



RIETI Discussion Paper Series 15-J-064

1950年代の日本における設備近代化と生産性： 鉄鋼業における「産業合理化」

岡崎 哲二
経済産業研究所

是永 隆文
専修大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

1950年代の日本における設備近代化と生産性：鉄鋼業における「産業合理化」*

岡崎哲二（東京大学・RIETI）

是永隆文（専修大学）

要旨

1950年代の日本経済は、戦前・戦時期から継承した設備の老朽化が進む中で、市場経済化と単一為替レートの設定にともなう国際競争の再開という課題に直面した。この状況下で通産省は、基幹的政策として「産業合理化」政策を実施し、その中心的な目標を鉄鋼・電力等主要な産業の設備近代化に置いた。この論文では、鉄鋼業に関する建設年別設備データをプラント別に構築し、あわせてプラント別の投入・産出データを整備することによって、1950年代における設備ビンテージの変化と設備ビンテージが生産性に与えた影響を検証した。対象としては、鉄鋼設備近代化の中心的対象とされた圧延設備（熱間圧延設備）に焦点を当てた。その結果、1950年代に圧延設備のビンテージが大きく低下したことが確認されるとともに、生産関数の推定を通じてビンテージの低下が生産性を向上させたことが明らかになった。また、鉄鋼合理化計画における主要な政策手段の一つとされた日本開発銀行融資について平均トリートメント効果を推定した結果、設備能力の増加と設備ビンテージの低下について有意にプラスの効果を与えたことが確認された。

キーワード：産業政策、政策評価、生産性、ビンテージ、鉄鋼、政策金融、経済史

JEL classification：D24, L25, L61, N65, O25

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本論文は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「産業政策の歴史的評価」の一部である。また、本論文は、株式会社日本政策投資銀行設備投資研究所「産業政策史研究会」における共同研究の成果の一部を使用している。本論文作成にあたっては、武田晴人、藤田昌久、森川正之の各氏をはじめ、経済産業研究所におけるセミナー参加者から有益なコメントをいただいた。

1.はじめに

「もはや『戦後』ではない」という印象的な一文で広く知られる経済企画庁『年次経済報告』（経済白書）1956年度版は、続けて「我々はいまや異なった事態に当面しようとしている。回復を通じての成長は終わった。今後の成長は近代化によって支えられる」と述べている。ここで「近代化」は、技術進歩による生産方式の高度化、新製品の開発・普及、消費構造変化、産業構造変化、労働力の高生産性部門への再配置等を含む広い意味で用いられている（経済企画庁 1956、PP.88-89）。

終戦直後に大幅に落ち込んだ日本の実質 GNP、1人当たり実質 GNP は、それぞれ 1953年、1956年にそれまでのピーク（いずれも 1941年）を超えた。これは復興というそれまでの成長の原動力が失われたことを意味した。そこで経済企画庁は、復興に代わる新しい成長の原動力として、近代化の重要性を強調したのである。結果から見ると、日本経済は復興完了後における成長の持続という課題を乗り越えて、1950年代後半以降、高度成長を実現し、1980年代には明治期以降追求し続けてきた欧米先進国へのキャッチアップという課題を達成した。

復興から高度成長への移行という課題はどのようにして乗り越えられたのだろうか。その鍵になった出来事として、多くの先行研究は「産業合理化」、特に老朽化した設備の新技术を体化した設備への更新に注目してきた。このような文脈で、岡崎（2010）は、1950年代における鉄鋼生産設備の更新とその効果を検討した。この時期の鉄鋼設備については個々の設備ごとに建設年月、生産能力等を記録した資料が利用できる。岡崎(2010)は、これを利用して、設備のビンテージ分布とその時間的変化を明らかにするとともに、設備ビンテージの労働生産性に対する効果を検討している。

本論文は、岡崎(2010)を継承しつつ、次の点で同論文の研究を拡張することを意図している。第一に、生産関数を推定することを通じて、設備ビンテージ変化の生産性効果を労働生産性ではなく全要素生産性（TFP）によって捉える。産業合理化が大規模な設備投資をともなったことから、効率性を全要素生産性で測ることは特に重要である。第二に、本論文では設備ビンテージ変化に対する産業政策の効果を検討する。通商産業省（通産省）は1949年の設立当初から、産業合理化の必要性を認識し、その推進を産業政策の中心的な課題としてきた。1957年に通産省が発表した『産業合理化白書』は、技術・設備・経営管理・立地条件・産業組織・産業構造に関する国際的な立ち後れを解消することを指して、「このような産業の質的改善の過程は産業合理化の名に代表され、企業にとっては主たる企業努力の主題となり、政府にとっては戦後産業政策の中核とされてきた」と述べている（通商産業省編 1957、p.3）。

主要な政策手段は、日本開発銀行（開銀）融資、近代化設備に関する特別償却、重要機械の輸入税免除であった（通産省 1957、pp.12-13）。これらの中で本論文では開銀融資に焦点を当てる。開銀については、1951年の設立当初からの融資実績のデータが利用できる。本論文ではその鉄鋼業に関する部分を用いて、開銀を通じた政策金融が鉄鋼設備の更新に

与えた効果を検証する。

以下、本論文は次のように構成される。第 2 節では、1950 年代を中心に日本の鉄鋼業の復興と成長を概観し、1950 年代前半の「第一次合理化」、50 年代後半の「第二次合理化」の内容を確認する。第 3 節では本論文で用いるデータについて説明するとともに、設備更新についての記述的な分析を行う。第 4 節では設備ビンテージ変化の生産性効果、および開銀融資の設備ビンテージに対する効果を統計的に検証する。第 5 節はまとめにあてられる。

2. 鉄鋼業と産業合理化：歴史的概観

1901 年の官営八幡製鉄所の操業開始によって出発した日本の近代的鉄鋼業は、日中戦争直前の 1936 年には年間 522 万トンの粗鋼を生産するまでに成長した（図 1）。この生産量はアメリカの 10.8%、イギリスの 43.6% に相当する（通商産業省大臣官房調査統計部編 1961, p. 198 ; 日本鉄鋼連盟 1952, pp. 32-35）。製品の国際競争力の観点から見ても、金本位制の離脱によって為替レートの円安化が進んだ 1930 年代前半には、鋼材輸出が鋼材輸入を持続的に上回るまでになった。

図 1

さらに 1937 年の日中戦争が開始後には、鉄鋼業は石炭・電力・工作機械等の諸産業と並んで「生産力拡充計画」の対象とされ、戦時経済運営のために経済統制が導入・強化される中で、むしろ優先的に資材が配分され、生産能力の拡大が図られた（原 2013; 山崎 2011）。その経過は図 2 に示されている。1930 年代前半の好況期に拡大傾向にあった製鉄・製鋼・圧延の各部門の生産能力は、日中戦争開始後も拡大を続け、その動きは太平洋戦争が勃発した 1940 年代初めまで持続した。しかし、太平洋戦争期には資材・原料の不足が深刻化する中で、設備投資を行う余裕と必要が失われ、各部門とも生産能力の拡大が停止した。

図 2

終戦後は原料不足のために鉄鋼生産は大幅に落ち込んだ（図 1）。一方で、1930 年代に拡大された設備の多くは戦災を免れて生産能力が維持され、大規模な過剰能力が生じた。1947 年に開始された「傾斜生産」をはじめとする鉄鋼生産復興の努力は、原料を確保することによって既存の設備を稼働させることを中心に行われた。その結果、1949 年に圧延設備が増加したことを別とすれば、1940 年代後半には鉄鋼生産能力はほぼ一定にとどまった（図 2）。

以上のように、日中戦争期の「生産力拡充」の後、太平洋戦争期から戦後復興期にかけての約 10 年間にわたって新規の設備投資が行われなかったことは、鉄鋼設備のビンテージ

の上昇をもたらした。1949年末には、図3のように、各設備とも戦前ないし日中戦争期に建設された設備が生産能力で測って設備の大部分を占めていたのである。設備の老朽化は特に圧延設備で深刻であった。その理由としては、第一に圧延設備は日中戦争期の生産力拡充においてそれほど重点が置かれなかったことが挙げられる。図3a～図3cは、通商産業省通商鉄鋼局鉄鋼調査課編（1950a, 1950b）、通商産業省大臣官房調査統計部鉄鋼統計調査室他編（1956）、通商産業大臣官房調査統計部他編（1961）に掲載されている設備別の建設年月データから、1949年、55年、60年の3時点における設備の建設時期分布を描いたものである。これによると、1949年末時点で、圧延設備についてのみ、戦前期に建設された設備が能力の過半を占めていた。

第二に、圧延については1920年代以降、ストリップ・ミルの開発と普及に代表されるような設備に体化された技術進歩がアメリカを中心に急速に進展していた（鉄鋼新聞社 1955, pp. 102-103）。他方、日本については1930年代後半以降、設備投資が停滞し、また国際関係悪化のため技術導入が難しくなったために、日本の鉄鋼業は圧延技術に関して欧米諸国に大きく遅れをとっていた（日本鉄鋼連盟 1959, p. 124）。

図3

このような状況にあった鉄鋼業は、1949年に、ドッジラインによる市場経済化と単一為替レートの設定、そして1950年には朝鮮戦争ブームという大きな変化に直面した。これを背景として1951年以降に実施されたのが、「鉄鋼第1次合理化計画」と呼ばれる一連の設備近代化計画である。第一次合理化計画は当初1953年までの3カ年計画であったため、1953年秋以降、各社はこれに続く「第2次合理化計画」を作成した。しかし、金融引き締めと不況をうけた通産省の方針によって各社の計画は、「第1次合理化計画継続工事」に縮小された。現在では、この継続工事を含めた1951-55年の設備近代化計画が第一次合理化計画と呼ばれている。日本経済の高度成長が本格化した1956年に鉄鋼各社はあらためて設備近代化の長期計画を作成した。これらを通産省がまとめたものが第二次合理化計画（1956-60年）である（通商産業省・通商産業調査会編 1990, pp. 432-463）。

第1次・第2次合理化計画による設備近代化の内容については、日本鉄鋼連盟（1959, 1969）、通商産業省編（1957）、通商産業省重工業局編（1963）が詳しい。ここではこれらの文献によってそれぞれの計画の特徴をまとめておく。第1次合理化計画では総額1,282億円の設備投資が行われ、その50%が圧延設備に投入された（表1）。圧延設備の中ではストリップ・ミルを中心とする薄板設備が40%を占めたほか、帯鋼、線材、鋼管等についても新鋭設備が導入された。製鉄については高炉の新設は川崎製鉄千葉工場の1基にとどまり、他は高炉改修、原料事前処理設備の新設等が行われた。製鋼に関しては大型平炉の建設と酸素製鋼法の導入が特筆される。

第2次合理化計画を第1次合理化計画と比較した場合、まずその規模の大きさが際立っている。設備投資金額は第1次の4倍以上に達する(表1)。部門別の投資額の構成は製鉄部門の比率が上がった他は第1次と大きく異ならず、圧延部門が引き続き50%近くを占めた。また圧延設備の内訳に関して、ストリップ・ミルが40%以上を占めるという点も共通していた。一方、全体の投資額が大幅に拡大したことから、比較的構成比が低かった製鉄・製鋼部門でも大規模な近代化投資が行われた。高炉の新設が第1次の1基に対して11基に達し、大型化も進展した。高炉増設にともなう溶銑供給の増加を前提に、製鋼部門では純酸素転炉(LD転炉)の導入という大きな技術革新があった。計画期間中に15基の純酸素転炉が建設され、1955年末に平炉の6.7%にすぎなかった転炉の生産能力は、1960年末には平炉の31.8%に上昇した。第1次・第2次合理化計画期の鉄鋼設備のビンテージ分布の変化は図3a~3cに示されている。

第1次合理化計画に伴う設備資金の調達額は、その間の返済資金の借り換えを含めると1,885億円であった。そのうち減価償却等の内部資金で充足できた部分は24.2%に過ぎず、残りは金融市場から調達された(表2)。第1次合理化計画の資金調達に関する特徴は、日本開発銀行(開銀)を中心とする公的金融機関からの借入の役割の大きさにあった。開銀融資の仕組みには、通産省等の産業政策官庁の個別のプロジェクトに関する推薦というプロセスが組み込まれており、特に長期資金の不足が大きかった1950年代前半には、開銀融資は産業政策の有力な手段となった(岡崎2009)。他方、第2次合理化計画に伴う資金調達においては公的金融機関の役割は大幅に小さくなっている。これに代わって構成比が上昇したのは外資と自己資金であった。自己資金の増加は鉄鋼業の収益性の向上を反映している。外資は世界銀行とアメリカの輸出入銀行からの借り入れである。実際、第2次合理化計画が始動するきっかけは世界銀行融資の可能性が開けたことによって与えられた(通商産業省・通商産業調査会2000, pp.436-439)。

第1次・第2次の合理化計画を通じて、日本の鉄鋼業の国際的地位は大きく上昇した。量的には、1960年に粗鋼生産がアメリカの22.3%、イギリスの81.3%に達した。また、鋼材の労働生産性に関しても、日本は1960年にイギリスに匹敵するまでになった。1960年代に鋼材の純輸出率が20%前後で安定したのは、こうした発展を反映したものであることができる。

3. データと記述統計分析

鉄鋼業は製鉄—製鋼—圧延—二次加工という重層的な生産工程を持ち、使用される技術が工程間で大きく相違する。この特徴が鉄鋼業の独特な産業組織を生み出している。製鉄・製鋼工程の主な担い手はいわゆる高炉メーカー、平炉メーカー、転炉メーカー等の比較的規模が大きい少数の会社であり、これらの会社の多くは川下の鋼材、鋼管および鉄鋼二次製品の製造工程も有している。しかし、会社数・工場数で見ると、これらの川下の工程の主な担い手は多数の中小・零細会社である。さらに、一連の工程を経て製造された鋼材、

鋼管および鉄鋼二次製品は鉄鋼業以外の様々な業種の生産工程に投入されている。産業合理化政策が鉄鋼業の技術および生産性に与えた影響を把握するためには、上で述べた重層的な生産工程と工程間の技術の差異に注意を払う必要がある。

会社数・工場数の推移および各種イベントの発生状況

日本鉄鋼連盟『製鉄業参考資料』（工場別編）の各年版は、鉄鋼企業について包括的に工場別・生産工程別の投入・産出データを提供している。表 3 に 1949-60 年における各年末の会社数・工場数の推移および各種イベントの発生状況を掲げた¹。ここでは以下の分析で焦点を当てる熱間圧延工程を通じて鋼材・鋼管を製造している工場だけでなく、『製鉄業参考資料』の「会社工場名簿」に記載されている全ての会社・工場を対象としている。

まず工場数（会社数）は、1950 年末 627 工場（494 社）、55 年末 636 工場（482 社）、60 年末 748 工場（610 社）と推移している。しかし、1950 年と 55 年の間では 1953 年に会社数・工場数がともに大きく減少した後（約 60 社、約 60 工場）、54-5 年に大きく増加している（約 50 社、約 80 工場、）。他方、1955 年と 60 年の間では、1956 年に工場数・会社数が減少した後（約 10 社、約 40 工場）、緩やかに増加し、1960 年にやはり急増している（約 50 社、約 60 工場）。すなわち、1950 年・55 年・60 年の 3 時点を山として、会社数・工場数は W 字型の変動を示している。この変動は(1)鉄鋼事業への参入・退出等の鉄鋼会社の事業活動上の意思決定に基づく要因、(2)調査に対する無回答等、データの調査方法に基づく要因。によって生じていると考えられる。

表 3

表 3 の下段に各種イベントの発生状況を示した。ここでは、「名簿」の備考欄に記載されているイベントに加えて、備考欄に記載されていないが、会社名、工場名および工場属性（住所、電話番号、事業所番号）から判明するイベントについても確認した。まず、(1)に掲げた参入・退出等については、1954-5 年、59 年および 60 年に比較的多く観察される。特に、1954-5 年は参入を表わす「新規」・「開始」・「開始（製品）」が計 53 工場、退出を表わす「停止」・「停止（製品）」が計 89 工場であり、期間が 2 年間であるという理由はあるものの比較的出入りが多い。これに対して、その他の期間の参入・退出は極めて少なく、1949-50 年、51-2 年および 57 年はゼロである。

他方、(3)に掲げた掲載・消失のうち、「初掲載」は備考欄に理由が明記されていないものの、期間中に初めて「名簿」に掲載された工場であり、「消失」は前期間まで掲載されていたものの期間中に「名簿」から消失し、その理由が不明な工場である。「初掲載」と「消失」はいずれの期間においても数 10 工場観察される。特に 1950 年代半ばまでは 1951-2 年

¹ 資料の利用制約により、1949-50 年は 1951 年 3 月末、1951-2 年は 1953 年 3 月末、1954-5 年は 1955 年 12 月末現在である。

が 82 工場・94 工場、53 年が 13 工場・81 工場、1954-5 年が 100 工場・31 工場、1956 年が 29 工場・81 工場と多い。「初掲載」・「消失」は調査票の未提出や鉄鋼連盟からの退会によっても生じる。しかし、これらのイベントは(1)の参入・退出が多い期間だけでなく、全く観察されない期間においても相当程度発生しており、この中に参入や退出に相当するものが少なからず含まれている可能性がある。なお、一度「消失」した工場が「再掲載」されたケースも観察される。

続いて、(2)の組織変更については、会社レベルのイベントである「会社合併」・「会社分離」が 1953 年、58 年、59 年に比較的多く観察される。例えば、「会社合併」を経験した会社数が最も多いのは 1958 年であり(6 社、8 工場)、工場数が最も多いのは 1959 年の(2 社、10 工場)である。工場レベルのイベントである「工場合併」・「工場移転」・「所属変更(記載あり)」も散発的に発生している。更に、「所属変更(記載なし)」から、備考欄に理由が記載されていないものの所属会社に変更されている工場も僅かながら存在する。なお、表には異動元(イベント前に所属していた会社)、移動先(イベント後に所属している会社)の工場数・会社数も掲げた。

最後に、(1)・(2)で掲げた参入・退出および組織変更を伴わずに名称のみが変更されたケースも相当数観察される。(4)の「会社名変更(記載あり)」は備考欄に旧会社名等が記載されているケースであり、1949-50 年に 67 社、51-2 年に 61 社、その後も 10 社程度観察されている。「会社名変更(記載なし)」は、備考欄に記載がないものの、会社名が変更されているケースである。このイベントは会社名・商号が実際に変更された場合と、単に「名簿」の掲載名が変更された場合の両方を含んでいると考えられる。他方、工場名のみが変更されているケースも一定数観察されており、「工場名変更(記載あり)」と「工場名変更(記載なし)」に掲げた。

熱間圧延工程における鋼材・鋼管生産の状況

続いて、鉄鋼業の生産工程のうち、熱間圧延工程を通じた鋼材・鋼管の製造工程に着目し、『製鉄業参考資料』および『設備能力調査』から得られる工場別・部門別の投入・産出データに基づき、その活動状況を確認する。表 4 に熱間圧延工程における生産物、電燃料および従業員、生産設備等のデータの観察数と集計値の推移を 1950・55・60 年の 3 時点について示した。通常、圧延工程は熱間圧延と冷間圧延に区分されるが、ここでは前者のみ取り上げている。

表 4

熱間圧延工程における生産物はその形状・用途に基づき鋼材と鋼管に大きく区分され、更に鋼材は軌条、形鋼、線材、鋼板、帯鋼等の品目に区分される。また素材面から普通鋼(一般鋼、再生鋼)と特殊鋼という区分も用いられる。この表から次の 4 点が指摘できる。まず、この期間、生産高はいずれの品目においても一貫して増加している。第二に、製品

のうち、最も生産高が多いのは普通鋼熱間圧延鋼材（一般）であり、次いで、1950年は普通鋼熱間圧延鋼材（再生）、55・60年は普通鋼鋼管である。この背景には、鉄鋼関連原料の利用制約が改善するにつれて生じた再生鋼から普通鋼への素材のシフト、鋼管に対するニーズの拡大があると考えられる。なお、生産高の増加に伴い工場数も増加している。「普通鋼熱間圧延鋼材（一般）」の合計の場合は1950年96工場（このうち内数として含まれる高級仕上鋼板と鋼管（熱間）の生産量が共にゼロの工場は62工場）、55年110工場、60年129工場である。また「普通鋼熱間圧延鋼材（一般）」または「普通鋼熱間圧延鋼材（再生）」の合計の場合、1950年265工場（うち高級仕上鋼板、鋼管（熱間）、再生仕上鋼板および再生引抜鋼管の生産量がいずれもゼロの工場は166工場）、55年213工場、60年265工場である。「普通鋼鋼管」を生産する工場は1950年30工場、55年28工場、60年36工場である。

