

第Ⅱ部 第1章

中国金融改革期における融資バイアス —1993-1996年無錫市マイクロデータによる¹

矢野 剛

(徳島大学総合科学部)

〒7700-8502 徳島市南常三島町1-1

E-mail: yano@ias.tokushima-u.ac.jp

白石 麻保

(日本学術振興会特別研究員、京都大学大学院経済学研究科)

〒606-8501 京都市左京区吉田本町

E-mail: whitestonemjp@yahoo.co.jp

要約

本稿で我々は、江蘇省無錫市の工業部門において、1994年以來の中国の金融改革が国有企業に有利で集団所有制郷鎮企業のような非国有企業に不利な融資バイアスを軽減してきたかどうかを実証的に検証する。その結果、この金融改革は上記のような融資バイアスを軽減してはいないものの、おそらく集団所有制郷鎮企業内での資金配分の効率性を改善させたであろうことが示される。そして更に企業集団に属することはその企業の流動性制約を軽減しない反面、特に1994年以降、集団所有制郷鎮企業が外部融資へアクセスするためには、担保用資産をより多く持つことが有効となってきたことも明らかになった。

JEL classification numbers: O12; O16; O53; P34.

Keywords: 融資バイアス; 流動性制約; 1994年以來の金融改革; 集団所有制郷鎮企業

¹ 我々は山本裕美、大西広、阿部茂行、佐藤隆広、仙田徹志の諸氏が有益なコメントを下されたことに対して謝意を表する。但し、本稿の見解と有りうべき誤りは全て我々に帰する。また筆者の一人である矢野剛は、本稿の作成において全国銀行学術研究振興財団2001年度助成金による財政的支援を受けたことに感謝の意を表明する。

1. はじめに

本稿で我々は、1993～1996年の江蘇省無錫市の工業部門において、融資バイアス—国有企業が非国有企業よりも容易に投資用外部銀行融資にアクセスすることを許すようなバイアス—が存在したかどうかを考察する。また、1994年以来中国でおこなわれている金融改革が、そのような融資バイアスを軽減したかどうか我々の関心対象である。

Chow and Fung (1998)は、1989～1992年の在上海工業企業の投資はキャッシュフローに対して感応的であり、さらに融資バイアスの存在のために国有企業は私営企業よりも容易に投資用外部資金融資を受けられることを見出した。このバイアスは政府の政策の結果である。融資を受けている国有企業に対する銀行のモニタリングは形式的なもので、銀行は融資返済のための利潤獲得ができない国有企業に対してさえ融資を継続した。すなわち、国有企業はこの時期非常にソフトな予算制約下にいたのである。

中国において、1993年あるいは1994年頃から金融改革の第二局面²が開始した。この改革は、すぐ後に述べるように地方政府の銀行・金融セクターに対する影響力を低下させると同時に、銀行に効率性を迫及する経済主体としての行動を促すものであった。

1993年に中国人民銀行はその業務の中央集権化が進み、以前は地方政府のコントロール下にあった地方支店は人民銀行本店の直接コントロール下に置かれるようになった。そして1995年には「中央銀行法」が制定され、これによって中国人民銀行に地方政府の意向から独立して金融政策を実行する権限が与えられた。これらの改革は貨幣政策や企業融資配分に対する地方政府の影響力を減じていった(謝, 1996)。1994年以前には中国における地方政府(主として省政府)は、当該地域の中国人民銀行支店に信用供与拡大を強制することができ、中国人民銀行もまた地方政府とそれらに救済されてきた資金難企業のソフトな予算制約を許していた。しかし先に述べた1993年以降の中国人民銀行内部での中央集権化によって地方政府と国有企業の予算制約はよりタイトなものとなった(Qian and Roland, 1998, pp.1156-1157)。1998年、中国人民銀行は30省支店を9つの複数省にまたがった支店に統合した。この変化は貨幣・金融政策に対する地方政府の影響力をさらに弱めた。さらに、4大国有銀行—中国工商银行、中国農業銀行、中国建設銀行、中国銀行—は1994年より完全商銀行化された。その結果、これらの銀行にとって融資先企業の質や収益性は重大な関心事となった。

以上のような改革は、国有企業に有利な融資バイアスを減少させている可能性がある。多くの不良債務を抱える国有企業への融資を国有銀行は減少させ、融資を中小非国有企業へ

² 中国における金融改革の第一局面は1984年に開始している。この時、中国人民銀行は正式に中央銀行となった。そして、その中国人民銀行監督下で、国有諸専門銀行が(再)設立され国家によって強くコントロールされる銀行システムがつくられた。

どシフトさせていると述べる論者もいる³。以下で我々は、融資パターンにおけるこれらの変化が本当に生じているか否かを、江蘇省無錫市における 1991～1997 年企業レベルマイクロデータを用いて考察する⁴。

我々は、無錫市企業の中で、特に集団所有制郷鎮企業が直面した流動性制約に考察の焦点を当てる。Chow and Fung (1998)は、1989～1992 年の上海においては集団所有制企業（おそらく集団所有制郷鎮企業を含む）の流動性制約は国有企業のそれよりも弱かったことを見出しており、特にキャッシュフローに関連する流動制約が弱かったとしている⁵。彼らは、これは国有企業と集団所有制企業の間にあった企業間融資と密接な関係の結果であるとしている。しかし、無錫市、その他蘇南地域、上海市における我々の近年のフィールド調査によれば、集団所有制郷鎮企業は国有企業を含む他の企業に比してより深刻な資金難に直面している⁶。近年中国の銀行はあらゆるタイプの企業に対する融資を引き締めており、その融資引き締めは、我々のみるところによると、他のタイプの企業に比べ集団所有制郷鎮企業に対して特に厳しい。従って、1993～1996 年の無錫市においても、集団所有制郷鎮企業は他の企業に比してより強い流動性制約に直面していた可能性は捨てきれない。しかしその一方で、1994 年以來の中国金融改革が集団所有制郷鎮企業にとって不利な融資バイアスを軽減した可能性もある。さらに、その金融改革が集団所有制郷鎮企業の流動性制約を軽減してはいるものの、集団所有制郷鎮企業は依然として国有企業を含むその他の企業に比べるとより強い流動性制約に服している可能性も考えられる。我々の計量分析はこれらの点を明らかにするであろう。

Chow and Fung (1998)はまた、もし非国有企業が効率性において劣る国有企業に比べてより強く自らの内部資金に依存しなくてはならないのなら、中国の移行経済における銀行・金融セクターの機能の悪さは資金配分の非効率性につながるであろうとも指摘してい

