

中国国有企業の経営目的関数の推定

著者	橋口 善浩
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	48
号	12
ページ	30-40
発行年	2007-12
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://doi.org/10.20561/00040966

中国国有企業の経営目的関数の推定

はし ぐち よし ひろ
橋 口 善 浩

《要 約》

中国の国有企業は、改革開放後、国有企業改革が実施されたにもかかわらず、経営不振が続いた。その原因のひとつとして、インサイダーによる行き過ぎた経営支配が経営自主権の拡大によって生じたことが指摘されている。すなわち、インセンティブ制度の導入により利潤と労働報酬が強く結びつき、経営目的が企業内部者の利益、とくに従業員の収入増大へと過度に傾斜したことが経営不振に寄与したという議論である。本稿は、国有企業の複合的な経営目的（雇用拡大、従業員の収入増大、利潤増大）を定式化し、GMM推定することにより、改革開放後に企業の経営目的がどのように変化したのか、従業員の収入増大がより重視されるようになったのかどうかの検証を試みたものである。その結果、従業員の収入増大に対する重要性を表すパラメータは有意となり、1980年代半ばから92年にかけて増大傾向がみられた。本稿の実証結果は既存研究の議論を支持する形となった。

序

- I モデル
- II 推定
- むすび

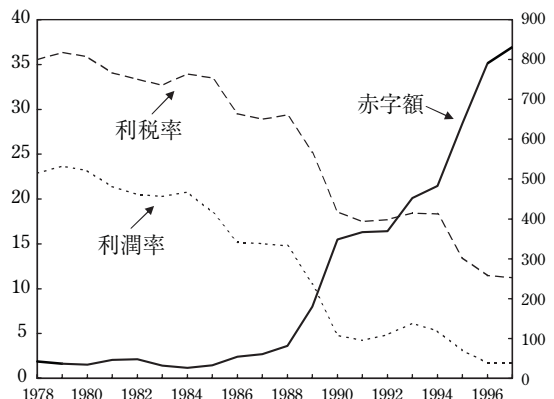
序

中国の国有企業改革は「4つの近代化」構想の下で1978年より開始され、それ以降、さまざまな経営の自主権が国有企業に付与されてきた。その成果として国有企業の全要素生産性はある程度上昇したとされている[劉 1999; 中兼 1999]。改革開放後の中国経済の急速な成長は、しかしながら、非国有企業の台頭によるものであり、国有企業は利潤率を低下させ続け、赤字額は増加の一途をたどった(注1)。とくに、国有企業改革が大きく前進した1984年から利潤率は著しく低下し、赤字額は経営の請負制が本格的

に開始された88年から急増している(図1)。

国有企業の経営不振を打開するために、この

図1 国有企業の利潤率と赤字額



(出所)『中国統計年鑑』(1998年版, p. 461)より筆者作成。

(注) 利潤率と利税額は左軸(%), 赤字額は右軸(億元)。
 利潤率 = (利潤総額 / 固定資産净值) × 100
 利税率 = [(利潤総額 + 税額) / 固定資産净值] × 100

間、さまざまな手段が講じられてきた。1993年からは「社会主義市場経済」という理念に呼応する形で、株式会社と有限会社を中心とする「現代企業制度」の確立が国有企業改革の目的とされるようになった。当初、それは試験的にいくつかの国有企業に株式制度を導入する程度にとどまっていたが、1997年の共産党第15回大会で「公有制の多元化」、実質的には国有企業の私有企業化が容認され、以降、株式会社化や民営化が本格的に進みはじめた。それでも当時は「大をつかみ小を放つ」とされ、株式会社化や民営化は中小規模の企業が中心であった。しかし、現在、大型国有企業の株式化も検討され、進められるに至っている。1984年に改革が農村から都市へと拡大したとき、その中心に据えられていた国有企業改革は、期待どおりの成果を挙げられず、国有企業を国有企業として存続させることができなかつたといえる。

さまざまな改革が実施されたにもかかわらず、なぜ図1のように国有企業の経営状況は悪化したのか。利潤率低下の原因として、南・本台(1999)は労働分配率が労働の生産弾力性を超えて上昇した、すなわち、賃金が生産性を超えて上昇したことを指摘した^(注2)。彼らは、「一連の国有企業改革で導入されたインセンティブ・システムによって利潤と賃金が強くむすびつき、労働報酬は大幅に増加したが、インセンティブはうまく働かずに労働生産性は賃金ほど上昇しなかつた。こうした労働費用の増大が利潤率の低下につながった」としている。

経営自主権の拡大によって、国有企業の利潤の多くが労働報酬へと分配される現象は、青木・奥野(1996)のいう「インサイダー・コントロール」あるいは「労働者管理企業」といった

