

Waseda University
Institute of Finance



Working Paper Series

WIF-01-004

メインバンク介入型ガバナンスは変化したか?

-1990年代と石油ショック後との比較-

広田 真一, 宮島 英昭

早稲田大学
ファイナンス総合研究所

<http://www.waseda.jp/wnfs/nif/index.html>

メインバンク介入型ガバナンスは変化したか？

1990年代と石油ショック後との比較 ^{*}

要約

本稿の目的は、これまで日本企業にユニークな特性と理解されてきたメインバンクの介入によるコーポレート・ガバナンスの機能が、1990年代に入っていくかに変化しているかを検討する点にある。そのために、本稿では、電機・化学・建設の3部門の上場企業のうち財務危機に陥った企業（2年連続インタレスト・カバレッジ・レシオが1未満の企業）を分析の対象にとり上げ、この財務危機企業に対して、メインバンクが経営に介入しているか、メインバンクの介入があった場合、それは企業経営にいかなる変化を引き起こしているかを定量的に検討した。そして、1990年代の財務危機企業に対するメインバンクの介入の分析結果を、これまでメインバンク介入型ガバナンスがもっとも典型的にワクしていたと理解されてきた石油ショック後の期間(1974-82年)の分析結果と比較した。その結果、企業が財務危機に陥った際にメインバンクが経営に介入する確率は、近年（90年代）石油ショック後に比べて大きく低下していること、また、メインバンクが介入したとしても、経営者交代の時期の遅れ、収益の回復の遅れなど、90年代にはその介入の効果が薄れていることを示唆する事実が明らかとなった。

^{*} 本稿は、1999年日本金融学会秋期大会（東北大学）、2000年日本ファイナンス学会（上智大学）、一橋大学商学部セミナーで報告した原稿を、大幅に加筆修正したものである。本誌エディター、レフェリーならびに、学会の討論者の鹿野嘉昭氏、清水克俊氏からは、本稿を改訂するための詳しいコメントをいただいた。また、古賀健太郎、小西大、宮川努、横山和輝の各氏、学会・セミナーの参加者からも貴重なコメントを受けた。記して感謝の意を表したい。なお、本研究は、早稲田大学特定課題研究助成費(99A-145)、早稲田大学産業経営研究所から研究助成を受けている。

1 はじめに

本稿の目的は、これまで日本企業にユニークな特性と理解されてきた、メインバンクの介入によるコーポレート・ガバナンスの機能が、1990年代にいかに変化しているかを検討することにある。日本においては、メインバンクを中心とした銀行が、コーポレート・ガバナンスにおいて重要な役割を果たしてきたといわれてきた。特に、企業が財務危機に直面した際、メインバンクが経営に介入し、リストラクチャリングを行って企業の業績の回復に寄与するという関係が、これまで広く観察されてきた。本稿では、こうした財務危機企業へのメインバンクの介入を通じた経営の効率化の仕組みを、メインバンク介入型ガバナンスと呼ぼう¹。Aoki / Patrick / Sheard [1994]、Sheard [1989][1994a]等は、このガバナンスの仕組みが、資本市場でのテークオーバーがほとんど見られない日本において、企業経営の効率性の保持に大いに寄与してきたと主張する。

しかし、こうしたメインバンク介入型ガバナンスは、1990年代に入ってその機能を低下させつつあるともいわれる。1980年代から進展した金融の自由化、国際化は、企業の資金調達におけるメインバンクの役割を低下させた。また、1990年代初頭に顕在化した不良債権問題は、銀行のリスク負担能力を低下させ、メインバンクによる経営不振企業の再建はこれまでほど行われなくなったとの意見もある。さらに、メインバンクの企業への介入がみられても、それは本来ならリストラを進めるべき企業に過剰な融資を行っているだけで、企業経営の効率化・業績の回復にはつながっていないとの見方も提示されている。

こうしたメインバンク介入型ガバナンスの機能低下説は、新聞・雑誌等でよくみられるものの、それが本当に生じているのかについてはまだ十分な分析が行われていない。また仮に、その近年の機能低下が現実だとしても、それがどの程度、またいかなる意味で生じているのかを、データを用いて明らかにすることには意味があると考えられる。そこで本稿では、メインバンクの経営介入が、1990年代においても有効なガバナンス機能を果たしているのか否かを実証的に考察する。

ところで、これまで、日本におけるメインバンク（あるいは銀行）の企業経営への介入を検討した欧米の実証研究としては、Kaplan / Minton [1994]、Kang / Shivdasani [1995] [1997] などがある。これらは主として、日本企業のパフォーマンスが低下したときに銀行からの役員派遣（あるいはそれによる既存の経営者の更迭）が行われること、そしてその後何らかのリストラクチャリングが行われることを示し、日本においては銀行の介入によるガバナンスが有効に機能していると主張してきた。ただ、彼らの分析の対象期間は、いずれも日本経済が高成長を維持した1980年代にとどまる。上に述べたように、80年代から90年代にかけては、日本の金融環境が大きく変化しており、近年のメインバンク介入型ガバナンスの有効性を知るにあたっては、90年代の分析が不可欠であると考えられる。

宮島 / 近藤 / 山本 [2001]は、日本の大企業102社をサンプルとして、日本企業のパフォーマンスと外部役員派遣（銀行・他企業の役員派遣）の関係を、高度成長期以降の日本経済が不況に直面した5局面（高度成長期前半、証券不況期、石油ショック後の不況、円高不況期、バブル崩壊期）に関して考察している。そこで示されたいくつかの発見のうち、われわ

¹ Aoki [1994b]はこうした関係を状態依存ガバナンスと定式化している。ここでは財務危機に直面した時点のメインバンクの行動に着目してこの用語を採用した。

れの研究に関連が深いものとして、「企業の営業利益が低下したときに銀行が役員を派遣する確率は、1974-1978年の期間が最も高く、また役員派遣後の業績改善も最も顕著である」、しかし、1990代にはこの双方向の関係が不明確となったという実証結果がある。この実証結果から、宮島他[2001]は、メインバンク介入型(状態依存)ガバナンスが経営効率改善の仕組みとしてもっとも典型的にワークしたのは、石油ショック後の局面であり、1980年代、1990年代にはその機能が低下したと主張している。

ただ、上記の先行研究ではいずれも、メインバンク介入型ガバナンスが典型的に働くとみられる財務危機企業をピックアップしているのではなく、一般的な企業のサンプルにおいて、企業のパフォーマンスと役員派遣の関係をみるにとどまっている。したがって、たとえ銀行からの役員派遣が観察されたとしても、それがガバナンスの動機に基づくものか、あるいは銀行側の人事政策や企業側の専門家確保の動機によるものかがはっきりせず、分析には無視しがたいノイズが含まれている可能性があった²³。また、先行研究においては、メインバンクからの役員派遣ではなく、銀行からの役員派遣一般が取り上げられており、メインバンク介入型ガバナンスの分析としては不十分な面がある。さらに先行研究の中で、唯一90年代をサンプルとして含む宮島他 [2001]では、銀行の役員派遣のガバナンス効果を見る際に、その後の企業のパフォーマンスの改善を考察するにとどまっており、具体的な効率性改善のメカニズム(経営者の交代、リストラクチャリング)の分析が行われていない。

そこで本稿では、1990年代のメインバンク介入型ガバナンスの機能変化をより直接的に検討するために、次の方向での実証分析を行う。第1に、メインバンク介入型ガバナンスが典型的に働くと見られる状況に注目して、上場企業のうち財務危機に陥ったとみなされる企業(2年連続インタレスト・カバレッジ・レシオが1未満の企業)のみを分析の対象に限定する。第2に、この財務危機企業に対して、メインバンクがシステムティックに経営に介入しているか、メインバンクの介入があった場合に、事業再組織化が進展したか、その結果、企業経営の効率性は実際に改善しているのかを考察する。さらに、第3に、1990年代の変化をより明確に理解するために、90年代の財務危機企業に対するメインバンクの介入の分析結果を、メインバンク介入型ガバナンスがうまく機能したとみられる石油ショック後の期間の結果と比較する。その際、単に両期間についての推計結果を比較するだけでなく、両期間のサンプルをプルしたデータ・セットを用いて90年代の固有の変化の有無のテストを試みる。

本稿の実証分析において得られた主要なメッセージは、以下の点に求められる。まず、企業が財務危機に陥ったときに、メインバンクがその経営に介入する確率は、90年代には石油ショック後と比較すると大きく低下している。また、もしメインバンクが介入したと

² 事実、鹿野[1994]は、銀行から企業への役員派遣が、主として銀行側の人事政策の観点から行われている可能性を指摘している。また、Sheard [1994c]は、単年度のクロセクション分析であるが、この可能性を考慮して仮説を設定し、メインバンク介入型ガバナンスの存在を確認している。

³ この点は、宮島他[2001]でも強く認識しており、その解決のために、外部役員就任に決定に関する推計を利用して監視動機に基づく役員派遣の推定を試みたが、1990年代に関しては、推定不能であった。

