産請負制の導入(国家に対する農産物供出義務の緩和)および農産物政府買付価格の上昇(ともに1970年代後半)を挙げている。ここにおいてわれわれは、改革・開放直後、これとは反対の資金循環、すなわち農村工業から農業セクターへの資金供与——現在、富裕地域で見られる「以工補農」——が限定的であったことに留意すべきである¹²⁾。さらに、Murakami *et al.*(1996)、Zhang *et al.*(1994)によれば、蘇南地域の企業発展には、上海からの人材および技術の移転¹³⁾、舗装道路、鉄道、水運といった交通

網の早期整備、改革・開放以前からの家内工業の発展¹⁴⁾、国有企業の下請けなどが寄与している。

前述したとおり、資源の地域間移動、技術の拡散は、先進地域の優位性を消滅させる。しかし実際には、蘇北と蘇南との間の経済格差は改革・開放政策のなかで拡大し続けた。表3は江蘇省農村県を対象として、いくつかの経済指標についてタイル指数を計算した結果である。GDP、政府歳入に比べ、第二次産業生産額、政府歳入の地域間格差が相対的に大きい。歳入と歳出との間に見られる指数の差異は、財政移転の存在を示唆するが、ここには予算外資金(正規予算とは別に地方政府が徴

収を許された財源で、使途も地方政府の裁量に任されている)のデータが欠落しているという問題がある。この点は後に触れる。データの制約により、1990年以前の動向は把握できないが、1990~99年の間、タイル指数に低下傾向は見られず、格差はむしろ拡大している(1995~99年については若干の縮小)。

4. 仮説の検証

4.1 地域間の資金移動

経済格差が温存される要因として、ここでは分権的な財政システムとインフラ整備の関係に焦点を絞る。

表4は1990年代における江蘇省の財政(予算外資金は含まず)と投資の状況を表している。周知のとおり、中国政府の歳入・歳出規模は非常に小さく、たとえば対GDP比によって他国と比較した場合、その数値は際だって低い。それは中央政府に限らず地方政府についても同様であり、江蘇省も例外ではない。つまり、公共財・サービスの提供に関する政府部門の役割は

表3. タイル指数の計算結果

	1990	1995	1999
GDP	0.183	0.334	0.330
第二次産業生産額	0.428	0.564	0.526
県政府歳入	0.428	0.488	0.458
県政府歳出	0.138	0.263	0.196

注) 指数は農村県データだけを用い、すべて per capita で計算した。

資料) 表1と同じ。

表4. 江蘇省の財政収支と投資支出(単位:10億元)

	1990年	1995年	1999年
歳入	13.4	35.0	68.0
歳出	9.9	25.4	52.9
基本建設	0.6	1.9	3.8
農業投資	0.6	2.2	3.5
文教・保健	3.0	8.3	15.4
その他	5.8	13.1	30.1
固定資本投資	35.6	168.0	274.3
基本建設	8.6	36.2	74.9
国有単位	—	—	64.3
不動産開発	—	24.1	33.1
国有単位	—	—	17.2
農村集体	5.4	45.2	48.2
国有単位	—	—	0.0
省GDP	141.7	515.5	769.8

注) 国有単位には政府も含まれる。

資料) 表1と同じ。

限られたものである¹⁵⁾。政府に代わりその役割を担っているのは、都市では国有企業(国有銀行を含む)、農村では郷鎮企業である。政府と企業が所有権を介して一体化した状態にあり、予算外資金が表面化しない以上、政府部門だけを公共事業の実施主体と見なすのは誤りである。

表5. 一人当たり財政収入・支出と基本建設投資の地域間格差(単位:元)

	年	蘇北		蘇中		蘇南	
		都市	農村	都市	農村	都市	農村
歳入	1990	487	42	780	107	927	220
	1995	864	124	1,388	284	1,987	592
	1999	1,379	204	2,156	376	3,578	1,113
歳出	1990	291	71	397	76	331	97
	1995	548	142	907	187	944	299
	1999	858	247	1,447	299	1,903	606
基本建設	1990	11	0	10	1	9	2
	1995	34	1	116	2	60	14
	1999	54	3	124	2	173	16
農業投資	1990	24	8	18	7	11	14
	1995	32	12	51	12	35	21
	1999	33	12	30	10	62	31
文教・保健	1990	75	28	110	30	77	37
	1995	90	51	137	57	127	79
	1999	148	84	185	97	214	141
その他	1990	182	35	259	39	233	45
	1995	392	78	602	116	722	186
	1999	623	148	1,108	191	1,454	418
基本建設投資	1986~90 累計	2,393	49	7,045	156	4,267	124
	1991~95 累計	5,651	280	18,704	645	9,887	1,184

注) 最終行の一人当たり基本建設投資を計算する際、1986~90年については1990年の、1991~95年については1995年の年末人口を用いた。

資料) 『江蘇統計年鑑』、『江蘇省投資と建設統計資料(1986-1995)』。

実際に1990~99年の間、固定資本形成はGDP比率で25%から36%にまで上昇し、基本建設投資(産業インフラ投資)と不動産投資の合計は、総投資支出額の3分の1強を占める。こうした数字は先進国とくらべても遜色ない¹⁶⁾。ただし、その地域間配分には問題がある。表4に示すとおり、1999年についていえば、基本建設、不動産開発事業の75%が(地方)政府ではなく、国有単位(国有企業)によって実施されている。一方、農村集体による投資額(私的投資も含む)は全体の18%を占めるにすぎず、国有単位の関与は見られない。ちなみに、1990年代の農村県人口の割合は80%を超えていた。

