経済論叢別冊　調査と研究（京都大学）第29号，2004年10月

〈中国経済の数量分析Ⅲ〉

失業継続時間と所得変化に関する計量分析*

——北京市下崗女性労働者を中心として——

趙　　国　　慶

I　はじめに

改革開放以来，中国経済は驚くほどの高成長を遂げたが，高成長とともに，経済の発展を制約しうる要素も表面化している。これらの要素の中で，就業と社会保障の問題が深刻化し，高度経済成長のネックになっている。

1990年代半ば，中国政府は国有企業の改革に伴う過剰労働者の問題を解決するために，過剰労働者を元の職場から離れさせ，自宅待機させる政策を取っている。しかし，これらの労働者の人事関係（“崗位”＝籍）は元の職場に置かれ，国有企業が作った“再就職サービスセンター”から，基本的な生活費を支給されている（こうした労資関係は中国語で“下崗”と言う）。中国国有企業における“下崗”された労働者数（以下，「下崗者数」とする）は，正式な失業人口統計に含まれていない。しかし，下崗が実質的な失業を意味するのは明らかである。Hu [1998] はマクロ的な見地から中国の失業と下崗の関係を論じ，下崗者数を含んだ中国の失業人口と失業率を計算した上で，下崗者数の失業人口に占める比率が非常に高いと結論した。Lu [2002] は1995年以降，下崗者数が同期の社会失業人口の数を遥かに上回ることを指摘した。従って，中国の下崗問題は，経済体制の転換過程における重要な失業問題の一つといえる。

近年，多くの学者が，中国における特殊の失業現象，すなわち下崗問題及び下崗労働者の再就職政策の効果などに関して，さまざまな角度からアンケート調査と現地調査を行い，統計データの結果を解析した。たとえば，Mong and Yue [2001] は労働・社会保障省（“労働和社会保障部”）の実施した，企業及び“下崗”労働者に対するアンケート調査のデータを用いて，下崗労働者における再就職のチャンスについて分析した。それによれば，下崗労働者に占める女性労働者の比例が高く，下崗労働者の年齢が比較的高く，学歴が低く，多くの下崗労働者が国有企業からのものであり，製造業に集中して，下崗前の職業では一般的な労働者が多く，そして，下崗労働者の家庭収入が低いという特徴が示されている。The Team of Study for China's Cities and Towns Labor Force Flow [2002] は，北京市の下崗労働者の調査結果を用いて，下崗労働者における性別，年齢構成，下崗前の企業分類，学歴等を分析した。それによれば，下崗女性労働者の女性労働者に占める割合は8.9％であり，一方，下崗男性労働者のそれは4.5％と，男性に比べ女性の“下崗”労働者の比率が，かなり高くなっていることがわかる。

『中国労働統計年鑑』のデータから，2000年の北京市における下崗労働者74,473名中，女性労働者の占める比例は63％（46,918名）であった。このことは，国有企業労働者数に占める女性労働者の比率である36％（2001年末，『中国統計年鑑』）と比較すると，女性労働者の下崗問題は特に目立っている。しかし，下崗労働者，特に下崗女性労働者のミクロデータについて，計量分析をした既存研究は殆どない。本稿は，自ら収集した北京市下崗女性労働者の標本データを用いて，下崗女性労働者の失業継続時間に

＊　紀平良昭氏（京都大学大学院経済学研究科）には本稿作成の過程で，貴重な示唆をいただいた。記して感謝したい。

費用の負担を義務付けられており，企業経営の主たる目的である利潤追求のほかにも従業員，そして地域経済への貢献が義務付けられていた。その結果，企業利潤のうち本来であれば再生産に用いられるべき資金が，こうした従業員の賃金・福利や地域の公共事業への投資に使われることによって過少となり，企業はしばしば深刻な資金不足に陥ることが指摘されてきた（石[1997]）。

また，郷鎮企業は事実上郷鎮政府経営の企業であったため，その経営は郷鎮政府官僚の昇進の動機付けと密接に関連していた。具体的には，郷鎮企業の経営者は基本的に郷鎮政府から派遣されており，このポストは個々の官僚の出世コースに組み込まれていた。そして経営者の任期は3年から5年で，その間に達成された生産額は経営者を評価する重要な基準となっていたため，郷鎮企業の経営者は任期内における生産額（最大化）の実績づくりを志向していた（Whiting [2001]）。その結果として，費用対効果を考えない生産や過大な固定資産投資が盲目的に行われることになった。

これらの議論は，郷鎮企業が利潤追求以外に様々な義務を抱えていると同時に政府が直接その経営に介入し，政府及びその官僚の意思を反映した経営が行われることを表している。このような特徴を持つ郷鎮企業の経営を指して，石[1997] 等は郷鎮企業を「小国有企業」と呼んでおり，郷鎮企業の競争力を著しく阻害する要因であるとする。

そして以上の見解はいずれも，利潤最大化企業の行動様式とは異なる，農村コミュニティ企業としての特徴を持つ[3]集団所有制郷鎮企業の育成による地域経済振興という方式がこれまで採用可能であったのは，売り手市場という中国経済の当時の状況が背景にあったからであり，買い手市場への転換によってその採用が困難になり，郷鎮企業の民有化及び地域経済発展の新たな方式が必要であることを指摘している。