³ 例えば Cull and Xu (2000) p.14 を参照。そこで彼らは「過去 2～3 年の間に、融資はますます私営企業や郷鎮企業に振り向けられるようになった。銀行は国有企業融資を拡大することは、現金を投げ捨てて不良債権に変えることだと認識しているのだ。」と述べている。但し、彼らのサンプル期間(1990～1994 年)においては、彼らのデータによってこれらのシフトを立証することは出来ていない。

⁴ 後の計量分析では階差変数やラグ変数が使用されるため、データ期間は 1993～1996 に縮減してしまう。

⁵ 集団所有制企業が直面する流動性制約に関する Chow and Fung の実証分析結果は、都市集団所有制企業が国有企業と同じくらいあるいはそれよりも弱い流動性制約にしか直面していないことを反映したものかもしれない。我々の実証分析結果も、都市集団所有制企業は国有企業と同じく（キャッシュフローの利用可能性に関しては）流動性制約下にはないことを示している。

⁶ 我々が取材をおこなった「集団所有制郷鎮企業」の殆どが、我々の訪問時までには民営化されて株式制企業あるいは私営企業になっていた。従って、正しくは「元集団所有制郷鎮企業」が最も厳しい資金難に直面していたというべきであろう。

る (Chow and Fung, 1998, p.303, p.315)。我々が以前おこなった研究は、サンプル期間 (1991~1997 年) において無錫の集団所有制郷鎮企業は国有企業を含む他の殆ど全ての企業よりも高い技術効率性をもつことを確認している (Shiraishi and Yano, 2004)⁷。従って、もし集団所有制郷鎮企業の投資が国有企業やその他の企業に比してより強く内部資金に依存するのなら、中国の銀行システムは資金配分のミスをおかしていることになる。そして、このような銀行システムは資金配分のミスは、銀行-企業間の極めて深刻な情報の非対称性の存在によって生じた可能性が高い。

そこで我々の考察は、こうした情報の非対称性の軽減という関心から、中国の企業金融に関わる以下の 2 つの問題にも振り向けられる。一つは企業集団の形成であり、もう一つは銀行融資における担保用資産の有効性である。

Hoshi *et al.* (1990, 1991) が述べるところによると、銀行をその中に含む日本の企業集団は債権者-債務者間の情報の非対称性を軽減することにより、企業集団に属する日本企業が直面する流動性制約も軽減した。中国の政策立案者は日本や韓国（ここでは企業集団は「系列」「財閥」として知られている）と同様の企業集団形成を 1980 年代半ば頃より推進してきた (Keister, 2000, pp.8-11)。もし、内部資金調達と外部資金調達に関する情報の非対称性が中国経済における企業の流動性制約に結びついているなら、企業集団は非国有企業あるいは集団所有制郷鎮企業の流動制約を軽減したかもしれない。

また Ogawa *et al.* (1996) が見出したところによると、日本企業が所有している土地資産は投資用資金融資担保として機能することにより、それら企業の借入能力と流動性保有量を高めた。彼らはまた、小規模企業を多く抱える産業において、土地の価値は特に流動性制約克服のために重要であった、とも述べている。そのような産業においては、債権者-債務者間の情報の非対称性は顕著であり、そのため内部資金調達と外部資金調達のコスト差も大きくなる⁸。日本経済においては、担保用資産の典型である土地資産がそのコスト差を縮小するように機能した。そこで我々は、企業に所有されている担保用資産（ここでは固定資産）が、中国経済においてその所有企業の外部資金へのアクセスを用に出来たか否かを検証する。もしそうなら、現在は未発達な中国土地資産市場の発展は、企業保有担保用資産価値を高めることによって、非国有企業の銀行融資へのアクセスをより容易なものにするであろう⁹。

⁷ この効率性測定に使用されたデータ企業のうちの多くが、本稿における投資関数推定で使用されるデータ企業にも含まれている。

⁸ 中国における集団所有制郷鎮企業あるいは私営企業は、内部資金調達と外部資金調達の大きなコスト差に直面する日本の「小規模企業」に対応させることが出来よう。

⁹ 中国の家計や企業が信用市場で土地を担保として使用することには、現状においてはかなりの制約がある。Krusekopf (2002, p.299) は、十分に保証された土地使用権が欠如していることが、中国農家家計が彼らの土地を担保として使用することを妨げていると指摘する。すなわち、地方政府官僚によ

以下、第 2 節では、我々の基本実証モデルと推定方法を述べ、使用されるデータについての議論をおこなう。第 3 節では推定結果を考察し、本稿の結論が第 4 節で提示される。

2. 基本実証モデルとデータ

企業レベルマイクロデータを使用して、内部資金と投資の関係を考察した先行研究として、Fazzari *et al.* (1988) と Chow and Fung (1998) がある。中国企業の投資行動分析において、Chow and Fung (1998, p.304) は、次のような形式の売上高速度モデルを採用した。

$$(I/K)_{it} = \alpha_i + \beta_1(\Delta S/K)_{it} + \beta_2(\Delta S/K)_{i,t-1} + \beta_3(NP/K)_{it} + \beta_4(DEP/K)_{it} + e_{it},$$

ここで、 I_{it} は企業 i の t 年期末における粗投資であり、 K_{it} は企業 i の t 年期初における資本ストックである。 I_{it} と K_{it} の関係は、

$$I_{it} = K_{i,t+1} - (1-s) K_{it},$$

であらわされ、 s は資本の廃棄率であり、ここでは毎年 3% と仮定されている。 α_i は企業個別効果項、 S_{it} は企業 i の t 年における売上を示し、 $\Delta S_{it} = S_{it} - S_{i,t-1}$ である。このモデルで、 ΔS 項は売上高加速度因子をあらわす。変数 NP_{it} および DEP_{it} は企業 i の t 年期末における純利潤（税引き後利潤）と減価償却を示している。この NP_{it} 項はその企業にとってのキャッシュフロー源をあらわし、 DEP_{it} 項は当該企業における更新投資のための内部資金をあらわす。最後に、誤差項は平均 0、分散 σ_e^2 で、企業と時間について i.i.d. に従うと仮定されている。

残念ながら、 DEP_{it} は我々のサンプルにおいては利用不可能であり、従って我々はそれに替わる代理変数を作る必要がある。ここで当期の減価償却の大きさは当期の資本ストックの大きさに強く依存するし、多くの場合はそれらには比例関係があることより、我々は

る土地所有権への介入が、土地所有権を保証されない状態に置き、それがひいては土地市場の発展を妨げているという。無錫市、その他蘇南地域、上海市における我々の近年のフィールド調査によれば、企業もまたその土地を担保として使用することは難しい状況にある。その理由は、土地使用に多く制約が存在するためであり、その制約が土地市場の未発達にもつながっている。これらの制約は農村地域においてより厳しく、また（中国において最も発展した地域である）上海市よりも無錫市においてより厳しい。従って、無錫市にある（農村立地企業である）集団所有制郷鎮企業が、その土地を担保として使用することはかなりの困難を伴うことになる。