現象を想起させる。実際、自主権拡大によって企業内部者による経営支配、すなわち、「企業内部者が企業設備の更新や技術改造、ブランドの育成など中長期的な投資を軽視するかわりに、インサイダーの利益を優先し、誰もが国有企業を食い物にする」といった現象が中国国有企業に蔓延したといわれている[黄 2004, 110]。さらに、中兼(1999, 252-254)は「国有企業経営者が主観的にみた最高の経営目的は従業員の収入増大であった」というアンケート調査(1997年)の結果から、中国の国有企業の経営目的は主として「従業員の収入増大」にあると主張している。

こうした経営目的に関する研究は必ずしも計量経済学的な分析ではないが、もし自主権の拡大によって、企業内部者の利益(とくに従業員の収入)の増大へと経営目的の重心が傾いたのであれば、そのことが国有企業の利潤率の低下や赤字額の増加、さらには過剰労働力の増加につながったと考えられる。

本稿は、国有企業の経営目的関数を定式化し、いわゆる目的関数のディープパラメータの経年変化を一般積率法(Generalized Method of Moments: GMM)推定することによって、1978年以降に国有企業の経営目的がどのように変化してきたのか、従業員への報酬がより重要視されるようになったのかどうかの検証を試みたものである。分析結果を先取りすると、自主権拡大が本格化した1980年代半ばから92年にかけて、経営目的のなかで労働報酬の重要性が増大傾向を示していた。以下、モデル、データ、そして分析結果について報告する。

I モデル

既存の記述的な研究によれば、国有企業経営には、主に工場長・従業員・企業党委員会の3つのグループが関係しており、国有企業改革は経営を主導する工場長に経営自主権を付与し、政府や党はそれに対して極力関与しないというものであった [川井 1990; 1991; 唐 2004]。そこで本稿の分析モデルは、国有企業の賃金と雇用量の決定に関わる経済主体として、政府、従業員、そして経営者の3者を考える。

政府は、社会秩序の安定と歳入の増加、さらには工業部門の発展を優先的に望み、そのために国有企業の所有者として経営者に雇用の創出と利潤の増大を要求すると想定する。

従業員は、労働力の提供と経営に対する監督機能を通じて、できるだけ高い労働報酬を経営者に要求し、その一方で、経営拡大が従業員の増加を招き、1人当たりの労働報酬の低下につながる場合、投資や雇用拡大を拒むと考える^(注3)。

経営者は自らの願望を満足させるために、政府と従業員の意向を考慮したうえで、雇用量と労働報酬を決定するというモデルを考える。たとえば、経営者が政府の要求のみを考慮し、政府は利潤の増大、あるいは雇用の拡大のみを経営者に要求するといったケースでは、企業は利潤追求型企業、または雇用追求型となる。経営者が従業員の要求のみを考慮する場合、企業は1人当たり労働報酬の最大化を目的とする労働者管理型企業となり、インサイダー（経営者と従業員）によって経営が支配されることとなる。

このような企業経営者の行動を分析するモデ

ルとして、しばしば利用されるのが、政府と従業員の要求に対して相対的なウェイトを与えた複合的な経営目的関数であり、次式のように表現される。

$$U = L^\gamma B^{\gamma_2} \pi^{\gamma_3} \quad (1)$$

L は雇用量、 π は利潤、 B は国有企業の1人当たり労働報酬 w と国有企業以外で働いた場合の労働報酬 w_0 との差、

$$B = w - w_0$$

とする。利潤 π は、

$$\pi = pY - (B + w_0)L$$

と定義し、 p と w_0 に対して価格支配力はないと考える。 p は生産物価格、 $Y (= f(K, L))$ は生産量である。 $\gamma_i (i=1, 2, 3)$ は政府と従業員の要求、すなわち、雇用量の増大、相対的な労働報酬の増大、利潤の増大に対する相対的なウェイトであり、

$$0 \leq \gamma_i < 1 \quad (i=1, 2)$$

$$0 \leq \gamma_3 (= 1 - \gamma_1 - \gamma_2) \leq 1$$

とする^(注4)。経営者は、(1)式の目的関数が最大になるように雇用量 L と相対的な労働報酬 B を決定すると考える。 γ_i の値に依存して、目的関数の形状、すなわち、経営者はどの要求を相対的に重視するかが変わってくる。極端な例として、 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ の場合は $U = \pi$ となり、利潤の増大を目的とする企業となる。 γ_1 と γ_2 が大きくなるにつれて、経営の目的は利潤追求から乖離する。 γ_2 が相対的に大きくなれば、労働者管理の傾向が強まることを意味する^(注5)。

(1)式を L と B について最大化すると

$$\frac{\partial U}{\partial L} = \gamma_1 \frac{L^\gamma B^{\gamma_2} \pi^{\gamma_3}}{L} + \gamma_3 \frac{L^\gamma B^{\gamma_2} \pi^{\gamma_3}}{\pi} (p f_L - w) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial U}{\partial B} = \gamma_2 \frac{L^{\gamma_1} B^{\gamma_2} \pi^{\gamma_3}}{B} - \gamma_3 \frac{L^{\gamma_1} B^{\gamma_2} \pi^{\gamma_3}}{\pi} L = 0 \quad (3)$$