しかし，上述の議論では，1990年代後半における中国経済の売り手市場から買い手市場への転換の企業に与える影響がどのようなものであったかは，必ずしも明示されていない。買い手市場への転換に伴って市場競争はたしかに激化する可能性があるが，管轄政府とより密接な関係を持ち，非公有企業よりも制度的に優遇されていた公有企業が，その生産活動において市場の動向の影響を受けるような特徴を持っているのか否かについては，実証的には明らかにされていない。そこで本稿では，買い手市場への転換に伴う市場競争の激化が郷鎮企業の生産活動に影響を与えるようになっているのか否かを，省レベルの集団所有制郷鎮企業データを用いて検証する。

この検証はまた，1990年代末からの公有企業の民間への売却（民有化）を伴う所有権改革実施がその時期において合理的なものであったか否かの政策的評価を行うための基礎的な作業といえよう。

本稿の以下の構成は次のとおりである。第Ⅱ節で簡単な記述統計より郷鎮企業の1990年代における固定資産投資状況を確認し，第Ⅲ節では推定に用いられるデータに関する説明を行う。続いて第Ⅳ節で郷鎮企業の競争力への景気変動の影響を分析するために，景気変動を考慮した生産関数を設定し，第Ⅴ節でその推定結果を述べ，最後に結論を述べる。

II　記述統計にみる1990年代の郷鎮企業の概況

厳 [2002]，中国郷鎮企業年鑑編集委員会[2001] によれば，郷鎮企業の発展段階は，改革開放以降現在まで，郷鎮企業育成の政策及び郷鎮企業発展の特徴によって下記のような5段階に区分されるという。

第1段階は，1979年から1983年のいわば郷鎮企業の萌芽段階に当たる時期である。この時期，農業部からは，郷鎮企業の前身である社隊企業

3)　多くの欧米先行研究は，集団所有制郷鎮企業の利潤最大化から逸脱した行動が，従業員の雇用及び雇用条件によりウェイトを置いたものであることを実証的に明らかにしている（Svejnar [1990], Dong and Putterman [1996], Dong [1998], Pitt and Putterman [1999]）。

に対して「社隊企業発展の諸問題についての規定」が出され，これにより，郷鎮企業の発展が促進された。但し，この時期の郷鎮企業は，農業部門に滞留した余剰労働力の吸収を主たる目的としてその発展が政策的に促進されたのであり，その生産･経営活動の範囲も限定的であった。郷鎮企業の生産・経営範囲はあくまでも農村における軽工業への従事，国有企業の下請けに過ぎず，都市部の企業と異なりその行動は制限されていた。その一方で郷鎮企業に融資，税制面では優遇措置が設けられていた。

第２段階は，1984年から1988年であり，この時期にこれまで社隊企業と称されていたのが「郷鎮企業」に正式に改名している。また，この期間が郷鎮企業の最も発展した時期であり，郷や鎮，村の集団経営による郷鎮企業以外にも，個人企業や共同（合作）企業の発展も奨励され，生産や販売といった経営面で政策的に与えられていた規制も次第に緩和された。具体的には，農産物加工に限定されていた郷鎮企業の経営分野がすべての業種についての営業が許可されるようになった。また，資材調達や商品販路も広域化した。更に，郷鎮企業はその急速な発展によって農業部門に滞留している余剰労働力の吸収，農民の所得水準の向上に対して大きく貢献した。

第３段階は，1989年から1991年であり，中国経済の経済過熱の整理段階と重なる。この時期の郷鎮企業は，その市場指向の行動様式が整理の対象となり，再びさまざまな制限が加えられるようになった。また，税制･融資面における優遇措置も廃止された。

第４段階は，1992年から1996年である。この時期の郷鎮企業は，中国経済の「社会主義市場経済」への移行が決定され，都市部の国有企業や都市集団企業における所有権改革や株式制への移行を目的とした各種経済改革の施行が基本的方針となったことを受け，再び高度成長期に突入した。この時期，政治的にも郷鎮企業が中国経済に主要な位置を占めることが認識された。

第５段階は，1997年から現在までである。この時期には，郷鎮企業に対する所有権改革が実施されてきている。

以上のように，郷鎮企業は，その発展の初期段階においては生産･経営活動に著しく制限が加えられており，よく言われるように市場における「隙間を塗って」，即ち国有企業の下請けや，農村における需要の充足を主たる役割として発展してきた。しかし，その後，郷鎮企業に与えられていた生産・経営活動における制限が次第に緩和してきており，農村経済振興の牽引車としての位置づけから，中国の市場経済化進展に伴って市場競争を展開する１主体となっていったことが分かる。特に本稿で注目する1990年代初頭から中盤にかけては，それまでの郷鎮企業に対する優遇措置が廃止される等，郷鎮企業が次第に市場競争の中に取り込まれていく時期であった。そしてこの時期には，後述するように郷鎮企業の発展様式が変化している。以下では，具体的に記述統計より郷鎮企業の固定資産投資額に見るその発展の推移を概観する。

第１表は，中国全体及び本稿で以下の推定にそのデータ用いる各省における各年の郷鎮企業の固定資産投資額である。

中国全体では，郷鎮企業の固定資産投資額は1991年の約343億元から1996年には1600億元を超える規模にまで増加している。特に1992年以降は，急速に投資規模が拡大している。但し，1996年をピークに，投資規模はやや縮小している。

第１図は，本稿で以下の推定にそのデータを用いる各省における各年の郷鎮企業の固定資産投資額の推移をグラフに表したものである。ここでは，上海，浙江，安徽，河北，黒竜江，青海の各省市について固定資産投資額の規模の推移を見てみよう。