しても、経営者交代の時期の遅れ、収益の回復の遅れなど、90年代にはその介入の効果が薄れていることを示唆する事実が確認される。これらのことから判断して、メインバンク介入型ガバナンスは近年その機能を確実に低下させているとみられる。ただ、メインバンクとまだ緊密な関係がある企業では、メインバンクの経営介入の確率は90年代においても依然として高いと推察される。また、メインバンクの介入後のリストラクチャリングの程度は90年代と石油ショック後とでは有意な差はなく、90年代におけるメインバンクの救済能力の低下や、過剰救済はシステムティックには確認されない。この意味で、メインバンク介入型ガバナンスはまだ一部では機能しており、現在の日本企業のガバナンスは、メインバンク・ガバナンスが支配的な状況から、それを一部として含む多様な状況に分化しつつあると見ることができる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2節では、メインバンク介入型ガバナンスの近年の機能低下の可能性について論じる。そして3節では、われわれの分析のサンプル企業について概観する。続いて4節で、メインバンクが財務危機企業にどの程度介入しているかを調べ、それを石油ショック後と90年代で比較するとともに、その変化の原因を探る。そして5節では、メインバンク介入企業の経営者交代とリストラクチャリングの程度、介入後の企業のパフォーマンスを調べ、メインバンク介入の効果が近年変化しているかどうかを検討する。最後に6節ではわれわれの結論と今後の課題を述べる。

2. 財務危機時におけるメインバンクのガバナンス機能

2.1 メインバンク介入型ガバナンス

日本においては、企業の経営が悪化した場合に、メインバンクが金融支援を行うと同時に、経営に介入して企業の再建を行うということが、広く観察されてきた。企業が財務危機（Financial Distress）に陥ると、メインバンクは、通常、つなぎ融資を供与して企業の当面の資金繰りをサポートする。そして次に、他の銀行にも働きかけて、金利の減免や借入金の返済の繰り延べに応じると同時に、企業に役員を派遣する。この派遣された役員が中心となって、企業の再建計画を策定し実行する。より具体的には、企業の既存の経営陣（社長など）に退任を迫ったり、資産の売却、銀行借入の返済、人員の削減などを行う（詳しくは Sheard [1989] [1994a] 等を参照）。

Aoki / Patrick / Sheard [1994]、Sheard [1989] [1994a] は、こうしたメインバンクの経営介入を、日本独特のガバナンス・メカニズムとしてとらえている。すなわち、日本企業においては、通常時には経営者に自由裁量の権限が与えられているものの、いったん企業の経営が悪化して財務危機に陥ると、メインバンクに経営権が移る。そして、メインバンクは、既存の経営者では行えないような組織の変更・リストラクチャリングを実施し、企業の業績を回復させる。本稿では、このような「企業の財務危機 メインバンクの介入 組織の変更・リストラクチャリング」という過程を通じた経営の効率化の仕組みを「メインバンク介入型ガバナンス」と呼ぶことにしよう。メインバンク介入型ガバナンスは、資本市場でのテークオーバーがほとんど見られない日本において、企業経営の効率性の確保に大き

く寄与してきたと考えられる (Aoki / Patrick / Sheard [1994], Sheard [1989] [1994a]).⁴

このメインバンクのガバナンスが、最も目立った形であらわれたのは、1970年代の半ばから1980年代の初め、すなわち2度の石油ショックとそれへの適応の時期であろう。Sheard [1989] は、1975～84年を対象にして、財務危機に陥った企業にメインバンクが金融支援・介入を行った27の事例を提示している。また、Pascale / Rohlen [1983] のケーススタディにおいては、第1次石油ショック後に営業不振に陥ったマツダに、メインバンクの住友銀行が役員を派遣し、その再建を主導したことが報告されている。さらに、外部からの役員派遣を1959～95年に関して調査した宮島 / 近藤 / 山本 [2001] は、企業の営業利益率が低下したときに銀行から役員が派遣される確率は、1974～78年の期間が最も高く、また役員派遣後の業績の改善も最も顕著であるという実証結果を得た。これらの点からみて、石油ショック後の時期に、メインバンクの経営危機企業への介入は、経営の再組織化 (reorganization) を進める上で、重要な機能を果たしたと考えられる。日本経済に関するスタンダードな研究文献である橋本 [1991] は、メインバンクのこの役割が、当時の日本経済の構造調整をスムーズなものにしたという。

メインバンクのガバナンス機能は、1980年代をサンプルにした実証分析においても、おおむね支持されている。Kaplan / Minton [1994] は、1980～88年のデータを用いて、日本の大企業への銀行からの役員派遣が、企業の収益性が低下するほど行われやすいことを示した。また、Kang / Shivdasani [1995] は、1980年代の後半 (1985～90年) において、日本企業のパフォーマンスと経営者更迭の (負の) 相関が、メインバンクとの関係の強い企業ほど高くなることを発見した。さらに、Kang / Shivdasani [1997] は、1986～90年の間に対前年比で収益が大きく低下した企業を調べ、メインバンクと密接な関係を持つ企業ほど、リストラクチャリング (資産の売却や雇用の削減) が行われる確率が高くなるという結果を得ている。⁵

2.2 1990年代における変化の可能性

ただ、このメインバンク介入型ガバナンスは、1990年代に入ってその機能を低下させている可能性がある。それにはいくつかの理由が考えられる。

まず第1に、1980年代を通じて、企業金融における銀行借入の役割低下が進んだことである。80年代の初めから進展した金融の自由化・国際化、また80年代後半のエクイティ・ファイナンスの隆盛によって、企業の銀行借入・メインバンク借入への依存は低下した⁶。こうした状況では、企業が財務危機に陥ったとしても、メインバンクはかつてほどその経営に介入しないのではないかと推測される。なぜなら、メインバンクの企業への融資額が

⁴ また、メインバンク介入型ガバナンスが定着し、「経営が悪化するとメインバンクが介入する」ということが暗黙のルールになると、それは事前的にも企業の経営者 (あるいは従業員) の行動を規律付けることになる。これに関しては、Aoki [1994a] を参照。

⁵ ただ、同じく80年代のデータを用いた実証研究でも、メインバンク (銀行) の介入の効果に疑問を投げかけている論文もある。鹿野 [1994] , Morck / Nakamura [1999] を参照されたい。

⁶ 80年代の金融自由化と、資金調達の変化については、宮島・蟻川 (1999) 参照。

小さい場合には、メインバンクが介入して経営を改善するメリット（自らの債権価値の保全）が小さく、むしろ介入のコスト（金融支援、人材派遣などのコスト）の方が大きくなってしまふと考えられるからである。またさらに、金融の自由化のもとでの企業のメインバンク離れは、将来のメインバンク・レント（メインバンクが企業との取引から得られる将来利益、Aoki [1994] を参照）が縮小していることを意味するので、メインバンクにとっては企業が倒産したとしてもかつてほどの損失は受けないかもしれない。このことも、メインバンクの財務危機企業への支援・介入を抑制する可能性がある。⁷

第2に、金融機関の持株制限に関する独占禁止法の改正により、メインバンクの企業株式の保有が減少したことがあげられる。この法改正は1977年にアナウンスされ、これまで10%まで保有が認められていた企業の発行株式保有を、1987年までに5%以下にすることが求められた。この法改正によって、1980年代にメインバンクの持株比率が低下したことは⁸、メインバンクの企業への経営介入を阻害する方向に働きうる。まず、企業の株式の保有量が減少したメインバンクは、融資量が低下した場合と同様に、企業の経営を改善するメリット（自らの保有株式価値の上昇）が小さくなるので、企業への介入のインセンティブは低下すると考えられる。さらには、株式保有比率が低下すると、株主としての企業への影響力が小さくなるので、メインバンクの経営介入の重要な手段である役員派遣が、容易に行えなくなるであろう。

第3に、1990年代の近年の銀行のリスク負担能力の低下があげられる。メインバンクが財務危機企業の経営に介入する際には、一連の金融支援（不良債権の繰り延べ・償却、資産の移転に伴うファイナンスの提供、追加融資の実施など）において、自らの融資シェア以上のコストを負担するのが通常である。1990年代の不良債権問題によって、自らの信用力の回復、収益の向上を迫られている銀行（メインバンク）は、こうした金融支援のリスクをとることが難しくなっているかもしれない。このことからすると、90年代のメインバンクは、企業が財務危機に陥っても、以前ほどには経営に介入しなくなっている、またあるいは介入したとしても、十分な金融支援が行えずに、企業のスムーズな業績の回復を実現できなくなっている可能性がある。⁹

第4は、銀行のモニタリング能力の低下の可能性である。Aoki [1994] は、日本の多くのリーディング産業においては、1990年代までに技術が国際フロンティアに到達したため、

⁷ ただ、メインバンクの経営危機企業への介入のメリットとしては、他に「他の銀行への reputation の保持」があげられる（Sheard [1994b]を参照）。しかし、80年代以降、企業の資金調達が多様化が起きている状況では、銀行同士の（暗黙の）協調融資の重要性も低下するので、他行への reputation を保持するメリットも前よりは小さくなっているかもしれない。また、Aoki [1994] においては、メインバンクの企業救済のある部分が、金融行政の指示によって行われていた可能性を指摘している。金融自由化のもとでは行政のメインバンクへの影響力が弱まるので、この面からしてもメインバンクの経営介入は生じにくくなると予想される。

⁸ 事実、広田 / 堀内 [2001] の調査によれば、日本の大企業約500社において、メインバンクの持株比率の平均値は、1980年には4.98%であったものが、1990年には4.06%に低下している。

⁹ これに関連して、シェアード [1997] は「資金能力があり、リスク管理能力があったからこそ、住友銀行はマツダや大昭和製紙を立て直すことができたし、安宅産業・イトマンを法的破産手続を使うことなく清算・再編成できた。バランスシートが傷つき、弱っているメインバンクではそれもできない」と述べている（pp. 154）。