となる。 f_L は労働の限界生産力である。(2)と(3)式をそれぞれ書き換え、整理すると、

$$\frac{\frac{\pi}{p} - f_L}{\frac{\pi}{p}} - \frac{\gamma_1 \pi}{\gamma_3 wL} = DR - \alpha \frac{\pi}{wL} = 0 \quad (4)$$

$$LB - \frac{\gamma_2}{\gamma_3} \pi = LB - \beta \pi = 0 \quad (5)$$

となる。ただし、

$$DR = \frac{\frac{\pi}{p} - f_L}{\frac{\pi}{p}}, \quad \alpha = \frac{\gamma_1}{\gamma_3} \geq 0, \quad \beta = \frac{\gamma_2}{\gamma_3} \geq 0$$

(4)式の左辺の第1項は、過剰労働力の指標であり、陳・橋口(2004)のいう超過支払比率に相当する。この値が0であれば利潤を最大にするという意味で最適な雇用量であり、0より大きければ過剰、小さければ過小雇用を意味する。 α と β はそれぞれ雇用量と労働報酬の相対的な重要度を表しており、 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ は $\alpha = \beta = 0$ を意味し、その場合(4)式と(5)式は、

$$f_L = \frac{w}{p}$$

となり、利潤を最大化する条件と一致する。すなわち、

- (1) 経営者が利潤 π の増大を重視するほど、相対的に α と β は小さくなる、
 - (2) 経営者が雇用量 L の増大を重視するほど、 α が相対的に大きくなる、
 - (3) 経営者が相対的な労働報酬 B の増大を重視するほど、 β が相対的に大きくなる、
- となる。したがって、 α と β の推移を推定することにより、国有企業の経営目的が時代とともにどのように変化してきたのかを分析することができる。本稿は、とくに改革開放後の国有企業に注目し、留保利潤使用権の拡大や経営請負

制の実施といった国有企業改革が同企業の経営目的にどのような影響をもたらしたのかについて検証を試みる。

本稿と類似するモデルを使用し、中国国有企業の経営行動を分析した研究として、Lee(1999)とDong and Putterman(2002)がある。Leeは、複合的目的関数から賃金 w と雇用量 L について1階条件を導き、技術水準を表す係数、利潤増大に対する重要度を表す係数(本稿の γ_3)、市場賃金(本稿の w_0)などの重要な要因について比較静学を行っている。実証分析については、1980年から94年の国有企業681社のデータを使用し、 w と L を被説明変数とする対数線形式をSURで推定している。説明変数は、上に挙げた要因の代理変数とダミーなどその他変数を使用している。

Lee(1999)の実証分析は、目的関数のパラメータを推定する形になっていないため、本稿の分析と直接比較することは難しい。あえて比較するならば、回帰式に利潤増大に対する重要度を表す代理変数を使用されている点である。その代理変数は、従業員がどの程度、賃金の決定に影響しているかというアンケート調査の結果が使用されている(注6)。分析結果によれば、その代理変数はほとんどの回帰式で有意ではなく、賃金と雇用量の決定に従業員の影響は確認されなかった。

Dong and Putterman(2002)は、複合的目的関数を使って、労働の限界生産力価値と賃金のギャップの変化を分析している。その差が負であれば雇用は余剰、正であれば雇用は過小とし、国有企業の独占度、目的関数のパラメータの比(本稿でいう γ_1 と γ_2 の比)、そして労働報酬の大きさで比較静学を行っている。実証分析は、1980

年から90年の国有企業967社のデータを使用し、線型回帰式を最小自乗法と操作変数法で推定している。しかし、データの制約のため γ_1 と γ_2 の比は推定式に反映されておらず、分析の対象から除外されている(注7)。

II 推定

1. 推定方法

経営目的の相対的重要度 α と β の推定式は、(4)と(5)式に階差をとり、誤差項を加えたものを使用した。

$$\Delta DR_t - \alpha \Delta \left(\frac{\pi_t}{w_t L_t} \right) = \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta L_t B_t - \beta \Delta \pi_t = \varepsilon_{2t} \quad (t=1, 2, \dots, T) \quad (7)$$

Δ は1階の階差、 t は時間を表す。 α と β は推定されるパラメータであり、 ε_{1t} と ε_{2t} は観測されない外生的なショックを表す確率変数とする。説明変数は内生変数を含むため、誤差項 ε_{it} ($i=1, 2$)と相関することが予想される。そこで操作変数行列 Z_t ,

$$Z_t = \begin{pmatrix} z_{1t} & 0 \\ 0 & z_{2t} \end{pmatrix} \\ z_{1t} : L_1 \times 1, \quad z_{2t} : L_2 \times 1 \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

を定義し、GMMによる(6)、(7)式の同時推定を試みた。この場合の積率条件(直交条件)は、

$$E \left[\begin{pmatrix} z_{1t} & 0 \\ 0 & z_{2t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \right] \\ = E \left[\begin{pmatrix} z_{1t} & 0 \\ 0 & z_{2t} \end{pmatrix} \left(\begin{pmatrix} \Delta DR_t \\ \Delta L_t B_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta \left(\frac{\pi_t}{w_t L_t} \right) & 0 \\ 0 & \Delta \pi_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix} \right) \right] \\ = 0$$