ここでも，先に見た中国全体における1996年をピークとする固定資産投資額の推移と同様に，青海省以外の各省で，1991年から1996年で急速に投資規模が拡大し，その後投資規模が縮小する傾向が見られる。

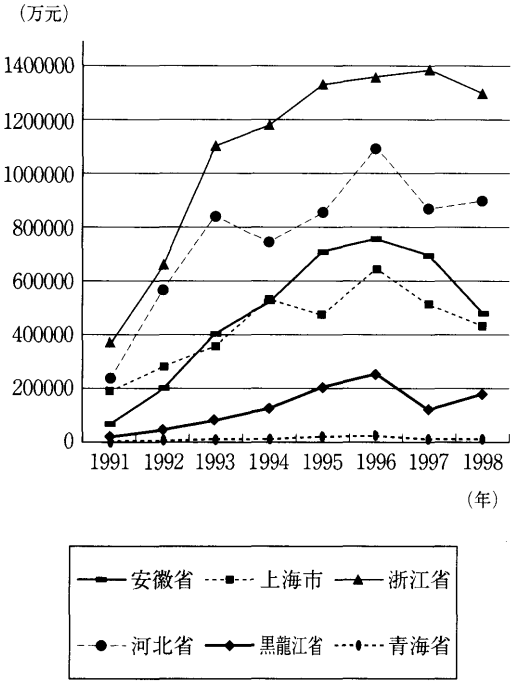
以上より郷鎮企業は，売り手市場から買い手市場への転換期である1990年代中盤を境に，固

第1表　郷鎮企業における固定資産投資額　（単位：万元）

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
中　国	3429861.19	8561718.29	13615564.23	14410223.31	15715298.09	16089370.15	14087756.71	13035508.08
安徽省	61323.17	196304.24	406596.28	527110.53	715701.43	762159.06	699302.87	477621.90
上海市	190895.62	273473.96	352556.42	533771.24	475278.80	645718.46	513387.54	437245.48
浙江省	355952.51	651246.90	1101525.09	1181291.93	1337000.30	1368565.00	1392538.74	1315938.51
河北省	222564.61	563836.97	849902.41	741906.37	859473.64	1105573.17	871241.26	906798.00
黒龍江省	16105.02	44792.26	85266.79	128495.10	210434.61	260957.46	119397.46	186767.16
青海省	2132.42	n.a.	10066.33	9686.85	23860.62	27372.49	17088.26	15818.96

出所：中国郷鎮企業年鑑，各年版。

第1図　各省郷鎮企業の固定資産投資額推移



定資産投資規模において拡大傾向から縮小傾向に転じている。これより，郷鎮企業は1990年代中盤以降には，それまでの拡張型の経済発展方式が次第に困難になっていること，そしてその発展方式が変化していることがうかがえる。そしてこのことはまた，先行研究において指摘された買い手市場への転換に伴う市場における競争激化が，郷鎮企業のこの投資規模の拡大から縮小への転換に何らかの影響を与えていること，つまり，市場競争の激化に伴って，従来のような形式での郷鎮企業の発展が次第に困難になっていることを示唆していると考えられる。このことをより正確に確認するために，以下では上述した景気変動を考慮した生産関数の推定を行う。

III　モ　デ　ル

以下では，郷鎮企業の競争力をその生産性として捉え，更に景気変動の郷鎮企業の競争力への影響を分析するという目的のために，景気変動も考慮しながら以下のようなコブ=ダグラス型生産関数を推定する。

まず，我々は景気変動を考慮しない生産関数を推定する。その際，生産性の各年変化及び地域別各年変化を見るために，以下のような推定式（1）及び（2）を採用する。

$$\ln Y_{ijt}=\sum_{i=1\sim38}\sum_{j=1\sim6}\alpha_{ij}(I_i\times R_j)+\sum_{t=2\sim5}\alpha_t D_t+\beta_K\ln K_{ijt}+\beta_L\ln L_{ijt}+\varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

ここで，$\ln Y$ は付加価値額対数値，$\ln K$ は固定資産額対数値，$\ln L$ は労働者数対数値，i は産業のインデックスナンバー，j は地域のインデックスナンバー，t は年のインデックスナンバー，I_i は i 番目の産業の産業ダミー，R_j は j 番目の地域の地域ダミー，D_t は t 年の年ダミーである。α_{ij}，α_t，β_K，β_L は推定されるべき未知のパラメータであり，ε は誤差項である。ここで α_{ij} は i 番目の産業の j 番目の地域の個別効果項を表している。つまり，我々は産業（38業種）×地域（6地域）の個別効果を考慮

したパネル推定を採用する。α_t は t 年における対データ開始年（1993年）の生産性変化部分を表す。この(1)式より，我々が採用するデータ地域6省における郷鎮企業の生産性の各年における変化を分析する。続いて，この生産性変化を6省それぞれについて見ていく。

$$\ln Y_{ijt}=\sum_{i=1\sim38}\sum_{j=1\sim6}\alpha_{ij}(I_i\times R_j)+\sum_{j=1\sim6}\sum_{t=2\sim5}\alpha_{jt}(R_j\times D_t)+\beta_K\ln K_{ijt}+\beta_L\ln L_{ijt}+\varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