DEP_{it}の代理変数 PDEP_{it} (proxy for DEP) を次のように設定する。

$$\text{PDEP}_{it} = \gamma K_{it-1},$$

ここで、 γ は減価償却率であり、本稿では10%と仮定されている¹⁰。減価償却を算出するに際して、我々は当期の資本ストック(K_{it})ではなく、前期のそれ(K_{it-1})を使用した。その理由は二つある。(1)もし $\text{PDEP}_{it} = \gamma K_{it}$ とすると、我々は回帰分析においては減価償却を K_{it} で正規化するので、その正規化された変数は $\text{PDEP}_{it}/K_{it} = \gamma$ であり、実際には変数ではなくなってしまう。(2)我々が設定した代理変数 $\text{PDEP}_{it} = \gamma K_{it-1}$ は、直接には $t-1$ 年末における減価償却資金の帳簿繰り入れをあらわしており、 t 年末の帳簿繰り入れ額 γK_{it} よりも、 t 年中に使用される更新投資用資金のより良い指標を提供するだろう。その結果、我々の基本的実証モデルは次のような形式をとる。

$$(I/K)_{it} = \alpha_1 + \beta_1(\Delta S/K)_{it} + \beta_2(\Delta S/K)_{it-1} + \beta_3(NP/K)_{it} + \beta_4(\text{PDEP}/K)_{it} + e_{it}, \quad (1)$$

この基本モデルが想定するのは、投資は売上高加速度因子と内部資金の関数になっているということである。もし企業が資金制約に服していれば、純利潤 NP_{it} は投資に使用できる内部資金をあらわす¹¹。もしその企業が流動性制約下であれば、 $(NP/K)_{it}$ は投資行動を説

¹⁰ この仮定は我々の推定にとって本質的なものではない。様々な γ に関する仮定—例えば最も単純なケースでは $\gamma=1$ (100%)—において、我々は殆ど同様の推定結果を得ている。

¹¹ 企業の売掛金が深刻なまでにその内部資金を減らしてしまうことはあり得る(三角債)。その場合、 NP の中に売掛金が含まれるため、 NP はキャッシュフローをあらわさず、 ΔS の増加は売上中の売掛金を増加させ、そしてその結果内部資金を減少させることによって投資に負の影響をもたらす。本稿のサンプル企業についてはその売掛金(買掛金)データが利用不可能であるため、我々は売掛金が企業の投資にもたらす影響を検証したりコントロールすることは出来ない。しかし、渡邊(2002, p.12)は、かつて三角債を引き起こす一種の社会的・経済的問題と見なされた企業間の売掛・買掛は次第に規則性のある企業間信用になりつつあると論じている。さらに我々のフィールド調査によれば、対外的評判の良い企業ならば、たとえ幾らかの売掛金を抱えていたとしても、多くの場合それを補償するのに十分なだけの買掛金も持っていて、そのためそれら企業が売掛金を抱えていることはその内部資金を深刻なまでに減少させてしまうことはない。それら企業は、その対外的評判を基礎にして、秩序ある企業間信用網に組み入れられているのである。我々の本稿におけるサンプル企業は、『無錫統計年鑑』記載の「大中型工業企業」であり、これらは無錫市における典型的な対外的評判の高い企業とみなせる。従って、彼らが抱える売掛金が、その内部資金を深刻なまでに減少させてしまうことはない想定するのはリーズナブルであろう。

明するために統計的に有意となり、その係数は正となることが期待される。独立変数として $(PDEP/K)_{it}$ を我々のモデルに含めることにより、我々は企業の投資行動への更新投資用内部資金の影響を検証することが出来る。しかし、 $(PDEP/K)_{it}$ の内部資金変数としての重要度は $(NP/K)_{it}$ と比べるとやや劣る。なぜなら、減価償却は会計上帳簿に繰り入れられるだけのものであり、キャッシュの流入は起こらないからである。また、(1)式の各変数が対数変換されていないのは、 ΔS と NP は負になりうるからである。

推定作業のために我々は 1991～1997 年の企業レベルデータを入手しているが、 $K(I=K_{t+1}-(1-s)K)$ と $S(\Delta S=S-S_{-1})$ の階差をとり、 ΔS のラグ変数 $((\Delta S/K)_{-1})$ をつくと、7 年間の観察期間 (1991～1997) は 4 年に縮減してしまう。

Chow and Fung (1998) は、企業個別効果項を除去するために、Hsiao (1986) によって提唱された、モデルの一階差分推定法 (first difference method) を用いて推定をおこなっており、そのため、彼らの推定値には、定数項 (切片) が全く無くなっている。本稿ではその一階差分推定法は使用しない。その理由は、我々は可能な限り多くの年度にわたって、内部資金が投資行動に与える影響の年度毎の違いを考察したいからである (モデルの一階差分推定法を使用すれば、一年分の情報が失われる)。我々の推定作業においては、(1)式のキイ変数に各種企業タイプダミー、年ダミー、その他変数が掛けられて、交差項が作られる。

我々の推定作業には、江蘇省無錫市の 1991～1997 年企業レベルマイクロデータが用いられる。無錫市における大中型工業企業のマイクロデータは、『無錫統計年鑑』1992～1998 年版より得られている。売上と純利潤は当年価格での売上額と純利潤額で計測されている。資本ストック K は、各年の固定資産取得原価 (原値) の名目値でとられている。

3. 推定結果

我々はまず関連する変数の記述統計にふれることにする。それらは企業タイプ別に表 1 に示されている。私営企業 (PEs: private enterprises) および都市連営企業 (UCEs: urban cooperative enterprises) に分類された企業は極少数であり、それらの記述統計と推定結果は、私営企業に関しては株式制企業 (share-holding enterprises: SHEs) に、都市連営企業に関しては都市集団所有制企業 (urban collective-owned enterprises: UCOEs) に近いものになっている。そこで、我々は株式制企業と私営企業をまとめて一つのカテゴリー (株式&私営)、都市集団所有制企業と都市連営企業をまとめてもう一つのカテゴリー (都市集団&都市連営) とした。