となる。分散が最小となるGMM推定量はつぎの2段階で推定できる。

i. 適当な $(L_1 + L_2) \times (L_1 + L_2)$ の正値定符号行列、 \hat{W}

$$\hat{W} = \begin{pmatrix} \hat{W}_{11} & \hat{W}_{12} \\ \hat{W}_{21} & \hat{W}_{22} \end{pmatrix} \\ \hat{W}_{11} : L_1 \times L_1, \quad \hat{W}_{12} : L_1 \times L_2 \\ \hat{W}_{21} : L_2 \times L_1, \quad \hat{W}_{22} : L_2 \times L_2$$

を定義すると、次の2次形式、

$$Q(\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{W}) = \left[\frac{1}{T} \sum_t \begin{pmatrix} z_{1t} & 0 \\ 0 & z_{2t} \end{pmatrix} \left(\begin{pmatrix} \Delta DR_t \\ \Delta L_t B_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta \left(\frac{\pi_t}{w_t L_t} \right) & 0 \\ 0 & \Delta \pi_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} \right) \right]' \\ \begin{pmatrix} \hat{W}_{11} & \hat{W}_{12} \\ \hat{W}_{21} & \hat{W}_{22} \end{pmatrix} \left[\frac{1}{T} \sum_t \begin{pmatrix} z_{1t} & 0 \\ 0 & z_{2t} \end{pmatrix} \left(\begin{pmatrix} \Delta DR_t \\ \Delta L_t B_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta \left(\frac{\pi_t}{w_t L_t} \right) & 0 \\ 0 & \Delta \pi_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} \right) \right]$$

を最小にする $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ が、1段階目のGMM推定量となる。この段階では任意の \hat{W} を使っているため、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ は一致推定量ではあるが、必ずしも最小分散の推定量ではない。

ii. iで得られた $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ を使って残差、

$$\hat{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta DR_t \\ \Delta L_t B_t \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta \left(\frac{\pi_t}{w_t L_t} \right) & 0 \\ 0 & \Delta \pi_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix}$$

を計算し、 $E(Z_t' \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' Z_t)$ の一致推定量 \hat{S} ,

$$\hat{S} = \frac{1}{T} \sum_t Z_t' \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' Z_t$$

をもとめる。Hansen (1982)によれば、 \hat{W} の代わりに \hat{S}^{-1} を使って、再びGMM推定をすれば、分散が最小となるGMM推定量を得ることができる(注8)。

また、改革開放後の α と β の経年変化を推定するために、逐次最小自乗法の原理を応用し、GMMによる逐次推定を試みた。つまり、 t 期までのデータをつかって t 期の α_t と β_t を推定し、

$t+1$ 期までのデータをつかって α_{t+1} と β_{t+1} を推定し、以下、最終期まで推定をくり返すという方法である。この方法により、1970年から2001年までの α と β の経年変化を推定した。

GMMの推定結果と比較するために、3段階最小自乗法(3SLS)による推定も同時に行った。3SLSは誤差項の均一分散を前提とし、すべての方程式に対して同一の操作変数を与えて推定を行う。GMMと3SLSの違いについては、Hayashi(2000)の第4章を参照されたい。

2. データ

(6)と(7)式の推定に必要とされるデータは、国有企業の名目賃金率 w_t 、労働力 L_t 、生産物価格 p_t 、生産量 Y_t 、超過支払比率 DR_t 、国有企業以外で働いた場合に得られる名目賃金率 $w_{o,t}$ 、そして操作変数 $z_{it}(i=1,2)$ である。

w_t は、福利厚生費および住宅手当を考慮した国有工業企業部門の職工1人当たり名目賃金率、 L_t は同部門の職工数、 p_t は1998年を1とした同部門の付加価値デフレーター、 p_t は98年を基準とした実質付加価値生産額を使用した。 DR_t は、陳・橋口(2004)で推計された超過支払比率を利用する。以上のデータは、陳・橋口(2004)で収集・推計されたものであり、データの期間 T は1952~2001年である。データの出所と作成方法に関する詳細は、陳・橋口(2004)を参照されたい。

$w_{o,t}$ は、非国有工業企業の1人当たり名目賃金 ($w_{o,t}$) に非国有工業企業の1人当たり社会保障・福利厚生支出額 ($w_{se,t}$ 、年金支払額を除く)を加えたものを使用した ($w_{o,t} = w_{o,t} + w_{se,t}$)。非国有工業部門は、工業部門から国有工業部門を差し引いたものとしてデータを収集した。

$w_{o,t}$ は、1952~97年については、非国有工業

部門の賃金総額を同部門の職工数で除したものを使用した。それ以降の年については、まず非国有部門の採掘業、製造業、電気・ガス・水道の1人当たり名目賃金を各雇用者数で加重して平均値の系列(1997~2001年)を求め、その系列の成長率を使って、 $w_{o,t,1997}$ の値を2001年まで延長した。