第三に、特殊鋼を用いた鋼材・鋼管の生産高も増加基調にあるが、生産高および工場数は普通鋼製品と比べて少ない。「特殊鋼熱間圧延鋼材」の場合は1950年45工場、55年61工場、60年52工場であり、「特殊鋼鋼管」の場合は1950年2工場、55年6工場、60年18工場である。第四に、「普通鋼圧延半製品」の生産高も増加しており、その大半は自工場の製品製造工程に再投入されている。その他、半製品、鋼材および鋼管の間には投入・産出関係が存在することが確認できる²。これらの項目を単純に集計すると重複計上が生じるおそれがあり、この点は次節で生産物を定義する際に改めて論じる。なお「普通鋼圧延半製品」を製造する工場は比較的少なく、1949年21工場、1955年35工場、60年49工場である。

次に、投入に関するデータとしては、電燃料使用高と従業員数が利用可能であり、更に前者は「その他の石炭」、「コークス」、「重油」、「高炉ガス」、「コークス炉ガス」および「電力」に区分される。年によって生産工程の区分が異なり、1950年値は「圧延」工程の値であるが鋼管工程を含むこと、55年の「熱間圧延用」は鋼管工程を含まないこと、60年値は「熱間圧延および鋼管」工程の値であることに注意する必要がある。まず、「その他の石炭」は発生炉等に投入される燃料用の石炭（ただし、コークスの原料である原料炭を除く。）であるが、その使用高および工場数は期間を通して減少基調にある。第二に、重油と電力の使用高は一貫して増加している。電力を使用している工場が最も多く（1950年106工場、55年92工場・9工場、60年115工場）、1955年・60年は重油が続く（1950年24工場、55年78工場・5工場、60年90工場）。工場数でみる限り、「その他の石炭」から「重油」・「電

² 表3-2の「普通鋼圧延半製品」のうち「自家用」は、原資料の注釈、品目および生産高の水準から判断する限り、当該工場の鋼材・鋼管の生産工程に再投入されている可能性がある。また、「普通鋼熱間圧延鋼材（一般）」の中にも「管材」、「鋼板（冷延用原板）」、「広幅帯鋼（冷延用、冷延けい素鋼帯用、鋼管用）」、「帯鋼（冷延けい素鋼帯用、鋼管用）」等が含まれており、これらは鋼管や冷延鋼板等の生産工程に再投入されていると考えられる。更に、「普通鋼圧延半製品」のうち「スラブ」は「中延板」の素材であるため、半製品の間でも再投入が生じている。

力」への転換が生じている。第三に、同一工場内にある高炉・コークス炉で発生するガスの使用高も増加基調にある。ただし、これらのエネルギー源を使用している工場はいずれの年も10工場未満と少ない。

生産物・電燃料と異なり、従業員数については伸びが小さく、1955年に若干の落ち込みが見られる。これは非中立的な技術進歩の進展によって電燃料の間で代替が生じていること、したがって生産関数の推定等によって技術変化を定量的に計測する必要があることを示唆している。

生産能力の拡大とビンテージの低下

最後に、生産設備・ビンテージのデータは『鉄鋼生産能力調』等から特定の時点についてのみ利用可能である³。各工場が保有する圧延機のうち、熱間圧延工程に使用される種類について工場別に公称年間能力を集計した。また、各工場が保有する圧延機の建設年を圧延機の公称年間能力をウェイトとして加重平均し、工場別の設置年を求めた。更に、1955・60年については改造年が利用できる圧延機について建設年の代わりに改造年を用いたケースについても計算した。まず公称年間能力の全工場の集計値および工場数は一貫して増加している。第二に、改造年を無視した場合の設置年の全工場平均は5年間で約5年のペースで上昇しているが、観測年と設置年の差を求めると、10年前後でほぼ横ばいに推移している。これは工場の新設や新規設備の導入による設備の更新を反映していると考えられる。第三に、改造年を反映した場合、設置年の全工場平均はより速く上昇しており、観測年と設置年の差は1955年7.7年、1960年5.5年と縮小している。これは既存の設備の改造による設備更新を反映していると考えられる。最後に、鋼管用圧延機を除いたケースでは上述の傾向は若干弱まっている。これは鋼管用圧延機における設備更新がより積極的に進められていることを示唆している。以上を踏まえると、設備近代化の効果を定量的に把握するためには生産設備の種類や新設・改造の有無に注意を払う必要がある。

4. 生産性と設備近代化の計量分析

(1) ビンテージ生産関数の推定

本節の前半では設備更新が生産性に与えた影響を定量的に計測するために、1950・55・60年の工場別パネルデータを用いてビンテージ生産関数を推定する。

モデル

Nelson(1964)に倣って“ビンテージと資本ストックの関係を次式で定義する。

³ 1957年12月末、1964年12月末についてもほぼ同様の詳細な設備データが利用可能であり、1951年3月末について簡素な設備データが利用可能である。この論文では産業合理化政策の実施時期（第1次、第2次）と突合せさせるため、パネルデータの観測時点の間隔を揃えるために、本論文では1949年12月末、55年12月末、60年12月末の3時点のデータを利用した。

$$K_{it}^s = K_{it} \cdot \exp(-gV_{it}) \quad \dots\dots (1)$$

ここで i は工場のインデックスであり ($i=1,2,\dots, N$)、 t は時間のインデックスである ($t=1,2,\dots,T$)。 K_{it}^s は効率性単位 (efficiency unit) で計測した t 年の資本ストック、 K_{it} は物量単位 (natural unit) で計測した生産設備、すなわち資本ストックである。 g は “obsolescence parameter” であり、任意の i および t において一定である。 V_{it} は t 年における資本ストックの年齢 (ビンテージ) である。ここでは「 t 年の設備投資 (capital investment) は $t-1$ 年の設備投資よりも g パーセント生産的 (productive) である」ことが暗黙に想定されている。すなわち、(1)式は「 t 年の資本ストックは t 年に生産される資本財よりも gV_{it} パーセント非効率的 (inefficient) であること」を表わしている。

次に、コブ・ダグラス型ビンテージ生産関数を次式で定義する⁴。

$$Y_{it} = (L_{it})^{\beta_L} (M_{it})^{\beta_M} (K_{it}^s)^{\beta_K} \cdot \exp(u_{it}) \quad \dots\dots (2)$$

L_{it} と M_{it} は工場 i における t 年の労働投入量とエネルギー投入量であり、それぞれがベクトル変数であってもかまわない。 (β_L 、 β_M 、 β_K) は構造パラメータであり、任意の (i 、 t) において一定である。 u_{it} は計量経済学者と工場 i の双方に観察不能な外生的ショックを表す。(2)式に(1)式を代入し、両辺について自然対数をとると、次式が得られる。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_L l_{it} + \beta_M m_{it} + \beta_K k_{it} + \beta_V V_{it} + u_{it} \quad \dots\dots (3)$$

ここで、(y_{it} 、 l_{it} 、 m_{it} 、 k_{it}) はそれぞれ (Y_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} 、 K_{it}^s) の自然対数値であり、

⁴ 圧延工程の生産技術の特徴の一つは、生産物である鋼材・鋼管と投入物である鋼塊・鋼片との間には極めて強い線型の技術的關係が存在し、鋼塊・鋼片と労働・エネルギー等の他の生産要素との間の代替が生じないことである。これはレオンチェフ型技術である。例えば、Benkard (2000)は航空機製造、Van Biesebroeck (2003)は自動車組み立てについて、レオンチェフ型技術に基づく生産関数を推定している。レオンチェフ型技術の下では、企業の利潤最大化行動の結果、生産物と投入物の間の技術的關係を表す複数の式が得られる。しかし、我々が利用する『製鉄業参考資料』には鋼塊・鋼片の使用高のデータが掲載されていないため、生産物と労働・エネルギー・資本ストックの間の關係を示す式のみを推定した。なお、鉄鋼業に関してコブ・ダグラス型生産関数を推定した先行研究としては Nakamura and Ohashi (2012a, 2012b)がある。

$\beta_V = -\beta_K \cdot g$ である。もし構造パラメータ ($\beta_0, \beta_L, \beta_M, \beta_K, \beta_V$) を得ることができれば、 $g = -\beta_V / \beta_K$ もまた得ることができ、(1)ビンテージ (V_{it}) の 1 単位の増加が効率性単位の資本ストック (K_{it}^s) を $100 \times g$ パーセント減少させることを通じて、 Y_{it} を $100 \times \beta_V$ パーセント減少させること、(2)生産性の要因分解を行うことができる。

推定方法

(3)式の構造パラメータを識別するためには、少なくとも内生性の問題と data missing の問題に対処する必要がある。はじめにランダム・サンプリング・スキーム (random sampling scheme) を仮定する。

仮定 ($y_i, l_i, m_i, k_i, V_i, s_i$) は同一の母集団から無作為に抽出されており、互いに独立である (i. i. d.)。

ここで $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$, $l_i = (l_{i1}, \dots, l_{iT})$, $m_i = (m_{i1}, \dots, m_{iT})$, $k_i = (k_{i1}, \dots, k_{iT})$, $V_i = (V_{i1}, \dots, V_{iT})$, $s_i = (s_{i1}, \dots, s_{iT})$ は全て $(1 \times T)$ の確率変数ベクトルである。

次に、労働 (l_{it}) とエネルギー (m_{it}) は可変的生産要素 (variable input) であり、資本 (k_{it}) とビンテージ (V_{it}) は状態変数 (state variable) であると仮定する。具体的には、(l_{it}, m_{it}) の値は t 時点で u_{it} が実現した後に工場 i が即座かつ同時に決定するのに対して、(k_{it}, V_{it}) の値は u_{it} が実現する前 (t-1 時点) に工場 i が既に決定していると仮定する。この状況下では (k_{it}, V_{it}) は u_{it} と関連しないものの、(l_{it}, m_{it}) は u_{it} と関連する可能性がある、すなわち、内生性の問題が生じる。したがって、(3)式の構造パラメータを一致推定するためには追加的な操作変数が必要となる。例えば、ラグ変数 (l_{it-1}, m_{it-1}) は t-1 時点で決定されるために u_{it} と関連しないと考えられる。もし u_{it} が以下の条件を満たすならば、この二つの変数を操作変数として用いることができる。

$$E(u_{it} | l_{it-1}, m_{it-1}, k_{it}, V_{it}) = 0 \quad (4)$$

しかし、この(4)式から導出されるモーメント条件の標本モーメント表現を計算するためには missing data を必要とする。

s_{it} はインディケータであり、t 年に工場 i が観察される場合は 1、その他は 0 をとる。もし s_{it} が常に 1 ならば、前述の $\{(y_i, l_i, m_i, k_i, V_i) : i=1, 2, \dots, N\}$ は i. i. d. なので、“ $N \rightarrow \infty$ ” として、直ちにパラメータの推定量の漸近的性質を用いることができる (N-asymptotic)。しかし、我々が実際に用いるデータセットは unbalanced panel であるため、(3)式のパラメータを識別するためには s_{it} に関する追加的な仮定が必要となる。他方、

前節で確認したように、data missing は(1)参入・退出等の事業活動上の意思決定に基づく要因、(2)調査に対する無回答、鉄鋼連盟への加盟・脱退、そして生産設備調査の不定期な実施等、データの調査方法に基づく要因によって発生しており、しかもその頻度は高い。

以上を踏まえ、 u_{it} は以下の条件 (sequential exogeneity) を満たすと仮定する。

$$E(u_{it} | l_{it-1}, m_{it-1}, k_{it}, V_{it}, s_{it}, \dots, s_{iT}) = 0 \quad (4a)$$

これは前述の(4)よりも強い条件である。この条件から以下のモーメント条件が導かれる。

$$E\left(z_{it}' u_{it} \mid s_{it}, \dots, s_{iT}\right) = 0, \text{ where } z_{it} = (l_{it-1}, m_{it-1}, k_{it}, V_{it}) \quad (5)$$

この(5)式の標本モーメント表現は実際に観察されたデータから計算できるため、(3)式の構造パラメータの識別利用することができる⁵。

推定方法は2段階最小2乗法である。工場間で u_{it} の不均一分散が存在する可能性があるため、パラメータの推定量の標準偏差については工場をクラスター (cluster) とする cluster-heteroscedasticity-robust 標準誤差を用いた。

変数の定義とデータ加工方法

データセットの形式は生産設備・ビンテージが利用できる1950年・55年・60年の3時点(操作変数については1949年・54年・59年値)について作成した unbalanced panel である⁶。これはインディケータ (s_{it}) が少なくともこの3時点以外の年で0を取るケースに

⁵ 我々は5年おきのパネルデータセットを用いているため、このインターバルにあわせて5年前のラグ変数を操作変数として用いた推定方法も試みた。具体的には、(1)二段階最小二乗法、(2)2つの状態変数を含む Levinsohn and Petrin(2003)の推定方法を実施した。しかし、望ましい結果が得られなかった。その理由として、(1)5年前のラグ変数が操作変数として弱いこと (Weak IVの問題)、(2)1955・1960年に出現し、比較的新しい設備を保有する工場がパネルデータセットから除外されてしまうこと等が考えられる。

⁶ パネルデータの作成手順は以下の通りである。

(1)生産設備データと生産物・投入物データのマッチング

まず生産設備データと生産物およびその他の投入物データを接続するために工場のマッチングを行った。1949年12月末については、の『設備能力調査』の調査結果が『製鉄業参考資料』1949-50年版にも掲載されており、後者の資料の工場番号を用いることでマッチングできる。1955年12月末および60年12月については、『製鉄業参考資料』に工場番号に加えて事業所番号が掲載されており、後者の番号が『鉄鋼生産設備能力調』および『鉄鋼生産設備の現況』の工場番号と共通している。更にいずれの資料にも工場の所在地・電話番号が掲載されている。そこで、①原則として会社名・工場名・工場番号が同じ場合は同一工場とみなし、②工場番号が異なっても所在地・電話番号がほぼ一致している場合は同一工場とみなした。

相当する。

表 5 に各変数の定義及びデータの加工方法を示した。まず、生産物の定義は前節で述べた(1)再投入に起因する重複計上の取り扱い、(2)圧延機データの種類との突合、(3)電燃料・従業員データの区分との突合、の三点を踏まえて定めた。

生産物の重複計上は半製品から鋼材への再投入と、半製品・鋼材から鋼管への再投入の2か所で生じている可能性がある。このうち半製品については、自家用生産高、すなわち自工場への再投入分が1955年・60年しか利用できず、投入先別の内訳も利用できない。また電燃料・従業員および生産設備データの製品・半製品向けの内訳が利用できない。結局、①生産物が過少推計されるが、半製品を生産物の集計に加えない、②重複計上を回避するため、1955年・60年の半製品の販売用生産高の合計をそのまま生産物の集計に加える、という二つのケースを採用した。ただし、②においても1950年の生産物が過少推定されている点に注意する必要がある。また、②については半製品と製品では生産技術、特に資本係数の大きさが異なる可能性があるが、半製品の多くは分塊用・大型の圧延機を用いて製造されているため、圧延機の種類に関するダミーを用いて資本係数の違いを確認する⁷。

次に、鋼管については自工場への投入分さえも利用できないため、上の②の方法は適用できない。また1950・60年の電燃料データ、1960年の従業員データは熱間圧延用（鋼管を除く。）と鋼管用が集計計上されている。結局、①鋼管を生産物の集計から除き、かつ鋼管を生産している工場をデータセットから除外する、②製管工程への再投入分の重複計上は生じるものの、鋼管を生産物の集計に含め、生産設備・電燃料・従業員データについても熱間圧延用（鋼管を除く。）と鋼管用を合算する、という二つのケースを採用した。ただし、

(2)三時点間のマッチング

まず『製鉄業参考資料』掲載の「会社工場名簿」に基づき、各年の工場番号と会社名・工場名のリストを作成し、それらを上述のイベント・データ、各年の会社名、工場名および工場属性（住所、電話番号、1955年以降は事業所番号）を用いて接続した。その際、1955年以前については、①原則として、時点間で工場住所が一致している場合に同一工場とみなしたが、②工場住所のうち市町村名までは一致しているものの字名、丁目、番地、号が異なる場合であっても、1950年以降、工場名および電話番号の一部が一致している等の連続性が認められる場合は同一工場とみなした。1955年以降については、①原則として、時点間で事業所番号が同じ場合に同一工場とみなしたが、②事業所番号が異なっている場合も、1955年以前と同じ判断基準を満たしている場合は同一工場とみなした。③更に、たとえ事業所番号が同じであっても、市町村名が異なる等、明らかに住所が異なる場合は別工場とみなした。なお、住所が大きく変更されている工場については、市町村自治研究会監修(2006)『全国市町村名変遷総覧』に基づき、市町村名の変更の有無を確認した。

次に、上述の作業結果に基づき、1950年・55年・60年の工場番号、会社名および工場名をマッチングした。なお、ラグ変数を作成する際も同様のマッチングを行った。最後に、1950-60年の間に工場合併・工場移転が発生した場合や、同一会社に所属する複数工場のデータが集計計上されている場合は、1950-60年の間、該当する複数の工場が1つの工場であるとみなしてデータを集計し、観察ユニットを統合した。

⁷ 普通鋼圧延半製品の生産高合計に占める分塊用または大形の圧延機を用いて製造された分の割合は1954年が83%、1955年が89%である（『製鉄業参考資料』1954-55年版）。

②の方法においては重複計上によって生産物が過大推計されることに注意する必要がある。また、②については鋼管とそれ以外の鋼材では資本係数の大きさが異なる可能性があるため、やはり圧延機の種類に関するダミーを用いて資本係数の違いを確認する。

なお、特殊鋼（鋼材、鋼管）についても生産設備・電燃料・従業員データの素材別内訳が利用できない、生産技術が異なる可能性があるという同様の問題がある。ここでは特殊鋼は生産物の集計に含めた。

表 5

以上を踏まえ、集計範囲が異なる 4 つのケースについて、生産物を定義した。

ケース 1：熱間圧延鋼材（製品：普通鋼、再生鋼および特殊鋼）。熱間圧延鋼管（普通鋼および特殊鋼）を生産している工場を除く

ケース 2：熱間圧延鋼材（製品；普通鋼、再生鋼および特殊鋼）＋熱間圧延鋼材（半製品；普通鋼）。熱間圧延鋼管（普通鋼および特殊鋼）を生産している工場を除く

ケース 3：熱間圧延鋼材（製品；普通鋼、再生鋼および特殊鋼）＋熱間圧延鋼管（普通鋼および特殊鋼）

ケース 4：熱間圧延鋼材（製品；普通鋼、再生鋼および特殊鋼）＋熱間圧延鋼材（半製品；普通鋼）＋熱間圧延鋼管（普通鋼および特殊鋼）

ケース 1 は最も集計範囲が狭く、熱間圧延鋼材（普通鋼、再生鋼、特殊鋼）のみを生産物としている。ケース 2 はケース 1 に熱間圧延半製品（普通鋼）を追加しており、ケース 3 はケース 1 に熱間圧延鋼管（普通鋼、特殊鋼）を追加している。そしてケース 4 は熱間圧延半製品（普通鋼）と熱間圧延鋼管（普通鋼、特殊鋼）を共に追加したケースである。投入物（労働、エネルギー、生産設備）の定義についても、各ケースの生産物の定義と適合させて適宜定めた。表 5 に各変数の定義およびデータの加工方法を掲げた。電燃料については資源エネルギー庁の『総合エネルギー統計（昭和 41 年版）』の平均発熱量を用いてキロカロリー換算した。生産設備、設置年およびビンテージについては、鋼管用圧延機を含む場合と除く場合の 2 つのタイプを計算した。すなわち、各工場が保有する圧延機のうち、熱間圧延工程に使用される種類の圧延機を工場毎に集計し、工場別の公称年間能力を求めた。また、工場別の設置年は、(1)各工場が保有する圧延機の建設年を圧延機の公称年間能力をウェイトとして工場毎に加重平均した値と、(2)1955・60 年は改造年が利用可能であるため、改造年が利用できる圧延機については建設年の代わりに改造年を用いて同様に加重平均した値の 2 種類を計算した。この設置年と観測年との差がビンテージである。