ここで，$R_j\times D_t$ は j 番目の地域の t 年における生産性変化ダミーとなる。また，α_{jt} は推定されるべき未知のパラメータであり，j 番目の地域の t 年における対データ開始年（1993年）の生産性変化部分を表す。その他の記号は(1)式のものと同じ意味を持つ。この(2)式の推定により，6省それぞれにおける郷鎮企業の生産性変化を明らかにする。

続いて我々は，景気変動の郷鎮企業の生産性への影響を分析する。ここで，Basu［1996］より，景気変動の郷鎮企業への影響を稼働率のそれへの影響と捉えていく。Basu［1996］は，生産のための諸投入物の稼働率が，各産業・業種における景気循環に伴う生産量の変化を説明する重要な指標であることを見出している。そこで，本稿では景気変動の生産性への影響を分析するために景気変動の代理変数として各産業の稼働率を用いる。

そしてこの稼働率について，Basu［1996］は，稼働率を表す好都合な変数として中間投入を挙げている。そして原材料の増減は，実際には目に見えない資本や労働の有用性，及びそれらの有用性の変化を捉える適切な指標であるとする。したがって，本稿ではこの中間投入を稼働率の代理変数として採用する。ここで，原材料は実際には設備（資本）の規模に応じて投入されることを想定し，稼働率を表す変数として中間投入（M）を固定資産額（K）で除した比率を採用し，これを景気変動を表す変数の代理変数とする[4)]。

我々は，景気変動を考慮した生産関数を以下のように設定する。

$$\ln Y_{ijt}=\sum_{i=1\sim38}\sum_{j=1\sim6}\alpha_{ij}(I_i\times R_j)+\sum_{t=2\sim5}\alpha_t D_t+\beta_K\ln K_{ijt}+\beta_L\ln L_{ijt}+\sum\gamma_t\{\ln(M/K)_{ijt}\times D_t\}+\varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

ここで，$\ln(M/K)$ は稼働率（M/K）対数値，γ_t は推定されるべき未知のパラメータである。その他の記号は，推定式(1)及び(2)のそれらと同様の意味を持つ。この推定式(3)では，1993年から1997年までの各年における $\ln(M/K)$ の $\ln Y$ への影響を知ることができる。また，稼働率をコントロールした場合における企業の生産性の変化も明らかにする。この推定式(3)における α_t と表現されている生産性の各年変化部分は，稼働率をコントロールした場合の生産性（稼働率に帰着しない企業自身の生産性）のそれを表す。

最後に，我々は，各地域における各年の稼働率（M/K）の生産性への影響を分析する。

$$\ln Y_{ijt}=\sum_{i=1\sim38}\sum_{j=1\sim6}\alpha_{ij}(I_i\times R_j)+\sum_{j=1\sim6}\sum_{t=2\sim5}\alpha_{jt}(R_j\times D_t)+\beta_K\ln K_{ijt}+\beta_L\ln L_{ijt}+\sum_{j=1\sim6}\sum_{t=2\sim5}\gamma_{jt}\{\ln(M/K)_{ijt}\times R_j\times D_t\}+\varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

ここで γ_{jt} は推定されるべき未知のパラメータであり，その他の記号は推定式(1)(2)(3)におけるそれと同様の意味を持つ。この推定式(4)の γ_{jt} より各地域の各年における $\ln(M/K)$ の $\ln Y$ への影響の有無を，α_{jt} より稼働率をコントロールした場合の各地域の生産性各年変化を知ることができる。

以上の4つの推定式より，我々は，各地域の郷鎮企業の生産性への景気変動の影響，そして，景気変動をコントロールした場合における企業自身の生産性の動向を分析する。

IV　データ及びデータの実質化

本稿における生産関数推定のために用いられ

4) Yano and Shiraishi［2004］，矢野・白石［2003］では，郷鎮企業及び国有企業をはじめとする各所有タイプ企業について，個別企業における生産性への稼働率の影響に注目した。本稿では，地域レベルの稼働率に注目していることより，ここではこの稼働率を各地域における景気の変動を表す指標と捉えられると考える。

たデータは，各省・直轄市・自治区の郷鎮企業について郷レベル企業，村レベル企業それぞれについて，38業種に区分されて記載されたものである。つまり，我々は各省・市・自治区について，38業種×2レベル企業の計76に区分された業種別マクロデータを用いる。

この業種別の郷鎮企業データは，中国統計出版社出版の各省・直轄市・自治区の統計年鑑から採られている。但し，これは中国の全ての各省・直轄市・自治区の統計年鑑に網羅されているものではなく，本稿で使用可能なデータが各省・直轄市・自治区別統計年鑑に記載されているのは，安徽省，上海市，浙江省，河北省，黒龍江省，青海省の6省・市・自治区のそれである。そして，業種別データが郷レベル企業，村レベル企業いずれについても揃っているのは上述した6省・市・自治区の各統計年鑑の1994年版から1998年版である。そこで本稿の以下で行われる生産関数推定には，これら6省・市・自治区各統計年鑑1994年版から1998年版記載の1993年から1997年の郷レベル企業，村レベル企業それぞれの業種別データを用いる。