表5は、一人当たりの財政支出と基本建設投資を地域別に計算した結果である。供給される財・サービスが公共財として特質を強く持てば、per capitaによる比較には問題がある。こうした留保はあるものの、同表より、貧困地域である蘇北農村県に対しては、財政的な補助が行われていることがわかる。しかし、農村県全体として見れば、歳出よりも歳入の方が大きく、財政移転の規模は地域間格差の解消に資するものではない¹⁷⁾。歳出を項目別に見ると、農業投資、文教・保健の地域間格差は最大でも5倍以下であるが、基本建設の都市・農村間格差は想像を絶するほどに大きく、農村県の間でも蘇北と蘇南との間には大きな格差が存在する。さらに、財政支出に関するshare equationを推計した結果、財政基盤の弱い県ほど、産業育成とは直接的な関係を持たない公共事業(文教・保健)の支出割合が高く、反対に、基本建設の支出割合が低いことが判明した¹⁸⁾。これは江蘇省の地方財政を分析した大島(1988)とも一致するが、孫(2001)によれば、こうした傾向が中国各地で観察されるという。

残念ながら、県政府が予算外資金に関するデータを公表しておらず、財政の全体像を把握することはできない¹⁹⁾。ただし、予算外資金は域内の事業にのみ支出されるから、それが財政の地域間格差の

拡大を助長することはあっても、緩和することはあり得ないと断言できる。表5の最終行には基本建設投資の1986~90年および1991~95年の累計額が示されている。上で述べたとおり、投資のおもな主体は地元企業であるが、ここにも大きな格差が見取れる。予算外資金は主に産業インフラの整備に向けられるから、その配分は企業の立地条件にも影響するはずである。このことは4.3でもう一度触れる。

4.2 企業内資源配分

4.2.1 投資

青木・伊丹(1985)に依拠しながら、企業の投資行動をモデル化する。生産関数(1)式のもと、企業利潤は

$$\pi = pf(l, k, n) - wl$$

で表される。生産物価格(p)は企業にとっては所与であると見なし、賃金率(w)の決定については後述する。企業は利潤を成長率 g で恒常的に成長させるため、当期利潤の一定割合(x)を每期再投資すると仮定する²⁰⁾。なお通常、投資率は期待成長率の関数であるが、本稿ではその逆関数としての企業成長関数($g=g(x)$)を定義する。そしてそれは以下の諸条件を満足する。 i は利子率を表す。

$$g' > 0, g'' < 0, g(0) = 0, g(1) < i$$

次式は、江蘇省県データを用いて推計された企業成長関数である(括弧内は t 値を表す)。

$$\begin{aligned} \ln g = & \underset{(-15.0)}{-0.958} + \underset{(4.8)}{0.307} \ln x + \underset{(1.9)}{0.121} D_C \\ & + \underset{(5.0)}{0.301} D_S - \underset{(-3.7)}{0.288} D_U \\ \bar{R}^2 = & 0.57, \text{自由度} = 70. \end{aligned} \quad (2)$$

ダミー変数 D_j ($j=C, S, U$)の意味は表2を参照されたい。推計では1990年と93年の粗資本ストックの差額を投資額と見なし、それを1990年の利潤で除した値を投資率とした。また1990~93年における利潤の変化率を企業成長率とした²¹⁾。データはいずれも県平均値である。ダミー変数の回帰係数は、同一の投資率に対する企業利潤の成長率が富裕地域ほど高いことを示す。検定の結果、蘇中と蘇南との間にも有意な差があることが判明した。第二次産業のプレゼンスと一人当たり所得の相関は既に周知であるから、企業成長の差異が省内の所得格差をさらに悪化させるという意味で、この計測結果は刮目に値する。

ところで、現時点(0期)において評価される企業価値は、各期のネット・キャッシュ・フローの割引現在価値であり、以下で定義される。

$$V_0 = \int_0^{\infty} [(1-x)\pi e^{gt}] e^{-it} dt = \frac{(1-x)\pi}{i-g}$$

かりに企業が投資率に関して V_0 を極大化すれば、次式が成り立つ。

$$g' = \frac{i-g}{1-x} \quad (3)$$

(3)式が与える均衡投資率(x^*)については、 $dx^*/di = 1/(1-x)g'' < 0$ が成立するが、これは投資率が利子率の減少関数であるという通説を示す。

x^* を計算する際問題となるのは利子率の水準である。ここでは55%という高金利を仮定したが、その理由は1990年代前半におけるインフレの高揚と信用制限であり²²⁾、別の理由は均衡投資率の存在条件($g(1) < i$)に関わる。表6は(2)(3)式から計算される均衡投資率と、それに対応する企業成長率の計算結果である。全域で過剰投資が見取れるが、そうした傾向は貧困地域ほど強い。これはDemurger(2001)および趙(1998)の指摘と矛盾しないけれども、高い金利水準が $x^* < x$ を結果した可能性を否定できない。ただし、資本は北部ほど稀少であるから、利子率は北部で高く、南部で低いと考えられる。そうであれば、均衡投資率と実際値との乖離幅は、蘇北でさらに拡大するはずである。