銀行のこれまでのモニタリング能力では、企業のプロジェクトを評価することが難しくなると述べている。もしそうだとすれば、かつてほど企業の情報を保有していないメインバンクは、財務危機の企業への介入をためらうか、あるいは介入したとしても、適切な再建計画の策定やリストラクチャリングが行えないかもしれない。¹⁰

最後に、介入の効率性改善効果の低下に関して 90 年代のメインバンクの企業支援・介入が、問題先送り型の延命策となっているとの説がある。この見解によると、メインバンクの不振企業への経営介入は、企業の当面の危機をしのぐための追い貸しを行っているだけで、企業の本格的なリストラクチャリング（資産の売却、雇用の削減など）を実施していないというものである¹¹。もしそうであるなら、メインバンクの経営介入は、たとえそれが見られたとしても、企業の効率性の回復にはつながらないことになる。

以上のような理由から、メインバンク介入型ガバナンスは、とくに 90 年代に入ってそれがかつてのようには機能しなくなっている可能性がある。しかし、その可能性は新聞・雑誌等ではよく主張されるものの、それが現実のデータを使って本格的に検討されたことは、われわれの知る限りではない。そこで、以下では、90 年代に入って、メインバンク介入型ガバナンスの機能低下が本当に見られるのかどうかを実証的に検討する。

3. サンプル企業とデータ

3.1 分析の対象

メインバンク介入型ガバナンスの機能は 1990 年代に入って低下したのか。以下では、この問いに答えるために、企業が財務危機に陥った場合に、メインバンクが経営に介入しているか、メインバンクの介入があった場合にそれが企業の経営を効率化しているか、の 2 つの点について、1990 年代の動向を石油ショック後の時期と比較する。90 年代との比較の時期として、石油ショック後の時期を選んだのには、2 つの理由がある。1 つは、前にも述べたように、石油ショック後の時期は、メインバンク介入型ガバナンスが最も有効に機能した時期と認識されており、その意味で比較の基準として適切と考えられるからである。もう 1 つは、石油ショック後は、経済構造の大きな変化によって企業の経営に変革が迫られた時期であり、90 年代と同様に、コーポレート・ガバナンスが潜在的に重要な問題となっていた時期と推測されるからである。¹²

¹⁰ ロウ [1996] は、同様のことを、「メインバンクによる経営危機への介入は、かつては機能したかもしれないが、技術と貿易の形が急速に変化しているときには、金融機関はしばしば、どうアドバイスしてよいのかわからなくなってしまう」と述べている。

¹¹ この見方は、特に、メインバンクがゼネコンに金融支援を行った場合に、新聞等でしばしばみられるものである。ただ、この見方が正しいとすれば、なぜそれが 90 年代に入ってから問題となり、80 年代以前には問題にならなかったのかについて説明することが必要であろう。

¹² 日本のメインバンクのガバナンス機能を計量的に分析した研究は、1980 年代を対象期間としたものが多い (Kaplan / Minton [1994], 鹿野 [1994], Kang / Shivdasani [1995][1997], Morck / Nakamura [1999] など)。ただ、80 年代は日本経済が比較的好調な時期であったので、企業の大規模なリストラ等はそれほど必要がなく、コーポレート・ガバナンスの重要性は比較的小さかったのではないかと推測される。それに対して、本稿のサンプル期間（石油ショック後、90 年代）は、有効なガバナンスが行われているかどうか、企業のパフォーマンスに大きな影響を与えたのではないかと考えている。

また、分析の対象企業は、東京・大阪・名古屋証券取引所 1 部・2 部に上場している会社のうち、化学・電気機器・建設の 3 つの産業に属しているものとした。前 2 者は、日本経済の成長に対して中心的な役割を果たしてきた産業としてこれまで注目されてきた。しかも、化学産業は、石油ショック後には原材料価格の上昇に直面し、1990 年代には、後発国のキャッチアップによる国際競争に直面したため財務危機に陥った企業が少なからず存在した。また、一般に成長産業と見なされる電気機器産業でも、石油ショック後、及び 1990 年代には、円高による輸出採算の低下、急速な技術進歩による収益事業のシフトなどのマクロ・ショックのために企業間の収益の分散が大きく、一部の企業はしばしば財務危機に見舞われていた。この成長の中心的担い手で、かつ、高い事業リスクという 2 つの点で、両産業は、ガバナンス構造の変化の分析の対象として、最適な産業の一つと見られよう。さらに、建設業を加えたのは同部門が、1990 年代の不良債権問題の焦点であるからである。そして、これらの 3 産業の企業のうち、1975 年度～82 年度（石油ショック後）と 1990 年度～96 年度（90 年代）に、財務危機に陥った企業をサンプルとした（財務危機の定義は次に述べる）¹³。これらのサンプル企業に関する財務データは、『開銀財務データバンク CD-ROM 版』から得た。

3.2 財務危機企業の認定

本研究では、Hoshi / Kashyap / Scharfstein [1990]、鹿野 [1994] にならって、インタレスト・カバレッジ・レシオ (ICR; 営業利益 / 金利支払い) が 2 年連続して 1 を下回った企業を、財務危機企業と考える。ただし、恒常的な赤字企業が財務危機企業に含まれるのを避けるため、ICR が 2 年連続 1 未満になる前に ICR が 3 年連続して 1 以上であったものだけを財務危機企業と認定する。そして、企業が財務危機と認定された年 (ICR が 2 年連続して 1 を下回った年) を基準年 (0 年) とし、それ以前の年を - 1, - 2, - 3 …… 年、それ以後の年を + 1, + 2, + 3, …… 年と呼ぶことにする。[表 1] には、上記の基準によって財務危機と認定された企業の数、石油ショック後と 90 年代のそれぞれの期間についてまとめられている。石油ショック後の期間 (1975-82) では 104 社が、90 年代 (1990-96) では 99 社が、財務危機に陥っている企業と判断された。¹⁴

また、各財務危機企業のメインバンクを、企業が財務危機に陥る直前の時点 (- 2 年)

¹³ 90 年代のサンプルを 96 年度までにしたのは、5 節で財務危機後 3 年間のリストラクチャリング・利益率の動向を分析する際のデータを利用可能にするためである。また、石油ショック後のサンプルを 82 年度までにしたのは、第 2 次オイルショックの影響を考慮したためである。この設定によって、石油ショック後のサンプル数 (104) が 90 年代のそれ (99) とほぼ同じになる。

¹⁴ 実は、石油ショック後の期間 (1975～82 年) の化学・電機・建設産業には、上記の 104 社の他に、財務危機に陥ったとみなされる企業が 3 社ある (燐化学工業、新興通信工業、新中央工業)。しかし、これらの 3 社はいずれも、財務危機の 2～6 年後に上場廃止となった (燐化学工業は 1980 年 11 月の更正申立て、新興通信工業・新中央工業はいずれも 1981 年 9 月のミネベアとの合併による)。本研究で用いている『開銀財務データバンク CD-ROM 版』は 1982 年 3 月期以前に上場廃止となった企業のデータを含んでいない。そこで、この 3 社についてはわれわれのサンプルから外すことにした。ただ、石油ショック後の期間のサンプル数の多さ (104 社) からして、この 3 社の除外によって、分析に大きなバイアスが生じることはないと考えられる。

に、『会社四季報』（東洋経済新報社）の【銀行】の欄に一番最初に記載されている銀行と特定化する¹⁵。そして、各企業のメインバンクからの借入額、メインバンク持株比率（メインバンク持株数/発行済株式数）のデータを『企業系列総覧』（東洋経済新報社）から得た。

3.3 サンプル企業のメインバンク関係

本格的な分析に入る前に、われわれのサンプル企業（財務危機企業）がそのメインバンクとどのような関係をもっていたかについて、石油ショック後と90年代を比較してみよう。その基本的な指標が[表2]にまとめられている。なお、[表2]における各指標の値は、特に断らない限りは、サンプル企業が財務危機に陥る直前の時点（-2年）の年度末のサンプル平均値である。

[表2]から、まず企業のメインバンクへの借入金の依存が、90年代には石油ショック後に比べて大幅に低下していることが確認できる。例えば、企業のメインバンクからの借入金の総資産に占める比率（メイン借入/総資産; MLTA）の平均値は、石油ショック後の6.48%に対して、90年代サンプルでは4.54%に低下した。そして、この両者の差（-1.94%ポイント）は統計的に有意である（両側検定、p-valueは0.002）。また、メインバンク借入への依存度を、その有利子負債（借入金+社債）と資本の合計に対する比率（メイン借入/（有利子負債+資本）; MLTA2）、同じくその有利子負債に対する比率（メイン借入/有利子負債; MDEBT2）で測っても、それらの90年代の平均値は、それぞれ7.27%と15.41%であり、石油ショック後の平均値（12.01%と20.29%）に比べて有意に低い。さらには、負債/総資産（DEBTTA）、借入金/負債（BLDEBT）の両比率も、90年代の平均値は、石油ショック後のそれに比べて有意に低くなっている。これらのことから、われわれのサンプル企業においても、90年代においては、企業の銀行・メインバンク依存の低下が進んでいることを確認できる¹⁶。

次に、メインバンク持株比率（メインバンクの持株数/発行済み株式数; MSTACK）をみると、これに関しても、90年代の平均値（3.96%）は石油ショック後の平均値（4.81%）より有意に低い（p-valueは0.005）。これは2-2で触れた、独占禁止法の改正による銀行の持株制限の影響とみてよい。

すなわち、90年代においては、融資・持株のどちらの面でも、サンプル企業とメインバンクとの関係が弱くなっていることがわかる。このことからすると、後の分析で、メインバンク介入型ガバナンスの機能が低下しているという結論が得られても不思議ではない。