生産関数推定に用いられた各データの実質化は以下のような手続きを経て行われている。

付加価値額（Y）は1990年価格での付加価値額（増加値）でとられている。即ち，

$$Y_{it}=GV_{it}/DEFO_{it}-PME_{it}/DEFI_{it}$$

で，tはその年度を示すインデックス，iは産業を示すインデックス，GVは当年価格での総生産額（総産値），PMEは当年価格での中間投入，$DEFO$は総生産額のデフレータ，$DEFI$は中間投入のためのデフレータである。つまり，ここではダブルデフレーションを使用することにより，最終製品と中間投入のインフレ率が異なることによって実質付加価値額の計測値にバイアスがかかることを避けるのである。

総生産額のデフレータ$DEFO$は次にように定義されている。

$$DEFO_{it}=GV_{it}/GV90_{it}$$

ここで$GV90$は1990年価格で測られた各産業の総生産額（総産値）である。これも各年の6省・市・自治区の各地区統計年鑑各年版に当年価格での総生産額（総産値）と併せて記載されている。

中間投入（M）は，総産値から付加価値額（増加値）を差し引いて求められている。中間投入の実質化のためのデフレータ$DEFI$は，6省・市・自治区の各地区統計年鑑各年版記載の「原材料，燃料，エンジン価格指数」から作成されている。そして$DEFI$はこれらの価格指数の加重平均として計算されている。その加重のためのウェイトは，各業種中において，それぞれの中間投入要素が全中間投入額に占める平均的シェアで採られている。各業種中のそれぞれの中間投入要素額のデータは『中国産業連関表』に記載されている1992年と1997年の38業種区分による中国産業連関表から得られており，それを利用している。1993年の各中間投入要素シェアは1992年の中国産業連関表に基づいて計算されており，1994年，1995年，1996年，1997年の各中間投入要素シェアは1997年の中国産業連関表に基づいて計算されている。この中間投入の実質化のためのデフレータは1990年を1（100％）として基準化されている。

固定資産額（K）は固定資産取得価格（原値）の実質値で採られている。このデータは，以下の節で推定に使われる6省それぞれの省の統計年鑑1994年版から1998年版に記載されている。

また，固定資産額実質化のためのデフレータは『中国統計年鑑』中に記載されている各省・市・自治区の「固定資産投資価格指数」から採られている。この項目は3つの要素に分割されて記載されている。具体的には，「工場建物」「機械設備」「その他」の3つである。固定資産デフレータもまたそれらの価格指数の加重平均として計算されている。その加重平均に使用されたウェイトは，全固定資産投資に占める上記の3要素のシェアである。しかし，『中国統計年鑑』及び各省・市・自治区の各地区統計年鑑中には郷鎮企業における投資の内訳を記載した項目は無い。そこで我々は『中国統計年鑑』及び各省・市・自治区の各地区統計年鑑中の固

定資産投資に関する代替的なデータを利用した。一般に，中国の統計年鑑中では，固定資産投資の項目は4つに区分されている。基本建設投資・更新改造投資・農村固定資産投資・都市集団所有固定資産投資がその4つである。ここで，農村固定資産投資は主として郷鎮企業によって行われたものであると考えられるので，農村固定資産投資における上述の3要素，即ち「工場建物」，「機械設備」，「その他」のシェアを，郷鎮企業の固定資産投資に占める3要素の代理変数とした。

しかし，この農村固定資産投資という項目も，我々が使用する省・市・自治区の各地区統計年鑑には記載されておらず，『江蘇統計年鑑』にのみこの「農村固定資産投資」が我々のデータ観察期間を通じて記載されている。ここで，本稿では郷鎮企業と国有企業をはじめとするその他の企業タイプとの固定資産投資のあり方の相違のほうが，郷鎮企業における固定資産投資のあり方の地域間における相違よりもより重要だと考え，この『江蘇統計年鑑』1994年版から1998年版記載の1993年から1997年の「農村固定資産投資」の項目における「工場建物」，「機械設備」，「その他」のデータを用いて加重平均のためのウェイトを作成している。

そして1990年を基準価格とする実質固定資産取得価格（原値）は，次のように算出されている。

$$DOF_t=(1-s)DOF_{t-1}+(OF_t-OF_{t-1}+sOF_{t-1})/DEFA_{it,}\qquad t=1993\sim1997$$

ここで s は毎年3％と仮定された固定資産廃棄率，OF は固定資産取得価格（原値）の名目値，そして DOF は実質固定資産取得価格（原値）であり，$DEFA$ は固定資産デフレータである。

労働者数（L）は各企業の年末職工人数で採られている。

V　推定及び推定結果

推定方法は，固定効果モデルによるパネル推定を採用した。

まず，第2表に示される推定式1および2の推定結果を見てみよう。ここで我々は景気変動を考慮しない生産関数を推定している。推定式1の推定結果より，1996年ダミー，1997年ダミーの係数推定値が有意水準1％でプラスに有意となっている。このことから，郷鎮企業の生産性は1990年代後半になるほど上昇傾向にあることが分かる。次に，郷鎮企業の生産性の推移を地域ごとに見るために，推定式2の推定結果を見る。すると，青海省ダミー×1995年ダミーの係数推定値がマイナスに有意となっている以外は，安徽省×1996年ダミー，安徽省×1997年ダミー，河北省×1996年ダミー，河北省×1997年ダミー，及び黒龍江省ダミー×1995年ダミー，黒龍江省ダミー×1996年ダミー，黒龍江省ダミー×1997年ダミーの係数推定値がプラスに有意であることから分かるように，1990年代後半にむしろ係数推定値がプラスに有意となっている場合が多い。以上より，景気変動を考慮しない場合，郷鎮企業の生産性は，1990年代後半にはそれ以前よりも上昇している。