4.2.2 雇用

農村に残る雇用慣行が人民公社時代の所産であることは既に述べた。いま、雇用機会を提供する産業として郷鎮企業と農業を想定し²³⁾、地域(県)の潜在的な労働力を L 、郷鎮企業の総雇用量を l で表す。 $(L-l)$ 人の労働者は農業に自己雇用されるから、個人は確率 l/L で郷鎮企業に雇用され、賃金所得として w を得る。一方、それ以外の労働者は所得として $\bar{w} (< w)$ を得る。域外への転出、域外からの転入は想定されていないが、江蘇省の企業を調査した丸川(2002)によれば、非熟練工と技術者については労働市場の広域化が進んだが、それ以外の職種については、労働の流動性は依然として低い。

労働の不効用(e)が農業と企業で同じであれば、彼らの期待効用が以下のように定義できる。

$$u = \frac{l}{L}u(w) + \left(1 - \frac{l}{L}\right)u(\bar{w}) - e$$

表6. 投資率と企業利潤の成長率

	蘇北	蘇中	蘇南
x	0.47	0.49	0.67
x^*	0.18	0.24	0.49
$g(x)$	0.30	0.35	0.46
$g(x^*)$	0.22	0.28	0.42

郷鎮企業の賃金率、労働投入の決定がナッシュ交渉解に従うと仮定すれば、それは次のように定式化される。

$$\max_{w,l} \Psi \equiv (\pi - \bar{\pi}) [Lu - Lu(\bar{w})] \quad (4)$$

$\bar{\pi}$ は企業の外部機会(outside option)を表す。(4)式は賃金率と雇用の決定に関して、企業と住民が双対的なコントロール権を有していることを意味する(青木・奥野(1996))。通説に従えば、郷鎮企業の雇用決定は地方幹部の専権に属する一方で、公平原則、地元住民優先主義にも強く影響される(Meng(1990))。こうした慣習が農村内に残っていれば、郷鎮企業の雇用決定が(4)式に従う可能性は高い。なお、農民戸籍を持つ住民には農地(請負耕作地)が配分されるから、農業労働報酬が彼らの外部機会と考えてよい。

$u(w)$ が w の線形関数であれば、賃金率と労働投入に関する均衡条件は次式によって与えられる。

$$w = \frac{1}{2} \left(\bar{w} + \frac{pf - \bar{\pi}}{l} \right) \quad (5)$$

$$w = \frac{1}{2} \left(p \frac{\partial f}{\partial l} + \frac{pf - \bar{\pi}}{l} \right) \quad (6)$$

(5)(6)式は $\partial f / \partial l = \bar{w} / p$ という関係を導くから、ナッシュ交渉解が与える労働投入は、 $\bar{w} < w$ である限り、限界価値生産力が決定する労働投入よりも常に大きい。つまり、企業は利潤極大点を超えて労働力を雇用する。しかもその労働雇用量は $\bar{\pi}$ の水準とは無関係に決まる。ナッシュ交渉解が与える賃金が純粋に労使間の余剰分配として機能し、 $\bar{\pi}$ とは反対の動きをするのとは対照的である。

(1)式の生産関数を以下のトランス・ログ(trans log)型で特定化する。

$$\begin{aligned} \ln q = & \alpha_0 + \alpha_L \ln l + \alpha_K \ln k + \alpha_n \ln n \\ & + \beta_{LK} \ln l \ln k + \beta_{Ln} \ln l \ln n \\ & + \beta_{Kn} \ln k \ln n + \frac{1}{2} [\beta_{LL} (\ln l)^2 \\ & + \beta_{KK} (\ln k)^2 + \beta_{nn} (\ln n)^2] \\ & + \beta_c D_c + \beta_s D_s + \beta_v D_v \end{aligned} \quad (7)$$

(ダミー変数の意味については表2を参照)。労働の分配率を $\lambda = wl/pq$ と表すと、(5)(6)式は以下のように書き換えられる。

$$\lambda = \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\bar{\pi}}{pq} + \frac{\bar{w}l}{pq} \right] \equiv \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\bar{\pi}}{pq} + \tilde{\lambda} \right]$$

$$\lambda = \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\bar{\pi}}{pq} + \frac{\partial \ln q}{\partial \ln l} \right]$$

$$= \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\bar{\pi}}{pq} + \alpha_L + \beta_{LK} \ln k + \beta_{Ln} \ln n + \beta_{LL} \ln l \right]$$

ここで以下の2つの式を考える。

$$\lambda = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \tilde{\lambda} \quad (8)$$

$$\lambda = \alpha_L' + \beta_{LK}' \ln k + \beta_{Ln}' \ln n + \beta_{LL}' \ln l \quad (9)$$

明らかに、

$$H_1: \varepsilon_1 = \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\bar{\pi}}{pq} \right], \varepsilon_2 = \frac{1}{2},$$

$$\left[1 + \alpha_L - \frac{\bar{\pi}}{pq} \right] = 2\alpha_L',$$

$$\beta_{LK} = 2\beta_{LK}', \beta_{Ln} = 2\beta_{Ln}', \beta_{LL} = 2\beta_{LL}'$$