表 1
観測値数およびI/K、 $\Delta S/K$ 、NP/K平均

企業タイプ/年	1993	1994	1995	1996
観測値数 ^a				
国有企業	82	82	85	89
集団所有制郷鎮企業	38	44	52	50
株式&私営企業	8	12	13	10
外資系企業	12	18	19	18
都市集団&都市連営企業	36	38	40	42
総計	176	194	209	209
I/K ^b				
国有企業	0.410	0.349	0.169	0.301
集団所有制郷鎮企業	0.435	0.347	0.204	0.607
株式&私営企業	0.223	0.285	0.225	0.355
外資系企業	0.469	0.311	0.297	0.340
都市集団&都市連営企業	0.289	0.323	0.158	0.339
総平均	0.386	0.336	0.191	0.388
$\Delta S/K$				
国有企業	0.482	-0.144	0.174	0.191
集団所有制郷鎮企業	1.622	0.417	0.722	0.184
株式&私営企業	0.565	0.265	0.228	0.240
外資系企業	-0.046	0.271	0.146	0.243
都市集団&都市連営企業	0.544	-0.435	0.221	0.052
総平均	0.708	-0.010	0.320	0.168
NP/K				
国有企業	0.061	0.037	0.011	0.030
集団所有制郷鎮企業	0.128	0.146	0.146	0.127
株式&私営企業	0.151	0.270	0.220	0.077
外資系企業	0.072	0.088	0.095	0.110
都市集団&都市連営企業	0.071	0.024	0.009	-0.013
総平均	0.082	0.078	0.065	0.054
PDEP/K				
国有企業	0.094	0.083	0.081	0.092
集団所有制郷鎮企業	0.083	0.082	0.083	0.093
株式&私営企業	0.114	0.118	0.102	0.149
外資系企業	0.089	0.083	0.086	0.083
都市集団&都市連営企業	0.092	0.086	0.084	0.094
総平均	0.092	0.086	0.084	0.094

^a 総観測値数は788個である。

^b I/K、 $\Delta S/K$ 、NP/K、PDEP/K の788観測値の総平均は、それぞれ0.322、0.069、0.285、0.089である。

表1は、我々の企業マイクロレベルデータがアンバランスパネルデータを構成していることを示している。念のためバランスパネルデータを使用した推定をおこなったところ、アンバランスパネルデータを使用した推定とほぼ同じ結果が得られた。そこで、以下では我々はアンバランスパネルデータを使用した推定結果のみを提示することにする。第二に、投資率（I/K）は1995年に一度落ち込むが一おそらく中国における景気後退によるものであろう一、1996年には全ての企業タイプにわたって回復をみせる。特に、集団所有制郷鎮企業の投資率（I/K）は急激に上昇し、0.607にまで達している。この上昇は、集団所有制郷鎮企業の投資行動と企業金融に関して何らかの構造的変化が生じている可能性を指し示

すものである。第三に、NP/K をみると集団所有制郷鎮企業と株式&私営企業の業績の相対的な良好さ、および対称的な国有企業と都市集団&都市連営企業の業績の悪さが明らかになる。外資系企業（joint ventures: JVs）は 1996 年を除いてそれらの中間の位置を占めている。集団所有制郷鎮企業は、売上成長パフォーマンス（ $\Delta S/K$ ）においても優位性を示しているが、その優位性は 1996 年には失われる。次に、推定手続きと推定結果をみていくことにしよう。

3-1. 企業タイプダミーおよび年ダミーの無い投資関数

我々はまず企業タイプや年ごとの係数変化がない投資関数を検証する。その推定結果は表 2 に提示されている¹²。

表 2
企業タイプダミーおよび年ダミーの無い投資関数推定結果^a

独立変数	固定効果 ^{b c}
	(1) 式
$\Delta S/K$	0.024* (2.201)
$(\Delta S/K)_{-1}$	0.011 (1.502)
NP/K	0.337** (2.343)
PDEP/K	3.758* (4.134)
R^2	0.390
Adj. R^2	0.165
Obs. No.	788

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数は I/K である。

Breusch-Pagan 検定は分散均一の帰無仮説をリジェクトしている。従って、括弧内に報告されているのは、White (1980) によって提唱された分散不均一の下でも一貫性のある標準誤差に基づく t 値である。

^b 変量効果モデルは、Hausman 検定により、1%水準でリジェクトされている。

^c 紙面の節約のため、企業個別ダミーの係数推定値は省略している。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

表 2 から今期のキャッシュフロー変数 NP/K の係数推定値は正に有意であることが分かる。1993～1996 年における無錫市工業企業の投資はキャッシュフローに対して感応的だった

¹² 以下の全ての推定結果において、企業特殊効果項に加えて時間特殊効果項を加えたモデル—すなわち two-way fixed effects model—も同時に推定されている。ここではその結果を示さないが、それらは表 2～4、表 7、表 8 に提示された企業特殊効果項のみのモデルの推定結果とほぼ同様の傾向を示していることを付言しておく。

のである。また表 2 において、PDEP/K の係数は有意に正である。これは、無錫市工業企業が更新投資用（減価償却）資金に関しても流動性制約に直面していたことを強く示唆するものである。ΔS/K の係数もまた 5%水準で統計的に有意であり、我々のサンプル企業の投資行動の一部は売上高加速度原理によって説明される。

3-2. 企業タイプおよび年度の違いによる効果

今度は、企業タイプの違いによって流動性制約がどのように変化するかを考察してみよう。そのために、(1)式のキャッシュフロー変数 NP/K と更新投資用資金変数 PDEP/K に企業タイプダミーが掛けられた次のようなモデルを使用する。

$$(I/K)_{it} = \alpha_1 + \beta_1(\Delta S/K)_{it} + \beta_2(\Delta S/K)_{i,t-1} + \sum_{type} \beta_{3j} (NP/K)_{it} * D_{enterprise\ type} \\ + \sum_{type} \beta_{4j} (PDEP/K)_{i,t} * D_{enterprise\ type} + e_{it}, \quad (2)$$

ここで $D_{enterprise\ type}$ に含まれるのは、集団所有制郷鎮企業ダミー、株式&私営企業ダミー、外資系企業ダミー、都市集団&都市連営企業ダミーである。国有企業はベンチマークとして使用される。

推定結果は表 3 に提示されている。NP/K の係数推定値は統計的に有意ではない。NP/K* $D_{enterprise\ type}$ の係数推定値のうち、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーの係数推定値だけが有意に正である。すなわち、1993～1996 年の無錫市において集団所有制郷鎮企業だけが、キャッシュ利用可能性による流動性制約を受けているのである¹³。PDEP/K の正に有意な係数推定値が指し示すのは、国有企業も更新投資用資金に関しては流動性制約を受けているということである。PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーの係数推定値は有意ではなく、これは更新投資用資金に関しては、サンプル期間中集団所有制郷鎮企業は国有企業に比してより強い流動性制約を受けていたわけではないことを示す。しかし、PDEP/K*株式&私営企業ダミーの係数推定値は PDEP/K* $D_{enterprise\ type}$ の中で唯一正に有意である。これは、更新投資用資金に関しては株式&私営企業が他の企業よりも強い流動性制約に直面していたことを示す。ここで示されたパラメータ推定値が示唆するのは、全ての企業タイプのなかで集団所有制郷鎮企業サンプル期間中最も深刻な流動性制約に直面していたこと、およ