また、[表2]には、サンプル企業の財務危機時の利益率を表す指標の平均値が示されている。ここでは、利益率として、総資産営業利益率（営業利益/総資産の-1年と0年の平均値; PR）とその産業調整済みの値（営業利益/総資産の同年の産業平均値との差の

¹⁵ このメインバンクの特定化の方法が適切なものであることは、広田 / 堀内 [2001] を参照。

¹⁶ ただし、資金調達手段の多様化が進んだ1980年代末と比較すると、90年代に入って、メイン借入/総資産; MLTAはやや上昇し、MLTAの企業間の分散が拡大した点は注意を要する。資本市場からの調達が困難な企業は、再びメインバンクへの依存を強めている側面もある（宮島・青木[2001]）。

- 1年と0年の平均値; ADJPR)をとった。ここで、1つ注目されることは、これらの利益率指標の平均値が、石油ショック後と90年代で有意に異なっていることである。例えば、総資産営業利益率の平均値は、石油ショック後には1.68%であるが、それが90年代には-0.34%となっている(その差は0.1%水準未満で有意)。また、産業調整済総資産営業利益率の平均値をみても、石油ショック後の-2.58%が、90年代には-3.38%となる(その差は0.047%水準で有意)。すなわち、90年代の財務危機企業は、石油ショック後の財務危機企業に比べて利益率が低い。このことは、90年代のサンプルが石油ショック後のサンプルよりも、負債の発行量が少なく金利負担が小さいため¹⁷、少々の収益の低下では財務危機に陥らないことを反映しているものと思われる。ただ、それは逆にいえば、メインバンク・ガバナンスの引き金となる財務危機が、収益の大きな低下に企業が直面するまで起こらないということの意味する。

最後に[表2]には、企業規模を表す変数として、実質総資産額(企業の総資産額を1990年基準のGDPデフレーターで実質化したもの; TA)と実質売上高(企業の売上高を1990年基準のGDPデフレーターで実質化したもの; SALES)の平均値が記されている。これを見ると、両方の平均値ともに、90年代のサンプルの方が大きい。これは、日本経済の成長とともに企業規模の拡大に加えて、90年代に入ると財務危機に陥る企業が大型化していることを示している。

4. メインバンクの経営介入

4.1 記述統計分析

本節の課題は、以上の財務危機企業に、メインバンクが実際にどの程度介入しているかを検討する点にある。Kaplan / Minton [1994]では、銀行の企業への介入があったかどうかを、銀行の新規役員派遣の有無で判断している。そこで、われわれも彼らの定義にしたがって、メインバンクの新規役員の派遣に注目する。

より具体的にいうと、企業の財務危機に陥った年を含む前後4年間、-1, 0, +1, +2年に、メインバンクからその企業に新規の役員(監査役は除く)が派遣された場合に、メインバンクの経営介入ありとみなす。各財務危機企業の有価証券報告書を使って、それを調査した[表3A]から、メインバンクの経営介入の頻度は、90年代に入って大きく低下していることがわかる。財務危機企業のうちメインバンクが役員を派遣した企業の比率(メイン介入比率)は、石油ショック後のサンプルでは31.7%であったのが、90年代のサンプルでは13.1%に低下している。この比率の差、-18.6%ポイント(0.2%水準)で統計的に有意である。すなわち、90年代に入ると、企業が財務危機に陥っても、メインバンクは以前ほど経営に介入しなくなっている。このことは、90年代、メインバンク介入型ガバナンスの機能が低下したことを示している。

ただ、介入の時期に関しては、石油ショック後と90年代で大きな差はない。同じく[表3A]をみると、メインバンクの役員派遣があったサンプルのうち、それが財務危機の前

¹⁷ 前に見たように、[表2]においても、負債比率(負債/総資産)の平均値は、90年サンプルの方が有意に低い。

年（-1年）または当年（0年）に行われたものの比率（早期介入比率）は、石油ショック後（66.7%）の方が90年代（61.5%）より若干高いものの、その差は統計的に有意ではない（p-valueは0.742）。また、介入の地位に関しても、メインバンクの派遣役員が常務以上の地位につく割合（常務以上介入比率¹⁸）も、石油ショック後のサンプルの方が若干高いが、その差はやはり有意ではない（p-valueは0.493）。

さて、メインバンクの経営介入を、メインバンクのみからの役員派遣で判断するのは、若干狭い見方である可能性もある。なぜなら、メインバンクが、財務危機企業の経営に実質的に関与しているとしても、その時の人材の都合上、サブメインバンクや同系列の銀行などから役員を送り込むということも考えられるからである。そこで、サンプル企業に関して、メインバンクだけでなくその他の銀行も含めて、いずれかの銀行から-1~+2年の間に企業に役員が派遣されているかどうかを調査した。その結果が[表3B]にまとめられている。これをみると、いずれかの銀行から企業に役員が派遣されているケースの比率（銀行介入比率）は、石油ショック後のサンプルでは40.4%であるのに対し、90年代のサンプルになるとそれは15.2%に低下し、この比率の差は0.1%水準未満で統計的に有意である。すなわち、メインバンクの経営介入を、銀行全体からの役員派遣があるかどうかで測ったとしても、その介入確率は90年代に低くなっていることが確認できる。¹⁹

4.2 プロビット回帰分析

次に、財務危機企業へのメインバンクの介入の頻度の変化が、いかなる要因によって生じたかを探るために、メインバンクの介入確率に関する回帰分析を試みよう。より具体的に言えば、全サンプル（石油ショック後と90年代）の203社を対象にして、メインバンクの介入確率に関するプロビット回帰式を推定する。ここでは、従属変数として「メインバンクの役員派遣あり(1)、なし(0)」を用い、独立変数としては次の変数を採用する。

まず、企業のメインバンク関係をとらえるために、[表2]でみた、メインバンク借入への依存度を表す変数（MLTA, MLTA2, MLDEBT, MLDEBT2のいずれか）とメインバンク持株比率（MSTOCK）を独立変数として使う。これらのメインバンク融資・持株の変数は、メインバンクの介入確率に正の影響を与えられられる。

¹⁸ 常務以上介入比率をみる理由は、多くの日本企業では、常務会クラスの会議で主な経営方針が決められるといわれるからである。

¹⁹ メインバンクの経営介入の有無を判断する際に、メインバンク（あるいは銀行）からの新規役員派遣の有無だけを基準に使うのではなく、既存の銀行出身役員の有無やその数も考慮に入れるべきという意見もあるかもしれない。しかし、Sheard [1994a] は、新規に派遣される役員と、既に前に派遣された銀行出身の役員とではその役割が異なり、メインバンクが財務危機の際に経営改善機能をもつのは、やはり新規の役員派遣を通じてであるとしている。また、[表3A][表3B]で、90年代にメインバンク（あるいは銀行）の新規の役員派遣が少なくなっているのは、90年代のサンプル企業には、財務危機の前から既に銀行出身役員が多くいるためだとの推論もありえよう。そこで、われわれは、サンプル企業に関して、財務危機の2年前（-2年）の時点の銀行出身役員の人数を調べてみた。それによると、その平均値は、石油ショック後のサンプルでは0.356人、90年代サンプルでは0.121人であった。つまり、90年代のサンプルは、石油ショック後のサンプルに比べて、新規の役員派遣のみならず、既存の銀行出身役員の数も少なくなっている。

次に、われわれのサンプル企業は、すでに財務危機に陥っていると判断されているが、その深刻さは企業ごとに異なっているかもしれない。同じ財務危機の企業といっても、収益性や手元流動性が高いほど、有価証券の益出しを行える企業ほど、また負債比率の低い企業ほど、財務危機の深刻度は小さくメインバンクの介入の可能性は低くなると考えられる。この財務危機の深刻度が与える影響をみるために、企業の収益性として[表2]の総資産営業利益率(PR)を、手元流動性の変数として現預金/総資産比率(GENYOKIN)を、有価証券の益出しの変数として有価証券売却益/総資産比率(EKI)を、負債比率として[表2]の負債/総資産比率(DETA)を回帰式に含める²⁰。PR、GENYOKIN、EKIはメインバンクの介入の確率に対して負の効果を与え、DETAは正の効果を与えると予想される。さらに、企業の規模を表す変数として、[表2]の実質総資産の対数値(LOGTA)を用いる。LOGTAがメインバンクの介入確率に与える効果は先見적으로는明らかでないが、企業規模の変数はコントロール変数としても含めておくことは重要である。

Aoki / Patrick / Sheard [1994] は、メインバンクが企業に対していかなるガバナンス機能をもつかは、企業の所有形態(他の企業の子会社・関連会社であるか、オーナー経営者がいるかなど)によって異なると主張している²¹。そこで、われわれの推計においても、子会社ダミー(SUB; -2年の時点の筆頭株主が非金融法人でその持株比率が20%以上の場合に1、それ以外に0をとるダミー変数)とオーナー型企業ダミー(OWNER; -2年の時点の筆頭株主がその企業の社長または会長である場合に1、それ以外に0をとるダミー変数)を説明変数に含めることによって、企業の所有形態がメインバンクの介入の頻度に及ぼす影響をみることにする。

そして最後に、産業別ダミー(DENKI; 電機産業のサンプルに1、KENSETSU; 建設産業のサンプルに1)と90年代ダミー(PERIOD90; 1990年代のサンプルに1)を加える。産業別ダミーは、産業特有の要因をコントロールするために用いる。また、90年代ダミーを含めることによって、これまでの変数ではとらえられない90年代特有の要因が、メインバンクの介入行動に何らかの影響を与えているかどうかを捉えることができる。例えば、2-2で述べた見方、すなわち、「90年代における銀行のリスク負担能力の低下やモニタリング能力の低下が、メインバンクの経営介入を抑制している」が妥当するとすれば、90年ダミーはメインバンクの介入確率に対して負の効果をもつことが予想される。