$w_{se,t}$ は、1978~98年については、都市集団所有部門とその他部門の社会保障・福利厚生支出額を、非国有部門の職工数で除したものを使用した。それ以外の期間ではデータが得られなかったため $w_{se,t}$ に比例させる形で補間した(注9)。

操作変数 z_{it} は、1期前の説明変数と国有企業の期末資本ストック(対数値)を使用した。すなわち、

$$z'_{1t} = \left[\Delta \left(\frac{\pi_{t-1}}{w_{t-1}L_{t-1}} \right), \Delta \ln K_{t-1}, \Delta \ln K_{t-2} \right]$$

$$z'_{2t} = [\Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln K_{t-1}, \Delta \ln K_{t-2}]$$

である(注10)。資本ストック K_t は、中国国有工業企業が保有する資本ストックのうち住宅を除いたものであり、出所と作成方法については、陳・橋口(2004)を参照されたい。以上、本稿で使用したデータの記述統計量は表1に示す。

GMMおよび3SLSはデータが定常でなければならぬため、推定にさきだち、単位根検定を行った(表2)。検定の結果、各変数ともに帰無仮説—単位根をもつ、は棄却された(注11)。

3. 推定結果

GMMおよび3SLS推定の結果は表3のとおりである。GMM、3SLSともに、 β は5パーセントあるいは1パーセント有意となり、符号も理論と整合的な結果が得られた。一方、 α は符号が理論と逆になり不満の残る結果となった

表1 データの記述統計量

	Y	K	L	W	W _a	P
平均	3913.01	2526.76	2612.4	0.27944	0.18096	0.5967
標準偏差	3357.06	2311.00	1283.9	0.37886	0.26036	0.1885
標準誤差	474.76	330.14	181.6	0.05358	0.03682	0.0267
最小値	185.13	100.80	510.3	0.03718	0.03080	0.4490
最大値	10509.47	7831.78	4499.0	1.48175	1.07390	1.0572
標本サイズ	50	49	50	50	50	50

(出所) 陳・橋口 (2004) の稿末の付表より筆者が計算した。

表2 単位根検定

	ラグ次数	$\hat{\tau}$ 値
ΔDR_t	4	-2.74*
$\Delta(\frac{\pi L}{wL_t})$	4	-4.37***
$\Delta L_t B_t$	2	-2.63*
$\Delta \pi_t$	9	-3.35**
$\Delta \ln K_{t-1}$	5	-2.72*

(出所) 筆者作成。

(注) $\hat{\tau}$ 値は検定統計量で、次の式、

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \mu + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

の $\hat{\phi}$ の t 値。ただし、 $\gamma_0 = 0$ 。ラグ次数 p は $p \leq p_{max}$ とし、Pantula et al (1994) に従って、

$p = \min(p_{AIC} + 2, p_{max})$ とした。 p_{AIC} は AIC を最小にする次数である。最大ラグ次数 (p_{max}) は $p_{max} = 12 \cdot (T/100)^{1/4}$ の整数部分を採用し、9 からスタートした [Hayashi 2000, 594]。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意であることを示す。

表3 推定結果

	GMM		3 SLS	
	推定値	SE	推定値	SE
$\hat{\alpha}$	-0.116	0.16	-0.043	0.18
$\hat{\beta}$	0.184	0.08**	0.326	0.12**
$\hat{\gamma}_1$	-0.109	0.17	-0.034	0.15
$\hat{\gamma}_2$	0.172	0.07**	0.238	0.08***
$\hat{\gamma}_3$	0.937	0.15***	0.780	0.13***
$D.W. (eq1)$	2.25		2.19	
$D.W. (eq2)$	2.42		2.68	
J 統計量	4.57 (0.33)			
T	47			

(出所) 筆者作成。

(注) SE は White の標準誤差、J 統計量のカッコ内の数字は p 値である。 $D.W. (eq1, 2)$ は (6) と (7) 式のダービン・ワトソン比である。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意であることを示す。