が成り立つと、労働投入・賃金率の決定はナッシュ交渉解に従う。一方、企業が賃金率を所与として、利潤を極大化すれば、 $\lambda = \partial \ln q / \partial \ln l$ が成り立つから、

$$H_2: \alpha_L = \alpha_L', \beta_{LK} = \beta_{LK}',$$

$$\beta_{Ln} = \beta_{Ln}', \beta_{LL} = \beta_{LL}'$$

は限界生産力命題の成立を意味する。ここで、 \bar{w} としては農業労働の shadow price を用いる(その推計方法については補論を参照されたい)。一方、利潤の外部機会($\bar{\pi}$)を知ることはできないため、やや不本意ではあるが、

$$H_3: \varepsilon_2 = \frac{1}{2}, \beta_{LK} = 2\beta_{LK}',$$

$$\beta_{Ln} = 2\beta_{Ln}', \beta_{LL} = 2\beta_{LL}'$$

を H_1 に代わる単純仮説とした。

パラメータの推定は生産量、労働投入、賃金率を内生変数と見なし、(7)(8)(9)式の同時推計によって行う。具体的には、対称性の条件を先験的な制約とした上で、最初に3本の方程式を最小2乗法により個別に推計し、そこで得られた推定値を初期値として、最終的には最尤法を用いた²⁴⁾。被説明変数としては付加価値額を用い、労働投入は総雇用者数、資本投入は粗資本ストック²⁵⁾である。これらのデータの県集計値を郷鎮企業1社当たり換算して用いた。筆者にとって利用可能な統計資料は1991年版(90年データ)以降の『江蘇統計年鑑』であるが、生産関数推計に必要なデータを記載しているのは、この91年版だけである。

単純仮説 H_3 はワルド(Wald)カイ2乗検定の結果、1%の有意水準で棄却された。つまり、郷鎮企業の雇用・賃金率決定はナッシュ交渉解には従っていない。そこで次に、賃金率を外生変数、労働投入を内生変数と見なした上で、(7)(9)式の同時推計を行った²⁶⁾。その結果、 H_2 は5%水準でも棄却されなかった。なお、労働投入を識別する変数として \bar{w} を用い、生産関数を操作変数法によって再推計し、検定結果の頑健性を確認した。その結果、 $(\partial f/\partial l)/(\bar{w}/p)$ の平均値としては3.77、 $(\partial f/\partial l)/(w/p)$ の平均値としては1.03であり、両者の間に有意な差が検出された。いうまでもなく、ナッシュ交渉解のもとでは $p(\partial f/\partial l) = \bar{w}$ 、利潤極大化のもとでは $p(\partial f/\partial l) = w$ であるから、この有意な差は、再推計が利潤極大化仮説をサポートしたことを意味する。

表7の(a)(b)は、それぞれ H_2 のパラメータ制約を課さない場合、課した場合の結果である。生産関数の正則性の条件(準凹性)は、(a)については満たされておらず、(b)については満たされている。(8)(9)式の説明力は弱いけれども、生産関数の決定係数は十分に高く、地域ダミーの回帰係数は、郷鎮企業の生産性が富裕地域ほど高いことを示唆する。(b)の推計結果から計算される労働の限界価値生産力(MPL)は、当然企業が提示する賃金率(w)に等しい²⁷⁾。問題は地域間の variation である。次式は、 MPL/w を農業労働の過剰率と地域ダミー変数に回帰させた結果である。

$$MPL/w = 0.999 - 0.218 * \text{農業労働過剰率} \\ \begin{matrix} (6.1) & (-1.8) \\ +0.195D_c + 0.090D_s + 0.080D_u \\ (4.1) & (1.8) & (1.4) \end{matrix} \\ \bar{R}^2 = 0.28, \text{自由度} = 70.$$

農業労働の過剰率は、農業の生産関数の推計結果から計算される。過剰率の江蘇省平均値としては43%であり、蘇北で48%、その他の地域で38%であった。上式は、農業・非農業部門の過剰就業が地域的に併存していること、および蘇北(貧困地域)の郷鎮企業に overstaffing の傾向が見られることを示唆している。1990年時点においてすら、貧困地域の郷鎮企業は農村の過剰労働力を吸収するといった社会的責務から、完全には解放されていない。

本サブ・セクションの分析結果を要約しておこう。貧困地域に立地する郷鎮企業ほど、過剰な投資が行われているにもかかわらず、利潤の成長率は富裕地域ほど高い。つまり、投資効率は貧困地域ほど低い。企業の生産性および労働の配分効率も貧困地域ほど低く、利潤極大点からの乖離の程度も大きい。以上のことから、企業内の資源配分は先進地域の優位性をロック・インする方向に作用していると結論できる。

4.3 集積の経済

生産関数の推計結果から集積の経済の作用 ($\partial \ln q / \partial \ln n > 0$) が認められる²⁸⁾。つまり、産業活動の地理的な集中が個別企業の付加価値を増大させる。ここで、公共事業が地元郷鎮企業によってファイナンスされている事実を念頭に置く

と、地域の法人所得総額あるいは出荷総額も企業数の代替物となり得る。表示は割愛するが、集積度指標の変更は結論に影響しないことが判明した。かかる事実を確認した上で、集積の経済の企業利潤に及ぼす影響を具体的に捉えてみよう。いま企業利潤の全微分が、

$$d\pi = qdp - ldw \\ + \left(p \frac{\partial f}{\partial l} - w \right) dl \\ + p \frac{\partial f}{\partial k} dk + p \frac{\partial f}{\partial n} dn$$