以上のプロビット回帰式の推定結果が[表4A]にまとめられている²²。まず、企業とメインバンクの融資・持株関係が、メインバンクの介入の確率にどのような影響を与えて

²⁰現預金/総資産(GENYOKIN)比率は、財務危機の直前の値(-2年の値)、有価証券売却益/総資産比率(EKI)は財務危機中の値(-1年と0年の平均値)である。また有価証券売却益は、各企業のバランスシート上の[有価証券売却益の合計-有価証券売却・評価損の合計]で計算した。

²¹例えば、「大企業が親会社である場合には、コーポレート・ガバナンスにおけるメインバンクの役割は影が薄くなるかもしれない。たとえば深刻な経営危機においては親会社が自己の財務状態そのものが危機的状态に直面していない限り、率先して指導的役割を果たし、メインバンクがその補助的実務的役割に徹する可能性は大きいであろう。オーナーが経営する企業においてはメインバンクによるモニタリングとメインバンクの企業の行動への影響力は、歴史やオーナーの銀行との関係、性格や能力に対する信頼度等の特有な要素に影響される」と述べている(pp.33)。

²²各説明変数の平均値と標準偏差については[表4B]を参照されたい。

いるかをみよう。メインバンク借入依存度として MLTA (メイン借入/総資産) を用いた、(1) 式の推計結果では、MLTA の係数が有意に正 (p-value は 0.005, 限界効果は 0.0186) であり、企業のメインバンクへの借入依存度が高いほど、財務危機の際にメインバンクが介入する可能性が高くなることがわかる。また、MSTOCK (メインバンク持株比率) の係数も同様に有意に正であり (p-value は 0.001, 限界効果は 0.0395), やはりメインバンクの持株比率が高いほど、経営介入の可能性が高まることを示している。このメインバンクの融資・持株の変数が、その介入確率に対して有意に正の効果をもつことは、メインバンク借入依存度として MLTA2, MLDEBT, MLDEBT2 を用いた (2), (3), (4) 式の推定結果でも全く同様にみられる。²³

次に、企業の財務危機の深刻度を規定するとみられる収益性 (PR), 手元流動性 (GENYOKIN), 有価証券の益出しの大きさ (EKI), 負債比率 (DETA) は、(1) ~ (4) 式のいずれにおいても、統計的に有意な符号を示していない。このことは、財務危機企業にメインバンクが介入するかどうかは、その深刻度とはあまり関係がないことを示唆する。また、企業規模 (LOGTA) の係数も有意にはならなかった。²⁴

企業の所有形態が与える影響に関しては、オーナー型企業ダミーの係数が (1) ~ (3) 式で有意に負となった (限界効果は、-0.1418 ~ -0.1549)。このことは、オーナー型企業であれば、財務危機時におけるメインバンクの介入確率が約 15% 低くなることを表している。また、産業別ダミーは、建設業ダミー (KENSETSU) の係数が、全ての式で有意に正となった。したがって、建設業の企業は、メインバンクの介入の確率が高いことになる。最後に 90 年代に特有の効果を測定するために導入した 90 年代ダミーであるが、(1) ~ (4) の全ての式において、その係数推定値は負となったが、いずれも統計的に有意でない。つまり、この推定結果からは、90 年代特有の要因 (例えば、銀行のリスク負担能力・モニタリング能力の低下など) がメインバンクの介入確率を妨げたとは主張できない²⁵。

さて、以上の推計は、石油ショック後と 90 年代の間で、回帰式の説明変数の係数が変わらないことを前提としている。しかし、その前提は必ずしも満たされているとは限らない。もし、両サンプル間で、メインバンクの介入の行動原理が変化すれば、各変数の係数も異なることになる。この可能性を考慮して、[表 4 A] の (1) ~ (4) 式について、MLTA, MSTOCK などの各変数と 90 年代ダミーとの交差項 (スロープダミー) を加えた推計も行った。その結果によると、(1), (2), (4) 式においては、全てのスロープダミーの係数は統計的に有意でなかった。唯一、(3) 式において、MLDEBT のスロープダミーが 10%

²³ さらに、メインバンク借入依存度・メインバンク持株比率のかわりに、借入金依存度 (借入金/総資産, 借入金/負債)・金融機関持株比率を用いて推計を行ってみたが、これらの変数は全く有意な効果をもたなかった。これは、被説明変数を、「銀行の役員派遣あり, なし」にした場合でも同じであった。

²⁴ 収益性の変数として INDPR (産業調整済み総資産営業利益率) を、また規模の変数として LOGSALES (実質売上高の対数値) を用いてみたが、いずれの係数も有意にはならなかった。

²⁵ 銀行のリスク負担能力は、同じ 90 年代でも不良債権問題の深刻化とともに低下したとも考えられる。したがって、メインバンクの経営介入も、特に 90 年代の中ごろ以降に起こりにくくなっているかもしれない。このことを確かめるために、90 年代ダミーのかわりに、90 年代の各年度ダミー (90 年度ダミー ~ 96 年度ダミーの 7 つ) を回帰式に入れて推計を行ってみた。その結果は、(2) 式で 93 年度ダミーが有意に負となった他は、各年度ダミーは全く有意にならなかった。

水準で有意に負となったが、他の変数のスロープダミーに関しては、統計的に有意な影響は認められなかった。この計測結果の含みは重要であろう。たしかに、メインバンクの介入確率は低下しているが、その要因は、主としてメインバンクが強くコミットする企業の減少に求められ、メインバンクが強くコミットする顧客企業に対するメインバンクの行動原理は、基本的には石油ショック後と90年代でほぼ変わっていないとみなすことができるからである。

4.3 90年代の低下の原因

それでは、以上の推定結果から、[表3A]でみた、90年代におけるメインバンクの介入頻度の低下をどのように説明できるであろうか。そこで、石油ショック後から90年代にかけての各説明変数の変化が、メインバンクの介入確率をどの程度変化させたかを推定してみよう。そのために、各説明変数に関して、[90年代の平均値 - 石油ショック後の平均値] × [係数推定値の限界効果]を計算し、それを(メインバンク介入確率に関する)90年代の変化への寄与度と呼ぶことにする。この寄与度を(1)式の推計結果を使って求めたのが、[表4C]である。

これをみると、両サンプル間でのメインバンク借入依存度(MLTA)の低下(90年代の平均値 - 石油ショック後の平均値 = -1.94%ポイント、[表2]参照)は、メインバンクの介入確率を3.62%ポイント低下させたことになる。また、メインバンク持株比率の低下(-0.85%ポイント、[表2]参照)も、メインバンクの介入確率を3.36%ポイント低下させている。この両者の寄与度をあわせると、(-3.62%) + (-3.36%) = (-6.98%)ポイントとなる。これは、[表3A]でみた、90年代のメインバンク介入比率の低下(-18.6%ポイント)の4割弱にあたる。

表軽には示していないが、このメインバンク借入依存度と持株比率の変化の寄与度の合計は、(2)式の推計結果を元に計算すると-7.68%、(3)式では-5.34%、(4)式では5.98%となる。このことからすると、石油ショック後から90年代にかけて、企業とメインバンクの融資・持株関係が弱まったことは、90年代の介入確率の低下の1つの大きな原因になっているといえる²⁶。

また、[表4A]において、介入確率への有意な正の効果をもった建設業ダミーは、その90年代の変化への寄与度が-3.52%となっている。このことは、90年代のサンプルにおいては、他の産業に比べて介入確率が高い建設業のサンプルの比率が低下したことが[表2]参照)、サンプル全体のメインバンクの介入確率の低下に寄与したことを示している。²⁷

以上の結果から、90年代にメインバンクの介入確率が低下した原因については、次のよ

²⁶ その他に、寄与度が大きな値をとっている変数としては、負債比率(DETA)と90年代ダミー(PERIOD90)がある。寄与度の数字をそのままよむと、両サンプル間の負債比率の低下(-18.00%ポイント、[表2]参照)は90年代の介入確率を4.07%ポイント引き下げ、90年代特有の要因(90年代ダミー)も介入確率を5.47%ポイント低下させていることになる。ただ、これらの両変数は、[表4A]の推計結果において、係数が統計的に有意でなかったことからすると、これらの数字の信頼性には疑問が残る。

²⁷ なお、上記の各変数の寄与度は、(2)(3)(4)式の推定結果を用いて計算しても、その結果はほとんど変わらない。

うに結論付けられる。まず、90年代においては、石油ショック時に比べて、企業とメインバンクの融資・持株面の結びつきが弱くなったことが、メインバンクの介入の比率を引き下げる方向に働いたと考えられる。つまり、2-2 で述べた「企業の銀行・メインバンク依存度の低下、あるいは独占禁止法の改正によるメインバンク持株比率の低下が、メインバンク介入型ガバナンスの機能を低下させている」という直感的議論は、われわれの分析結果からもメインバンク型介入の機能する領域が縮小したという意味で支持される。他方、90年代特有の要因（銀行のリスク負担能力・モニタリング能力の低下など）が、メインバンクの経営介入を妨げているという説に対しては、確かにその可能性は認められるものの、われわれの分析からは信頼性のある結論は得られなかった。