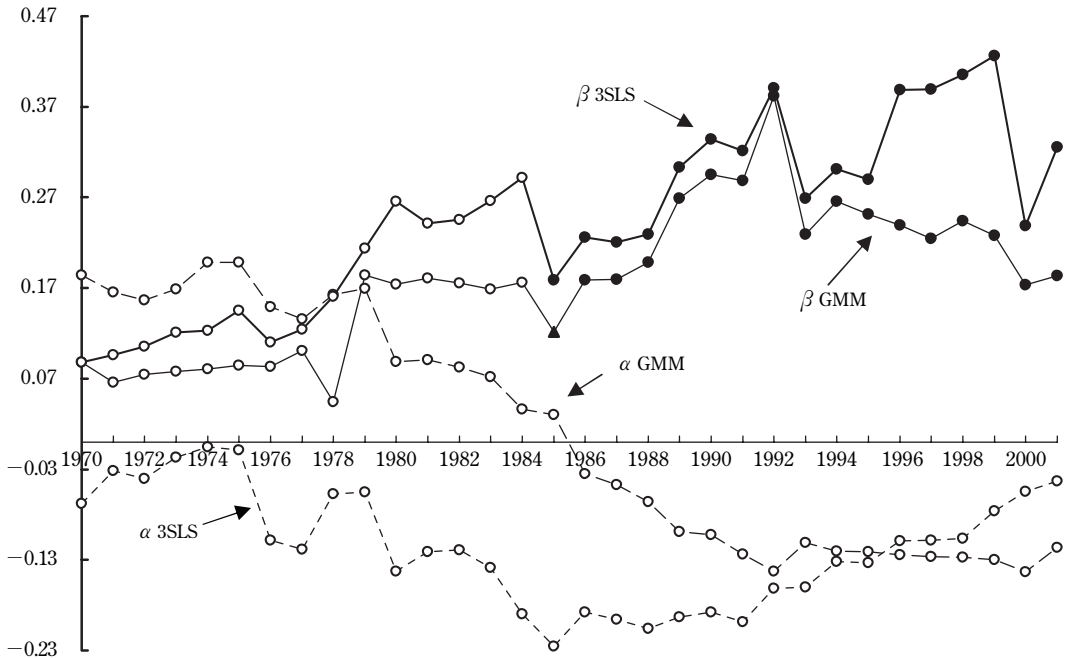
が、 $\hat{\beta}$ 値が 0.47 (GMM), 0.81 (3 SLS) と高く、90パーセント信頼区間に 0 を含むため、ここでは 0 とみなすことにする。 $\hat{\gamma}_i (i=1, 2, 3)$ に対する有意性の検定結果は、GMM, 3 SLS ともに $\hat{\gamma}_2$ と $\hat{\gamma}_3$ は 1 パーセントまたは 5 パーセント有意、 $\hat{\gamma}_1$ は有意にならなかった。分析期間の平均的な傾向としては、雇用量の増大よりも利潤や労働報酬の増大が相対的に重視されていたといえそうである。

逐次的な GMM および 3 SLS 推定による $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ の動向推定の結果は、図 2 のとおりである。

ここでも、 $\hat{\alpha}$ は期間を通じて有意ではなく、経営目的の雇用拡大に対するウェイトは小さい。これは L の増大に対して U が反応しない、すなわち、雇用の拡大それ自体に対しては、経営者はたいした価値を見出してないようである。

1984 年以前の $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ はともに有意ではないため、相対的に π の増大が重要視されていたといえる。計画経済時代の中国では労働者の報酬が低く抑えられ、労働の限界生産性が実質賃金を上回っていたこと [Dong and Putterman 2000; 2001; 2002, 陳・橋口 2004], さらに工業部門

図2 改革開放後の $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ の経年変化



(出所) 筆者作成。

(注) ●は5%有意, ▲は10%有意, ○は有意でないことを示す。

への集中的な投資が行われていたことを鑑みると、この推定結果は投資拡大（あるいは生産規模拡大）のために $\hat{\beta}$ の増大が重視されていたと解釈できる。すなわち、計画経済時代の国有企業にとって重要なことは、雇用量や労働報酬の増大よりも、少しでも多くの $\hat{\beta}$ を産出することで投資の拡大に寄与することであったと考えられる^(注12)。

1986年から92年にかけて、 $\hat{\beta}$ が5パーセント有意（85年は10パーセント有意）となり増大傾向を示している。この時期の国有企業改革は、留保利潤の使用権の拡大など、さまざまな経営自主権を国有企業経営者に付与するものであった。従来は利潤の全額を政府に上納していたのに対し、利潤留保制や利潤上納制が実施されたこと

により、一定の利潤を留保し、従業員へのボーナス、福祉、投資などにまわすことが許されるようになった。また、1987年から経営請負制や経営リース制が実施され、生産方法や利潤の使い道などといった運営方法の自由度はさらに拡大した。こうした一連の改革と $\hat{\beta}$ の増大傾向を鑑みると、経営自主権の拡大は過度に国有企業の利潤と労働報酬をむすびつけ、インサイダー（経営者と従業員）による経営支配の傾向を強めたといえる。

1990年代後半の $\hat{\beta}$ をみると、GMMと3SLSの推定値は異なる動きを示している。推定方法の制約が少なく、推定値の動きも安定しているという理由から、GMM推定値がより望ましいと考えれば、1990年代後半の $\hat{\beta}$ は92年をピーク

に、93年以降減少している。そして、2001年の β は、結果的に1986年の水準と同程度となった。これは、言い換えれば、 β の重要度が1993年以降増大し、2001年には86年とほぼ同じになったといえる。しかしながら、この結果より直ちに国有企業の企業行動が1986年あるいはそれ以前に戻ったとは言い難い。なぜなら、改革開放以降、さまざまな経営自主権が経営者に付与され、1993年には「現代企業制度」^(注13)の確立が国有企業改革の目標とされるようになったこと、そして、非国有企業の台頭により競争が激しくなってきたこと等を鑑みると、2001年時点の国有企業の経営・統治制度や企業を取り巻く環境は、明らかに計画経済時代や改革開放初期のものとは異なるからである。したがって、この β の重要度の増大は、インサイダー・コントロールの問題がある程度是正され、国有企業が利潤の最大化を目指す資本主義社会の「会社」に接近しつつあることを示していると考えられる。