で与えられるから、 $d\pi$ に対する各変数の変化の貢献が計算できる。なお、 $p(\partial f/\partial l) = w$ を満たすよう

表7. 生産関数の推計結果

	(a)	(b)		(a)	(b)
α_L	0.387 (45.7)	0.386 (45.0)	ϵ_1	0.437 (33.4)	-
α_K	0.594 (28.2)	0.593 (27.0)	ϵ_2	-0.380 (-4.4)	-
a_n	0.080 (3.3)	0.092 (3.8)	\bar{R}^2	0.23	-
β_{LK}	-1.015 (-2.3)	-0.100 (-7.2)	α_L'	0.396 (4.5)	-
β_{Ln}	0.003 (0.0)	-0.008 (-1.5)	β_{LK}'	-0.081 (-6.0)	-
β_{Kn}	-0.015 (-0.1)	-0.013 (-0.3)	β_{Kn}'	-0.001 (-1.5)	-
β_{LL}	1.379 (2.0)	0.156 (7.3)	β_{LL}'	0.126 (5.9)	-
β_{KK}	0.773 (2.7)	0.115 (2.6)	\bar{R}^2	0.25	-
β_{nn}	-0.060 (-0.9)	-0.061 (-1.0)			
β_c	0.125 (4.6)	0.112 (4.1)			
β_s	0.168 (6.0)	0.154 (5.8)			
β_u	0.035 (1.2)	0.022 (0.8)			
\bar{R}^2	0.96	0.95			

注) 自由度は(a)が206、(b)が133である。括弧内はt値を表す。 β_c と β_s の有意差検定の結果、t値としては1.8であった。

表 8. 企業利潤の地域間格差と集積の経済性

	県内企業数 (平均値)	—	200~400	400~600	600~800	800~1,000	1,000~
		235	(319)	(478)	(714)	(849)	(1,281)
MPL/ <i>w</i>		0.87	0.94	1.02	1.05	1.24	1.02
企業利潤の実際値		62	141	275	404	562	418
正常利潤		64	146	285	417	597	420
$p(\partial f/\partial n)$		80	111	97	69	62	26
$d\pi$		—	82	221	353	533	356
qdp		—	28	82	120	257	113
ldw		—	-13	-34	-55	-68	-72
$p(\partial f/\partial k) dk$		—	60	152	253	300	261
$p(\partial f/\partial n) dn$		—	7	22	35	44	54
$p(\partial f/\partial n) dn/d\pi(\%)$		—	8.8	9.8	10.0	8.2	15.1

注) 企業利潤および $p(\partial f/\partial n)$ の単位はそれぞれ 1,000 元、元である。

な労働投入の水準を求め(そのことによる利潤の上昇率としては、平均で 4.5%)、それに対応する利潤(正常利潤)を計算した後、その企業間格差に関する要因分解を行った。

要因分解の基準としては、1990 年当時、企業数が最も少ない宿遷市泗洪県(蘇北)を選んだ(当地に立地する企業数としては 235)。表 8 が示すとおり、資本投入の多寡が利潤格差を説明する最大の要因であり、この点は首肯し得る。賃金率は企業集積の著しい地域ほど高いから、その差異は利潤の地域間格差を縮小させる方向に作用する。残差として計算された qdp の寄与度は、資本投入に次ぐ大きさである。集積の経済の寄与度は「800~1,000 社」分類を例外として、企業の集積とともに増大する。最大分類(1,000 社~)では 15% を越え、その便益の magnitude は無視し得ないほどに大きい。また $p(\partial f/\partial n)$ は企業数の減少関数であるが、 $p(\partial f/\partial n) dn$ に通減局面は現れない。つまり集積の不経済はデータの範囲では顕在化しない。

5. 結論

本稿では、中国屈指の工業地帯である江蘇省を対象として、地域間に見られる経済格差の生成メカニズムに実証的な光を当てた。人民公社の時代から引き継がれている戸籍制度が、格差の原因であるという通説に対し、本稿ではそれ以外に、分権的な財政制度、郷鎮企業の資源配分、企業集積にもとづく外部経済の関与を指摘した。

「蘇南モデル」に代表される郷鎮企業は、人民公社時代における集団農業の資本蓄積をベースとして設立された。つまり農業から非農業セク

ターへの要素(資本)移転が農村工業化の端緒である。地域間の資源移動、技術の拡散はこうした初期条件の重要性を低下させ、後発地域に catch-up の道を拓くはずである。しかし実際には、蘇北(貧困地域)と蘇南(富裕地域)との間の格差は、改革・開放政策の過程で拡大し続けた。

先進地域の優位性がロック・インされる原因は、人

民公社時代の制度的遺産が経済システムのあらゆる領域に残存しているからである。その具体的な形態としては、自力更生・自給自足に通底する郷鎮企業と地方政府の一体化(「政企合一」)、地元利益優先主義などである。それらが企業の過剰投資・過剰就業を招来している。しかもこうした傾向は貧困地域でより先鋭的に現れ、経済格差を生む一因となっている。また、分権的な財政システムは、財政資金の地域間調整——富裕地域から貧困地域への財政移転——を困難なものにしている。さらに、「政企合一」のもとで生み出された余剰資金が他地域に融通されることもなく、企業移転も稀にしか起こり得ない。その結果、先進地域には企業成長とインフラ整備といった良性の循環が生まれ、貧困地域ではその反対の連鎖、すなわち貧困の罠(vicious circle of poverty)が生じている。かかる事態は産業立地の好条件を富裕地域に提供し、集積の経済を発現させる。反対に、貧困地域の企業はその外部効果を受容できず、経済格差はいっそう深刻化する。

最後に、1990 年央以降、郷鎮企業が蘇北の一部農村県で急成長し、南北間の経済格差が縮小した(表 3)。90 年代は「蘇南型」郷鎮企業が所有権改革を断行し、集団から個人への資産売却が進行した時期に当たる。企業の私有化は格差縮小に寄与するのであろうか。残された課題である。

(投稿受付日 2002 年 6 月 20 日、
採用決定日 2003 年 7 月 9 日、
農林水産省農林水産政策研究所)