特殊鋼の製品（鋼材、鋼管）のみを生産する工場はデータセットから除外した。また、

実際は活動していない工場や年の途中から参入した工場を除外するため、(1)前年末に労働者が在籍し、前年のエネルギー使用高が正であり（すなわち、操作変数 (l_{it-1} 、 m_{it-1}) が利用可能である)、かつ(2)当年中の生産量・各種投入量が全て正である工場のみをデータセットに含めた。その中には年の途中で操業を停止・休業した工場も含まれるが、その原因が生産性の低さに起因する可能性もあるため、そのままデータセットに含めた。

観察不能 (unobserved) かつ時間不変 (time-invariant) な各工場の固有効果については、生産設備の種類ダミー、製鋼工程の有無を表すダミー等の工場属性でとらえられると考え、これらの変数を説明変数に追加することで対応した⁸。通常、生産関数の推定から得られる残差は観察不能な生産性を反映しているといわれるが、我々はその決定要因として観察可能 (observable) な生産設備の質 (ビンテージと生産設備の種類) が重要であると考える。

時系列方向の観察不能な固有効果については、タイムトレンドを用いてコントロールした。なおビンテージは定義によりタイムトレンドと強い相関を持つため、多重共線性の存在が予想される。

最後に、表 3 に掲げた各種イベントのうち、組織変更に関する四つのイベント (会社合併、会社分離、工場合併および所属変更) に着目し、その影響をコントロールするために過去 5 年間に当該イベントを経験した場合に 1 をとり、その他の場合に 0 をとるイベント経験ダミーを作成し、推定式に追加した。

推定結果

いずれの推定においても、ビンテージに改造年を反映させたケースの方が改造年を無視したケースよりも望ましい結果が得られたため、以下では前者の結果のみ紹介する。表 6 に通常最小二乗法 (OLS) による推定結果を掲げた。推定式(0)は説明変数として労働・エネルギー・生産設備・定数項のみを用いた場合である。通常、生産関数における投入量のパラメータ (係数) は非負であるが、ケース 1～4 のいずれにおいても全ての係数の符号は予想通り正であり、エネルギーと生産設備の係数は有意水準 1% で統計的に有意である。ビンテージを説明変数に追加した推定式(1)でもこの結果はほぼ変わらない。ビンテージの係数については、4 つのケース全てにおいて予想通り符号は負で、5%水準で統計的に有意である。

推定式(1)に製鋼ダミーと設備種類ダミーを加えたのが推定式(2)である。労働・エネル

⁸ Fixed Effect 法および Random Effect 法に基づく推定も行ったが、望ましい結果が得られなかった。その理由は、前者については(1)1次の階差をとる際に1955年・60年に参入し、比較的新しい設備を保有する工場がデータセットから除外されてしまうこと、(2)時系列方向の variation が小さい資本ストックの係数の統計的有意性が下がってしまうこと、後者については、パラメータの推定量の一致性を保証するための前提が Hausman テストで棄却されてしまうこと等である。

ギー・生産設備・ビンテージの係数の符号は変わらないが、労働の係数が正で統計的に有意になる一方、ビンテージの統計的有意性が喪失している。設備種類ダミーのうち係数が統計的に有意なのは分塊・大型ダミーのみである。ここまで紹介した推定式(1)と(2)にタイムトレンドを追加したものが推定式(3)および(4)である。労働・エネルギー・生産設備の係数の符号についてはこれまで通り正で統計的に有意であるが、ビンテージの係数は統計的に有意でない。タイムトレンドの係数の符号は正で統計的に有意であり、正のトレンドが確認されている。また、推定式(4)の幾つかのケースにおいて、線材・帯鋼ダミーと熱間ストリップダミーの符号が正で統計的に有意である。

推定式(1)～(4)にイベント経験ダミーを追加したものが推定式(5)～(8)であり、これまで得られた結果はほぼ維持されている。それに加えて、全てのケースにおいて工場合併ダミーと所属変更ダミーの係数の符号が正で統計的に有意であり、会社合併ダミーはタイムトレンドがない推定式(5)・(6)においてのみ符号が統計的に有意である。

表 6

OLS 推定において、ビンテージの係数の統計的有意性が安定的に確認できない原因は少なくとも二つ考えられる。第一にタイムトレンドとの多重共線性である。ビンテージは設置年と観測年の差で定義されるが、表 4 で確認したようにビンテージの全工場平均は減少基調にあり、また推定式(1)ではビンテージの係数の符号が負であるのに対して、推定式(3)・(4)等ではタイムトレンドの係数の符号が正であった。これは設置年に含まれる時系列方向の variation がタイムトレンドにほぼ吸収されている状況だと考えられる。タイムトレンドの統計的有意性は時系列方向の variation を説明する観察不能な変数が存在することを示唆しているが、我々の関心はビンテージが生産性に与えた影響を定量的に評価することにある。そこで、タイムトレンドを落とすことにした。

もう一つの原因は内生性である。すなわち、労働 (l_{it}) とエネルギー (m_{it}) が内生変数であるために OLS 推定量の一致性が失われている可能性がある。そこで、前出の推定式(1)・(2)・(5)・(6)について、この二つの変数の前年値 (l_{it-1} 、 m_{it-1}) を操作変数として用いた二段階最小二乗法 (2SLS) を実施した。

表 7 に 2SLS の推定結果を掲げた。全ての推定式・ケースにおいて「労働 (l_{it}) とエネルギー (m_{it}) が外生変数である」という帰無仮説は棄却されており、内生性が確認された。イベント経験ダミーの係数の幾つかは統計的に有意である。そこで、以下では推定式(5a)および(6a)の結果を中心に、ケース 1～4 の違いも含めて考察する。

まず、労働の係数は先ほどと同様、符号は予想通り正で統計的に有意である。また、製鋼ダミー・設備種類ダミーを含むか否かにかかわらず、半製品を含むケースでは係数が上昇し、鋼管を含むケースでは係数が減少している。次に、エネルギーの係数の符号もまた予想通り正であるが、鋼管を含むケース 1・2 のみ統計的に有意であり、OLS の推定結果と

比べて係数が低下している。労働と対照的に、エネルギーの係数は鋼管を含むケースの方がより大きい。これらの結果は製品間の要素集約度の違いを反映していると考えられる。

生産設備の係数の符号は全ての推定式・ケースにおいて予想通り正で、有意水準1%で統計的に有意である。エネルギーの係数と同様、鋼管を含むケースの方が係数はより大きい。これは鋼材等と比べて鋼管の製造工程の方が相対的に資本集約的であることを意味する。

さて、我々の最大の関心事であるビンテージの係数の符号は、全ての推定式・ケースにおいて期待通り負であり、有意水準1%または5%で統計的に有意である。OLSの推定結果と異なり、製鋼ダミー・設備種類ダミーを追加したケースにおいても統計的有意性が確認される。ケース1~4を比較すると、鋼管を含むケースの方がビンテージの係数は(絶対値でみて)より小さいことが確認できる。

上の推定結果に基づき、ビンテージの効果を定量的に把握しよう。ビンテージが生産量に与える効果は資本ストックへの直接的効果(g)と資本集約度(β_K)に左右される。例えば、推定式(6a)のケース2では、 $\beta_K=0.492$ 、 $\beta_V=-\beta_K \cdot g=-0.014$ から、 $g=0.014/0.492=0.028$ である。すなわち、ビンテージの1年低下は効率性単位で計測した資本ストックを2.8%増加させることを通じて、生産量を1.4%増加させる(ここで β_V はビンテージの生産量に対するインパクトを表していることに注意してほしい)。他方、ケース2に鋼管を含めたケース4では、 $\beta_K=0.546$ 、 $\beta_V=-\beta_K \cdot g=-0.013$ 、 $g=0.013/0.546=0.024$ である。つまり、ビンテージの1年低下は、効率性単位の資本ストックを2.4%増加させることを通じて、生産量を1.3%増加させる。両者を比較すると、ビンテージ上昇の資本ストックへのインパクト、生産量に与えるインパクトはともにケース2の方が大きい。

次に、(6a)式のケース2の推定結果を用いて、表4で観察されたこの時期のビンテージの大幅な低下が産業レベルの生産性に与えた効果を計測する。我々が採用した生産関数(3)式における生産性の源泉は(1)観察不能な外生的ショック(u_{it})と(2)ビンテージ(V_{it})である。このうち前者については、もし生産関数のパラメータの推定量が一致性を持つならば、生産関数の推定から得られる残差(\hat{u}_{it})と漸近的に一致する。したがって、産業レベルの生産性に対する外生的ショックの寄与度は $\sum_{i=1}^{N_t} w_{it} \hat{u}_{it}$ である。ここで N_t はt年の工場

数、 w_{it} はt年における工場iの生産量のシェアであり、 $w_{it}=Y_{it}/\sum_{i=1}^{N_t} Y_{it}$ である。計算結果は1950年が-52.4%、55年が19.6%、60年が14.3%、3時点平均が8.1%である⁹。他

⁹ なお、鋼管を含むケース、すなわち(6a)のケース4についてもほぼ同様の計算結果が得られた。生産性に対する外生的ショックの寄与度は1950年が-47.1%、55年が19.5%、60年が16.9%、3時点平均が10.5%であり、ビンテージ低下の寄与度は1950年が0.0%、55年9.3%、60年21.7%、3時点平均が15.6%である。

方、もう一つの生産性の源泉であるビンテージについては、設備の新設・更新によるビンテージの低下が全く生じていない反実仮想的 (counterfactual) な状況、すなわち、各工場の設置年は当該工場が初めてパネルデータセットに現れた年以降変化せず、その後は時間の経過と完全に比例してビンテージが上昇する状況を想定し、この状況をベンチマークとした寄与度を用いる¹⁰。具体的には、産業レベルの生産性に対するビンテージ低下の寄与度を $\sum_{i=1}^{N_t} w_{it} \beta_v (V_{it} - \tilde{V}_{it})$ と定義する。ここで \tilde{V}_{it} は工場 i がパネルデータセットに初めて現れた年の設置年を観測年 (t) から差し引いた値である。計算結果は 1950 年が 0.0%、55 年 9.0%、60 年が 24.2%、3 時点平均が 16.8% であり、ビンテージ低下の寄与度は後の年になるほど大きい。また、平均的にみてビンテージ低下の寄与度は前述の外生的ショックの寄与度を上回っているため、寄与率も最も大きい。Nakamura and Ohashi (2012b, pp. 421-3) は 1957-68 年の日本鉄鋼業の製鋼工程、すなわち、本論文の考察対象である圧延工程の川上工程において、1962 年に BOF (LD 転炉) に導入された 2 つの改良技術の効果を生産関数の推定とシミュレーション分析に基づき計測し、これらの改良技術の産業レベルの全要素生産性上昇に対する寄与率が約 30% であったこと、改良技術が導入されなかった場合と比べて粗鋼生産量を 14.3% 増加させたことを示した。単純に比較すれば、我々の計測結果は 1950 年代の日本鉄鋼業の圧延工程におけるビンテージの低下は、1960 年代の製鋼工程における改良技術の導入と比較して、生産性上昇に対する寄与度の点でそれを上回るインパクトを有していたことを示唆している¹¹。

最後に、製品間のビンテージ効果の違いを確認するために、半製品製造に専ら使用される分塊・大型圧延機、または鋼管用圧延機に関するダミーと、生産設備・ビンテージとの交差項を (6a) 式に追加した (表 8)。内生性の存在が確認されたため、以下では 2SLS の推定結果を中心に考察する。まず分塊・大型ダミーと生産設備・ビンテージの交差項を追加した推定式 (6c-1) では、生産設備とビンテージの係数の符号は予想通り正と負であり、共に有意水準 1% で統計的に有意である。しかも係数の大きさは (絶対値で見て) (6a) 式よりも大きい。他方、有意ではないものの、分塊・大型ダミーと生産設備の交差項の符号は負、分塊・大型ダミーとビンテージの交差項の符号は正である。これは分塊・大型の圧延機の資本係数が他の種類の圧延機よりも小さく、ビンテージが与える効果も相対的に小さい

¹⁰ 我々が採用した生産関数では $\beta_v < 0$ かつ $V_{it} > 0$ なので、ビンテージの水準 (V_{it}) それ自体の寄与度 ($\beta_v V_{it}$) はマイナスの値である。また、ビンテージの変化は資本ストックの投入係数の変化を介して生産量に影響を与えるため、もし効率性単位で計測された資本ストックを用いて全要素生産性を計測したならば、この論文で採用したビンテージの寄与度は資本ストックの寄与度に含まれる。すなわち、ビンテージの寄与度は資本ストックに退化された技術の生産性に対するインパクトを抽出したものである。

¹¹ 厳密に言えば、Nakamura and Ohashi (2012b) はシミュレーション分析において、改良技術の導入による生産関数の構造変化が要素需要に与える影響も考慮して生産量に対する影響を計測しているため、本論文の結果と直接比較できない。

めに、(6a)式で確認されたビンテージの効果を引き下げる方向にはたらいっていることを示唆している。

次に、鋼管ダミーと生産設備・ビンテージの交差項を追加した推定式(6c-2)式では、対照的な結果が確認できる。生産設備とビンテージの係数の符号はやはり正と負で統計的に有意であるが、(6a)式よりも係数の大きさは(絶対値で見て)小さい。他方、鋼管ダミーと生産設備の交差項の符号は正、分塊・大型ダミーとビンテージの交差項の符号は負であり、前者はケース3および4、後者はケース4において統計的に有意である。つまり、分塊・大型の圧延機と逆に、鋼管用の圧延機の資本係数は他の種類の圧延機よりも大きく、ビンテージが与える効果も相対的に大きい¹²。したがって、ビンテージが生産性に与える効果は生産設備の種類によって異なり、その違いは資本ストックへの直接的効果(g)と資本集約度(β_K)の違いに起因する。これは政策手段を通じて企業の生産設備の新設・更新を促進する際、対設備の用途や要素集約度等の技術特性に注意して支援対象を定めるべきであることを示唆している。

表 8

(2) ATE モデルに基づく日本開発銀行融資効果の測定

前項で第一次・第二次鉄鋼合理化計画が実施された期間に、その主要な目標とされた設備更新が、設備ビンテージの低下を通じて生産性の上昇をもたらしたことが確認された。一方、第2節で述べたように設備更新を助成する政策手段として日本開発銀行融資が用いられた。そこで、以下では、開銀融資が鉄鋼業の生産能力およびビンテージに与えた効果をATE(Average Treatment Effect)モデルの推定によって定量的に評価する。

モデルと推定方法

w を binary treatment indicator とし、treatment を受けた場合に $w=1$ 、その他の場合に $w=0$ をとる確率変数とする。ここでは開銀融資を受けることを treatment として扱う。

$outcome_1$ は開銀融資を受けた場合 ($w=1$) の結果を表す確率変数、 $outcome_0$ はその他 (すなわち、開銀融資を受けない) の場合 ($w=0$) の結果を表す確率変数であり、結果変数とよばれる。各主体は2つの状態 ($w=0, 1$) の両方に所属することはできないため、我々が観察できるのは $outcome_0$ と $outcome_1$ のうち一方のみである。ここには data missing の

¹² ただし、ここで得られた結果は生産物の集計方法に起因する可能性がある。我々が採用した生産物の定義では、半製品は1950年の販売用生産高が利用できないために過小推計されており、鋼管は重複計上によって過大推計されている。前者は分塊・大型圧延機を持つ工場の生産高を引き下げる方向に、後者は鋼管用圧延機を持つ工場の生産高を引き下げる方向にはたらく。この点に関する考察は今後の課題としたい。

問題が存在する。観察可能な変数は $\text{outcome} = (1 - w) \text{outcome}_0 + w \text{outcome}_1$ である。

x は観察可能な確率変数のベクトルであり、control variables または conditioning variables とよばれる。これらの変数を確率変数ベクトル ($\text{outcome}_0, \text{outcome}_1, w, x$) で表す。 i は工場のインデックスであり ($i=1, 2, \dots, N$)、 $(\text{outcome}_{0i}, \text{outcome}_{1i}, w_i, x_i)$ は同一の母集団から無作為に抽出されており、互いに独立であると仮定する (i. i. d.)。

treatment の効果は2つの状態の間の結果の差 ($\text{outcome}_1 - \text{outcome}_0$) に表れる。その代表的指標として次の2つが知られている (Rosenbaum and Rubin, 1983)。

$$\tau_{ATE} \equiv E(\text{outcome}_1 - \text{outcome}_0) \quad \dots\dots (6)$$

$$\tau_{ATT} \equiv E(\text{outcome}_1 - \text{outcome}_0 | w = 1) \quad \dots\dots (7)$$

(6)式は母集団から無作為に抽出された主体に対する treatment effect の期待値であり、average treatment effect (ATE) とよばれる。(7)式は実際に treatment を受けた主体に対する treatment effect の期待値であり、average treatment effect on the treated (ATET) とよばれる。law of iterated expectations によって、(6)・(7)式は $\tau_{ATE} = E[\tau_{ATE}(x)]$ 、 $\tau_{ATT} = E[\tau_{ATT}(x) | w = 1]$ と変形される。ここで

$$\tau_{ATE}(x) \equiv E(\text{outcome}_1 - \text{outcome}_0 | x) = \mu_1(x) - \mu_0(x) \quad \dots\dots (8)$$

$$\tau_{ATT}(x) \equiv E(\text{outcome}_1 - \text{outcome}_0 | x, w = 1) \quad \dots\dots (9)$$

であり、前者は x に条件付けられた ATE、後者は x に条件付けられた ATET とよばれる。 $\mu_1(x) \equiv E(\text{outcome}_1 | x)$ 、 $\mu_0(x) \equiv E(\text{outcome}_0 | x)$ である。

τ_{ATE} と τ_{ATT} は実際に実現した観察可能な結果だけでなく、未実現の観察不能な結果に関する情報に基づく。しかし、たとえ前述の data missing が存在する状況であっても、もし幾つかの仮定が満たされるならば、 τ_{ATE} と τ_{ATT} は識別可能であることが知られている (Wooldridge, 2010, Ch. 21)。まず、以下の仮定を置く。

Ignorability の仮定: $E(\text{outcome}_0|x, w) = E(\text{outcome}_0|x)$,

$$E(\text{outcome}_1|x, w) = E(\text{outcome}_1|x)$$

この仮定は「もし x に条件付けられるならば、 $(\text{outcome}_1, \text{outcome}_0)$ と w が mean independent である」ことを意味する。続いて、以下の仮定を置く。

Overlap の仮定: 全ての x について、 $0 < P(w=1|x) < 1$

この仮定は「 x がどのような値であっても、control group ($w=0$) と treated group ($w=1$) のどちらにも所属する可能性がある」ことを意味する。ignorability の仮定の下、(8)・(9)式について、 $\tau_{ATE}(x) = \tau_{ATT}(x) = m_1(x) - m_0(x)$ が成り立つ。ここで $m_0(x) \equiv E(\text{outcome}|x, w=0)$ 、 $m_1(x) \equiv E(\text{outcome}|x, w=1)$ である。また(6)・(7)式について、 $\tau_{ATE} = E[m_1(x) - m_0(x)]$ 、 $\tau_{ATT} = E[m_1(x) - m_0(x)|w=1]$ が成り立つ。 $m_0(x)$ と $m_1(x)$ はいずれも観察可能な変数のみに基づくため、Overlap の仮定の下では、もし $m_0(x)$ と $m_1(x)$ の関数形が既知ならば、実現しうる全ての x において $m_0(x)$ と $m_1(x)$ は識別可能である。したがって、その期待値である τ_{ATE} と τ_{ATT} もまた識別可能である。

τ_{ATE} と τ_{ATT} の推定方法は幾つか存在するが、ここでは regression adjustment 推定量を用いる (Wooldridge, 2010, p. 915-20)。 τ_{ATE} と τ_{ATT} の推定量は次式で表わされる。

$$\hat{\tau}_{ATE} = N^{-1} \sum_{i=1}^N [\hat{m}_1(x_i) - \hat{m}_0(x_i)] \quad \dots\dots (10)$$

$$\hat{\tau}_{ATT} = \left(\sum_{i=1}^N w_i \right)^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N w_i [\hat{m}_1(x_i) - \hat{m}_0(x_i)] \right\} \quad \dots\dots (11)$$