¹³ (2)式における売上高加速度変数 ΔS/K および ΔS/K₋₁ に企業ダミーが掛けられた場合、国有企業、外資系企業、都市集団&都市連営企業の ΔS/K 係数推定値は有意に正であり、対称的に集団所有制郷鎮企業、株式&私営企業はそうではない。同様の結果が ΔS/K₋₁ の係数についても確認されている（両者とも紙面の節約のため推定結果は示さない）。これらの観察事実を、表 3 における NP/K、NP/K・外資系企業ダミー、NP/K・都市集団&都市連営企業ダミーの係数推定値が有意ではないことと考え合わせると、国有企業、外資系企業、都市集団&都市連営企業の投資行動は売上高加速度原理に即していると言えよう。

表 3
企業タイプダミー付き投資関数推定結果^a

独立変数	固定効果 ^{b c}
	(2) 式
$\Delta S/K$	0.022* (2.013)
$(\Delta S/K)_{-1}$	0.013 (1.017)
NP/K	-0.042 (-0.182)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー	0.795** (2.670)
NP/K*株式&私営企業ダミー	-0.162 (-0.881)
NP/K*外資系企業ダミー	-0.043 (-0.096)
NP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-0.223 (-0.711)
PDEP/K	4.500** (3.549)
PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー	-0.496 (-0.872)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー	0.665** (2.601)
PDEP/K*外資系企業ダミー	1.076 (0.593)
PDEP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-1.604 (-1.125)
R^2	0.404
Adj. R^2	0.173
Obs. No.	788

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はI/Kである。

Breusch-Pagan検定は分散均一の帰無仮説をリジェクトしている。従って、括弧内に報告されているのは、White (1980)によって提唱された分散不均一の下でも一貫性のある標準誤差に基づくt値である。

^b 変量効果モデルは、Hausman検定により、1%水準でリジェクトされている。

^c 紙面の節約のため、企業個別ダミーの係数推定値は省略している。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

び株式&私営企業も国有企業、外資系企業、都市集団&都市連営企業よりは強い流動制約下にいたことである。

次に我々は、キャッシュ利用可能性に関して集団所有制郷鎮企業が直面していた流動性制約が年によってどのように変化したかのかを考察しよう。それは次のようなモデルに基づいておこなわれる。

$$\begin{aligned}
 (I/K)_{it} = & \alpha_i + \beta_1(\Delta S/K)_{it} + \beta_2(\Delta S/K)_{it-1} \\
 & + (\sum_{year=1993-96} \beta_{3l} (NP/K)_{it} * \text{集団所有制郷鎮企業ダミー} * D_{year} + \sum_{type} \beta_{3j} (NP/K)_{it} * D_{enterprise type}) \\
 & + \sum_{type} \beta_{4j} (PDEP/K)_{it} * D_{enterprise type} + e_{it}, \quad (3)
 \end{aligned}$$

ここで D_{year} は $D_{1993} \sim D_{1996}$ を含んでいる。我々は株式&私営企業とその他の企業が直面している更新投資用資金に関する流動性制約の差の年変動も検証してみたい。そのため、我々は(3)式の $PDEP/K$ *株式&私営企業ダミーに年ダミーを掛けて交差項を形成した次のモデルをつくる。

$$\begin{aligned} (I/K)_{it} = & \alpha_i + \beta_1(\Delta S/K)_{it} + \beta_2(\Delta S/K)_{it-1} \\ & + (\sum_{year=1993 \sim 96} \beta_{3l} (NP/K)_{it} * \text{集団所有制郷鎮企業ダミー} * D_{year} + \sum_{type} \beta_{3j} (NP/K)_{it} * D_{enterprise\ type}) \\ & + (\sum_{year=1993 \sim 96} \beta_{4l} (PDEP/K)_{it} * \text{株式\&私営企業ダミー} * D_{year} + \sum_{type} \beta_{4j} (PDEP/K)_{it} * D_{enterprise\ type}) \\ & + e_{it}. \end{aligned} \quad (4)$$

このモデルの推定結果は表4に示されている。

表4の(3)式と(4a)式の両方において、 NP/K *集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{year} の係数中、 NP/K *集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1993} と NP/K *集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1996} の係数のみが有意である。これが示唆しているのは、集団所有制郷鎮企業が直面していたキャッシュ利用可能性による流動性制約は、1994～1995年の投資ブームの際には緩和したもの、ブームが去った1996年には流動性制約が再び生じたということである。1994年以來の中国金融改革は、これまでのところ国有企業に有利で集団所有制郷鎮企業に不利な融資バイアスを軽減してはいないようである¹⁴。表4の(4a)式における $PDEP/K$ *株式&私営企業ダミー* D_{year} の係数推定値中、 $PDEP/K$ *株式&私営企業ダミー* D_{1995} と $PDEP/K$ *株式&私営企業ダミー* D_{1996} だけが正に有意である。これは、更新投資用資金に関して、株式&私営企業がその他企業よりも強い流動性制約に直面する度合いもまた、1994年以後に大きくなっていることを示す。つまり、表4の推定結果が示しているのは、企業タイプ間での投資用資金配分ミスは1994年以後も改善されていないということである。

それでは、1994年以降の金融改革は投資用資金配分の効率性に何の変化ももたらさなかったのだろうか？我々は次に、1993～1996年におけるそれぞれの企業タイプ内部での投資効率性を検証する。具体的には、それぞれの企業タイプのなかで、 NP/K を前年の投資率 $(I/K)_{-1}$ に回帰させる。もしそれぞれの企業タイプのなかで投資効率が改善しているならば、前年により高い投資をおこなった企業が、今期においてより高い利益性を享受するという傾向が年々強まるはずである。すなわち、 $(I/K)_{-1}$ の NP/K への説明力は上昇するはずなのである。

¹⁴ Park and Sehn (2001, p.627)は、国有企業に関する政策的関心事に対する銀行融資の感応度は1994年以降により強くなったことを見出している。改革のかけ声にも関わらず、中国の国有企業への融資問題が解決を迎えてはいないことは明らかである。この観察事実、本稿で指摘された、1994年以降にも存続する国有企業に有利な融資バイアスと整合的である。