5. メインバンク介入の効果

前節では、財務危機企業へのメインバンクの経営介入の頻度が、90年代に低下していることが明らかになった。この事実は、メインバンク介入型ガバナンスの機能領域が近年縮小していることを示す1つの実証的証拠といえる。

メインバンク介入型ガバナンスの有効性を測るためのもう1つのポイントは、仮にメインバンクの経営介入があった場合に、それが企業の経営にいかなる影響を及ぼしているかという点である。そこで以下では、メインバンクの財務危機企業への介入に伴って、(1) 経営者の交代が起こっているか、(2) リストラクチャリングが行われているか、(3) その後の収益が回復しているか、の3つの点に注目し、それを石油ショック後と90年代で比較することによって、90年代のメインバンク介入型ガバナンスに何らかの変化が生じているか否かを検討しよう。

5.1 経営者の交代

一般に、企業の経営が悪化したとき、その再建のためには何らかの組織の変更が必要となるが、そのうち最も重要なものは経営者（社長）の交代であろう。新しい社長が就任することは、前任者では行えなかったような新しい経営方針・戦略がとられる可能性を示唆する。したがって、欧米の実証研究では、経営悪化企業においてコーポレート・ガバナンスが有効に機能しているかどうかをみるために、経営者の交代（management turnover）がおこっているかどうか重要な尺度として使われてきた²⁸。

前にも述べたように、メインバンク介入型ガバナンスの過程においても、メインバンクによって、しばしば既存の経営者の更迭が行われることが知られている（例えば Sheard [1989][1994a] のケーススタディを参照）。そこで以下では、メインバンクが介入した財務危機企業で、経営者の交代がどの程度起こっているのかを調べ、それを石油ショック後と90年代で比較してみよう。前節でメインバンクが介入したとみなされた企業（メインバンクの新規役員派遣があった企業、石油ショック後 33 社、90年代 13 社、[表 3 A] 参照）

²⁸ 前にあげた Kanplan / Minton [1994]、Kang / Shivdasani [1995] の他に、Gilson [1989]、Ofek [1993]、Hotchkiss [1995] など。

を対象として、その財務危機の1年前から2年後までの4年間(-1, 0, +1, +2年)に、経営者(社長)の交代があったかどうかを、有価証券報告書を用いて調査した。その結果が[表5]にまとめられている。

これをみると、メインバンクが介入した企業のうち、財務危機の前後4年間に経営者(社長)の交代が起こった企業の割合(経営者交代比率)は、石油ショック後のサンプルでは51.5%、90年代のサンプルでは61.5%となっている。一見メインバンク介入企業における経営者の交代の頻度は、石油ショック後よりも90年代の方が若干高いように見える。しかし、その比率の差は統計的には有意でない。(p-valueは0.539)

Kaplan / Minton [1994] は、退任後の社長が会長の座につかない経営者交代を「異例の交代(non-standard turnover)」と定義している。また、Kang / Shivdasani [1995] は、企業の外部者が新社長になる場合を「外部者による交代(outside succession)」²⁹と呼んでいる。異例の交代、外部者による交代のケースは、通常の交代(社長が退任後会長になる場合)や内部者による交代(内部昇進者が社長になる場合)に比べて、経営方針・戦略の転換が明確になり、経営悪化企業の効率化がよりスムーズに行われる可能性がある。そこで、本稿でも、メインバンク介入企業において、これらのタイプの交代がどの程度生じているのかを調査し、それを石油ショック後と90年代で比較してみた。その結果は、同じく[表5]にまとめられている。これをみると、異例の交代が起こった企業の割合(異例の交代比率)、外部者による交代が起こった企業の割合(外部者による交代比率)ともに、石油ショックは30.3%であるのに対して、90年代は23.2%となっている。しかし、その比率の差(-7.2%ポイント)は統計的に有意でないので(p-valueは0.319)³⁰、この点からは、90年代において、経営者の異例の交代・外部者による交代によるガバナンス・メカニズムが働きにくくなっているとはいえない。

最後に、経営者交代が認められた企業(石油ショック後17社、90年代8社)だけを取り出して、その交代のタイミングをみたものが[表5]の下の段(交代時期)である。この経営者の交代の時期に関しては、石油ショック後と90年代の間には明らかな差がある。石油ショック後のサンプルでは、大部分の経営者交代が財務危機の1年前(-1年)あるいは当年(0年)に起こっているのに対し、90年代にはむしろ財務危機後の+1, +2年に起こっているケースが多い。実際、-1年または0年に経営者の交代が行われた企業の比率を早期交代比率と定義すれば、その比率は石油ショック後には82.4%であったのが、90年代には37.5%に低下している(その差は2.5%水準で有意)。すなわち、メインバンクの介入に伴って企業の経営者の交代がみられる場合、石油ショック後の時期にはそれが早い時期に起こっていたものが、90年代にはその交代の時期が遅れていることがわかる。

したがって、まとめると、メインバンクが介入した企業の経営者交代についていえば、

²⁹ Kang / Shivdasani [1995] の外部者による交代の定義は、新社長がそれまでに当該企業に全く在籍していないか、または社長就任前に在籍していたとしても、その期間が3年以内というものである。そこで、本稿でもこの定義にしたがって、外部者による交代を特定化する。

³⁰ この比率の差(-7.2%ポイント)が統計的に有意でないのは、両期間のサンプル数が33と13と少ないためだと思われるかもしれない。しかし、7%ポイントの差というのは、サンプル数が100ずつであったとしても統計的に有意にはならない。

その頻度は両サンプル間で大きく変わらないものの、その交代の時期に関しては、90年代は石油ショック後に比べて遅れているということになる。

5.2 リストラクチャリング

メインバンクが財務危機企業に介入すると、通常、企業の再建計画が策定・実行される。そして、その再建計画の中核となるのが、資産売却・人員削減等のリストラクチャリングである。しかし、前に見たように、90年代においては、メインバンクは単に企業に延命措置を行っているだけで、本格的なリストラクチャリングを実施していないという説がある。そこで、以下では、メインバンクが介入した企業において、資産・雇用のリストラクチャリングがどの程度起こっているのかを調べ、その90年代の実態を石油ショック後と比較してみよう。

分析の対象とするのは、5-1と同じく、財務危機にメインバンクの介入があった企業である。ただし、90年代のサンプルにおいては、東海興業が財務危機の3年後に会社更生法を適用したため、その+3年のデータが取れなくなった。したがって、90年代に関しては、そのサンプルは12社となった（石油ショック後は前と同じく33社）。

まず、資産のリストラクチャリングの程度を表す指標として、総資産削減率（t年末までの総資産削減率（%） $= 100 \times [-1 \text{ 年末の総資産額} - t \text{ 年末の総資産額}] / -1 \text{ 年末の総資産額}$ ）を用いる。この総資産削減率は、財務危機の黄信号が出た-1年（インタレスト・カバレッジ・レシオが1未満になった1年目の年）の時点に比べて、その後の年の総資産額が何%削減されているかを表す指標である³¹。この総資産削減率を、各企業ごとに財務危機の3年後まで計算した。[表6A]にはその平均値が記されている。

例えば、石油ショック後のサンプルでは、平均的にいって、総資産が0年末までの1年間で4.543%、+1年末までの2年間で10.620%削減されている。それに対して、90年代のサンプルの総資産削減率の平均値は、0年末までが0.622%、-1年末までが6.822%に過ぎない。同様にして、+2年末まで、あるいは+3年末までの総資産削減率の平均値を見ても、その90年代の値は石油ショック後よりも低い。ただ、年ごとの両サンプルの平均値の差がその右側に示されているが、そのp-valueは0.297~0.927であり、統計的に有意なものはない。

[表6B]には、総資産削減率の産業調整済み（industry-adjusted）の値の平均値が記されている。産業調整済みの値とは、産業ごと、年ごとの違いを除去するために、値の同年の産業平均からの差をとったものである³²。例えば、石油ショック後のサンプルで、-1から0年までの値が2.524%となっているのは、財務危機企業の1年間の総資産の削減率が産業平均のそれに比べて約2.5%高かったことを示している。この産業調整済みの総資産削減率の平均値をみても、[表6A]の総資産削減率と同様に、90年代の値は石油ショック

³¹ ただし、インフレの影響を除去するために、各年末の総資産額は1990年基準のGDPデフレーターでデフレートした。

³² 産業平均のデータは、1995年度までは『主要企業経営分析』（日本銀行）から、1996年以降は『主要企業経営分析』が廃刊となったので、『企業経営の分析』（三菱総合研究所）から得た。

後に比べて低くなっている。しかし、その差はいずれも統計的に有意ではない (p-value は 0.316 ~ 0.471)。このことからすると、90年代に入って、メインバンク介入によるリストラ効果が有意に弱まったとはいえない。

ただ、企業の資産の削減 (リストラクチャリング) の程度は、メインバンクの介入による効果に加えて、両期間のサンプル企業の特徴 (財務危機時の利益率、規模、企業の所有形態、産業構成など) によっても影響を受けている可能性がある。そこで、それらの要因をコントロールするために、総資産削減率 (あるいは産業調整済み総資産削減率) を、90年代ダミー、総資産営業利益率の -1 年と 0 年の平均値 (あるいはその産業調整済みの値)、総資産の対数値 (-1 年末の値)、子会社ダミー、オーナー型企業ダミー (4-2 節参照)、過去 3 年間 (-4 年 ~ -1 年) の総資産の伸び率 (あるいはその産業調整済みの値)、そして産業別ダミーに回帰した式を、最小二乗法で推定した。それらの推計結果における 90 年代ダミーの係数推定値が、[表 6 A]、[表 6 B] の 1 番右側の列に記されている。この 90 年代ダミーの係数推定値をみても、それらはいずれも統計的に有意ではない。また、[表 6 A] の +1, +2, +3 年末までの総資産削減率に対する回帰式では、90 年代ダミーの係数は正となっている。したがって、90 年代のサンプルにおいて、メインバンク介入の資産リストラクチャリングの効果が小さくなっているとはいえない。