ここで $\hat{m}_0(x)$ と $\hat{m}_1(x)$ はそれぞれ $m_0(x)$ と $m_1(x)$ の一致推定量である。ここで、 $m_0(\cdot)$ と $m_1(\cdot)$ は共に x とパラメータに関して線形なパラメトリック関数、すなわち、 $m_0(x, \delta_0) =$

$\alpha_0 + x\beta_0$ 、 $m_1(x, \delta_1) = \alpha_1 + x\beta_1$ であると仮定する。そして、前者のパラメータの推定量 $\hat{\delta}_0$ $= (\hat{\alpha}_0, \hat{\beta}_0)$ については、control group ($w_i=0$) の標本を用いて y_i を $(1, x_i)$ に対して OLS 回帰して求める。 $\hat{\delta}_1 = (\hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_1)$ についても同様に、treated group ($w_i=1$) の標本を用いて y_i を $(1, x_i)$ に対して OLS 回帰して求める。この時、(10)・(11)式は、

$$\hat{\tau}_{ATE} = (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_0) + \bar{x} (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) \quad \dots\dots (10a)$$

$$\hat{\tau}_{ATT} = (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_0) + \bar{x}_1 (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) \quad \dots\dots (11a)$$

と表される。ここで $\bar{x} = N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i$ 、 $\bar{x}_1 = N_1^{-1} \sum_{i=1}^{N_1} w_i x_i$ であり、 N は全標本数、 N_1 は $w_i=1$ である標本の数である。もし $(\hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1)$ が \sqrt{N} -consistent かつ asymptotically normal な推定量ならば、 $\hat{\tau}_{ATE}$ と $\hat{\tau}_{ATT}$ もまた \sqrt{N} -consistent かつ asymptotically normal であることが知られている。また、(10a)および(11a)式は 2-step M 推定量の一種なのでその漸近共分散行列は容易に導出できる。そのうち $\hat{\tau}_{ATE}$ の漸近共分散行列の推定量は次式で表わされる (Wooldridge, 2010, p. 918)。

$$N \cdot \widehat{\text{var}}(\hat{\tau}_{ATE}) = N^{-1} \sum_{i=1}^N [x_i (\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_0) - \hat{\tau}_{ATE}]^2 + \bar{x} \hat{V}_0 \bar{x}' + \bar{x} \hat{V}_1 \bar{x}'$$

ここで x_i は 1 を含む。 \hat{V}_0 は前述の OLS 推定から得られる $\sqrt{N} (\hat{\delta}_0 - \delta_0)$ の漸近共分散行列の推定量、 \hat{V}_1 は $\sqrt{N} (\hat{\delta}_1 - \delta_1)$ の漸近共分散行列の推定量である。 $\hat{\tau}_{ATT}$ についても同様に漸近共分散行列の推定量が得られる¹³。

変数の定義とデータの加工方法

期間は(1)1950-55年と(2)1955-60年であり、各期間について工場別の cross section データセットをそれぞれ作成した。結果変数は各工場が保有する生産設備(圧延機)の(1)規模(公称年間能力)の対数値と(2)ビンテージであり、それぞれ期首値と期末値の差、すな

¹³ 実際の推定では Stata 13 の teffect コマンドを使用した。

わち期間中の変化量をとった¹⁴。期間(1)・(2)ともに①鋼管用設備を含むケースと②含まないケースに分け、更に、期間(2)については①改造年を無視するケースと②反映するケースに分けて推定を行った。これらの変数の定義はビンテージ生産関数の推定の際に用いた変数と同じであり、表5にその定義とデータの加工方法を掲げた。他方、treatment 変数は開銀融資経験ダミーであり、当該工場が期間内に開銀から融資を受けた場合に1、その他は0をとる。その定義およびデータの加工方法を表5の後半に掲げた。

ignorability の仮定が成立するか否かは conditioning variables (x) の選択に決定的に依存する¹⁵。一般に、 x は結果変数および treatment 変数を決定する情報から選ばれる。したがって、(1)各工場の生産設備の規模およびビンテージの決定要因、そして(2)開銀融資の申請から実施に至るまでの過程において鉄鋼会社と開銀の双方が合理化の対象となる工場を選択する、その意思決定を左右する要因が候補となる。まず、鉄鋼会社が傘下の工場から合理化の対象となる工場を選択する際、少なくとも期首における各工場の生産設備の規模、ビンテージ、種類や生産工程の一貫性等を判断基準にするだろう。また会社が保有する工場数が増えるほど、各工場が合理化の対象となる可能性はより低いだろう。他方、開銀が融資審査を行う際、資金使途の対象である工場の属性だけでなく、少なくとも会社レベルの規模や技術水準(ビンテージや生産設備の種類)も審査基準にするだろう。以上の考察を踏まえ、以下の変数の期首値を x とした^{16 17}。

¹⁴ 階差をとった理由は、いわゆる covert bias (hidden bias)、すなわち、結果変数または treatment 変数に影響を与える観察不能な変数が引き起こすバイアスに対応するためである。もしそのような観察不能な変数について前述の conditional mean independence の仮定が成立しないならば、本論文で用いた方法では ATE を一致推定することができない (Lee, 2005, Ch. 2)。我々が用いる結果変数は5年間の変化量であるため、その間に工場を囲む観察不能な経済環境は変化しており、それは結果変数に影響を及ぼしている可能性がある。このとき ATE の推定量は covert bias を被る。しかし、ある条件の下、treated group と control group のそれぞれについて結果変数の階差をとる、すなわち DD (difference-in-difference) の発想を適用することによって covert bias を取り除くことができる (Lee, 2005, Ch. 4)

¹⁵ Wooldridge (2010, p. 909-10) は、(1) treatment を決定する情報、すなわち、 w の決定要因が x に十分に含まれる時、ignorability の仮定が成立する良い機会であること、(2) もし w から影響を受ける変数が x に含まれるならば、この仮定は成立しないことを指摘している。

¹⁶ Lee (2005, Ch. 3) は結果変数および treatment 変数との関係に基づき、conditioning variable を (1) must case、(2) no-no case、(3) yes-no case、(4) option case、(5) proxy case の5つに分類している。ここで掲げた諸変数は conditioning variable に含めるべき must case に相当すると考えられる。

¹⁷ 組織変更に関するイベント(会社合併、会社分離、工場合併、所属変更)について、期間中の経験を表すダミーも作成したが、開銀融資はこれらのイベントを通して結果変数に影響を与えている可能性があるため、その効果をとらえるに conditioning variable から除外した。もう一つの理由は、treatment 変数を決定する観察不能な変数が存在する場合、内生性を引き起こす可能性があるためである (Wooldridge (2010, p. 909-10)。なお、このイベント経験ダミーは Lee (2005, Ch. 3) の分類では、(2) の no-no case の (ii) に相当する。

- (1)工場属性： 生産設備（対数値）、ビンテージ、製鋼ダミー、設備種類ダミー（分解・大型ダミー、厚板・薄板ダミー、線材・帯鋼ダミー、鋼管ダミー）。(いずれも期首値)
- (2)会社属性： 生産設備（会社）、ビンテージ（会社）、工場数。(いずれも期首値)

結果変数および x が利用できない工場はデータセットから落とした。表 5 の後半に各変数の定義およびデータの加工方法を掲げた。また、表 9 に各変数の記述統計量を掲げた。treated group のサンプルサイズは 1950-55 年が 16 工場、1955-60 年が 11 工場であり、control group と比べると極めて小さい。また、treated group と control group では多くの変数において平均値が異なっており、conditioning variable でコントロールする必要性を示している。

推定結果

表 10 と表 11 にそれぞれ 1950-55 年、1955-60 年に関する推定結果が報告されている。共線性等の理由により一部の conditioning variable は x から落とした。ここでは conditioning variables のうち、工場属性である生産設備の規模およびビンテージ、会社属性である生産設備（会社）、ビンテージ（会社）、工場数を key variable とし、これらの変数に基づいて 3 つのケースに分けて結果を示した。ignorability の仮定が成立しやすいのは、conditioning variables が十分に用いられている場合なので、以下ではケース 3 を中心に考察する。

まず生産設備の規模に対する効果を確認しよう。結果変数は生産設備の対数値の期末値と期首値の差であるため、ATE（および ATET）は開銀融資を受けない場合と受けた場合の生産設備の変化率の差の期待値を表している。予想される符号は正である。

1950-55 年については、表 10 の(1)左段から、工場属性と会社属性を共に用いたケース 3 では ATE の推定量は予想通り正であり、有意水準 1% で統計的に有意である。この結果は開銀融資が生産設備の変化率の期待値を約 70 ポイント増加させたことを意味する。ほぼ同様の結果は(1)右段の鋼管用設備を含めたケース 3 においても得られている（約 56 ポイント増）。

他方、1955-60 年については、conditioning variable のうちのビンテージに改造年を反映させるか否かで結果が割れている。表 11 の(1)左段のうち、ケース 2a・3a は改造年を無視したビンテージを用いた場合、ケース 2b・3b は改造年を反映したビンテージを用いた場合である。後者のうち工場変数と会社属性を用いたケース 3b では ATE の推定量は予想通り正であり、有意水準 1% で統計的に有意である。この結果は開銀融資が生産設備の変化率の期待値を約 59 ポイント増加させたことを意味する。ほぼ同様の結果は(1)右段の鋼管用設備を含めたケース 3b においても得られているが、1950-55 年と異なり、鋼管用設備を含めたケースの方が開銀融資の効果は大きく出ている（約 70 ポイント増）。

なお、ATET については、いずれの期間・ケースにおいても推定量の符号は正であるが統

計的に有意でない。これは実際に開銀融資を受けたサンプルにおいて、仮に開銀融資を受けなかった場合に実現したであろう生産設備の変化率と比べると、開銀融資は生産設備の変化率の期待値を増加させなかったことを意味する。

次に、ビンテージに対する効果を確認しよう。もし新規設備の導入や設備の更新を全く行わなければ、ビンテージは期間中に5年上昇する。ここでは結果変数はビンテージの期末値と期首値の差であるため、ATE（およびATET）は開銀融資を受けない場合と受けた場合のビンテージの変化量の差の期待値を表している。もし開銀融資が設備を更新する効果を持つならば、符号は負になるはずである。

1950-55年については、改造年を無視したビンテージを用いた場合（表4-6の(2)左段）、ATEの推定量は予想通り負だが統計的に有意でない。これに対して、改造年を反映したビンテージを用いた場合（表10の(3)左段）、ケース3においてATEの推定量は負で統計的に有意である。すなわち、開銀融資を実施しない場合と比べて、開銀融資はビンテージの期待値を約2.7年（鋼管用設備を除く場合）または2.1年（鋼管用設備を含む）若返らせている。鋼管用設備を除いた後の方が効果は大きく出ている。開銀融資のビンテージに対する効果は、新規設備の導入だけでなく、既存設備の改造に着目することで初めて確認することができた。

1955-60年については、改造年を無視したビンテージを用いた場合（表11の(2)）、ATEの推定量は予想に反して正であり、しかもケース3では統計的に有意である。これに対して、改造年を反映したビンテージを用いた場合（表11の(3)）、ケース3においてATEの推定量は予想通り負であり、鋼管用を含んだ場合は統計的に有意である。すなわち、開銀融資を実施しない場合と比べて、開銀融資はビンテージの期待値を約2.5年（鋼管用設備を除く場合）または3.7年（鋼管用設備を含む）若返らせている。なお、1950-55年と異なり、鋼管用設備を含めた後の方が効果は大きい。

ここまで考察は三点に要約される。(1) conditioning variable に工場属性に加えて会社属性を含めることで、ATEの推定量は期待通りの値が得られた。他方、ATETについては統計的に有意な結果が得られなかった。(2) 開銀融資を実施しない場合と比べて、開銀融資はいずれの期間においても生産設備の伸びを高めた。(3) ビンテージに対する効果を左右するのは既存設備の改造の取り扱いであり、改造を考慮した場合、開銀融資は生産設備のビンテージを下げる効果を持っていた。

最後に、開銀融資が鉄鋼業の生産性に与えた影響について一点付言する。1955-60年においては、鋼管用圧延機を含めたケースの方が生産設備の規模およびビンテージに対するATEがより大きかった。他方、前出の生産関数の推定結果によれば、ビンテージが生産性に与える効果は鋼管用圧延機の方が他の種類の圧延機よりも大きかった。この二つの結果は、少なくとも1950年代後半の開銀融資は、生産性に対するインパクトがより大きい鋼管用生産設備の規模をより拡大し、より若返らせる方向にはたらいた可能性を示唆している。

5. おわりに

1950年代の日本経済は、戦前・戦時期から継承した設備の老朽化が進む中で、市場経済化と単一為替レートの設定にともなう国際競争の再開という課題に直面した。この状況下で通産省は、基幹的政策として「産業合理化」政策を実施し、その中心的な目標を鉄鋼・電力等主要な産業の設備近代化に置いた。この論文では、鉄鋼業に関する建設年別設備データをプラント別に構築し、あわせてプラント別の投入・産出データを整備することによって、1950年代における設備ビンテージの変化、設備ビンテージが生産性に与えた影響、および設備更新に対する日本開発銀行融資の効果を検証した。

対象としては、鉄鋼設備近代化の中心的対象とされた圧延設備（熱間圧延設備）に焦点を当てた。その結果、1950年代に圧延設備のビンテージが大きく低下したことが確認されるとともに、生産関数の推定を通じてビンテージの低下が生産性を大幅に向上させたことが明らかになった。圧延設備は、第二次世界大戦期の「生産力拡充計画」における重点度が他の鉄鋼設備と比較して相対的に低かったため、戦前の設備が多く残されていた。またこの間にアメリカを中心にストリップ・ミルを核とする大きな技術進歩が進んだため、内外の技術格差が大きく開いていた。こうした事情が設備更新の生産性効果を大きなものとしたと考えられる。

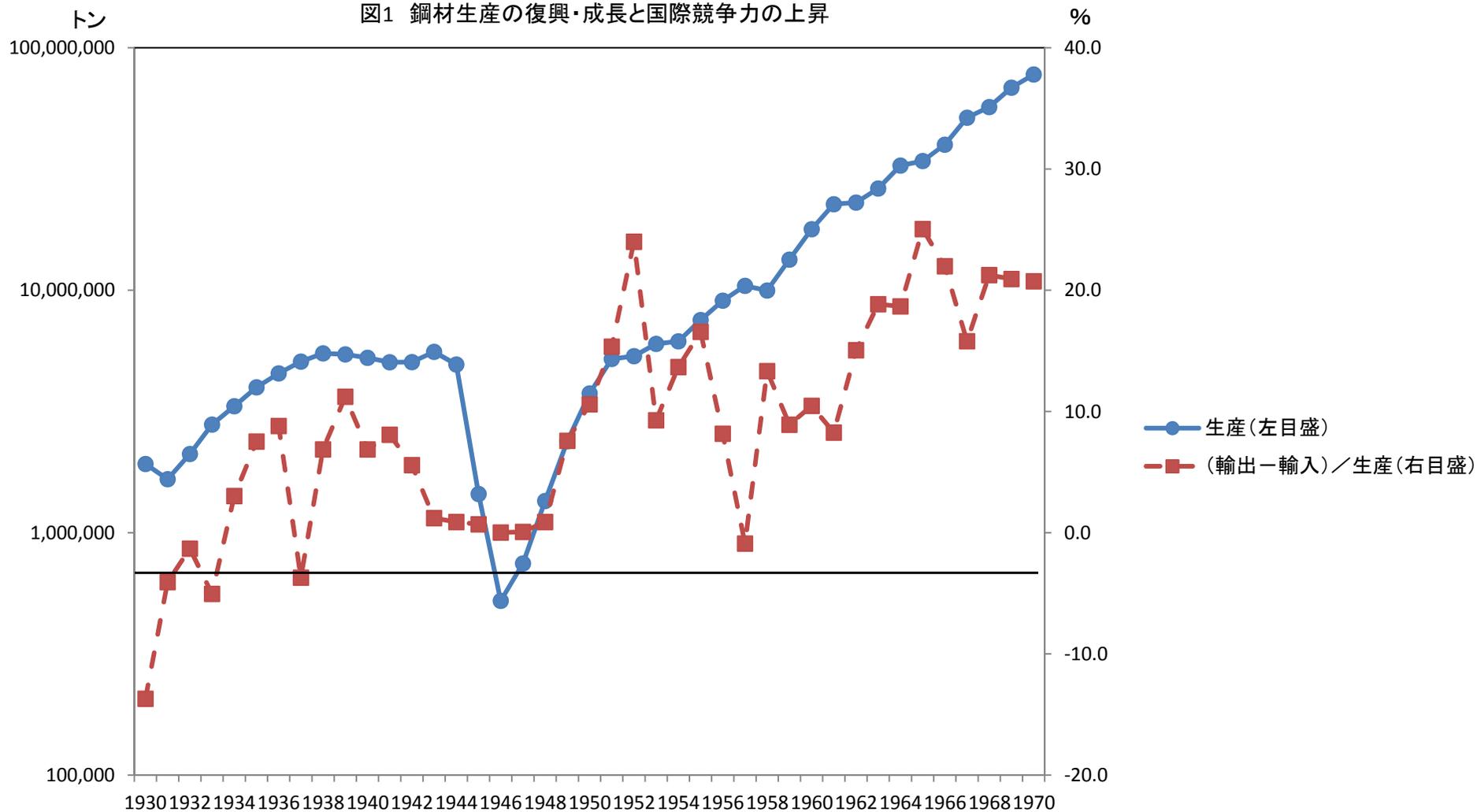
さらに、鉄鋼合理化計画における主要な政策手段の一つとされた日本開発銀行融資について平均トリートメント効果を推定した結果、設備能力の増加と設備ビンテージの低下について有意にプラスの効果を与えたことが確認された。

【参考文献】

- Benkard, C. L. (2000), "Learning and Forgetting: The Dynamics of Aircraft Production." *American Economic Review*, v.90, iss. 4, pp.1034-54.
- Lee, M. J. (2005), *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects* (Advanced Texts in Econometrics), Oxford University Press, U.S.A.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003), "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies*, v. 70, iss. 2, pp. 317-41.
- Nakamura T. and Ohashi H. (2012a), "Intra-plant diffusion of new technology: Role of productivity in the study of steel refining furnaces." *Research Policy*, vol. 41, iss. 4, pp. 770-9.
- Nakamura T. and Ohashi H. (2012b), "Effects of re-invention on industry growth and productivity: evidence from steel refining technology in Japan, 1957-1968." *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 21, iss. 4, pp. 411-26.
- Nelson, R. R. (1964), "Aggregate Production Functions and Medium-range Growth

- Projections.” *American Economic Review* 54, pp. 575-606.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin (1983), “The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70, p.41-55.
- Van Biesebroeck, J. (2003), “Productivity Dynamics with Technology Choice: An Application to Automobile Assembly.” *Review of Economic Studies*, v. 70, iss. 1, pp. 167-98.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, MIT press.
- 大川一司他 (1974) 『国民所得』 東洋経済新報社
- 岡崎哲二(2009) 「日本開発銀行の設立と初期の政策金融」 宇沢弘文・武田晴人編『日本の政策金融』 I、東京大学出版会
- 岡崎哲二(2010) 「戦後日本の産業合理化：鉄鋼生産設備のビンテージ変化とその生産性効果」 原朗編『高度成長始動期の日本経済』 日本経済評論社
- 経済企画庁 (1956) 『昭和 31 年度年次経済報告 (第一部 総説)』 謄写印刷
- 経済企画庁編 (1965) 『国民所得白書』 1963 年版、大蔵省印刷局
- 戦後鉄鋼史編集委員会(1959) 『戦後鉄鋼史』 日本鉄鋼連盟
- 通商産業省編(1957) 『産業合理化白書』 日刊工業新聞社
- 通商産業省重工業局編 (1963) 『鉄鋼業の合理化とその成果：第 2 次合理化計画を中心として』 工業図書出版
- 通商産業大臣官房調査統計部鉄鋼統計調査室他編 (1956) 『鉄鋼生産設備能力調』 1955 年末、日本鉄鋼連盟
- 通商産業大臣官房調査統計部他編 (1961) 『鉄鋼生産設備の現況』 1960 年末、日本鉄鋼連盟
- 通商産業省大臣官房調査統計部編 (1961) 『鉄鋼統計年報』 1960 年版、日本鉄鋼連盟
- 通商産業省通商鉄鋼局鉄鋼調査課編 (1950a) 「鉄鋼一次製品設備能力調査集計」 (1)、1949 年末、日本鉄鋼連盟 『鉄鋼調査時報』 第 6 号
- 通商産業省通商鉄鋼局鉄鋼調査課編 (1950b) 「鉄鋼一次製品設備能力調査集計」 (2)、1949 年末、日本鉄鋼連盟 『鉄鋼調査時報』 第 7 号
- 通商産業省・通商産業調査会編(1990) 『通商産業政策史』 6、通商産業調査会
- 鉄鋼 10 年史編集委員会 (1969) 『鉄鋼十年史－昭和 33 年～42 年』 日本鉄鋼連盟
- 鉄鋼新聞社(1955) 『鉄鋼年鑑』 1955 年版、鉄鋼新聞社
- 鉄鋼統計委員会(1973) 『資料・日本の鉄鋼統計 100 年』 日本鉄鋼連盟・鋼材倶楽部
- 日本鉄鋼連盟(1952) 『世界鉄鋼総覧』 日本鉄鋼連盟
- 原 朗(2013) 『日本戦時経済研究』 東京大学出版会
- 山崎志郎(2011) 『戦時経済総動員体制の研究』 日本経済評論社