表 4
企業タイプダミーおよび年ダミー付き投資関数推定結果^a

独立変数	固定効果 ^{b c}	
	(3)式	(4a)式
$\Delta S/K$	0.020* (1.957)	0.022* (2.003)
$(\Delta S/K)_{-1}$	0.011 (1.005)	0.013 (1.016)
NP/K	-0.025 (-0.109)	-0.013 (-0.058)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー		
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₃	0.856** (2.843)	0.824** (2.804)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₄	0.592 (1.654)	0.581 (1.618)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₅	0.483 (1.528)	0.474 (1.460)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₆	0.953** (3.676)	0.945** (3.635)
NP/K*株式&私営企業ダミー	-0.162 (-0.886)	-0.139 (-0.748)
NP/K*外資系企業ダミー	-0.045 (-0.100)	-0.045 (-0.102)
NP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-0.212 (-0.682)	-0.202 (-0.646)
PDEP/K	4.507** (3.578)	4.574** (3.615)
PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー	-0.414 (-0.828)	-0.462 (-0.854)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー	0.663** (1.866)	
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₃		0.523 (0.540)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₄		0.316 (0.660)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₅		0.734* (2.029)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₆		0.715* (2.196)
PDEP/K*外資系企業ダミー	1.028 (0.570)	0.986 (0.545)
PDEP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-1.543 (-1.089)	-1.573 (-1.107)
R ²	0.451	0.508
Adj. R ²	0.230	0.310
Obs. No.	788	788

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はI/Kである。

Breush-Pagan検定は分散均一の帰無仮説をリジェクトしている。従って、括弧内に報告されているのは、White (1980)によって提唱された分散不均一の下でも一貫性のある標準誤差に基づくt値である。

^b 変量効果モデルは、Hausman検定により、1%水準でリジェクトされている。

^c 紙面の節約のため、企業個別ダミーの係数推定値は省略している。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

表 5 は集団所有制郷鎮企業の投資効率に関する推定結果を示し、表 6 は株式制&私営企業のそれを提示している。

表 5
1993～1996年における集団所有制郷鎮企業の投資効率回帰結果^a

独立変数	普通最小二乗法			
	1993	1994	1995	1996
定数項	0.005* (1.988)	0.007* (2.260)	0.008* (2.166)	0.007** (3.061)
(I/K) ₋₁	0.159** (9.288)	0.152** (9.256)	0.251** (9.325)	0.308** (12.011)
Adj. R ²	0.125	0.120	0.109	0.264
Obs. No.	38	44	52	50

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はNP/Kである。

また括弧内の数値はt値である。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

表 6
1993～1996年における株式&私営企業の投資効率回帰結果^a

独立変数	普通最小二乗法			
	1993	1994	1995	1996
定数項	0.001 (0.897)	0.001 (0.444)	0.003 (0.770)	0.0002 (0.125)
(I/K) ₋₁	0.685** (15.459)	0.932** (12.279)	0.515** (7.464)	0.166** (31.267)
Adj. R ²	0.209	0.188	0.104	0.580
Obs. No.	8	12	13	10

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はNP/Kである。

また括弧内の数値はt値である。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

表 5 は、1996 年から 1996 年の毎年における集団所有制郷鎮企業の投資効率—NP/K の (I/K)₋₁ への回帰結果—示している。表 5 が示しているのは、どの年においても (I/K)₋₁ の増大は NP/K に正の影響を与えていると同時に、修正済み R² (the adjusted R squared value) の値 (0.264) と t 値 (12.011) によるとその正の影響関係は 1996 年に一層強くなったということである。表 6 は、株式&私営企業においても、(I/K)₋₁ の NP/K への影響力は 1996 年により強くなったことを示している。これは恐らく、1994 に始まる金融改革の結果である。その金融改革には、銀行を融資における収益性により敏感にする方向性があった¹⁵。1995

¹⁵ Park and Sehrt (2001, pp.635-636)が見出したところによれば、中国農村地域を対象とする政策銀行である中国農村発展銀行設立後の政策融資と商業融資の分離は、1994 年から 1996 年において (政策融資から解放された) 中国農業銀行に商業融資・営利重視を志向させるようになり、中国農業銀行は集団所有制郷鎮企業・その他郷鎮企業への最大の融資者となった。この観察事実は、農業銀行貸付に占める郷鎮企業向け融資比率の増大 (1996 年ではほぼ 20%) と整合的である。これらの変化が、1996 年における集団所有制郷鎮企業の投資効率改善に反映されているのであろう。

年における集団所有制郷鎮企業の投資は、より効率的に利潤（NP/K）を生み出し、それが今度は表 1 で確認したような 1996 年における集団所有制郷鎮企業の高い投資率につながったのかもしれない。なぜなら、集団所有制郷鎮企業はキャッシュ利用可能性による流動性制約に直面していたからである。対称的に、国有企業、都市集団&都市連営企業の投資効率は年々低落している（推定結果は示さない）。1994 年以來の金融改革は、集団所有制郷鎮企業よりも国有企業、都市集団&都市連営企業を優遇し甘やかすような融資バイアスを軽減できていないのである。

3-3. 企業集団と担保用資産が企業投資にもたらす影響

企業集団の形成と担保用資産が、企業の外部銀行融資アクセスを容易にするかどうかを検証するため、我々はそれらの要素をあらわす項を含んだ実証モデルの係数推定をおこなう。企業集団ダミー（business group dummy: DG）と担保用資産変数（K）が(4)式のモデルに導入される。DG は、その企業が企業集団に属していることを表し¹⁶、K、すなわち名目固定資産原値は、担保用固定資産の大きさを表すと考えて良いだろう。

我々はまず、無錫市工業企業が直面していた流動性制約に対して企業集団の形成が与えた影響を考察する。集団所有制が直面していたキャッシュ利用可能性に関する流動性制約に対する企業集団形成の影響は、次のような実証モデルを用いることにより検証できる。それは、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーに企業集団ダミー（DG）を掛けた交差項が、(4)式のモデルに導入された実証モデルである。NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーは集団所有制郷鎮企業のキャッシュ利用可能性を表した変数である。更新投資用資金の点においては、無錫市における全てのタイプの企業は流動性制約に直面しており、さらに株式&私営企業が特に強い制約下にあることは表 3、表 4 にみたとおりである。更新投資用資金に関する、全てのタイプの企業が直面していた流動性制約、あるいは株式企業&私営企業との流動性制約強度の差、こういったものが企業集団形成によってどのような影響を受けたのかを検証するために、我々は次のようなモデルを採用する。それは、PDEP/K あるいは PDEP/K*株式&私営企業ダミーに、企業集団ダミー（DG）を掛けた項を、実証モデル(4)式に導入したモデルである。推定結果は、表 7 に提示されている。

サンプル期間中無錫市工業企業が直面した流動性制約に、企業集団の形成が何らかの影響を与えたという証拠を見出すのは難しい。表 7 の(4b)式、(4c)式の推定結果において、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*DG の係数は統計的に有意ではない。表 7 の(4b)式の PDEP/K*DG の係数推定値、および PDEP/K*株式&私営企業ダミー*DG のそれも統計的

¹⁶ 我々のサンプルでは、1995 年と 1996 年においてのみ企業集団所属企業と所属していない独立系企業の判別が可能であった。従って、DG はその企業が 1995 年から 1996 年にかけて企業集団に属していたことのみを表している。