む す び

本稿は、1978年以降に中国において一連の国有企業改革が実施されるなかで、国有企業の経営目的が変化したのかどうかの検証を試みた。複合的な経営目的関数を定式化し、目的関数のパラメータの変化をGMMと3SLSで推定した結果、経営目的のなかで労働報酬の増大に対するパラメータが有意となり、雇用量の増大に対するパラメータは有意にはならなかった。さらに、労働報酬の増大に対する重要性は、国有企業改革が本格化した1980年代半ばから92年にかけて、大きくなる傾向がみられた。経営目的の重心が従業員の収入増大を優先する方向へとシ

フトし、利潤のより大きな割合が労働報酬へと振り分けられたといえそうである。経営自主権の拡大によってインサイダー・コントロールが国有企業に蔓延したという議論が、既存研究でしばしばなされてきたが、本稿の実証結果はそうした議論を支持する形となった。

本稿はマクロの時系列データを使って、国有企業の経営目的に関する計量経済学的な分析を行ったが、今後は地域や企業レベルのパネルデータなど、より情報量の豊富なデータを使って、経営目的の変化について本稿の分析モデルの現実妥当性も含めて検証をする必要がある。また、推定方法についても、たとえば状態空間モデルを使って、パラメータ α と β の振る舞いを定式化し、その動向を詳細に分析するといった拡張も考えられる。これらは今後の課題としたい。

(注1) 一般に「効率性」は技術効率性と財務効率性の2つに分けて考えられ、全要素生産性はどちらかといえば前者に該当する。中国の場合、改革開放後、技術効率性はある程度改善したが、財務効率性は悪化したとされている [和田 1997]。

(注2) 南・本台 (1999) は1980年と85年の389社、91年と92年の129社、95~97年の28社の企業パネルデータを使って、労働生産弾力性と労働分配率を計算している。

(注3) 当該企業で働けない労働者（アウトサイダー）からすれば、企業の雇用創出・拡大は経営者に対する要求となるが、ここでは内部労働者（インサイダー）のみを考える。

(注4) 目的関数 ψ を経営者の効用関数とみなせば β_1 , β_2 , β_3 がそれぞれ1パーセント変化したときに、経営者の効用 ψ が β_j パーセント ($j=1, 2, 3$) 上昇するという意味になり、 β_j の大きさによって経営者が β_1 , β_2 , β_3 のどれを相対的に重視しているかがわかる。

(注5) 経営の目的として、生産規模の拡大も重

要であったとされているが [今井 1997, 73], このモデルでは, 国有企業の生産活動と投資活動を分けて考えているため, 陽表的には生産規模の重要性がモデルに反映されていない。しかし, 国有企業の行動として「与えられた資本ストックのもとで生産活動を行い, それに必要な労働力と労働報酬を, 政府や従業員の意向を考慮したうえで, 決定する。利潤 $\pi = pY - wL$ は政府に上納され, 政府はそれを原資に投資を計画し実施する。投資により新たに蓄積された資本ストックは, 次期の生産活動に寄与する」というフレームワークを想定すると, もし政府が生産規模の拡大を重視するならば, より多くの投資を計画し, そのために経営者に π の増大を要求すると考えられる。この場合, 生産規模の重要性は陰伏的に π のパラメータに反映されていると解釈できる。

(注6) この代理変数は, 賃金の決定の際に従業員がどの程度影響しているかという問いに対し, 経営者の答えが「影響していない」なら1, 「影響している」なら2, 「非常に影響している」なら3という変数を使用している。

(注7) その他に複合的な経営目的関数をつかった研究として, 中国の郷鎮企業を分析対象とした Svejnar (1990) と Dong (1998) などがある。Svejnar (1990) と Dong (1998) の推定式は, ディープパラメータを推定する形になってはいるが, パラメータの変异性が考慮されておらず, また, 理論的に β_1 が0のケースでは推定されるべきパラメータが無限大になってしまうなどの問題がある。

(注8) 複数方程式のGMM推定については, Hayashi (2000) の第4章を参照されたい。

(注9) 出所は, 賃金総額が『中国工業経済統計年鑑』1995年版 (p.22) と同1998年版 (p.20), 各産業の1人当たり賃金が『中国統計年鑑』2002年版 (p.152), それぞれの職工数が同 (p.128)。社会保障・福利厚生支出額は, 加藤・陳 (2002, 264-265) に掲載されている都市集団とその他部門の「企業等社会保障・福利厚生支出額」から「企業等退職者年金支払額」を引いたものである。