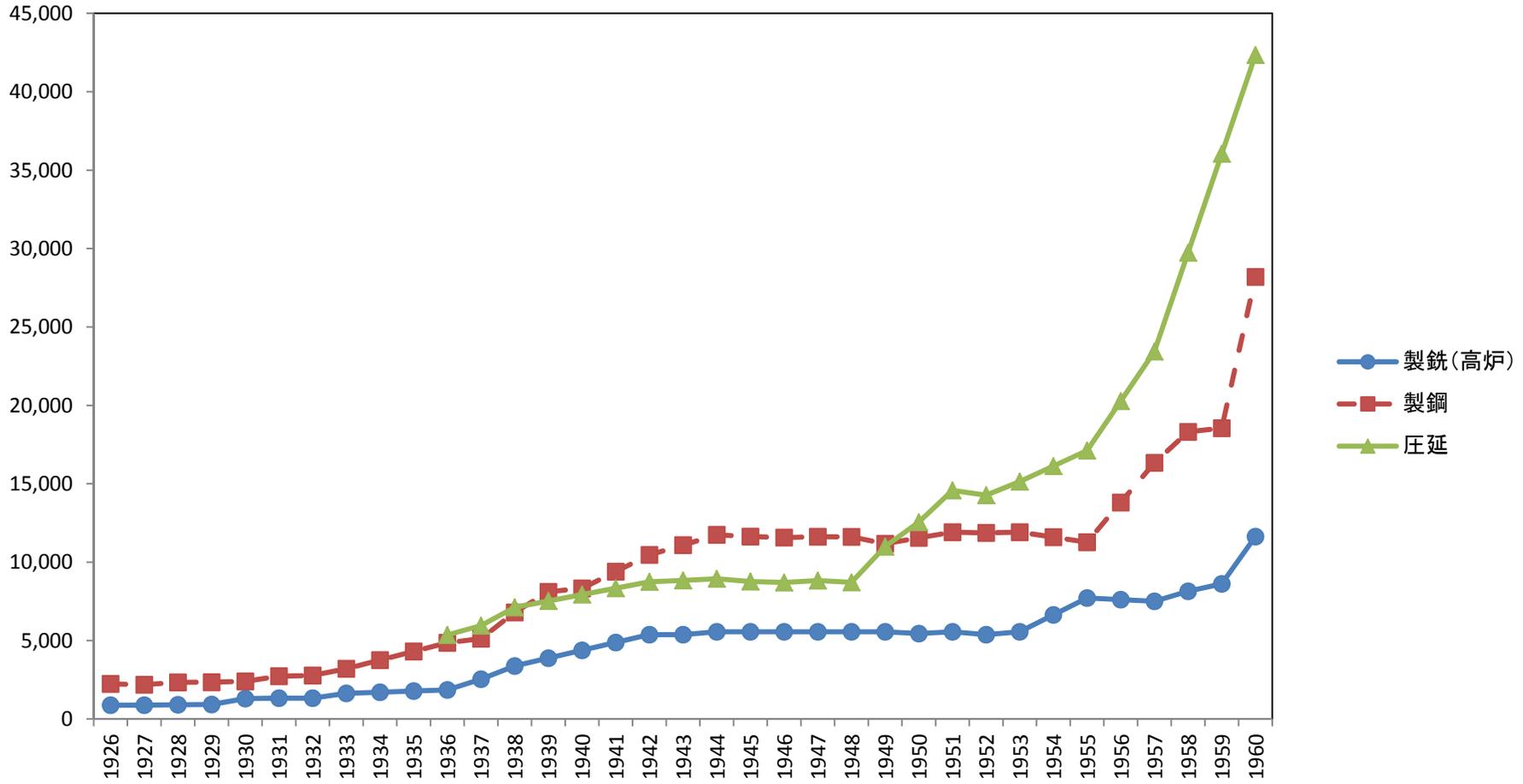
図1 鋼材生産の復興・成長と国際競争力の上昇



資料:鉄鋼統計委員会(1973)。

図2 鉄鋼生産能力の長期的推移

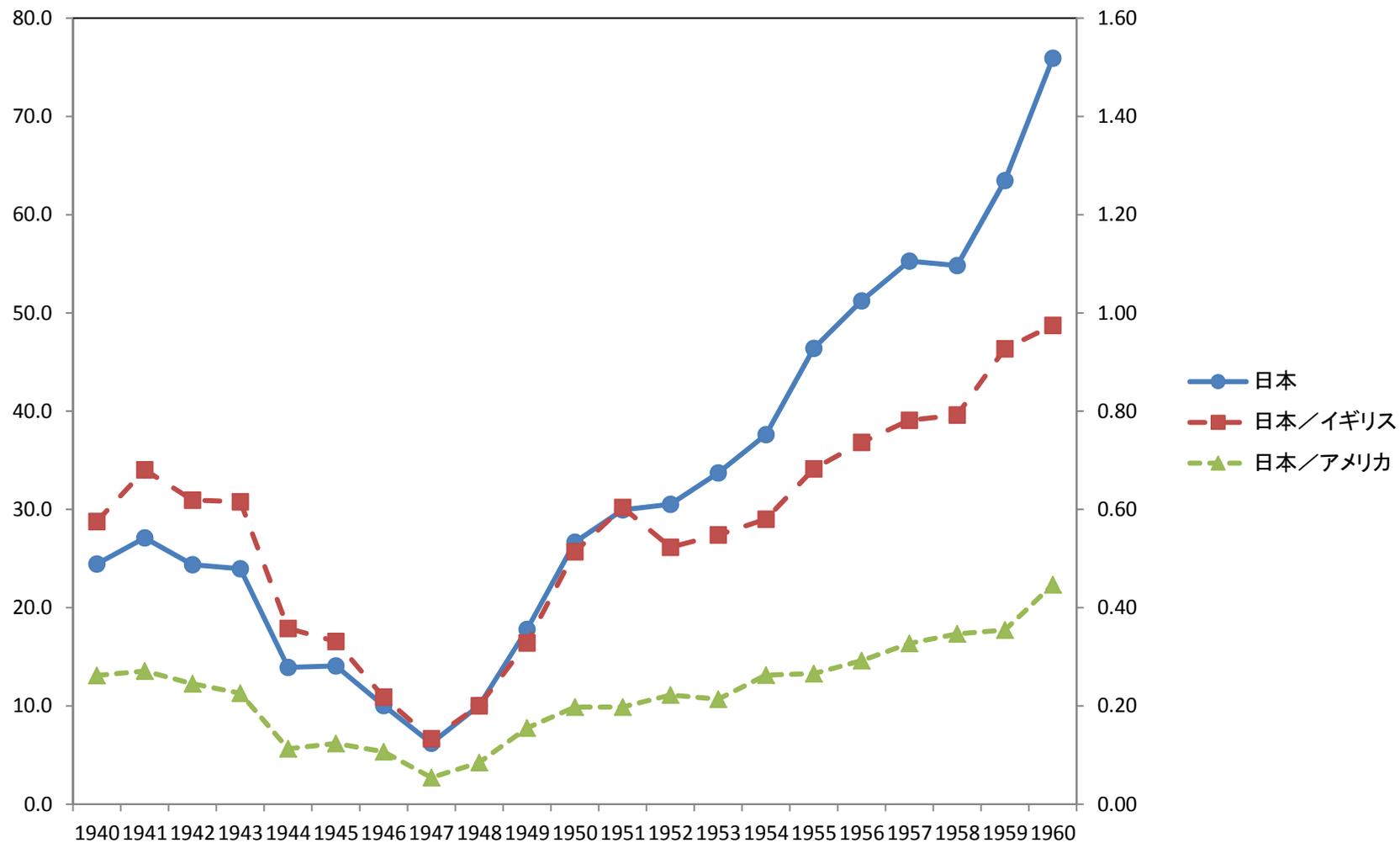
千トン／年



資料：『製鉄業参考資料』各年版；戦後鉄鋼史編集委員会(1959)；鉄鋼10年史編集委員会(1969)。

トン／人

図3 鋼材労働生産性の長期的変化と国際比較



資料：日本鉄鋼連盟(1952)；通商産業省大臣官房調査統計部編『鉄鋼統計年報』各年版、
American Iron and Steel Institute, *Annual Statistical Report*, various issues; Iron and Steel
Board and British Iron and Steel Federation, *Annual Statistics*, various issues.

図4a 高炉生産能力の建設時期別分布

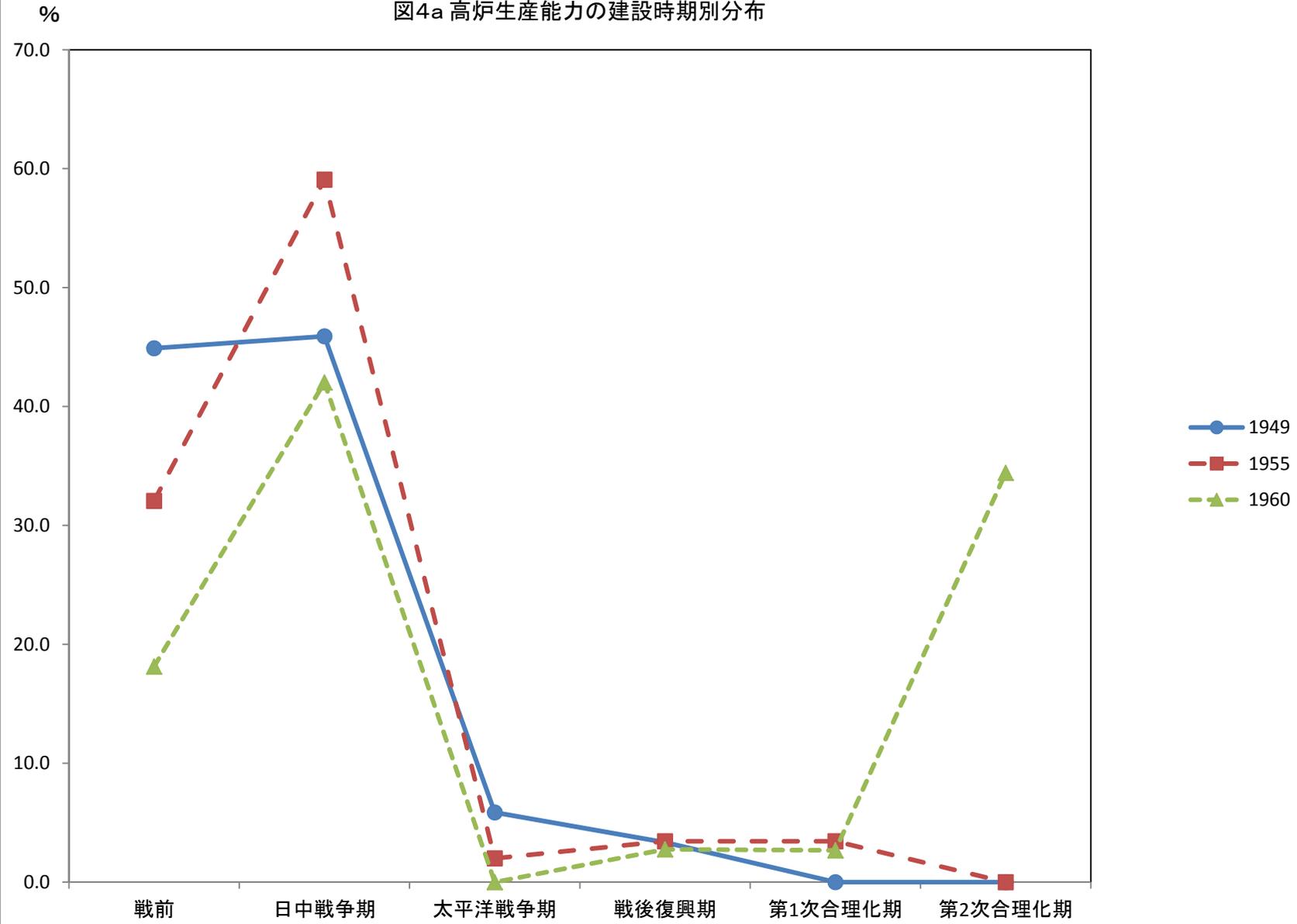


図4b 平炉・転炉生産能力の建設時期別分布

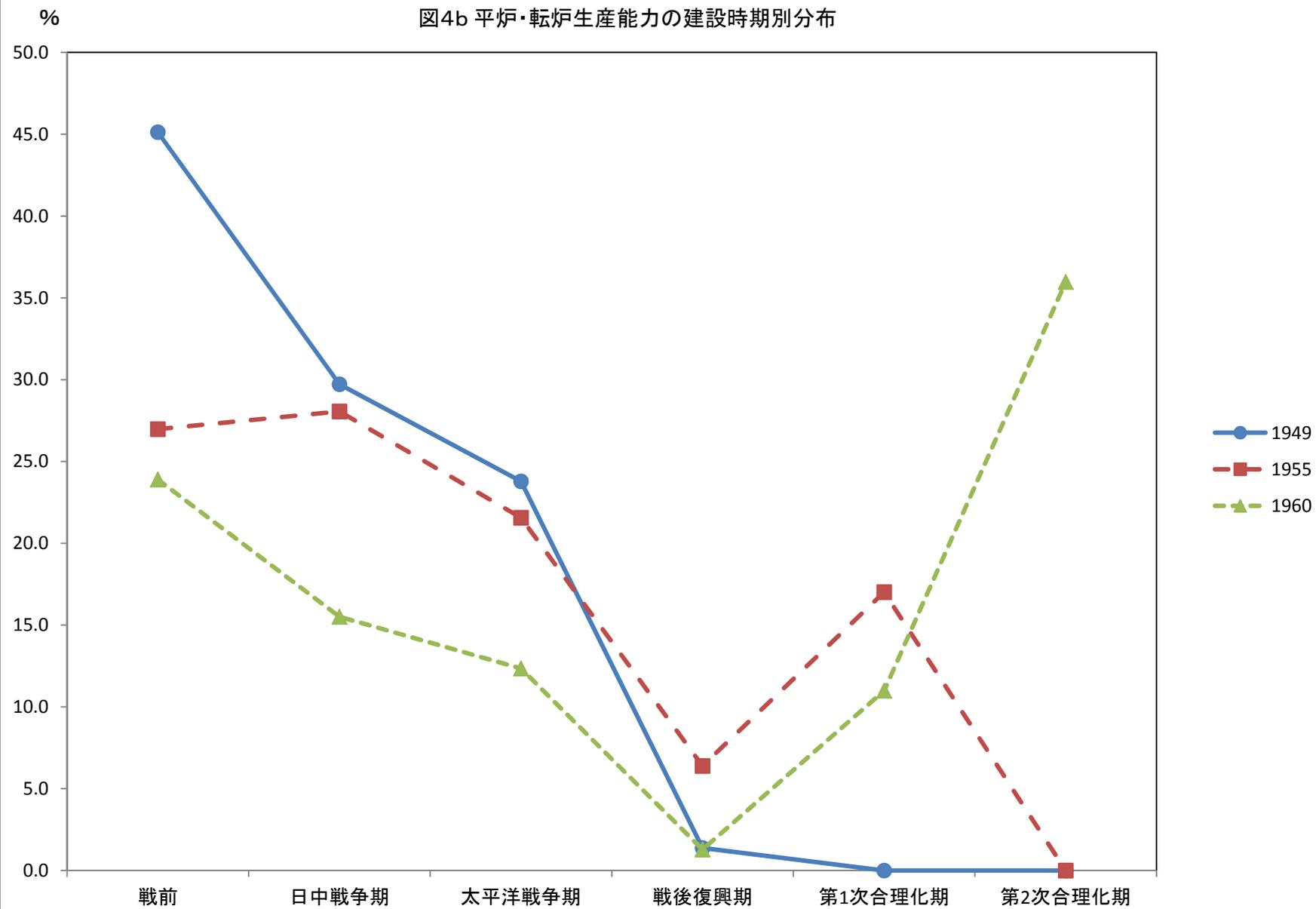


図4c 圧延能力の建設時期別分布

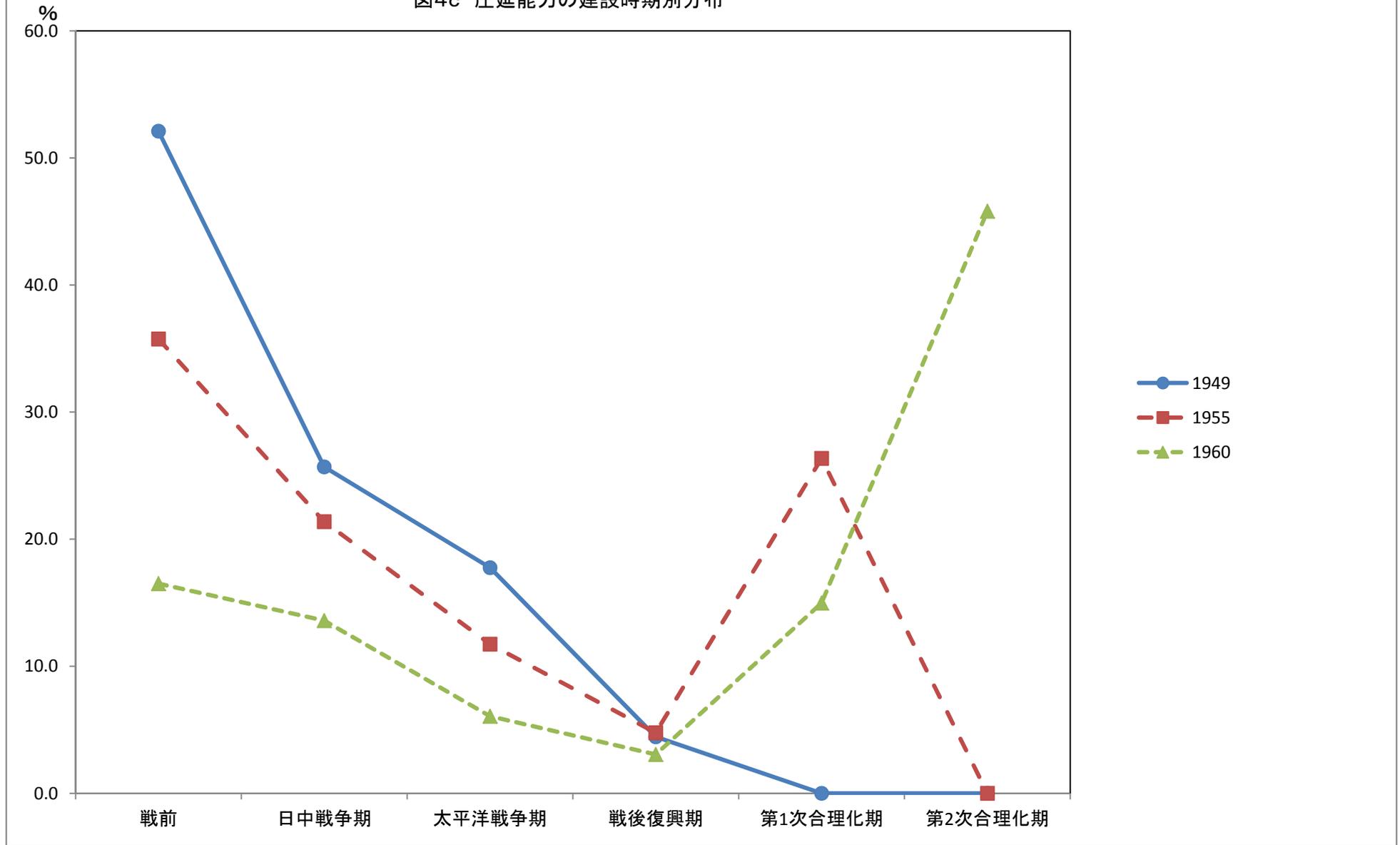


表1 第1次・第2次合理化計画の部門別投資実績
億円

	第1次		第2次	
計	1,282	(100.0)	5,459	(100.0)
製鉄	162	(12.6)	973	(17.8)
製鋼	137	(10.7)	535	(9.8)
圧延	641	(50.0)	2,631	(48.2)
その他	343	(26.8)	1,320	(24.2)