補論. 農業労働の shadow price

荏開津(1978)を参考にして、農業の生産関数を以下

補表. 農業生産関数の推計結果

	(A.1)	(A.2)
α_V	0.232 (2.9)	—
α_E	0.461 (8.1)	—
α_S	0.307 (4.0)	—
α_L	—	0.650 (10.9)
α_K	—	0.304 (4.2)
β_C	0.147 (1.6)	-0.038 (-0.6)
β_S	-0.168 (-1.9)	0.068 (0.9)
β_V	0.783 (6.2)	-0.103 (-1.0)
R^2 , 自由度	0.88 68	0.95 69

注) 括弧内は t 値を表す。

の分離型コブ=ダグラス(Cobb = Douglas)で特定化し、1990年の県データを用いて推計した(資料の出所は『江蘇統計年鑑』)。結果は補表のとおりである。

$\ln Q_A = a + \alpha_V \ln V + \alpha_E \ln E + \alpha_S \ln S_R$

$$+ \text{地域ダミー} \quad (\text{A.1})$$

$$\ln \bar{S} = b + \alpha_L \ln L_A + \alpha_K \ln K_A + \text{地域ダミー} \quad (\text{A.2})$$

Q_A , V , E , S_R , \bar{S} , L_A , K_A はそれぞれ、産出量、肥料投入、その他経常投入、灌漑面積、農地面積、労働投入、農業機械出力を表す。(A.1)式は生物的・化学的技術を表し、規模に関する収穫一定をアプリアリに仮定する。(A.2)式は機械的技術の isoquant を表し、パラメータ制約としては、 $0 < \alpha_L, \alpha_K < 1$ である。(A.1)と(A.2)式は $S_R = I\bar{S}$ という関係によって結合される(I は県レベルの灌漑率を表す変数)。この関係を用いることで、両式から労働の限界生産力が、

$$\frac{\partial Q_A}{\partial L_A} = A' \exp(a) \left(\frac{V}{S}\right)^{\alpha_V} \left(\frac{E}{S}\right)^{\alpha_E} \left(\frac{\bar{S}}{L_A}\right) \exp(\text{地域ダミー})$$

で与えられる($A' = \alpha_L(1 - \alpha_V - \alpha_E)(1/I)^{1 - \alpha_V - \alpha_E}$)。上記の特定化は多重共線性問題を回避する上では有益だが、労働生産性が中間投入財の集約度と労働集約度(の逆数)に依存し、土地生産性が労働集約度には依存しないという特徴を持つ。データにより、そのことが確認されたから、生産関数の特定化は概ね妥当であると判断される。

注

* 本稿は、筆者が客員研究員として在籍した国際食料政策研究所(International Food Policy Research Institute, IFPRI)における成果の一部である。本稿の執筆に当たっては、IFPRIのP. Hazell部長、S. Fan上級研究員、本誌レフェリーをはじめ、多くの研究者から有益なコメントを賜った。また筆者の中国現地調査では、黄季焜、張林秀、王紅林(いずれも中国農業科学院、当時)、劉焱(IFPRI Beijing Program Office)の各氏には大変お世話になった。記して感謝申し上げたい。なおIFPRIでの研究プロジェクトは、日本政府外務省経済協力局国際機構課からの資金援助によって行われた。関係各位のご協力に対し、改めて感謝の意を表したい。

1) 中国について所得のタイル指数を計算した

World Bank(1997)も、同じ結論を導いた。

2) 郷鎮企業とは農村に立地する非農業部門の総称であり、大まかには、郷村政府が経営する集団所有企業と、改革・開放後、農民が単独あるいは共同で起業した非公有企業(個人、聯戸)とに分類される。1990年代に入り、企業の私有化が全面的に進行したため、こうした分類は有効性を失いつつあるが、本稿の分析対象とした1990年の江蘇省についていえば、国有企業、集団所有企業を除く企業の単位数および生産額シェアは、それぞれ1.2%、4.9%にすぎない。なお『中国郷鎮企業年鑑』によれば、1990年代を通して、全国の郷鎮企業総生産額のうち工業の割合は70%、江蘇省については85~90%前後である。つまり、郷鎮企業の主要産業は工業であり、江蘇省ではその傾向がより強い。

3) 鄧小平が唱えた「先富論」は明らかに格差の発生を是認するが、それは富の貧困地域への trickle down を想定していたはずである。

4) 地方政府が工場用地の提供などを通じて、地元郷鎮企業の保護・育成に努めてきたから、企業側にも工場を移転する誘因が少なかった(Byrd and Zhu (1990))。

5) 分権的な財政制度は1994年に公布された分税制の導入により、その役割を終えるが、中央政府が制度の改正にあたり地方政府の既得権益に配慮したため、その請負的な性格は残された。

6) この点に関してOi(1999)は独自の「地方政府コーポラティズム論」を展開した。またLin and Liu (2000)は計量経済的な手法を用いて、分権的な財政制度の経済成長に対する貢献を実証した。

7) 集団所有企業の所有権問題については、Walder and Oi(1999)による優れた研究がある。

8) 筆者が2001年に江蘇省無錫市宜興市(県級の市)で100社を対象として行った企業調査によれば、地元(村)の出身者のみを一般労働者として雇用している企業は43社にのぼり、一般労働者に占める村外出身者の割合は2割に満たなかった。

9) 産業立地の core-periphery の成立を内生的に解き明かしたKrugman(1991)のモデルは、技術的な外部経済の関与を意図的に排除した上で、企業の立地(集積・分散)がプラントレベルにおける規模の経済、輸送費、製造業製品に対する支出割合に依存することを示した。