次に，このような郷鎮企業の生産性への景気変動の影響の大きさを見るために，第3表における推定式3及び4の推定結果を見てみよう。まず，推定式3の推定結果より，LMK ×各年ダミーの係数推定値は全ての場合において有意水準1％でプラスに有意である。つまり全体的に見て，郷鎮企業への景気変動の影響は1990年代前半，後半を通じて強く働いているといえる。続いて，各地域における郷鎮企業への景気変動の影響を推定式4の推定結果に見ると，ほとんどの地域ダミー×年ダミーの係数推定値が有意水準1％でプラスに有意である。以上より郷鎮企業への景気変動の影響はかなり大きなものであるといえる。

最後に，景気変動を考慮しない場合とした場合における郷鎮企業の生産性の推移がどのように異なるかを見るために，推定式1と3における年ダミーの係数推定値，そして推定式2と4における地域ダミー×年ダミーの係数推定値を比較する。先にも述べたように推定式1におい

第2表　1993年－1997年における郷鎮企業生産性の推移
推定方法：固定効果モデルによるパネル推定

	1	2
LL	0.47**	0.46**
	(11.73)	(11.37)
LK	0.64**	0.60**
	(13.87)	(12.92)
1994年ダミー	0.05	
	(1.01)	
1995年ダミー	-0.02	
	(-0.34)	
1996年ダミー	0.26**	
	(4.59)	
1997年ダミー	0.33**	
	(5.30)	
安徽省ダミー×1994年ダミー		0.01
		(0.10)
安徽省ダミー×1995年ダミー		0.05
		(0.46)
安徽省ダミー×1996年ダミー		0.51**
		(4.55)
安徽省ダミー×1997年ダミー		0.43**
		(3.76)
浙江省ダミー×1994年ダミー		0.07
		(0.58)
浙江省ダミー×1995年ダミー		-0.10
		(-0.88)
浙江省ダミー×1996年ダミー		-0.01
		(-0.09)
浙江省ダミー×1997年ダミー		0.07
		(0.60)
上海市ダミー×1994年ダミー		-0.04
		(-0.32)
上海市ダミー×1995年ダミー		-0.07
		(-0.52)
上海市ダミー×1996年ダミー		-0.04
		(-0.34)
上海市ダミー×1997年ダミー		0.13
		(1.03)
青海省ダミー×1994年ダミー		0.01
		(0.04)
青海省ダミー×1995年ダミー		-0.50**
		(-2.80)
青海省ダミー×1996年ダミー		-0.09
		(-0.52)
青海省ダミー×1997年ダミー		0.16
		(0.91)
河北省ダミー×1994年ダミー		0.09
		(0.78)
河北省ダミー×1995年ダミー		-0.07
		(-0.57)
河北省ダミー×1996年ダミー		0.48**
		(4.14)
河北省ダミー×1997年ダミー		0.56**
		(4.75)
黒龍江省ダミー×1994年ダミー		0.14
		(1.21)
黒龍江省ダミー×1995年ダミー		0.41**
		(3.49)
黒龍江省ダミー×1996年ダミー		0.59**
		(4.81)
黒龍江省ダミー×1997年ダミー		0.61**
		(4.72)
Adjusted R^2	0.97	0.97
企業数	189	189
データ数	865	865

注1)：(　)内は t 値であり，** は棄却域1％水準で，
* は棄却域5％水準で有意であることを示す。
2)：本文の各推定式における α_{ij} の推定結果は，紙幅の節約のためここでは記載を省略している。

ては，1996年ダミーの係数推定値と1997年ダミーの係数推定値が有意水準1％でプラスに有意であったが，推定式3では1994年ダミー，1995年ダミー，1996年ダミー，1997年ダミーの係数推定値はいずれも有意水準1％水準でマイナスに有意である。つまり，景気変動を考慮すると，郷鎮企業の生産性はむしろ1990年代前半から後半にかけて低下している。更に，推定式2と4を比較する。推定式4の推定結果を見ると，各地域における景気変動を考慮した場合の郷鎮企業の生産性推移は，推定式2の景気変動を考慮しない場合のそれとは異なる結果となっている。推定式2の推定結果において地域ダミー×年ダミーの係数推定値の符号は多くの地域でプラスであったが，推定式4の推定結果における地域ダミー×年ダミーの係数推定値を見てみると，逆に全ての地域において，いずれかの年には少なくとも地域ダミー×年ダミーの係数推定値はマイナスに有意となっている。つまり，何れの地域においても1990年代前半よりも後半のほうが郷鎮企業の生産性が低いのである。また，推定式2の推定結果において地域ダミー×年ダミーの係数推定値がプラスに有意であった安徽省，河北省，黒龍江省においても，推定式4の推定結果では，地域ダミー×年ダミーの係数推定値は，マイナスに有意となっている。また，浙江省のような沿海地域では，推定式4の推定結果における地域ダミー×年ダミーの係数推定値は1995年，1996年，1997年において有意水準1％でマイナスに有意である。つまり，郷鎮企業の生産性は，景気変動の影響を考慮するとむしろ低下している。

総じて，郷鎮企業の生産性は景気に大きく支えられて上昇傾向にあったと言える。言い換えれば，景気の変動をコントロールした場合の郷鎮企業の生産性は，1990年代にはむしろ低下しているのである。