資料：日本鉄鋼連盟(1969)、p.305。

表2 第1次・第2次合理化計画における資金調達

億円

	第1次		第2次(1956-58年度)	
計	1,885	(100.0)	3,346	(100.0)
株式	176	(9.3)	494	(14.8)
社債	290	(15.4)	207	(6.2)
民間金融機関	669	(35.5)	984	(29.4)
公的金融機関	294	(15.6)	72	(2.2)
外資	0	(0.0)	419	(12.5)
内部資金	456	(24.2)	1,170	(35.0)

資料：日本鉄鋼連盟(1959)、pp.698-699、pp.719-720。

注：第2次の1958年度は1958年12月現在の実績見込み。

表3 会社数, 工場数および各種イベント

	1949-50年	1951-2年	1953年	1954-5年	1956年	1957年	1958年	1959年	1960年	1951-5年	1956-60年
会社数	494	494	432	482	478	520	548	557	610	-	-
工場数	627	614	551	636	590	631	665	679	748	-	-
(1) 参入・退出等											
新規	0	0	0	2	4	0	1	24	39	2	68
開始	0	0	0	28	0	0	0	0	2	28	2
開始(製品)	0	0	0	23	1	0	0	0	1	23	2
停止	0	0	4	66	0	0	1	0	0	70	1
停止(製品)	0	0	0	23	0	0	0	0	0	23	0
一時停止	0	0	3	0	0	0	0	0	0	3	0
再開	0	0	2	0	0	0	0	1	0	2	1
一時停止および再開	0	0	2	0	0	0	0	0	0	2	0
(2) 組織変更											
会社合併	0 (0)	0 (0)	7 (2)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	8 (6)	10 (2)	2 (2)	7 (2)	20 (10)
会社分離(異動先)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (2)	2 (2)	0 (0)	0 (0)	4 (4)
会社分離(異動元)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (1)	10 (10)	0 (0)	0 (0)	11 (11)
工場合併	0 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (2)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (1)	4 (2)	2 (1)
工場移転	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (1)
所属変更(記載あり)	0 (0)	0 (0)	1 (1)	0 (0)	0 (0)	2 (2)	0 (0)	0 (0)	2 (2)	1 (1)	4 (4)
所属変更(記載あり, 異動元)	0 (0)	0 (0)	1 (1)	0 (0)	0 (0)	9 (2)	0 (0)	0 (0)	2 (1)	1 (1)	11 (3)
所属変更(記載あり, 異動先)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
所属変更(記載なし)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (1)	0 (0)	1 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (1)	1 (1)
所属変更(記載なし, 異動元)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
所属変更(記載なし, 異動先)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (1)	0 (0)
(3) 掲載・消失											
初掲載	-	82	13	100	29	55	41	12	34	195	171
消失	-	94	81	30	81	16	18	27	12	205	154
うち工場合併	-	0	0	1	0	0	0	0	1	1	1
うち工場移転	-	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1
うち複数工場の集計計上	-	0	0	2	0	0	0	0	0	2	0
再掲載	-	0	5	12	0	4	4	3	5	17	16
(4) 名称変更											
会社名変更(記載あり)	101 (67)	76 (61)	17 (12)	15 (13)	15 (11)	9 (8)	11 (11)	11 (11)	17 (16)	108 86	63 57
会社名変更(記載なし)	0 (0)	9 (9)	13 (13)	9 (7)	9 (9)	5 (5)	4 (4)	9 (9)	5 (4)	31 29	32 31
工場名変更(記載あり)	8	2	0	1	1	2	0	2	0	3	5
工場名変更(記載なし)	0	14	1	3	11	9	3	5	3	18	31

資料出所: 「製鉄業参考資料」各年版.

単位: 工場数, ()内は会社数.

備考:

(1) 会社数, 工場数および各種イベントは各年12月末現在の「会社工場名簿」に掲載されている会社名, 工場名, 工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)および備考欄に基づく。ただし, 1949-50年は1951年3月末, 1951-2年は1953年3月末, 1954-5年は1955年12月末現在である。

(続く)

表3(続き) 会社数, 工場数および各種イベント

(2) 各イベント等の定義は以下のとおりである。なお、()内はそのイベントに関わった会社数, すなわち, 所属工場が当該イベントを経験している会社の数である。

会社数, 工場数:	「名簿」に掲載されている会社数と工場数である。ただし、(1)工場番号が付されていない工場も計上し、(2)1954-5年については、名簿に掲載されていないものの、別ページに従業員数が掲載されている2工場を追加している。
新規:	備考欄に「〇年〇月より新規会社」、「〇年〇月より新規工場」、「〇年〇月より新規」、「〇年〇月新規稼働」、「〇年〇月より発足」等と記載。
開始:	備考欄に「〇年〇月より生産」、「〇年より〇月生産開始」、「〇年〇月開始」等と記載。
開始(製品):	備考欄に「〇年〇月より(製品名)生産」、「〇年(製品名)あり」、「(製品名)〇年より」等と記載。
停止:	備考欄に「〇年〇月より休止」、「〇年〇月より生産なし」、「〇年〇月より休業」、「〇年〇月末で完了」、「廃止」、「現在休業中」、「現在休止中」、「生産休止」等と記載。
停止(製品):	「〇年より(製品名)生産なし」、「〇年(製品名)なし」等と記載。
一時停止:	備考欄に「一時中止」、「一時操業中止」等と記載。
再開:	備考欄に「再開」、「再稼働」等と記載。
一時停止および再開:	上述の一時停止と再開が同一年に生じた。
会社合併:	当該工場を保有している会社が他社と合併した。
会社分離(異動先):	当該工場が分離独立して別会社となった。
会社分離(異動元):	当該工場と同じ会社に所属していた別工場が分離独立した。
工場合併:	当該工場と同じ会社に所属していた別の工場と合併した。
工場移転:	当該工場が同一会社傘下の別工場に移転されたか、または別工場の移転を受け入れた。
所属変更(記載あり):	備考欄に当該工場が別会社の傘下に異動した旨の記載あり。
所属変更(記載あり, 異動元):	当該工場と同じ会社に所属していた別の工場が「所属変更(記載あり)」した。
所属変更(記載あり, 異動先):	当該工場と同じ会社の傘下に「所属変更(記載あり)」した工場が加わった。
所属変更(記載なし):	備考欄に明記されていないが、工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から当該工場が別会社の傘下に異動したことが明らかである。
所属変更(記載なし, 異動元):	当該工場と同じ会社に所属していた別の工場が「所属変更(記載なし)」した。
所属変更(記載なし, 異動先):	当該工場と同じ会社の傘下に「所属変更(記載なし)」した工場が新たに加わった。
初掲載:	会社名, 工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から判断して、前年末(1951-2年および1954-5年の場合は前々年末)の名簿に当該工場が掲載されていない。(1)の「新規」・「開始」・「開始(製品)」・「再開」、(2)の「会社分離(異動先)」・「所属変更(記載あり)」・「所属変更(記載なし)」に該当する工場を含まない。
消失:	会社名, 工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から判断して、前年末(1951-2年および1954-5年の場合は前々年末)の名簿に掲載されていた当該工場が掲載されていない。(1)の「停止」・「停止(製品)」・「一時停止」に該当する工場を含まない。(2)の「工場合併」・「工場移転」の際に消失した工場, 複数工場を集計計上したことによる工場数の減少を含む。
再掲載:	会社名, 工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から判断して、前年末(1951-2年および1954-5年の場合は前々年末)までに「消失」した工場が再び掲載された。
会社名変更(記載あり):	備考欄に旧会社名等の記載あり。(2)の各種イベントに伴う会社名の変更を含まない。
会社名変更(記載なし):	備考欄に明記されていないが、会社名, 工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から当該工場が所属する会社が名称を変更したことが明らかである。(2)の各種イベントに伴う会社名の変更を含まない。
工場名変更(記載あり):	備考欄に旧工場名等の記載あり。(2)の各種イベントおよび(4)の「会社名変更(記載あり)」・「会社名変更(記載なし)」を含まない。
工場名変更(記載なし):	備考欄に明記されていないが、会社名, 工場名および工場属性(住所, 電話番号, 事業所番号)から当該工場が名称を変更したことが明らかである。なお、元々「名簿」に工場名が記載されていない工場、「本社工場」と記載されている工場の名称が変更された場合は含まない。(2)の各種イベントおよび(4)の「会社名変更(記載あり)」・「会社名変更(記載なし)」に伴う工場名の変更を含まない。

(3) 組織変更に関するイベントの一部は、異動元・異動先のデータが利用できない、または期間内に同じ会社が複数のイベントを経験している等の理由により、不規則な動きを示している。

- ・1953年の「所属変更(記載あり)」1工場は、異動先の会社が名簿に掲載されていないため、「所属変更(記載あり, 異動先)」が0工場となっている。
- ・1954-5年の「工場合併」4工場は2組の工場合併からなるが、このうちの1組は合併後も当該2工場が共に名簿に掲載されている。そのため、工場合併による消失は1工場のみとなっている。
- ・1954-5年の「所属変更(記載なし)」2工場は、この2工場のみを保有する異動元の会社1社が当該2工場を別の会社に異動させたため、「所属変更(記載なし, 異動元)」が0工場となっている。
- ・1957年の「所属変更(記載なし)」1工場は、異動元の会社が名簿に掲載されていないため、「所属変更(記載なし, 異動元)」が0工場となっている。
- ・1958年の「会社合併」において合併を2回経験した会社が1社あるが、そのまま1社として計上している。
- ・1958年の「会社分離(異動先)」2工場のうち、1工場は異動元の会社が名簿に掲載されていないため、その分だけ「会社分離(異動元)」が少ない。

表4 各種データの観察数および集計値

	観察数			集計値			
	1950年	1955年	1960年	1950年	1955年	1960年	
生産物 ※1							
普通鋼熱間圧延鋼材(一般) 生産高	品目合計	96 ※2	110	129	3,222,516 ※2	6,672,133	15,331,085
	うち高級仕上鋼板と鋼管(熱間)を除く	62	-	-	2,960,163	-	-
普通鋼熱間圧延鋼材(再生) 生産高	品目合計	184 ※2	131	172	288,766 ※2	259,619	683,343
	うち再生仕上鋼板と再生引抜鋼管を除く	113	-	-	252,654	-	-
普通鋼熱間圧延鋼材(一般または再生) 生産高	品目合計	265 ※2	213	265	3,511,282 ※2	6,931,752	16,014,428
	うち高級仕上鋼板、鋼管(熱間)、再生仕上鋼板および再生引抜鋼管を除く	166	-	-	3,212,817	-	-
特殊鋼熱間圧延鋼材 生産高	品目合計	45	61	52	80,110	318,715	422,771
鋼管 生産高	普通鋼鋼管	30	28	36	235,780	432,233	1,173,441
	特殊鋼鋼管	2	6	18	502	9,320	48,082
普通鋼圧延半製品 生産高	品目合計	21	35	49	2,752,999	5,257,415	11,974,350
	うち販売用	-	17	9	-	1,155,553	866,078
	うち自家用	-	33	47	-	4,101,862	11,108,272
電燃料および従業員							
その他の石炭 使用高	熱間圧延用	88 ※3	38 ※4	25 ※3	536,995	168,917	45,931
	鋼管用		6 ※4	※6		11,170	
コークス 使用高	熱間圧延用	34 ※5	13	5 ※6	2,243	4,131	7,425
	鋼管用		2			12	
重油 使用高	熱間圧延用	24 ※5	78	90 ※6	56,175	317,013	781,896
	鋼管用		5			12,817	
高炉ガス 使用高	熱間圧延用	5 ※5	8	8 ※6	672,332	1,190,539	2,244,970
	鋼管用		1			209	
コークス炉ガス 使用高	熱間圧延用	5 ※5	7	8 ※6	336,903	446,405	993,979
	鋼管用		1			26,109	
電力 使用高	熱間圧延用	106 ※5	92	115 ※6	605,651	902,999	2,275,085
	鋼管用		9			59,321	
従業員数 ※7	熱間圧延	256 ※5	220	290	40,115	30,560	41,262
	鋼管		66	77		6,222	
生産設備・ビンテージ							
圧延機 公称年間能力 ※8	鋼管用を含む	1949年末	1955年末	1960年末	1949年末	1955年末	1960年末
	鋼管用を除く	201	256	349	21,234,460	27,576,750	57,938,882
圧延機 設置年(改造年を無視) ※9, ※10	鋼管用を含む	200	254	345	1940.5 (9.5)	1945.0 (10.0)	1950.5 (9.5)
	鋼管用を除く	179	232	305	1940.0 (10.0)	1944.6 (10.4)	1949.9 (10.1)
圧延機 設置年(改造年を反映) ※9, ※10	鋼管用を含む	-	255	348	-	1947.3 (7.7)	1954.5 (5.5)
	鋼管用を除く	-	233	307	-	1947.0 (8.0)	1954.3 (5.7)

資料出所：(1)『製鉄業参考資料』、各年版。

(2)『鉄鋼一時製品設備能力調査集計』『鉄鋼調査時報』第6号・第7号、1950年11月・12月。

(3)『鉄鋼生産能力調 昭和30年末』(鉄鋼調査時報臨時増刊号)、1956年。

(4)『鉄鋼生産設備の現況(昭和35年12月末現在調)』、1961年。

単位：工場(観察数)、トン(生産物、その他の石炭、コークス)、キロリットル(重油)、1,000m³(高炉ガス、コークス炉ガス)、1,000KWH(電力)、6,000×トン/1時間(公称年間能力)、年(設置年)。

備考：各データについて、正の値をとる観察数および集計値を掲げた。なお、工場合併・工場移転によって複数の工場が統合された場合、または複数の工場の集計値が計上されている場合は1つの工場と見なした。

※1 生産物の品目内訳は以下のとおりである。

普通鋼熱間圧延鋼材(一般)：軌条、パイルシート、形鋼、リムリングパー、サツシュパー、棒鋼、管材、スケルプ、線材、鋼板、帯鋼、ケイ素鋼板、外輪、付属品。

普通鋼熱間圧延鋼材(再生)：再生形鋼、リム・リングパー、サツシュパー、再生棒鋼、パーインコイル、再生鋼板、付属品。

特殊鋼熱間圧延鋼材：工具鋼、構造用鋼、特殊用途鋼。

鋼管：継目無鋼管、鍛接鋼管、電縫鋼管、溶接鋼管、熱間押し出鋼管。

普通鋼圧延半製品：ブルーム、ビレット、スラブ、中延板、シートパー、チンパー、管材、スケルプ、チンパーインコイル、その他。

※2 「普通鋼熱間圧延鋼材(一般)」の「全品目合計」の1950年値には「高級仕上鋼板」および「鋼管(熱間)」が含まれているため、この2品目を差し引いた値を別掲した。また「普通鋼熱間圧延鋼材(再生)」についても「全品目合計」の1950年値に「再生仕上鋼板」と「再生引抜鋼管」が含まれているため、この2品目を差し引いた値を別掲した。

※3 「圧延」部門の「その他の石炭」使用高であり、「溶接鋼管」および「伸鉄引抜鋼管」部門を含む。

※4 「発生炉炭使用高」と「一般炭使用高」の合計である。

※5 「圧延」部門の値であり、「溶接鋼管」および「伸鉄引抜鋼管」部門を含む。

※6 「熱間圧延および鋼管」部門の数値である。

※7 従業員数は各年12月末の値である。

※8 「圧延機 公称年間能力」は各年12月現在、工場に設置されている圧延機の公称年間能力の工場毎に合計したものである。集計対象となる圧延機の種類は、熱間圧延工程に用いられる(1)分塊、(2)大形、(3)中小形、(4)線材、(5)帯鋼、(6)熱間ストリップ、(7)厚板、(8)薄板、(9)再生伸鉄鋼板、(10)外輪・小輪・車輪、(11)鋼管であり、冷間圧延に用いられる冷間ストリップ・仕上鋼板・冷延鋼板、調質、矯正は除いた。

※9 「圧延機 設置年(改造年を無視)」および「圧延機 設置年(改造年を反映)」は、各年12月現在、各工場に設置されている圧延機の設置年を公称年間能力をウェイトとして工場毎に加重平均したものである。更に、後者は改造年が利用できる圧延機については建設年の代わりに改造年を用いている。なお、建設年が不明な圧延機については、同一工場の傘下にある他の圧延機の建設年で補充した。また、表の右側の集計値は全工場の単純平均である。

※10 ()内は調査年から「設置年」を差し引いた値であり、生産設備の年齢(ビンテージ)を表す。ただし、1949年末値については1950年との差を計算した。

表5 変数の定義:生産物および投入物

ケース	生産物				電燃料				労働				生産設備・ピ ンテージとの 対応関係	データセットの一 部削除
	変数名	単位	定義		変数名	単位 ※1	定義 ※2		変数名	単位	定義 ※2			
1	Y1	トン	1950・55・ 60年値	「普通鋼熱間圧延鋼材(一 般)」合計+「普通鋼熱間圧 延鋼材(再生)」合計+「特殊 鋼熱間圧延鋼材」合計	E1	1,000 kcal	1950年値	「その他の石炭(圧延)」+「コークス」+「重油(圧延)」+「高 炉ガス(圧延)」+「コークス炉ガス(圧延)」+「電力(圧延)」	L1	人	1950年値	「従業員(圧 延)」の年末値	タイプ1(鋼 管用を除 く。)	各年について「普 通鋼鋼管」生産 高または「特殊鋼 鋼管」生産高の 少なくとも一方が 正值の工場を データセットから 除外する。
							1955年値	「発生炉炭(熱間圧延)」+「一般炭(熱間圧延)」+「コー クス」+「重油(熱間圧延)」+「高炉ガス(熱間圧延)」+「コー クス炉ガス(熱間圧延)」+「電力(熱間圧延)」			1955・60年 値	「従業員(熱間 圧延)」の年末 値		
							1960年値	「発生炉炭(熱間圧延および鋼管)」+「一般炭(熱間圧延お よび鋼管)」+「コークス」+「重油(熱間圧延および鋼管)」 +「高炉ガス(熱間圧延および鋼管)」+「コークス炉ガス(熱 間圧延および鋼管)」+「電力(熱間圧延および鋼管)」						
2	Y2	トン	1950年値 1955・60年 値	Y1と同じ。 Y1 + 「普通鋼圧延半製品」 販売用	E2	1,000 kcal	1950・55・ 60年値	E1と同じ。	L2	人	1950・55・60 年値	L1と同じ。	同上	同上
3	Y3	トン	1950・55・ 60年値	Y1 + 「普通鋼鋼管」合計 + 「特殊鋼鋼管」合計	E3	1,000 kcal	1950年値	E1と同じ。	L3	人	1950年値	L1と同じ。	タイプ2(鋼 管用を含 む。)	-
							1955年値	E1 + 「発生炉炭(鋼管)」+「一般炭(鋼管)」+「コークス(鋼 管)」+「高炉ガス(鋼管)」+「コークス炉ガス(鋼管)」+「重 油(鋼管)」+「電力(鋼管)」			1955・60年 値	L1 + 「従業員 (鋼管)」の年 末値		
							1960年値	E1と同じ。						
4	Y4	トン	1950・55・ 60年値	Y2 + 「普通鋼鋼管」合計 + 「特殊鋼鋼管」合計	E4	1,000 kcal	1950・55・ 60年値	E3と同じ。	L4	人	1950・55・60 年値	L3と同じ。	同上	-