10) 江蘇省内の経済格差を「南北合作」によって解消しようとしている中国では、その施策が全国的な「東西合作」に資すると考えられている。

11) Chan (1994)によれば、省の県レベルにおいて、県級市の街道と鎮の一部、および県のなかの鎮の一部が都市に分類される。本稿ではデータの制約により、1990年における県級市(市区)を都市と見なさざるを得なかった。

12) 1980年当時、第二次産業は江蘇省GDPの45~50%を占めていたが、製造業、建設業の主たる担い手は、国有企業、都市集団企業であり、農業を資金面でバックアップできた郷鎮企業のシェアは未だ低い水準にあった。

13) 解放前(1949年の中華人民共和国設立以前)か

ら、江蘇省南部の農民は上海で習得した近代技術を地元農村に持ち帰り、農村工業の礎とした。また文化大革命の時代「上山下郷運動」の最中、農村への移住を余儀なくされた知識青年が社隊企業の発展に寄与した(費(1988))。さらに改革・開放後、上海の国有企業に勤務する技術者が休日などを利用して、周辺の郷鎮企業に向き技術の指導を行った。

14) たとえば蘇州市およびその周辺などでは、既に明代末期に家内制絹織物産業が発展していた。

15) 世界銀行の World Development Indicators によると、中央政府歳入の GDP 比率は、低所得国、低所得国でそれぞれ平均 10.1%、21.5%、中国では 5.8% にすぎない(数字は 1997 年)。また、固定資本投資の原資としては自己資金が最も多く 6 割を占める。次いで多いのが国内借款で 15%、財政の貢献は見かけ上 2.3% にすぎない。

16) OECD 統計によると、公的固定資本形成の対 GDP 比率は、日本、韓国が例外的に高く 5~7% の水準にあり、他の先進国では概ね 2~3% である(数字は 1995 年)。一方、表 4 から、基本建設投資と不動産投資の合計の対 GDP 比率を 1999 年について計算すると、14% に達する。ただし、基本建設投資や不動産開発投資には民間投資も含まれる。

17) 一人当たり歳出額と地域ダミーを補助率に回帰させると、前者の係数は有意にマイナスであるが、都市ダミーは有意ではないもののプラスであった。

18) SUR(Seemingly Unrelated Regression) 推計法を用いて、県民一人当たり財政支出と地域ダミーを項目ごとの財政支出シェアに回帰させると、各年(1990、95、99 年)について、基本建設とその他経費(人件費等)の回帰係数は正、文教・保健の回帰係数は負で、ともにゼロと有意差があった。

19) 各級政府は上級政府への上納金を過少に申告しながら、予算外資金を捻出してきた。1990 年当時、予算外資金は正規予算にほぼ匹敵する規模であり、そのことにより、富裕農村では農民の納税が免除されていた。ただし、分税制の導入(1994 年)により、予算外資金の規模は近年、急速に縮小した。

20) 江蘇省の郷鎮企業では、固定資本形成の大部分が自己資金によって調達されてきたため、借入金を考慮する必要はないと判断した。

21) 1993~95 年データを用いても、ほぼ同じ結果を得た。最近年については統計資料に関連データの記載がなく、推計を断念した。なお、投資率の観察値が企業の合理的な行動を反映していると思えば、単なる curve-fitting による成長関数推計には問題が残る。

22) 当時の名目貸出金利としては 10% 程度であったが、中央政府により管理されていた貸出金利は市場実勢を反映していない。

23) このモデルでは都市への出稼ぎ機会が考慮されていない。農村住民の労働供給が分析の目的であれば、この仮定は問題であるが、以下で検討するのは郷鎮企業の労働需要である。

24) 最尤法では 19 回の繰り返し計算により収束した。初期値を変えても最終的な推定値には、ほとんど影響しない。

25) 統計年鑑には資本ストックの推定方法に関する説明がない。通常中国では基準年次法を用いるが、各年度の投資額がデフレートされているか否かは判然としない。

26) 本来であれば、Hausman 検定を行い、賃金率の外生性をテストしなくてはならない。そのためには、費用関数あるいは利潤関数の推計が必要であるが、ここではそれを断念した。

27) Gregory and Meng(1995)、Weitzman and Xu(1994)は、郷鎮企業が農村に堆積する労働力を余剰人員として抱えていたという通説を支持するが、本台・羅(1999)、Murakami, Liu and Otsuka(1996)はそれを否定する。

28) 集積の範囲をどう取るかは大きな問題である。ここではデータの制約により県とした。旧人民公社(郷・鎮)が依然として経済の基本単位であれば、この括りでは大きすぎる。