以上より，沿海地域，内陸地域いずれにおいても郷鎮企業の生産性は景気の変動の影響を強く受けており，1990年代中盤以降におけるそれは景気に支えられた上昇傾向にあったと言える。

第3表　1993-1997年各年における各省の稼働率の生産性への影響
推定方法：固定効果モデルによるパネル推定

	3	4
LL	0.12**	0.11**
	(3.70)	(3.43)
LK	0.87**	0.89**
	(25.02)	(23.76)
LMK×1993年ダミー	0.68**	
	(14.56)	
LMK×1994年ダミー	0.74**	
	(12.84)	
LMK×1995年ダミー	0.81**	
	(17.78)	
LMK×1996年ダミー	0.94**	
	(20.55)	
LMK×1997年ダミー	0.93**	
	(20.64)	
LMK×安徽省ダミー×1993年ダミー		0.58**
		(5.42)
LMK×安徽省ダミー×1994年ダミー		0.60**
		(5.19)
LMK×安徽省ダミー×1995年ダミー		0.80**
		(8.29)
LMK×安徽省ダミー×1996年ダミー		0.97**
		(9.29)
LMK×安徽省ダミー×1997年ダミー		0.94**
		(15.67)
LMK×浙江省ダミー×1993年ダミー		0.19
		(1.19)
LMK×浙江省ダミー×1994年ダミー		0.41*
		(2.21)
LMK×浙江省ダミー×1995年ダミー		0.39*
		(2.23)
LMK×浙江省ダミー×1996年ダミー		0.78**
		(5.05)
LMK×浙江省ダミー×1997年ダミー		0.65**
		(4.31)
LMK×上海市ダミー×1993年ダミー		0.64**
		(2.73)
LMK×上海市ダミー×1994年ダミー		0.98**
		(3.40)
LMK×上海市ダミー×1995年ダミー		0.67**
		(2.61)
LMK×上海市ダミー×1996年ダミー		0.58*
		(2.24)
LMK×上海市ダミー×1997年ダミー		0.86**
		(3.52)
LMK×青海省ダミー×1993年ダミー		1.02**
		(8.13)
LMK×青海省ダミー×1994年ダミー		0.97**
		(6.01)
LMK×青海省ダミー×1995年ダミー		0.86**
		(9.71)
LMK×青海省ダミー×1996年ダミー		1.03**
		(10.21)
LMK×青海省ダミー×1997年ダミー		0.78**
		(4.18)
LMK×河北省ダミー×1993年ダミー		0.40**
		(3.13)
LMK×河北省ダミー×1994年ダミー		0.49**
		(3.41)
LMK×河北省ダミー×1995年ダミー		0.97**
		(7.08)
LMK×河北省ダミー×1996年ダミー		0.94**
		(8.29)
LMK×河北省ダミー×1997年ダミー		0.96**
		(6.19)
LMK×黒龍江省ダミー×1993年ダミー		0.80**
		(9.58)
LMK×黒龍江省ダミー×1994年ダミー		0.81**
		(6.75)
LMK×黒龍江省ダミー×1995年ダミー		0.55**
		(4.95)
LMK×黒龍江省ダミー×1996年ダミー		1.08**
		(6.92)
LMK×黒龍江省ダミー×1997年ダミー		1.01**
		(9.11)
1994年ダミー	-0.20**	
	(-4.46)	
1995年ダミー	-0.26**	
	(-5.75)	
1996年ダミー	-0.20**	
	(-4.01)	
1997年ダミー	-0.16**	
	(-3.10)	
安徽省ダミー×1994年ダミー		-0.19
		(-1.67)
安徽省ダミー×1995年ダミー		-0.28**
		(-2.70)
安徽省ダミー×1996年ダミー		-0.19
		(-1.57)
安徽省ダミー×1997年ダミー		-0.26*
		(-2.46)
浙江省ダミー×1994年ダミー		-0.17
		(-1.42)
浙江省ダミー×1995年ダミー		-0.33**
		(-3.30)
浙江省ダミー×1996年ダミー		-0.55**
		(-5.16)
浙江省ダミー×1997年ダミー		-0.43**
		(-4.11)
上海市ダミー×1994年ダミー		-0.31**
		(-2.67)
上海市ダミー×1995年ダミー		-0.22
		(-1.80)
上海市ダミー×1996年ダミー		-0.17
		(-1.28)
上海市ダミー×1997年ダミー		-0.13
		(-1.12)
青海省ダミー×1994年ダミー		-0.27
		(-1.94)
青海省ダミー×1995年ダミー		-0.43**
		(-2.90)
青海省ダミー×1996年ダミー		0.03
		(0.23)
青海省ダミー×1997年ダミー		-0.10
		(-0.71)
河北省ダミー×1994年ダミー		-0.07
		(-0.68)
河北省ダミー×1995年ダミー		-0.50**
		(-4.34)
河北省ダミー×1996年ダミー		-0.22
		(-1.86)
河北省ダミー×1997年ダミー		-0.20
		(-1.46)
黒龍江省ダミー×1994年ダミー		-0.33**
		(-3.21)
黒龍江省ダミー×1995年ダミー		-0.05
		(-0.44)
黒龍江省ダミー×1996年ダミー		-0.43**
		(-2.74)
黒龍江省ダミー×1997年ダミー		-0.33**
		(-2.63)
Adjusted R^2	0.98	0.98
企業数	189	189
データ数	865	865