備考:

※1 「総合エネルギー統計(昭和41年版)」(通商産業省資源エネルギー庁長官官房総務課編)から得られる国内炭・コークス・高炉ガス・コークス炉ガス・重油・電力の平均発熱量(1965年)を用いて
カロリーに換算した。

※2 年によって生産工程の区分が異なる。(1)1950年の(圧延)は圧延工程の値であるが、鋼管工程を含む。(2)1955年の(熱間圧延)は熱間圧延工程の値であり、鋼管工程を含まない。(3)1960年の
(熱間圧延および鋼管)は熱間圧延工程と鋼管工程の合計値である。

表5(続き) 変数の定義: 生産設備, 設置年およびビンテージ

(1)生産設備

タイプ	変数名	単位	定義	圧延機の種類
1	K1	トン/1年	同一工場に設置されている圧延機の公称年間能力の合計.	(1)分塊, (2)大形, (3)中小形, (4)線材, (5)帯鋼, (6)熱間ストリップ, (7)厚板, (8)薄板, (9)再生伸鉄鋼板, (10)外輪・小輪・車輪
2	K2	同上	同上	(1)分塊, (2)大形, (3)中小形, (4)線材, (5)帯鋼, (6)熱間ストリップ, (7)厚板, (8)薄板, (9)再生伸鉄鋼板, (10)外輪・小輪・車輪, (11)鋼管

(2)設置年

タイプ	変数名	単位	定義	ウェイト	圧延機の種類
1	A11	年	同一工場下に設置されている圧延機の「建設年」の加重平均.	各圧延機の「公称年間能力」.	タイプ1の生産設備(K1)と同じ.
	A12	同上	同一工場下に設置されている圧延機の「建設年」(「最近改造年」が利用できる場合は「最近改造年」を利用する。)の加重平均.	同上	
2	A21	同上	A11と同じ.	同上	タイプ2の生産設備(K2)と同じ.
	A22	同上	A12と同じ.	同上	

(3)ビンテージ

タイプ	変数名	単位	定義	
1	V11	年	1950年値	1950 - A11
			1955年値	1955 - A11
			1960年値	1960 - A11
	V12	同上	1950年値	1950 - A12
			1955年値	1955 - A12
			1960年値	1960 - A12
2	V21	同上	1950年値	1950 - A21
			1955年値	1955 - A21
			1960年値	1960 - A21
	V22	同上	1950年値	1950 - A22
			1955年値	1955 - A22
			1960年値	1960 - A22

表5(続き2) 変数の定義: その他の工場属性および会社属性

(1)ビンテージ生産関数の推定:その他の変数

変数名	定義
工場属性	
製鋼ダミー	当該工場が平炉または転炉を保有している場合は1, その他の場合は0.
分塊・大型ダミー	当該工場が「分塊」用または「大型」の圧延機を保有している場合は1, その他の場合は0.
厚板・薄板ダミー	当該工場が「厚板」用または「薄板」用の圧延機を保有している場合は1, その他の場合は0.
線材・帯鋼ダミー	当該工場が「線材」用または「帯鋼」用の圧延機を保有している場合は1, その他の場合は0.
熱間ストリップダミー	当該工場が「熱間ストリップ」仕様の圧延機を保有している場合は1, その他の場合は0.
鋼管ダミー	当該工場が「鋼管」用の圧延機を保有している場合は1, その他の場合は0.
イベント経験ダミー	表3の各イベントについて, 当該工場が過去5年間に当該イベントを経験した場合に1, その他は0をとる. 1955年値は1951-55年, 1960年値は1956-60年のイベントの発生をとらえている. 1950年値については全て0とした.
その他	
タイムトレンド	1960年に0, 1955年に1, 1960年に2をとる.

(2)ATEモデルの推定:その他の変数

会社属性	
生産設備(会社)	当該工場が所属する会社の傘下にある全工場の生産設備(公称年間能力, K1またはK2)の合計.
ビンテージ(会社)	上の「生産設備(会社)」の集計対象となった各工場の生産設備のビンテージ(V11, V12, V21またはV22)の加重平均. 各工場の生産設備(K1またはK2)をウェイトに用いた.
工場数	上の「生産設備(会社)」の集計対象となった工場の数.

表6 Vintage生産関数の推定結果：通常最小二乗法

変数名	推定式(0)				推定式(1)				推定式(2)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
lnL	0.143 (1.30)	0.164 (1.53)	0.115 (1.28)	0.131 (1.50)	0.218 * (1.96)	0.238 ** (2.20)	0.175 ** (1.99)	0.190 ** (2.21)	0.281 ** (2.22)	0.305 ** (2.44)	0.220 * (1.97)	0.244 ** (2.20)
lnE	0.479 *** (4.80)	0.471 *** (4.80)	0.465 *** (5.44)	0.460 *** (5.49)	0.450 *** (4.59)	0.442 *** (4.59)	0.448 *** (5.41)	0.443 *** (5.47)	0.470 *** (5.03)	0.460 *** (4.96)	0.485 *** (5.93)	0.475 *** (5.85)
lnK	0.406 *** (7.51)	0.422 *** (7.92)	0.444 *** (8.81)	0.459 *** (9.30)	0.385 *** (7.14)	0.401 *** (7.56)	0.423 *** (8.37)	0.439 *** (8.86)	0.483 *** (7.63)	0.489 *** (7.83)	0.542 *** (9.89)	0.547 *** (10.15)
V					-0.015 ** (-2.43)	-0.015 ** (-2.45)	-0.015 ** (-2.46)	-0.014 ** (-2.43)	-0.009 (-1.43)	-0.009 (-1.46)	-0.009 (-1.40)	-0.009 (-1.42)
製鋼ダミー									-0.051 (-0.47)	-0.024 (-0.23)	-0.128 (-1.23)	-0.103 (-1.02)
分塊・大型ダミー									-0.814 *** (-4.26)	-0.781 *** (-4.17)	-0.820 *** (-4.81)	-0.792 *** (-4.74)
厚板・薄板ダミー									-0.273 (-1.37)	-0.281 (-1.42)	-0.247 (-1.38)	-0.254 (-1.43)
線材・帯鋼ダミー									0.032 (0.24)	0.057 (0.44)	0.038 (0.32)	0.067 (0.59)
熱間ストリップダミー									0.282 (1.55)	0.237 (1.37)	0.211 (1.31)	0.175 (1.12)
鋼管ダミー											-0.019 (-0.12)	-0.047 (-0.29)
1955年ダミー												
1960年ダミー												
トレンド												
会社合併ダミー												
工場合併ダミー												
所属変更ダミー												
定数項	-3.552 *** (-3.60)	-3.685 *** (-3.77)	-3.594 *** (-4.28)	-3.756 *** (-4.52)	-3.028 *** (-3.10)	-3.167 *** (-3.27)	-3.207 *** (-3.93)	-3.378 *** (-4.19)	-4.653 *** (-4.40)	-4.663 *** (-4.39)	-5.271 *** (-5.52)	-5.268 *** (-5.50)
No. of obs.	185	185	211	211	185	185	211	211	185	185	211	211
No. of plant.	91	91	101	101	91	91	101	101	91	91	101	101
R2	0.7764	0.7827	0.7884	0.7943	0.7815	0.7876	0.7932	0.7987	0.8072	0.8104	0.8200	0.8226

(続く)

表6(続き) Vintage生産関数の推定結果: 通常最小二乗法

変数名	推定式(3)				推定式(4)				推定式(5)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
lnL	0.385 *** (3.65)	0.406 *** (3.96)	0.343 *** (4.17)	0.360 *** (4.47)	0.452 *** (3.64)	0.481 *** (3.92)	0.404 *** (3.73)	0.433 *** (4.03)	0.235 ** (2.06)	0.257 ** (2.31)	0.185 ** (2.07)	0.201 ** (2.28)
lnE	0.363 *** (4.64)	0.355 *** (4.65)	0.356 *** (5.37)	0.351 *** (5.44)	0.358 *** (4.53)	0.345 *** (4.41)	0.356 *** (5.02)	0.342 *** (4.84)	0.436 *** (4.39)	0.427 *** (4.38)	0.438 *** (5.24)	0.433 *** (5.28)
lnK	0.291 *** (5.43)	0.306 *** (5.74)	0.329 *** (7.01)	0.344 *** (7.40)	0.304 *** (4.32)	0.304 *** (4.34)	0.363 *** (6.80)	0.363 *** (6.84)	0.387 *** (7.24)	0.403 *** (7.69)	0.425 *** (8.44)	0.441 *** (8.95)
V	-0.002 (-0.35)	-0.002 (-0.31)	-0.002 (-0.33)	-0.001 (-0.25)	0.001 (0.09)	0.001 (0.10)	0.001 (0.10)	0.001 (0.14)	-0.014 ** (-2.24)	-0.014 ** (-2.25)	-0.014 ** (-2.25)	-0.013 ** (-2.21)
製鋼ダミー					0.165 (1.50)	0.198 * (1.85)	0.117 (1.20)	0.150 (1.59)				
分塊・大型ダミー					-0.639 *** (-3.83)	-0.601 *** (-3.69)	-0.647 *** (-4.25)	-0.613 *** (-4.11)				
厚板・薄板ダミー					-0.232 (-1.27)	-0.239 (-1.31)	-0.202 (-1.22)	-0.207 (-1.27)				
線材・帯鋼ダミー					0.173 (1.39)	0.201 * (1.73)	0.178 (1.61)	0.211 ** (2.04)				
熱間ストリップダミー					0.364 ** (2.14)	0.322 * (1.92)	0.304 * (1.94)	0.271 * (1.74)				
鋼管ダミー							-0.062 (-0.36)	-0.090 (-0.54)				
1955年ダミー												
1960年ダミー												
トレンド	0.463 *** (6.45)	0.466 *** (6.43)	0.456 *** (7.52)	0.460 *** (7.49)	0.449 *** (6.56)	0.461 *** (6.61)	0.434 *** (7.81)	0.447 *** (7.86)				
会社合併ダミー									0.243 (1.35)	0.274 (1.52)	0.200 (1.49)	0.211 (1.55)
工場合併ダミー									0.693 *** (5.38)	0.696 *** (5.11)	0.672 *** (4.89)	0.675 *** (4.66)
所属変更ダミー									0.518 *** (5.25)	0.522 *** (5.33)	0.491 *** (4.98)	0.496 *** (5.07)
定数項	-1.862 ** (-2.32)	-1.993 ** (-2.53)	-1.982 *** (-2.88)	-2.145 *** (-3.19)	-2.193 ** (-2.23)	-2.134 ** (-2.17)	-2.579 *** (-2.97)	-2.491 *** (-2.85)	-2.923 *** (-2.93)	-3.050 *** (-3.09)	-3.135 *** (-3.78)	-3.304 *** (-4.03)
No. of obs.	185	185	211	211	185	185	211	211	185	185	211	211
No. of plant.	91	91	101	101	91	91	101	101	91	91	101	101
R2	0.8267	0.8318	0.8368	0.8414	0.8447	0.8486	0.8537	0.8572	0.7850	0.7911	0.7960	0.8015

(続く)

表6(続き2) Vintage生産関数の推定結果: 通常最小二乗法

変数名	推定式(6)				推定式(7)				推定式(8)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
lnL	0.304 ** (2.34)	0.328 ** (2.56)	0.233 ** (2.04)	0.257 ** (2.27)	0.396 *** (3.66)	0.418 *** (3.96)	0.353 *** (4.19)	0.369 *** (4.48)	0.465 *** (3.66)	0.494 *** (3.93)	0.412 *** (3.73)	0.442 *** (4.03)
lnE	0.453 *** (4.81)	0.443 *** (4.73)	0.473 *** (5.75)	0.462 *** (5.66)	0.355 *** (4.43)	0.346 *** (4.42)	0.349 *** (5.17)	0.344 *** (5.23)	0.351 *** (4.35)	0.337 *** (4.23)	0.350 *** (4.87)	0.336 *** (4.70)
lnK	0.497 *** (7.92)	0.503 *** (8.12)	0.555 *** (10.15)	0.560 *** (10.39)	0.294 *** (5.49)	0.309 *** (5.82)	0.332 *** (7.07)	0.347 *** (7.47)	0.313 *** (4.36)	0.313 *** (4.38)	0.372 *** (6.87)	0.371 *** (6.86)
V	-0.008 (-1.18)	-0.008 (-1.22)	-0.007 (-1.14)	-0.007 (-1.16)	-0.001 (-0.20)	-0.001 (-0.16)	-0.001 (-0.18)	-0.001 (-0.10)	0.001 (0.23)	0.002 (0.24)	0.002 (0.25)	0.002 (0.28)
製鋼ダミー	-0.073 (-0.66)	-0.046 (-0.44)	-0.156 (-1.48)	-0.130 (-1.28)					0.150 (1.34)	0.183 * (1.69)	0.100 (1.01)	0.134 (1.40)
分塊・大型ダミー	-0.855 *** (-4.53)	-0.822 *** (-4.48)	-0.846 *** (-5.00)	-0.818 *** (-4.94)					-0.654 *** (-3.90)	-0.616 *** (-3.79)	-0.659 *** (-4.33)	-0.624 *** (-4.19)
厚板・薄板ダミー	-0.279 (-1.40)	-0.287 (-1.45)	-0.247 (-1.39)	-0.255 (-1.43)					-0.241 (-1.30)	-0.248 (-1.34)	-0.207 (-1.24)	-0.212 (-1.28)
線材・帯鋼ダミー	0.016 (0.12)	0.041 (0.32)	0.026 (0.21)	0.055 (0.48)					0.169 (1.34)	0.197 * (1.69)	0.175 (1.58)	0.209 ** (2.02)
熱間ストリップダミー	0.272 (1.44)	0.227 (1.30)	0.205 (1.25)	0.170 (1.10)					0.358 ** (2.05)	0.316 * (1.86)	0.302 * (1.89)	0.269 * (1.71)
鋼管ダミー			-0.030 (-0.18)	-0.057 (-0.35)							-0.065 (-0.38)	-0.093 (-0.55)
1955年ダミー												
1960年ダミー												
トレンド					0.462 *** (6.37)	0.464 *** (6.33)	0.455 *** (7.42)	0.458 *** (7.39)	0.441 *** (6.34)	0.453 *** (6.39)	0.427 *** (7.61)	0.441 *** (7.67)
会社合併ダミー	0.459 *** (3.56)	0.470 *** (3.31)	0.379 *** (2.81)	0.372 ** (2.58)	0.049 (0.23)	0.079 (0.35)	0.074 (0.47)	0.084 (0.51)	0.153 (0.95)	0.155 (0.86)	0.147 (1.09)	0.133 (0.89)
工場合併ダミー	0.760 *** (5.30)	0.762 *** (5.16)	0.751 *** (5.26)	0.754 *** (5.12)	0.631 *** (2.96)	0.633 *** (2.82)	0.620 *** (2.80)	0.623 *** (2.68)	0.662 *** (3.01)	0.662 *** (2.83)	0.655 *** (2.82)	0.655 *** (2.67)
所属変更ダミー	0.427 *** (4.80)	0.440 *** (5.01)	0.395 *** (4.55)	0.408 *** (4.74)	0.609 *** (6.36)	0.613 *** (6.47)	0.587 *** (6.11)	0.592 *** (6.23)	0.590 *** (6.36)	0.607 *** (6.60)	0.564 *** (6.49)	0.582 *** (6.73)
定数項	-4.651 *** (-4.39)	-4.660 *** (-4.38)	-5.294 *** (-5.54)	-5.290 *** (-5.52)	-1.837 ** (-2.23)	-1.959 ** (-2.42)	-1.953 *** (-2.79)	-2.114 *** (-3.09)	-2.232 ** (-2.27)	-2.174 ** (-2.21)	-2.626 *** (-3.02)	-2.531 *** (-2.90)
No. of obs.	185	185	211	211	185	185	211	211	185	185	211	211
No. of plant.	91	91	101	101	91	91	101	101	91	91	101	101
R2	0.8127	0.8159	0.8245	0.8269	0.8293	0.8343	0.8390	0.8436	0.8476	0.8515	0.8562	0.8596

備考:(1)生産物の定義に基づき、以下の4つのケースについて推定を行った。

ケース1: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース2: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース3: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

ケース4: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

(2)パラメータ推定量の下の()内は各工場をclusterとして計算したcluster-heteroskedasticity-robust標準誤差に基づくt値であり, ***, **, *は有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

表7 Vintage生産関数の推定結果：2段階最小二乗法

1. Estimation of production function

変数名	推定式(1a)				推定式(2a)				推定式(5a)				推定式(6a)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4												
lnL	0.502 ** (2.33)	0.512 ** (2.41)	0.373 ** (2.47)	0.380 ** (2.54)	0.610 ** (2.50)	0.631 *** (2.60)	0.488 ** (2.34)	0.509 ** (2.46)	0.521 ** (2.39)	0.533 ** (2.47)	0.385 ** (2.52)	0.393 *** (2.59)	0.636 *** (2.58)	0.656 *** (2.68)	0.503 ** (2.40)	0.524 ** (2.52)
lnE	0.262 (1.57)	0.265 (1.60)	0.323 ** (2.55)	0.327 *** (2.59)	0.260 (1.64)	0.257 (1.62)	0.322 ** (2.29)	0.316 ** (2.26)	0.244 (1.44)	0.245 (1.46)	0.310 ** (2.42)	0.313 ** (2.46)	0.237 (1.49)	0.233 (1.47)	0.306 ** (2.18)	0.300 ** (2.15)
lnK	0.380 *** (6.74)	0.393 *** (7.06)	0.412 *** (7.88)	0.425 *** (8.26)	0.469 *** (7.50)	0.473 *** (7.64)	0.526 *** (9.83)	0.530 *** (10.05)	0.384 *** (6.91)	0.397 *** (7.27)	0.416 *** (8.04)	0.430 *** (8.44)	0.488 *** (7.88)	0.492 *** (8.04)	0.542 *** (10.21)	0.546 *** (10.41)
V	-0.021 *** (-3.34)	-0.021 *** (-3.35)	-0.019 *** (-3.33)	-0.018 *** (-3.29)	-0.015 ** (-2.27)	-0.016 ** (-2.31)	-0.014 ** (-2.30)	-0.014 ** (-2.32)	-0.020 *** (-3.17)	-0.019 *** (-3.17)	-0.018 *** (-3.11)	-0.017 *** (-3.07)	-0.014 ** (-2.01)	-0.014 ** (-2.05)	-0.013 ** (-2.03)	-0.013 ** (-2.05)
製鋼ダミー					-0.022 (-0.18)	0.004 (0.03)	-0.109 (-0.97)	-0.085 (-0.78)					-0.046 (-0.38)	-0.021 (-0.18)	-0.138 (-1.23)	-0.113 (-1.04)
分塊・大型ダミー					-0.856 *** (-4.20)	-0.823 *** (-4.16)	-0.854 *** (-4.87)	-0.827 *** (-4.84)					-0.900 *** (-4.48)	-0.869 *** (-4.48)	-0.880 *** (-5.06)	-0.852 *** (-5.04)
厚板・薄板ダミー					-0.351 * (-1.76)	-0.362 * (-1.82)	-0.309 * (-1.76)	-0.319 * (-1.82)					-0.355 * (-1.80)	-0.366 * (-1.85)	-0.308 * (-1.77)	-0.317 * (-1.83)
線材・帯鋼ダミー					0.064 (0.42)	0.087 (0.60)	0.088 (0.64)	0.115 (0.88)					0.048 (0.31)	0.070 (0.49)	0.077 (0.56)	0.105 (0.81)
熱間ストリップダミー					0.320 (1.39)	0.274 (1.26)	0.230 (1.18)	0.193 (1.03)					0.310 (1.31)	0.263 (1.20)	0.226 (1.15)	0.189 (1.02)
銅管ダミー							-0.210 (-0.99)	-0.236 (-1.13)							-0.220 (-1.04)	-0.246 (-1.18)
会社合併ダミー									0.309 (1.55)	0.337 * (1.72)	0.213 (1.46)	0.222 (1.51)	0.519 *** (3.69)	0.528 *** (3.60)	0.393 *** (2.71)	0.385 ** (2.54)
工場合併ダミー									0.779 *** (5.09)	0.778 *** (4.92)	0.745 *** (4.81)	0.745 *** (4.64)	0.874 *** (5.23)	0.876 *** (5.22)	0.844 *** (5.35)	0.846 *** (5.31)
所属変更ダミー									0.574 *** (5.35)	0.577 *** (5.43)	0.546 *** (5.17)	0.550 *** (5.25)	0.483 *** (4.83)	0.496 *** (5.01)	0.445 *** (4.66)	0.457 *** (4.83)
定数項	-1.043 (-0.65)	-1.279 (-0.80)	-1.863 (-1.58)	-2.108 * (-1.80)	-2.401 (-1.46)	-2.473 (-1.50)	-3.523 ** (-2.46)	-3.565 ** (-2.49)	-0.901 (-0.55)	-1.125 (-0.69)	-1.771 (-1.49)	-2.013 * (-1.69)	-2.368 (-1.45)	-2.440 (-1.50)	-3.512 ** (-2.47)	-3.554 ** (-2.50)
No. of Obs.	185	185	211	211	185	185	211	211	185	185	211	211	185	185	211	211
NO. of Unit	91	91	101	101	91	91	101	101	91	91	101	101	91	91	101	101
R2	0.7731	0.7800	0.7883	0.7943	0.7965	0.8004	0.8129	0.8159	0.7764	0.7835	0.7910	0.7970	0.8019	0.8057	0.8173	0.8201
Test of endogeneity	4.759 ** (2.90)	4.736 ** (2.90)	5.601 *** (2.100)	5.538 *** (2.100)	4.635 ** (2.90)	4.751 ** (2.90)	4.951 *** (2.100)	5.075 *** (2.100)	4.608 ** (2.90)	4.583 ** (2.90)	5.469 *** (2.100)	5.401 *** (2.100)	4.517 ** (2.90)	4.618 ** (2.90)	4.838 *** (2.100)	4.940 *** (2.100)