表 7
企業集団ダミー付き投資関数(4)式推定結果^a

独立変数	固定効果 ^{b c}	
	(4b)式	(4c)式
$\Delta S/K$	0.021* (1.999)	0.026* (2.227)
$(\Delta S/K)_{-1}$	0.017 (1.797)	0.019* (2.091)
NP/K	-0.029 (-0.128)	-0.008 (-0.036)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー		
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₃	0.824** (2.670)	0.822** (2.608)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₄	0.587 (1.621)	0.571 (1.575)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₅	0.488 (1.522)	0.474 (1.478)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₆	0.939** (3.623)	0.935** (3.594)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*DG	0.049 (0.145)	-0.039 (-0.125)
NP/K*株式&私営企業ダミー	-0.142 (-0.762)	-0.134 (-0.715)
NP/K*外資系企業ダミー	-0.043 (-0.096)	-0.046 (-0.102)
NP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-0.211 (-0.675)	-0.198 (-0.631)
PDEP/K	4.643** (3.653)	4.576** (3.610)
PDEP/K*DG	-0.510 (-0.700)	
PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー	-0.494 (-0.871)	-0.453 (-0.846)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー		
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₃	0.524 (0.541)	0.501 (0.516)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₄	0.310 (0.647)	0.310 (0.646)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₅	0.739* (2.041)	0.722* (2.029)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₆	0.738* (2.253)	0.647 (1.607)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*DG		0.183 (0.292)
PDEP/K*外資系企業ダミー	0.964 (0.532)	0.981 (0.542)
PDEP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-1.575 (-1.108)	-1.571 (-1.104)
R ²	0.509	0.510
Adj. R ²	0.309	0.308
Obs. No.	788	788

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はI/Kである。

Breush-Pagan検定は分散均一の帰無仮説をリジェクトしている。従って、括弧内に報告されているのは、White (1980)によって提唱された分散不均一の下でも一貫性のある標準誤差に基づくt値である。

^b 変量効果モデルは、Hausman検定により、1%水準でリジェクトされている。

^c 紙面の節約のため、企業個別ダミーの係数推定値は省略している。

* 5%水準で有意。

** 1%水準で有意。

に有意ではない¹⁷。従って、企業集団に属している企業は、独立系の企業に比してその流動性制約が弱いわけではない。この原因はおそらく、無錫市における企業集団は、その集団内部でのみメンバー企業の情報を流通させており、外部の金融機関の情報の伝達が生じていないことにあるだろう¹⁸。

今度は、担保用資産（K）が投資行動に与える影響について論じてみよう（表 8）。ここで我々は、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーの係数が K の大きさによって変化するという想定を持ち込む。すなわち、

$$(\beta_3 + \beta_{3K}K)(\text{NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー}) \\ = \beta_3(\text{NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー}) + \beta_{3K}(\text{NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー} \cdot K),$$

である。そして、この NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・K を(4)式のモデルに導入する¹⁹。NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・K の係数は、ここでは NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーの係数の変動部分を表す。もし、より多くの担保用資産を持つことが、集団所有制郷鎮企業が外部銀行融資にアクセスすることを容易にするのならば、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・K の係数は負になるはずである。

(4)式のモデルの推定結果においては、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・K の係数は負に有意である。集団所有制郷鎮企業が持っている担保用資産は、1993～1996 年の期間中、明らかにそれら企業の外部資金へのアクセスを容易にしたのである。今度は、この担保用資産が集団所有制郷鎮企業の外部融資を容易にする効果が、時間とともに増大する傾向を持ったのかどうかを検証してみよう。(4)式のモデル中の NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・D_{year} に、担保用資産変数 K を掛けたモデルを推定することによりこの作業はおこなわれる。推定結果は、表 8 の(4e)式に示されている。NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・D₁₉₉₃・K、

¹⁷ 我々の実証モデルにおいて、DG が NP/K・集団所有制郷鎮企業ダミー・D_{year}、PDEP/K・D_{year}、PDEP/K・株式&私営企業ダミー・D_{year} に掛けられた場合でも、それらの係数推定値は 1993～1996 年のどの年においても有意とはならなかった（紙面の節約のため推定結果は示さない）。

¹⁸ 中国のトップレベルの大規模企業集団（日本の「系列」や韓国の「財閥」になぞらえられるようなそれ）は、全て 1990 年代半ばまでには、高い機能を発揮する内部金融会社を持つようになっている。しかし、広範囲な農村地域を含む無錫市の企業集団はそのような体制を未だ整備できていないケースが多い。

¹⁹ 表 8 においては、PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミーあるいは PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー・D_{year} は、担保用資産変数 K との交差項は形成していない。その理由は、そのような交差項を入れて推定したところ、その係数推定値は統計的に有意にならないばかりか、モデル全体の推定値が不安定なものになったためである。

表 8
担保用資産変数付き投資関数(4)式推定結果^a

独立変数	固定効果 ^{b c}	
	(4d)式	(4e)式
$\Delta S/K$	0.027* (2.221)	0.025* (2.234)
$(\Delta S/K)_{-1}$	0.016 (1.797)	0.014 (1.554)
NP/K	-0.034 (-0.146)	-0.036 (-0.160)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー		
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₃	1.263** (3.695)	0.852** (2.838)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₄	0.715* (1.940)	0.617* (2.067)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₅	0.717* (2.038)	0.658* (2.219)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₆	1.343** (3.218)	1.501** (3.996)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*K ^d	-0.00005* (-2.126)	
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₃ *K		-0.00001* (-2.005)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₄ *K		-0.00001* (-2.329)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₅ *K		-0.00004* (-1.921)
NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー*D ₁₉₉₆ *K		-0.00008** (-2.820)
NP/K*株式&私営企業ダミー	-0.140 (-0.754)	-0.142 (-0.770)
NP/K*外資系企業ダミー	-0.046 (-0.103)	-0.049 (-0.110)
NP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-0.217 (-0.696)	-0.220 (-0.709)
PDEP/K	4.533** (3.588)	4.440** (3.524)
PDEP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー	-0.316 (-0.769)	-0.406 (-0.823)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー		
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₃	0.516 (0.534)	0.521 (0.541)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₄	0.316 (0.662)	0.320 (0.673)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₅	0.737* (2.041)	0.738* (2.050)
PDEP/K*株式&私営企業ダミー*D ₁₉₉₆	0.714* (2.196)	0.713* (2.199)
PDEP/K*外資系企業ダミー	1.029 (0.570)	0.854 (0.474)
PDEP/K*都市集団&都市連営企業ダミー	-1.588 (-1.120)	-1.604 (-1.135)
R ²	0.540	0.557
Adj. R ²	0.354	0.374
Obs. No.	788	788