注1)：(　)内は t 値であり，** は棄却域1％水準で，
* は棄却域5％水準で有意であることを示す。
2)：本文の各推定式における α_{ij} の推定結果は，紙幅の節約のためここでは記載を省略している。

そして景気の影響をコントロールすると，沿海地域では1990年代中盤から，内陸地域においても1990年代後半には，郷鎮企業の生産性は低下傾向にある。この意味で買い手市場への転換による市場競争の激化の中で郷鎮企業が他の所有タイプ企業，特に非公有企業との競争の中を勝ち抜くためには，冒頭で見た先行諸研究が指摘しているような郷鎮企業自身が内包する諸問題の解決が急務であったことが分かる。

VI 結　論

本稿では，郷鎮企業の生産性への景気変動の影響を，沿海，内陸各地域を含む複数の省について実証的に明らかにした。

推定結果より，郷鎮企業の競争力への景気の影響は，1990年代中盤以降大きくなっている。特に，沿海の経済発展が相対的に進展している地域ほど，より早く郷鎮企業の競争力への景気の影響を強く受けるようになっており，また，内陸地域においても1990年代後半には，沿海地域と同様の傾向が見られるようになっている。

また，この景気の影響をコントロールした場合，郷鎮企業の生産性は上昇しておらず，むしろ低下傾向が顕著である。言い換えれば，1990年代中盤以降は，郷鎮企業の競争力は主として景気に支えられて上昇しているものであり，技術水準の向上等による郷鎮企業自身の競争力の上昇は顕著には見られない。こうした郷鎮企業の真の競争力の伸び悩みは，売り手市場から買い手市場への転換による市場競争の中で，郷鎮企業の他の所有タイプ企業に対する相対的競争力を次第に下げることにもなるであろう。そしてこの傾向についても，市場経済化がより進んだ沿海地域だけでなく，内陸地域においても同様の傾向が見られる。

そこで，冒頭において諸先行研究によって指摘されたような，従来における郷鎮企業に課せられたコミュニティ企業としての各種の義務からの企業の開放，及び行政の直接介入からの企業解放，そして経営に専念可能な経営者による企業運営が必要となるであろう。この意味で，売り手市場から買い手市場への市場の転換は，沿海地域のみならず内陸地域においても，郷鎮企業をより激化した市場競争に直面させており，郷鎮企業に競争力上昇のために企業改革の実施を要求していたといえる。

このことより，1990年代末から沿海地域をはじめとして各地域で実施されるようになった所有権改革・民有化政策は，買い手市場への転換をひとつの契機とし，郷鎮企業の市場における競争力強化のために実行されたものとして捉えられよう。

参考文献

厳善平［1992］『中国経済の成長と構造』勁草書房。

――［2002］「郷鎮企業の成長と転換」『農民国家の課題』第5章，名古屋大学出版会。

矢野剛・白石麻保［2003］「郷鎮企業」大西広・矢野剛編『中国経済の数量分析』第1部第2章，世界思想社。

Basu, S. [1996] "Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?," *Quarterly Journal of Economics,* 111, pp. 719-751.

Dong, X. and Putterman, L. [1996] "China's Rural Industry and Monopsony: An Exploration," *Pacific Economic Review,* 1, pp. 59-78.

Dong, X. [1998] "Employment and Wage Determination in China's Rural Industry: Investigation Using 1984-1990 Panel Data," *Journal of Comparative Economics,* 26, pp. 485-501.

Pitt, M. M. and Putterman, L. [1999] "Employment and Wage in Township, Village, and Other Rural Enterprises" in *Enterprise Reform in China: Ownership, Transition, and Performance,* eds. by G. H. Jefferson and I. Singh, pp. 197-215, Oxford University Press, New York.

Svejnar, J. [1990] "Productive Efficiency and Employment" in *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform,* eds. by W. Byrd and Q. Lin, pp. 243-254, Oxford University Press, New York.

Whiting, S. [2001] *Power and Wealth in Rural China: The Political Economy of Institutional*

Change, Cambridge University Press, Cambridge.

Yano, G. and M. Shiraishi [2004] "Efficiency of Chinese Township and Village Enterprises and Property Rights in the 1990s: Case Study of Wuxi," *Comparative Economic Studies*, Vol. 46, No. 2, 311-340.

顧建平・銭暁紅 [1999] 「蘇南郷鎮企業改制：啓示，問題与趨勢」『中国農村観察』第5期。

劉芳震 [1999] 「浅談郷鎮企業二次創業的困難，問題及対策」『中国農村経済』第5期。

南通市郷鎮企業改革調査組 [1999] 「南通市郷鎮企業産権制度改革考察」『中国農村経済』第7期。

石恂如 [1997] 「社区政府「退出」微観主体—蘇南郷鎮企業世紀之交的選択—」『江南論壇』第2期。

蘇州市農村経済研究会 [1999] 「対蘇州市郷鎮企業産権制度改革的幾点認識」『中国農村経済』第12期。

無錫市郷鎮企業股份合作制課題組 [1998] 「関於郷鎮企業股份合作制改制的若干問題—無錫市郷鎮企業股份合作制調査」『中国農村経済』第3期。

張寿正・朱銘・許建軍 [1998] 「改制対無錫郷鎮企業産権的影響」『中国農村経済』第7期。

中国郷鎮企業編集委員会編 [2001] 『中国郷鎮企業年鑑2000年版』農業出版社。