次に、雇用のリストラクチャリングについてみてみよう。その程度を表す指標として、メインバンク介入企業について、雇用削減率 (t 期末までの雇用削減率 (%)) = $100 \times [-1 \text{ 年末の従業員数} - t \text{ 年末の従業員数}] / -1 \text{ 年末の従業員数}$ を財務危機の 3 年後まで計算した。[表 6 C] にはその平均値が記されている。

これをみると、-1 年末から 0 年末までの 1 年間の雇用削減率の平均値は、石油ショック後と 90 年代で統計的に有意な差がある。メインバンク介入企業は、平均的にいって、石油ショック後はその 1 年間で 6.527% の雇用を削減しているのに対し、90 年代の 1 年間の雇用の削減は 1.995% にとどまっている。その差 4.532% は 10% 水準で有意である (p-value は 0.091)。しかし、+1 年末、+2 年末、+3 年末までの雇用削減率に関しては、いずれも 90 年代の方が石油ショック後に比べて低くなっているものの、その差は統計的に有意ではない。この傾向は、[表 6 D] の産業調整済雇用削減率 (雇用削減率の産業平均からの乖離) の平均値をみても同様である。

なお、雇用の削減率 (あるいは産業調整済雇用削減率) についても、両期間のサンプル企業の特徴が与える効果をコントロールするために、それを 90 年代ダミー、総資産営業利益率の -1 年と 0 年の平均値 (あるいはその産業調整済みの値)、従業員数の対数値 (-1 年末の値)、子会社ダミー、オーナー型企業ダミー、過去 3 年間 (-4 年 ~ -1 年) の従業員数の伸び率 (あるいはその産業調整済みの値)、そして産業別ダミーに回帰した式を推定した。それらの推定結果における 90 年代ダミーの係数推定値が、[表 6 C]、[表 6 D] に示されている。この両表においても、90 年代ダミーの係数推定値は、いずれも統計的に有意でない。また、[表 6 D] の産業調整済雇用削減率の回帰式では、90 年代ダミーの係数の符号は正となっている。したがって、この回帰分析の結果からは、90 年代が石油ショック後に比べて、メインバンク介入の雇用のリストラクチャリング効果が小さくなっているとはいえない。

したがって、「90 年代に入ってメインバンクの介入がリストラクチャリングに結びつか

なくなった」という説に関しては、本稿の分析からはそれを支持する証拠は得られなかったことになる^{33 34}。ただ、上記の分析では、90年代のメインバンク介入サンプルが12と限られているという欠点があり、この問題に明快な答えを出すためには、より大きなサンプルでのテストが必要となる。

5.3 収益の回復

最後に、石油ショック後と90年代で、メインバンク介入企業の収益の回復が異なるかどうかを検討してみよう。各企業の収益を総資産営業利益率（営業利益 / 総資産）、売上高営業利益率（営業利益 / 売上高）で測り、それらが財務危機の年（0年）と比べてその後の+1、+2、+3年にどの程度上昇しているかに注目する。分析の対象とするのは、5-2と同じく、メインバンクの介入があった石油ショック後のサンプル33社と90年代サンプルの12社³⁵である。

まず、[表7A]は、各企業の財務危機後の総資産営業利益率の上昇分（0～t年の総資産営業利益率の上昇分（%）=t年の総資産営業利益率-0年の総資産営業利益率）をとり、そのサンプル平均値を、石油ショック後と90年代で比較したものである。同表によれば、石油ショック後のサンプルでは、総資産営業利益率の上昇分はいずれもプラスであり、財務危機後の収益の回復が認められる。それに対して、90年代のサンプルでは、+2期までその値はマイナスであり、値がプラスとなる（収益が財務危機の年（0年）を上回る）のは、+3年になってからである。そして、この90年代の利益率の上昇分は、石油ショック後に比べて小さく、その差は0～+2年の上昇分に関しては統計的に有意である（p-valueは0.075）。この結果は、90年代において、メインバンクの介入がその後の企業収益の回復に結びつきにくいことを示唆している。

もっとも、この結果をもって、90年代にメインバンクの介入効果が低下しているとみなすのは早計である。なぜなら、90年代のサンプルの利益の回復が遅いのは、単にマクロ経済環境の違いが原因である可能性があるからである。よく知られているように、石油ショック後は日本経済が不況を見事に克服した時期であるのに対し、90年代には日本経済は長期的に低迷したといわれる。したがって、90年代には企業部門全体の利益の上昇率が低く、

³³ なお、念のために、総資産削減率、雇用削減率のメディアンを両サンプルで比較してみた。すると、総資産削減率（あるいは産業調整済み総資産削減率）のメディアンに関しては、ほとんどの年で90年代の値が石油ショック後を下回っていた。しかし、雇用削減率（あるいは産業調整済み雇用成長率）のメディアンに関しては、90年代の値の方が低いケースと90年代の方が高いケースが混在している。このことからしても、90年代のメイン介入企業のリストラクチャリングが遅れているとは結論付けられない。

³⁴ 最近の新聞紙上では、この説はメインバンクが建設業の企業（ゼネコン）を救済・介入した場合に、特によく見られるようである。そこで、[表6A]～[表6D]の90年代ダミーのかわりに、90年代でかつ建設業のサンプルに1となるダミー変数（KENSETSU90）を使って回帰式を推定してみた。このKENSETSU90ダミーの推定値の結果は、(1)総資産削減率、雇用削減率、産業調整済み雇用削減率に対する回帰式では、全く有意にならない、(2)産業調整済み総資産削減率の回帰式では、0、+1、+2年に関しては有意にならないが、+3年に関しては有意に負となる、というものであった。したがって、90年代のメインバンクの建設業への介入が企業のリストラクチャリングを遅らせたという議論は、上記の16本の回帰式のうち1本のみで支持されたことになる。

³⁵ 前と同じく、会社更生法適用の東海興業は+3年のデータが取れないので除いた。

そうした経済環境の違いで、メインバンク介入サンプルの収益回復が遅れたのかもしれない。そこで、このマクロ的要因の影響を取り除くために、産業調整済の総資産営業利益率の上昇分（総資産営業利益率の上昇分から同年の産業平均の上昇分を引いたもの）を計算し、それを石油ショック後と90年代で比較してみたのが、[表7B]である。これを見ると、産業調整済の総資産営業利益率の上昇分の平均値も、90年代の方が石油ショック後より小さい。しかし、両サンプル間の平均値の差は、先ほどの[表7A]ほど大きくはなく、また統計的にも有意でない。

次に、両サンプル間の企業特性（規模、所有形態、財務危機時の収益性、財務危機前の収益性、産業構成など）の違いをコントロールするために、メインバンク介入企業の総資産営業利益率（あるいは産業調整済総資産営業利益率）の上昇分を、90年代ダミー、総資産の対数值（-2年の値）、子会社ダミー、オーナー型企業ダミー、0年の総資産営業利益率（あるいはその産業調整済の値）、-2年の総資産営業利益率（あるいはその産業調整済の値）、そして産業別ダミーに回帰した式を最小二乗法で推定した。その推定結果における90年代ダミーの係数推定値が、[表7A]、[表7B]の1番右側の列に記されている。その結果を見ると、90年代ダミーの係数推定値は、どちらの表においても全て負となっている。ただし、それは、[表7A]（総資産営業利益率）においては0～+1年、0～+2年の上昇分に対して、統計的に有意な影響を与えているが、[表7B]（産業調整済みの総資産営業利益率）では、いずれの年も有意な影響を与えていない。すなわち、マクロ的要因を取り除いた産業調整済の値で見ると、90年代の利益の増加が、石油ショック後に比べて小さいとはいえない。したがって、[表7A]でみた90年代のメインバンク介入企業の収益の回復の遅れは、多分にマクロ経済的な要因（景気停滞）によるものだと推察される。

しかし、企業の収益性の指標として、売上高営業利益率を用いた場合には、若干異なった結論が得られる。その分析結果が、[表7C]、[表7D]にまとめられている。ここで、注目されることは、産業調整済売上高営業利益率に関する結果（[表7D]）において、石油ショック後と90年代の利益の上昇分に有意な差が見られることである。たとえば、0～+2年の間の上昇分は、石油ショック後の平均値が2.028%であるのに対し、90年代のそれは-0.589%であり、その差-2.617%ポイントは10%水準で有意である。また、各種の企業特性をコントロールした回帰式の推定においても、0～+2年の産業調整済売上高営業利益率の上昇分に対しては、90年代ダミーが有意に負となった（p-valueは0.099）。これらの結果は、企業の利益指標として売上高営業利益率を用いた場合には、産業調整済みの値を使うことによってマクロ的な要因を取り除いたとしても、90年代のメインバンク介入企業の収益の回復が、石油ショック後に比べて遅れていることを示している。この結果から判断すれば、90年代のメインバンク介入は、それまでに比べてその効果が低下していることになる。