^a この表は係数推定値を提示しており、従属変数はI/Kである。

Breusch-Pagan検定は分散不均一の帰無仮説をリジェクトしている。従って、括弧内に報告されているのは、White (1980)によって提唱された分散不均一の下でも一貫性のある標準誤差に基づくt値である。

^b 変量効果モデルは、Hausman検定により、1%水準でリジェクトされている。

^c 紙面の節約のため、企業個別ダミーの係数推定値は省略している。

^d 集団所有制郷鎮企業のKの標本平均は3875 (000 人民元)である。

* 5%水準で有意。

NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1994} *K、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1995} *K、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1996} *K の係数推定値は、全て統計的に有意であり、かつ年々大きくなっている。NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1995} *K および NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1996} *K の係数推定値 (-0.00004 および -0.00008) の絶対値は、NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1993} *K および NP/K*集団所有制郷鎮企業ダミー* D_{1994} *K の係数推定値 (-0.00001) の 4 倍および 8 倍である。従って、担保用資産が集団所有制郷鎮企業の外部資金アクセスを容易にする効力は、1994 年以降特に強まってきた可能性が高い。この理由は、国有銀行がより徹底して商業銀行化され、融資の安全性に大きな関心を振り向けるようになったためであろう。

4. 結論

本稿において我々は、1993～1996 年期間の江蘇省無錫市工業企業をサンプルとし、その投資関数を推定してきた。その推定結果は幾つかの結論を提示している。第一に、集団所有制郷鎮企業のみが、キャッシュ利用可能性による流動性制約を受けていた。集団所有制郷鎮企業が直面したキャッシュ利用可能性に関する流動性制約は、1996 年においてもまだ存在していた。これは、中国における 1994 以降の金融改革も、集団所有制郷鎮企業に不利な（そして国有企業に有利な）融資バイアスを軽減していないことを示唆している。株式&私営企業とその他企業間にある、更新投資用資金による流動性制約の強弱差も、むしろ 1994 年以降強まる傾向にある。第二に、しかしながら集団所有制郷鎮企業内部では、投資効率—投資資金の配分効率性—は 1996 年頃に改善されてきている。これは恐らく、金融改革の一つの帰結であろう。金融改革は、銀行を収益性と融資の質に敏感にさせ、集団所有制郷鎮企業内部での資金配分の効率性を改善した。1994 年以降の中国金融改革は、企業タイプ間での資金配分のミスを軽減することには成功していないが、企業タイプ内部での資金配分のミスを軽減できていることは明らかであろう。第三に、企業集団の形成は、無錫市に立地する企業集団所属企業が直面する流動性制約を緩和してはいない。個々のメンバー企業情報は、恐らく企業集団内部ではよく流通しているであろう。であるならば、何らかの制度的装置を設定することにより、その個別企業情報を外部の資金の貸し手に伝えることも可能になるのではないだろうか。第四に、特に 1994 年以降、担保用資産が集団所有制郷鎮企業の外部資金アクセスを容易にする効力が強くなっている。これは恐らく、国有銀行が完全に商業銀行化され、融資の安全性に敏感になったためであろう。中国において現状では未発達な土地資産市場をより発展させるような政策は、より効率的な資金配分を可能にするという効果も持つかもしれない。土地資産の価値を増大させることにより、明らかに国有企業よりも生産効率性が高い集団所有制郷鎮企業（更に広く言えば、今は民営化されてしまった「元集団所有制」郷鎮企業）が、銀行融資により容易にアクセスする道が開けるのである。

参考文献

<日本語文献>

渡邊真理子「三角債から企業間信用へ：中国企業の支払遅延行動に関する事例研究」比較経済体制学会 2002 年秋季研究会報告レジュメ、東京、2002 年（11 月 16 日）。

<中国語文献>

無錫市統計局『無錫統計年鑑』中国統計出版社、北京、各年版。

謝平『中国的金融体制選択』遠東出版社、上海、1996 年。

<英語文献>

Chow, K. W. C. and Fung, M. K. Y., 1998, "Ownership Structure, Lending Bias, and Liquidity Constraints: Evidence from Shanghai's Manufacturing Sector." *Journal of Comparative Economics*, 26(2), pp.301-316.

Cull, R. and Xu, L. C., 2000, "Bureaucrats, State Banks, and the Efficiency of Credit Allocation: The Experience of Chinese State-Owned Enterprises." *Journal of Comparative Economics*, 28(1), pp.1-31.

Fazzari, S. M., Hubbard, R. G. and Petersen, B. C., 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment." *Brookings Paper on Economic Activity*, 0(1), pp.141-195.

Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monograph, No. 11, Cambridge University Press, New York.

Hoshi, T., Kashyap, A. and Scharfstein, D., 1990, "Bank Monitoring and Investment: Evidence from the Changing Structure of Japanese Corporate Banking Relationships." in R. G. Hubbard ed. *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, pp.105-126, University of Chicago Press, Chicago.

Hoshi, T., Kashyap, A. and Scharfstein, D., 1991, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups." *Quarterly Journal of Economics*, 106(1), pp.33-60.

Jefferson, G. H., Hu, A. G. Z. and Singh, I., 1999, "Industrial Investment, Finance, and

- Enterprise Performance in Chinese Industry." in G. H. Jefferson and I. Singh eds., *Enterprise Reform in China: Ownership, Transition, and Performance*, pp.23-42, Oxford University Press, New York.
- Keister, A. K., 2000, *Chinese Business Groups: The Structure and Impact of Interfirm Relations during Economic Development*, Oxford University Press, Hong Kong.
- Krusekopf, C. C., 2002, "Diversity in Land Arrangements under the Household Responsibility System in China." *China Economic Review*, 13(2-3), pp.297-312.
- Ogawa, K., Kitasaka, S., Yamaoka, H. and Iwata, Y., 1996, "Borrowing Constraints and the Role of Land Asset in Japanese Corporate Investment Decision." *Journal of the Japanese and International Economies*, 10(2), pp.122-149.
- Park, A. and Sehrt, K., 2001, "Tests of Financial Intermediation and Banking Reform in China." *Journal of Comparative Economics*, 29(4), pp.608-644.
- Sevestre, P. and Trognon, A., 1996, "Dynamic Linear Models" in L. Matyas and P. Sevestre eds., *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Application (2nd Revised Edition)*, pp.120-144, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht (Netherlands).
- Qian, Y. and Roland, G., 1998, "Federalism and the Soft Budget Constraint." *American Economic Review*, 88(5), pp.1143-1162.
- White, H., 1980, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica*, 48, pp.817-838.
- Shiraishi, M. and Yano, G., 2004, "Efficiency of Chinese Township and Village Enterprises in the 1990s Based on Micro Data for Wuxi City, 1991-1997." *The Developing Economies*, forthcoming.