参考文献

- 青木昌彦・伊丹敬之(1985)『企業の経済学』岩波書店。
 青木昌彦・奥野正寛編著(1996)『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会。
 荏開津典生(1978)「農家の農業投資」加藤謙・荏開津典生編『インフレーションと日本農業』東京大学出版会、pp. 307-324。
 費孝通(1988)『江南農村の工業化“小城镇”建設の記録 1983~84 年』大里浩秋・並木頼寿訳、研文選書。
 日置史郎(1996)「地域化された預貸リンク」、郷鎮企業の地域間発展格差、地域間農民所得格差——1980~87 年を中心に——『経済学』東北大学研究年報、第 58 巻第 2 号、pp. 71-89。
 本台進・羅欽鎮(1999)「農村経済の変貌と労働市場」南亮進・牧野文夫編著『流れゆく大河——中国農村労働の移動』日本評論社、pp. 57-79。
 丸川知雄(2002)「雇用と労働をめぐる制度変化」丸川知雄編『中国企業の所有と経営』、アジア経済研究所、pp. 373-411。
 中兼和津次(1996)「中国の地域格差とその構造——問題の整理と今後の展開に向けて——」『アジア経済』第 37 巻第 2 号、pp. 1-34。
 大橋英夫(2000)「中央・地方関係の経済的側面——財政・金融を中心に——」天児慧編『現代中国の構造変動：政治——中央と地方の構図』東京大学出版会、pp. 61-89。
 大島一二(1988)「中国における農村財政構造に関するケーススタディ」『農業経済研究』第 60 巻第 3 号、pp. 167-177。
 孫一萱(2001)「分税制」改革以降の中国の地方財政に関する考察 天津市地方財政を中心に」『アジア研究』第 47 巻第 2 号、pp. 1-15。
 田島俊男(2000)「中国の財政金融制度改革——属地的経済システムの形成と変容——」中兼和津次編『現代中国の構造変動：経済——構造変動と市場化』東京大学出版会、pp. 73-106。
 趙宏偉(1998)『中国の重層集権体制と経済発展』東京

- 大学出版社。
- Bahl, R. W. (1998) "China: Evaluating the Impact of Intergovernmental Fiscal Reform," in Bird, R. M. and Vaillancourt, F. (eds.), *Fiscal Decentralization in Developing Countries*, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 49-77.
- Byrd, W. A., and A. Gelb (1990) "Why Industrialize? The Incentives for Rural Community Governments," in Byrd, W. A. and Lin, Q. (eds.) *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 358-387.
- Byrd, W. A., and N. Zhu (1990) "Market Interactions and Industrial Structure," in Byrd, W. A. and Lin, Q. (eds.) *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 85-111.
- Chan, K. W. (1994) "Urbanization and Rural-Urban Migration in China since 1982." *Modern China*, Vol. 20, No. 3, pp. 243-281.
- Demurger S. (2001) "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?" *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 95-117.
- Gregory, R. G., and X. Meng (1995) "Wage Determination and Occupational Attainment in the Rural Industrial Sector of China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 21, No. 3, pp. 353-374.
- Jimenez, E. (1995) "Human and Physical Infrastructure: Public Investment and Pricing Policies in Developing Countries," in Behrman, J. and T. N. Srinivasan, T. N. (eds.), *Handbook of Development Economics Vol. 3B*, Amsterdam: North-Holland, pp. 2773-2843.
- Kanemoto, Y. (1990) "Optimal Cities with Indivisibility in Production and Interactions between Firms," *Journal of Urban Economic*, Vol. 27, pp. 46-59.
- Krugman, P. (1991) "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, pp. 483-499.
- Kung, J. K-S. (1999) "The Evolution of Property Rights in Village Enterprises: The Case of Wuxi County," in Oi, J. C. and Walder, A. G. (eds.), *Property Rights and Economic Reform in China*, California: Stanford University Press, pp. 95-120.
- Kuznets, S. (1965) *Economic Growth and Structure: Selected Essays*, New York: W. W. Norton & Company.
- Lin, J. Y., and Z. Liu (2000) "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 49, No. 1, pp. 1-21.
- Meng, X. (1990) "The Rural Labor Market," in Byrd, B. A. and Lin, Q. (eds.), *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 299-322.
- Murakami, K. M., D. Liu, and K. Otsuka (1996) "Market Reform, Division of Labor, and Increasing Advantage of Small-Scale Enterprises: The Case of the Machine Tool Industry in China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 23, No. 3, pp. 256-277.
- Oi, J. C. (1999) *Rural China Takes Off*, Berkeley and Los Angeles, California: University of California Press.
- Rozelle, S. (1994) "Rural Industrialization and Increasing Inequality: Emerging Patterns of China's Reforming Economy," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 19, No. 3, pp. 362-391.
- Rozelle, S., and R. N. Bisvert (1994) "Quantifying Chinese Village Leaders' Multiple Objectives," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 25-45.
- Svejnar J., and J. Woo (1990) "Development Patterns in Four Counties," in Byrd, W. A. and Lin, Q. (eds.) *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 63-84.
- Song, L., and D. He (1990) "The Role of Township Governments in Rural Industrialization," in Byrd, W. A. and Lin, Q. (eds.) *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 342-357.
- Walder, A. G., and J. C. Oi (1999) "Property Rights in the Chinese Economy: Contours of the Process of Change," in Oi, J. C. and Walder, A. G. (eds.), *Property Rights and Economic Reform in China*, California: Stanford University Press, pp. 1-24.
- Wang, T. (1990) "Regional Imbalances," in Byrd, W. A. and Lin, O. (eds.), *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 255-273.
- Weitzman, M. L., and C. Xu (1994) "Chinese Township-Village Enterprises as Vaguely Defined Cooperatives," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 18, No. 2, pp. 121-145.
- World Bank (1997) *China 2020: Sharing Rising Incomes*, Washington, D. C.
- Wu, Q., H. Wang, and X. Xu (1990) "Noneconomic Determinants of Workers' Income," in Byrd, W. A. and Lin, O. (eds.), *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford University Press, pp. 323-337.
- Zhang, X., C. Findlay, and A. Watson (1994) "Growth of China's Rural Enterprises: Impacts on Urban-Rural Relations," *Journal of Development Studies*, Vol. 31, No. 4, pp. 567-584.