(注10) 3SLSで使用した操作変数は,

$$z_t' = \left[\Delta \left(\frac{\pi_{t-1}}{w_{t-1}L_{t-1}} \right), \Delta \pi_{t-1}, \Delta \ln K_{t-1}, \Delta \ln K_{t-2} \right]$$

である。

(注11) 階差をとらなければ, 各変数とも単位根の存在を否定することができなかった。そのために推定式では階差変数を使用した。

(注12) 工業部門の投資と π をむすびつける考え方は, 計画経済の企業行動を論じるうえでしばしば登場する。たとえば, Dixit (1971) や Dong and Putterman (2000) は, 旧ソ連や改革開放以前の中国といった計画経済を想定し, 経済の均衡点では投資と π が等しくなるという理論モデルを構築している。

(注13) 資本主義社会の「会社」制度を中心とした企業制度のことであり, 具体的には, 国有企業の財産権の明確化, 権利と責任の明確化, 政府と企業との分離, 管理の科学化の実現を目指したもの。

文献リスト

<日本語文献>

- 青木昌彦・奥野正寛 1996. 『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会。
- 今井健一 1997. 「資金配分への行政介入——投資・融資の自主権への制約」『開発援助研究』4(4) (3月) 52-75。
- 加藤弘之・陳光輝 2002. 『中国』東アジア長期経済統計 12. 勁草書房。
- 川井伸一 1990. 「中国企業における指導制度——構造と機能」毛里和子編『毛沢東時代の中国』(現代中国論1) 日本国際問題研究所 187-224。
- 1991. 「1980年代の企業指導制度の改革動向」岡部達味・毛里和子編『改革・開放時代の中国』(現代中国論2) 日本国際問題研究所 191-231。
- 黄孝春 2004. 「企業体制の転換, 進化および収斂」加藤弘之・上原一慶編『中国経済論』(現代世界経済叢書2) ミネルヴァ書房。
- 陳光輝・橋口善浩 2004. 「中国国有企業の長期時系列データと余剰労働力の推計」『国民経済雑誌』190(5) (11月) 1-13。
- 唐燕霞 2004. 『中国の企業統治システム』御茶の水書房。
- 中兼和津次 1999. 『中国経済発展論』有斐閣。
- 南亮進・本台進 1999. 「企業改革と分配率の変動」南

- 亮進・牧野文夫編『大国への試練——転換期の中国経済』日本評論社 165-185.
- 劉徳強 1999. 「生産性の変化とその要因」南亮進・牧野文夫編『大国への試練——転換期の中国経済』日本評論社 143-164.
- 和田義郎 1997. 「中国国有企業改革の分析——経済開発と企業」『開発援助研究』4(4)(3月)99-147.
- <英語文献>
- Dixit, Avinash 1971. “Short-Run Equilibrium and Shadow Prices in the Dual Economy.” *Oxford Economic Papers: New Series* 23(3)(November): 384-400.
- Dong, Xiao-yuan 1998. “Employment and Wage Determination in China’s Rural Industry: Investigation Using 1984-1990 Panel Data.” *Journal of Comparative Economics* 26(3)(September): 485-501.
- Dong, Xiao-yuan and Louis Putterman 2000 “Prereform Industry and State Monopsony in China.” *Journal of Comparative Economics* 28(1)(March): 32-60.
- 2001. “On the Emergence of Labour Redundancy in China’s State Industry: Finding from a 1980-1994 Data Panel.” *Comparative Economic Studies* 43(2)(July): 111-128.
- 2002. “China’s State-Owned Enterprises in the First Reform Decade: An Analysis of a Declining Monopsony.” *Economics of Planning* 35(2): 109-139.
- 2003. “Soft Budget Constraints, Social Burdens, and Labor Redundancy in China’s State Industry.” *Journal of Comparative Economics* 31(1)(March): 110-133.
- Hansen, L. 1982. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica* 50(4)(July): 1029-1054.
- Hayashi, Fumio 2000. *Econometrics*. Princeton: Princeton University Press.
- Lee, Young 1999. “Wages and Employment in China’s SOEs, 1980-1994: Corporatization, Market Development, and Insider Forces.” *Journal of Comparative Economics* 27(4)(December): 702-729.
- Pantula, Sastry G., Graciela Gonzalez-Farias and Wayne A. Fuller 1994. “A Comparison of Unit-Root Test Criteria.” *Journal of Business and Economic Statistics* 12(4)(October): 449-459.
- Svejnar, Jan 1990. “Productive Efficiency and Employment.” In *China’s Rural Industry: Structure, Development, and Reform*. eds. William A. Byrd and Qingsong Lin, 243-254. New York: Oxford Univ. Press.
- (付記) 本稿の作成に際して、陳光輝教授(神戸大学)および本誌レフェリーより貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤謬はすべて筆者が責任を負わねばならない。なお、本稿は平成19年度科学研究費補助金(課題番号19730160)の交付を受けて行った研究成果の一部である。
- (神戸大学大学院国際協力研究科助教, 2006年11月15日受付, 2007年4月12日レフェリーの審査を経て掲載決定)