以上の[表7A]～[表7D]の分析から得られた結果は、次のようにまとめられよう。まず、90年代の財務危機企業へのメインバンクの介入は、石油ショック後ほどには、企業の収益を回復させていない。その理由としては、(1)90年代のマクロ経済環境が、企業一般の収益が上昇しにくい状況であった、(2)メインバンクの介入効果そのものが低下した、の2つが考えられる。この理由がどちらであるかは、またそれぞれがどれだけ重要なファクターであるかは、メインバンク介入型ガバナンスの有効性を議論する上で重要であ

り、今後明らかにされるべき問題である。

6 おわりに

本稿では、日本企業にユニークな特性といわれてきたメインバンク介入型ガバナンスが、1990年代にその機能を低下させているかどうかを、1990年代のデータを石油ショック後と比較することによって検討してきた。そこで得られた結果は以下のとおりである。

企業が財務危機に陥ったときに、メインバンクがその経営に介入する確率は、90年代に入って大きく低下している。財務危機に陥っているにもかかわらず、そのうちの15%程度の企業でしかメインバンクが介入していないという事実は、改めて強調されるべきである。この結果は、宮島 / 近藤 / 山本 [2001]で指摘した、1990年代における日本企業のガバナンスの変化を別の角度から裏付けるものといえよう。

このメインバンクの介入確率の低下の主な原因は、1980年代以降の金融の自由化・国際化、あるいは独占禁止法の改正による銀行の持株制限により、近年、企業とメインバンクの関係が、融資・持株の両面で弱まって点に求めることができる。

ただし、メインバンクの介入確率の推定結果において、90年代のスロープダミーがほとんど有意にならなかったことからみて、企業との融資・持株関係の変化を別にすれば、メインバンクの財務危機企業への介入の原理は基本的には変わっていない。したがって、メインバンクとまだ緊密な関係がある企業では、メインバンクの経営介入の確率は90年代においても依然として高いと考えられる。

メインバンクの介入が、企業の経営者の交代を引き起こす可能性は、石油ショック後と90年代の間で大きな差はない。ただし、メインバンクの介入企業において経営者の交代が行われる場合には、90年代は石油ショック後に比べてその交代の時期が遅れている。

メインバンクが介入した企業のその後の収益は、90年代には石油ショック後に比べてその回復の程度が小さい。この結果は、宮島 / 近藤 / 山本 [2001]で指摘した介入改善効果の不明確化という結果と整合的である。ただし、これが、90年代のマクロ経済的な要因によるのか、メインバンク介入の効果自体が低下したためなのかは、本分析からは微妙である。

また、メインバンクが介入した企業のリストラクチャリングの程度は、石油ショック後と90年代の間に有意な差はなかった。このことは、しばしば指摘される近年のメインバンクの過剰救済という見方が必ずしも支持されないことを示唆している。

以上の事実発見が、近年の日本企業の企業統治の理解に対して持つ含意は次の2点にある。第1に、日本企業の効率化に寄与してきたとみられるメインバンク介入型ガバナンスが1990年代に入ってその機能領域を縮小させているという実証結果は、日本企業のガバナンスには別のメカニズム（親会社によるガバナンス、機関投資家によるガバナンス、企業内部の自律的ガバナンスなど）が必要となっている（あるいはそれがすでに働いている）

ことを示唆する³⁶。実際、従業員を中心とする自律的ガバナンスの可能性を、経営者の交代とパフォーマンスの関係に即してテストした宮島・青木[2001]は、90年代に入ってはじめて内部者のイニシアティブによる経営者交代が、1970年代以降はじめて企業パフォーマンスに有意な負の感応を示したことを明らかにしている。しかし、第2に、メインバンクが自らコミットの強い顧客企業の財務危機に対して介入し、リストラクチャリングを進める点では、1990年代と石油ショック後の間で有意な差はないという本稿の分析結果は、メインバンク介入型ガバナンスが1990年代に入っても大企業の一部でいぜん機能していることを示している。この意味で、メインバンク介入型ガバナンスは、単調に解体しているわけではないことは強調されてよいであろう。

最後に今後の課題を述べておこう。本稿の分析では、90年代のメインバンク介入型ガバナンスの有効性をみるために、もっぱら石油ショック後との異時点間の比較に分析を集中した。ただ、もう1つの興味深い視点としては、同じ90年代をサンプルとして、メインバンク介入型ガバナンスの機能を、他のガバナンスメカニズムと比較するという分析もありえよう。例えば、メインバンクの介入があったサンプルを、他の企業（親会社等）の介入があったサンプルや、機関投資家の介入があったサンプル、あるいは全く外部からの介入がなく内部者（特に従業員）によるガバナンスが機能していると思われるサンプルと比べて、メインバンク介入型ガバナンスはどの程度有効なのか、またそれは他のメカニズムとどう異なるのか、さらにそれらといかなる関係にあるのかを明らかにすることには、大きな意味があると考えられる。

[参考文献]

- 河村耕平，広田真一[2001]，「株主によるガバナンスは必要か：インタビュー-とモデル分析」
伊藤秀史編『日本企業 変革期の選択：ガバナンス，戦略，イノベーション』東洋
経済新報社・近刊。
- シェアード・ポール [1997]，『メインバンク資本主義の危機』東洋経済新報社。
- 鹿野嘉昭 [1994]，『日本の銀行と金融組織』東洋経済新報社。
- 橋本寿郎 [1991]，『日本経済論』ミネルヴァ書房。
- 広田真一，堀内俊洋 [2001]，「近年のメインバンク関係の実態と変化」『金融経済研究』
第17号，pp. 90-97.
- 宮島英昭，蟻川靖浩[1999]，「金融自由化と企業の負債選択：バブル期における顧客ブ
-ルの劣化」『ファイナンシャル・レビュー - 』（大蔵省財政金融研究所），Vol.49，
pp.133-166。

³⁶ 河村・広田 [2001] では、従業員を中心とする自律的ガバナンスの可能性を、企業へのインタビュー調査と理論モデルを通じて検討した。また、長期の従業員による内部的ガバナンスのメカニズムについては、Allen / Gale [2000] の第12章も参照されたい。

宮島英昭，近藤康之，山本克也 [2001]，「日本企業システムの形成と変容：外部役員派遣と企業パフォーマンスの関連を中心として」、『日本経済研究』近刊。

宮島英昭，青木英孝 [2001]，「日本企業における自律的ガバナンスの可能性：経営者選任の分析」，伊藤秀史編『日本企業 変革期の選択：ガバナンス，戦略，イノベーション』東洋経済新報社・近刊。

ロウ・マーク [1996]，「企業統治，変革は慎重に」、『経済教室』（日本経済新聞），1996年10月5日版。

Allen , F. and D. Gale [2000] , *Comparing Financial Systems* , MIT Press.

Aoki , M. [1994a] , “Monitoring Characteristics of the Main Bank System: An Analytical and Development View ,” in *The Japanese Main Bank System; Its Relevance for Developing and Transforming Economies* (Aoki , M. and H. Patrick , Eds.) , Oxford University Press , Oxford.

Aoki, M. [1994b], ”The Contingent Governance of Teams: An Analysis of Institutional Complementarity”, *International Economic Review* 35 : 657-676.

Aoki , M. , H. Patrick , and P. Sheard [1994]. “The Japanese Main Bank System: An Introductory Overview ,” in *The Japanese Main Bank System; Its Relevance for Developing and Transforming Economies* (Aoki , M. and H. Patrick , Eds.) , Oxford University Press , Oxford.

Gilson , S. C. [1989] , “Management Turnover and Financial Distress ,” *Journal of Financial Economics* 29 , pp. 241-262.

Hoshi , T. , A. Kashyap , and D. Scharfstein [1990]. “The Role of Banks in Reducing the costs of Financial Distress in Japan ,” *Journal of Financial Economics* 27 , pp. 67-88.

Hotchkiss , E. S. [1995] , “Postbankruptcy Performance and Management Turnover ,” *Journal of Finance* 50 , pp. 3-21.

Kang , J. K. and A. Shivdasani [1995] , “Firm Performance , Corporate Governance , and Top Executive Turnover in Japan ,” *Journal of Financial Economics* 38 , pp. 29-58.

Kang , J. K. and A. Shivdasani [1997] , “Corporate Restructuring during Performance Declines in Japan ,” *Journal of Financial Economics* 46 , pp. 29-65.

Kaplan , S. and B. Minton [1994] , “Outside Intervention in Japanese Companies: Its Determinants and its Implications for Managers ,” *Journal of Financial Economics* 36 , pp. 225-258.

Morck , R. and M. Nakamura [1999] , “Banks and Corporate Control in Japan ,” *Journal of Finance* 54 , pp. 319-339.

Ofek , E. [1993] , “Capital Structure and Firm Response to Poor Performance: An Empirical Analysis ,” *Journal of Financial Economics* 34 , pp. 3-30.

- Pascale , R. and T. P. Rohlen [1983] , “The Mazda Turnaround ;” *Journal of Japanese Studies* 9 , pp.219-263.
- Sheard , P. [1989] , “The Main Bank System and Corporate Monitoring and Control in Japan , ” *Journal of Economic Behavior and Organization* 11 , pp. 399-422.
- Sheard , P. [1994a] , “Main Banks and the Governance of Financial Distress , ” in *The Japanese Main Bank System; Its Relevance for Developing and Transforming Economies* (Aoki , M. and H. Patrick , Eds.) , pp.188-230 , Oxford University Press , Oxford.
- Sheard , P. [1994b] , “Reciprocal Delegated Monitoring in the Japanese Main Bank System , ” *Journal of the Japanese and International Economies* 8 , pp.1-21.
- Sheard , P. [1994c] , “Bank Executives on Japanese Corporate Boards ,” *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 12(2) , pp.85-121.