2. Estimation of Reduced form equations in 1st stage

(1)被説明変数:lnL

変数名	推定式(1a)				推定式(2a)				推定式(5a)				推定式(6a)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
lnK	0.032 (1.07)	0.032 (1.07)	0.026 (0.94)	0.026 (0.94)	0.015 (0.44)	0.015 (0.44)	0.009 (0.30)	0.009 (0.30)	0.031 (1.02)	0.031 (1.02)	0.025 (0.88)	0.025 (0.88)	0.013 (0.38)	0.013 (0.38)	0.009 (0.28)	0.009 (0.28)
V	0.006 * (1.72)	0.006 * (1.72)	0.005 * (1.67)	0.005 * (1.67)	0.005 (1.37)	0.005 (1.37)	0.005 (1.57)	0.005 (1.57)	0.005 (1.58)	0.005 (1.58)	0.005 (1.56)	0.005 (1.56)	0.004 (1.22)	0.004 (1.22)	0.005 (1.44)	0.005 (1.44)
製鋼ダミー					0.079 * (1.75)	0.079 * (1.75)	0.093 ** (2.22)	0.093 ** (2.22)					0.082 * (1.87)	0.082 * (1.87)	0.094 ** (2.32)	0.094 ** (2.32)
分塊・大型ダミー					0.046 (0.94)	0.046 (0.94)	0.042 (0.96)	0.042 (0.96)					0.048 (1.42)	0.048 (1.42)	0.040 (1.27)	0.040 (1.27)
厚板・薄板ダミー					0.069 (1.36)	0.069 (1.36)	0.056 (1.20)	0.056 (1.20)					0.070 (1.42)	0.070 (1.42)	0.058 (1.27)	0.058 (1.27)
線材・帯鋼ダミー					0.020 (0.41)	0.020 (0.41)	-0.011 (-0.25)	-0.011 (-0.25)					0.019 (0.38)	0.019 (0.38)	-0.014 (-0.32)	-0.014 (-0.32)
熱間ストリップダミー					-0.035 (-0.31)	-0.035 (-0.31)	-0.021 (-0.19)	-0.021 (-0.19)					-0.033 (-0.28)	-0.033 (-0.28)	-0.022 (-0.19)	-0.022 (-0.19)
銅管ダミー							0.134 ** (2.51)	0.134 ** (2.51)							0.132 ** (2.43)	0.132 ** (2.43)
会社合併ダミー									-0.025 (-0.34)	-0.025 (-0.34)	0.037 (0.54)	0.037 (0.54)	-0.037 (-0.50)	-0.037 (-0.50)	0.013 (0.21)	0.013 (0.21)
工場合併ダミー									-0.193 *** (-3.00)	-0.193 *** (-3.00)	-0.189 *** (-2.79)	-0.189 *** (-2.79)	-0.229 ** (-2.37)	-0.229 ** (-2.37)	-0.221 ** (-2.30)	-0.221 ** (-2.30)
所属変更ダミー									-0.297 *** (-1.78)	-0.297 *** (-1.78)	-0.306 *** (-2.11)	-0.306 *** (-2.11)	-0.261 *** (-1.87)	-0.261 *** (-1.87)	-0.264 *** (-1.83)	-0.264 *** (-1.83)
Lag(lnL)	0.800 *** (13.98)	0.800 *** (13.98)	0.845 *** (17.54)	0.845 *** (17.54)	0.791 *** (13.59)	0.791 *** (13.59)	0.815 *** (15.06)	0.815 *** (15.06)	0.798 *** (13.81)	0.798 *** (13.81)	0.844 *** (17.36)	0.844 *** (17.36)	0.788 *** (13.39)	0.788 *** (13.39)	0.813 *** (14.88)	0.813 *** (14.88)
Lag(lnE)	0.090 * (1.88)	0.090 * (1.88)	0.062 (1.42)	0.062 (1.42)	0.081 (1.64)	0.081 (1.64)	0.066 (1.42)	0.066 (1.42)	0.091 * (1.89)	0.091 * (1.89)	0.062 (1.42)	0.062 (1.42)	0.083 * (1.67)	0.083 * (1.67)	0.067 (1.43)	0.067 (1.43)
定数項	-0.966 ** (-1.98)	-0.966 ** (-1.98)	-0.629 (-1.45)	-0.629 (-1.45)	-0.621 (-1.06)	-0.621 (-1.06)	-0.409 (-0.76)	-0.409 (-0.76)	-0.962 * (-1.94)	-0.962 * (-1.94)	-0.611 (-1.40)	-0.611 (-1.40)	-0.610 (-1.04)	-0.610 (-1.04)	-0.406 (-0.75)	-0.406 (-0.75)
修正済みR2 (続く)	0.9385	0.9385	0.9448	0.9448	0.9381	0.9381	0.9454	0.9454	0.9381	0.9381	0.9445	0.9445	0.9378	0.9378	0.9452	0.9452

表7(続き) Vintage生産関数の推定結果: 2段階最小二乗法

2. Estimation of Reduced form equations in 1st stage

(2)被説明変数: lnE

変数名	推定式(1a)				推定式(2a)				推定式(5a)				推定式(6a)			
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4
lnK	0.156 *** (2.99)	0.156 *** (2.99)	0.143 *** (2.81)	0.143 *** (2.81)	0.092 ** (2.17)	0.092 ** (2.17)	0.078 * (1.95)	0.078 * (1.95)	0.155 *** (2.94)	0.155 *** (2.94)	0.142 *** (2.77)	0.142 *** (2.77)	0.094 ** (2.20)	0.094 ** (2.20)	0.079 * (1.96)	0.079 * (1.96)
V	-0.010 ** (-2.20)	-0.010 ** (-2.20)	-0.009 ** (-2.20)	-0.009 ** (-2.20)	-0.012 ** (-2.58)	-0.012 ** (-2.58)	-0.011 *** (-2.68)	-0.011 *** (-2.68)	-0.010 ** (-2.18)	-0.010 ** (-2.18)	-0.009 ** (-2.17)	-0.009 ** (-2.17)	-0.012 ** (-2.55)	-0.012 ** (-2.55)	-0.011 *** (-2.65)	-0.011 *** (-2.65)
製鋼ダミー					0.149 ** (1.97)	0.149 ** (1.97)	0.152 ** (2.19)	0.152 ** (2.19)					0.147 * (1.92)	0.147 * (1.92)	0.149 ** (2.11)	0.149 ** (2.11)
分塊・大型ダミー					0.060 (0.70)	0.060 (0.70)	0.063 (0.80)	0.063 (0.80)					0.049 (0.56)	0.049 (0.56)	0.058 (0.72)	0.058 (0.72)
厚板・薄板ダミー					0.119 (1.58)	0.119 (1.58)	0.104 (1.50)	0.104 (1.50)					0.121 (1.61)	0.121 (1.61)	0.107 (1.52)	0.107 (1.52)
線材・帯鋼ダミー					0.045 (0.62)	0.045 (0.62)	0.048 (0.73)	0.048 (0.73)					0.040 (0.54)	0.040 (0.54)	0.043 (0.66)	0.043 (0.66)
熱間ストリップダミー					0.307 (1.34)	0.307 (1.34)	0.308 (1.35)	0.308 (1.35)					0.304 (1.32)	0.304 (1.32)	0.306 (1.33)	0.306 (1.33)
鋼管ダミー							-0.140 * (-1.85)	-0.140 * (-1.85)							-0.142 * (-1.86)	-0.142 * (-1.86)
会社合併ダミー									0.137 (1.47)	0.137 (1.47)	0.082 (1.01)	0.082 (1.01)	0.107 (1.00)	0.107 (1.00)	0.068 (0.77)	0.068 (0.77)
工場合併ダミー									-0.029 (-0.34)	-0.029 (-0.34)	-0.023 (-0.23)	-0.023 (-0.23)	-0.094 (-1.55)	-0.094 (-1.55)	-0.094 (-1.51)	-0.094 (-1.51)
所属変更ダミー									-0.142 *** (-2.84)	-0.142 *** (-2.84)	-0.122 *** (-2.68)	-0.122 *** (-2.68)	-0.084 (-1.56)	-0.084 (-1.56)	-0.081 (-1.62)	-0.081 (-1.62)
Lag(lnL)	0.248 *** (2.94)	0.248 *** (2.94)	0.195 *** (2.80)	0.195 *** (2.80)	0.226 *** (2.88)	0.226 *** (2.88)	0.219 *** (3.10)	0.219 *** (3.10)	0.250 *** (2.94)	0.250 *** (2.94)	0.195 *** (2.78)	0.195 *** (2.78)	0.226 *** (2.85)	0.226 *** (2.85)	0.219 *** (3.07)	0.219 *** (3.07)
Lag(lnE)	0.681 *** (7.77)	0.681 *** (7.77)	0.723 *** (9.25)	0.723 *** (9.25)	0.671 *** (8.10)	0.671 *** (8.10)	0.691 *** (9.28)	0.691 *** (9.28)	0.679 *** (7.66)	0.679 *** (7.66)	0.722 *** (9.17)	0.722 *** (9.17)	0.670 *** (8.01)	0.670 *** (8.01)	0.691 *** (9.21)	0.691 *** (9.21)
定数項	2.788 *** (3.39)	2.788 *** (3.39)	2.452 *** (3.49)	2.452 *** (3.49)	3.710 *** (3.74)	3.710 *** (3.74)	3.557 *** (4.02)	3.557 *** (4.02)	2.835 *** (3.40)	2.835 *** (3.40)	2.479 *** (3.50)	2.479 *** (3.50)	3.707 *** (3.70)	3.707 *** (3.70)	3.553 *** (3.98)	3.553 *** (3.98)
修正済みR2	0.9328	0.9328	0.9360	0.9360	0.9344	0.9344	0.9393	0.9393	0.9320	0.9320	0.9352	0.9352	0.9334	0.9334	0.9385	0.9385

備考:(1)生産物の定義に基づき、以下の4つのケースについて推定を行った。

ケース1: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース2: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース3: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

ケース4: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

(2)パラメータ推定量の下の()内は各工場をclusterとして計算したcluster-heteroskedasticity-robust標準誤差に基づくt値であり,***,**,*は有意水準1%,5%,10%で統計的に有意であることを示す。

(3)内生性テストはWooldridge's (1995)のrobust regression-based testに基づく。検定統計量は近似的にF分布にしたがいが、()内にその自由度を示した。

表8 Vintage生産関数の推定結果：生産設備・ピンテージと設備種類ダミーの交差項あり

1. Estimation of production function

変数名	推定式(6b-1)				推定式(6b-2)		推定式(6c-1)				推定式(6c-2)	
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4
lnL	0.298 ** (2.25)	0.318 ** (2.41)	0.224 * (1.85)	0.242 ** (2.01)	0.248 ** (2.13)	0.271 ** (2.34)	0.663 *** (2.57)	0.677 *** (2.64)	0.524 ** (2.34)	0.538 ** (2.42)	0.523 ** (2.47)	0.544 *** (2.58)
lnE	0.452 *** (4.70)	0.444 *** (4.63)	0.474 *** (5.63)	0.466 *** (5.54)	0.472 *** (5.74)	0.462 *** (5.64)	0.214 (1.29)	0.215 (1.30)	0.288 ** (1.97)	0.287 ** (1.97)	0.301 ** (2.15)	0.295 ** (2.12)
lnK	0.518 *** (8.04)	0.519 *** (8.10)	0.572 *** (10.30)	0.572 *** (10.36)	0.537 *** (9.60)	0.543 *** (9.83)	0.522 *** (8.40)	0.520 *** (8.37)	0.570 *** (10.54)	0.568 *** (10.55)	0.521 *** (9.55)	0.526 *** (9.78)
lnK × 分塊・大型ダミー	-0.114 (-1.02)	-0.082 (-0.78)	-0.096 (-0.92)	-0.065 (-0.65)			-0.198 (-1.52)	-0.165 (-1.35)	-0.158 (-1.33)	-0.126 (-1.11)		
lnK × 鋼管ダミー					0.104 (1.41)	0.100 (1.32)					0.130 * (1.72)	0.126 * (1.66)
V	-0.014 * (-1.92)	-0.014 * (-1.94)	-0.013 * (-1.74)	-0.013 * (-1.77)	-0.006 (-0.95)	-0.006 (-0.98)	-0.020 *** (-2.95)	-0.020 *** (-2.94)	-0.017 *** (-2.73)	-0.017 *** (-2.74)	-0.011 * (-1.77)	-0.012 * (-1.80)
V × 分塊・大型ダミー	0.035 ** (2.24)	0.035 ** (2.29)	0.028 * (1.96)	0.029 ** (2.02)			0.030 (1.59)	0.030 * (1.65)	0.022 (1.32)	0.023 (1.38)		
V × 鋼管ダミー					-0.021 (-1.48)	-0.020 (-1.34)					-0.026 * (-1.67)	-0.026 (-1.55)
製鋼ダミー	-0.040 (-0.39)	-0.013 (-0.13)	-0.128 (-1.29)	-0.102 (-1.06)	-0.161 (-1.52)	-0.135 (-1.32)	-0.016 (-0.14)	0.009 (0.09)	-0.112 (-1.05)	-0.088 (-0.84)	-0.143 (-1.27)	-0.118 (-1.09)
分塊・大型ダミー	0.166 (0.11)	-0.209 (-0.14)	0.040 (0.03)	-0.331 (-0.25)	-0.852 *** (-4.93)	-0.823 *** (-4.87)	1.240 (0.71)	0.843 (0.51)	0.864 (0.55)	0.480 (0.32)	-0.885 *** (-5.00)	-0.857 *** (-4.98)
厚板・薄板ダミー	-0.297 (-1.51)	-0.306 (-1.56)	-0.259 (-1.46)	-0.265 (-1.49)	-0.264 (-1.46)	-0.270 (-1.49)	-0.371 * (-1.94)	-0.383 ** (-2.00)	-0.323 * (-1.89)	-0.332 * (-1.93)	-0.327 * (-1.86)	-0.336 * (-1.91)
線材・帯鋼ダミー	-0.028 (-0.22)	-0.009 (-0.08)	0.005 (0.04)	0.029 (0.26)	0.004 (0.03)	0.034 (0.29)	0.026 (0.17)	0.042 (0.30)	0.075 (0.54)	0.097 (0.73)	0.050 (0.37)	0.078 (0.61)
熱間ストリップダミー	0.535 * (1.98)	0.436 * (1.79)	0.413 * (1.76)	0.329 (1.49)	0.253 (1.41)	0.216 (1.29)	0.714 ** (2.16)	0.609 ** (2.07)	0.524 * (1.90)	0.438 * (1.71)	0.286 (1.35)	0.248 (1.25)
鋼管ダミー			-0.013 (-0.08)	-0.041 (-0.25)	-1.111 (-1.12)	-1.102 (-1.09)			-0.216 (-1.03)	-0.242 (-1.16)	-1.568 (-1.53)	-1.557 (-1.51)
会社合併ダミー	0.492 *** (4.46)	0.506 *** (4.04)	0.393 *** (2.67)	0.393 ** (2.54)	0.359 *** (2.63)	0.354 ** (2.41)	0.541 *** (4.59)	0.554 *** (4.37)	0.388 ** (2.46)	0.388 ** (2.37)	0.369 ** (2.49)	0.362 ** (2.34)
工場合併ダミー	0.697 *** (4.32)	0.696 *** (4.21)	0.699 *** (4.21)	0.697 *** (4.11)	0.760 *** (5.51)	0.763 *** (5.39)	0.836 *** (4.42)	0.834 *** (4.38)	0.819 *** (4.43)	0.815 *** (4.37)	0.856 *** (5.52)	0.858 *** (5.51)
所属変更ダミー	0.399 *** (4.30)	0.408 *** (4.45)	0.375 *** (3.99)	0.383 *** (4.12)	0.390 *** (4.45)	0.403 *** (4.64)	0.472 *** (4.38)	0.480 *** (4.51)	0.442 *** (4.17)	0.449 *** (4.27)	0.440 *** (4.58)	0.452 *** (4.76)
定数項	-4.767 *** (-4.52)	-4.750 *** (-4.46)	-5.416 *** (-5.60)	-5.372 *** (-5.51)	-5.150 *** (-5.24)	-5.151 *** (-5.21)	-2.427 (-1.50)	-2.483 (-1.54)	-3.587 *** (-2.58)	-3.606 *** (-2.58)	-3.297 ** (-2.27)	-3.345 ** (-2.30)
No. of Obs.	185	185	211	211	211	211	185	185	211	211	211	211
NO. of Unit	91	91	101	101	101	101	91	91	101	101	101	101
R2	0.8184	0.8211	0.8282	0.8304	0.8258	0.8281	0.8059	0.8095	0.8197	0.8224	0.8183	0.8210
推定方法	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
内生性テスト												
Wooldridge's (1995) robust regression-based test	-	-	-	-	-	-	5.139 *** (2.90)	5.242 *** (2.90)	5.514 *** (2.100)	5.610 *** (2.100)	4.747 ** (2.100)	4.853 *** (2.100)

(続く)

表8(続き) Vintage生産関数の推定結果: 生産設備・ビンテージと設備種類ダミーの交差項あり

2. Estimation of Reduced form equations in 1st stage

(1)被説明変数: lnL

変数名	推定式(6b-1)				推定式(6b-2)		推定式(6c-1)				推定式(6c-2)	
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4
lnK							0.004 (0.11)	0.004 (0.11)	0.002 (0.05)	0.002 (0.05)	0.015 (0.44)	0.015 (0.44)
lnK × 分塊・大型ダミー							0.058 (1.09)	0.058 (1.09)	0.041 (0.91)	0.041 (0.91)		
lnK × 鋼管ダミー											-0.037 (-1.29)	-0.037 (-1.29)
V							0.002 (0.54)	0.002 (0.54)	0.002 (0.58)	0.002 (0.58)	0.004 (1.22)	0.004 (1.22)
V × 分塊・大型ダミー							0.012 ** (2.14)	0.012 ** (2.14)	0.013 ** (2.43)	0.013 ** (2.43)		
V × 鋼管ダミー											0.011 * (1.74)	0.011 * (1.74)
製鋼ダミー							0.093 ** (2.09)	0.093 ** (2.09)	0.105 ** (2.51)	0.105 ** (2.51)	0.095 ** (2.34)	0.095 ** (2.34)
分塊・大型ダミー							-0.820 (-1.21)	-0.820 (-1.21)	-0.623 (-1.11)	-0.623 (-1.11)	0.041 (0.89)	0.041 (0.89)
厚板・薄板ダミー							0.061 (1.24)	0.061 (1.24)	0.055 (1.25)	0.055 (1.25)	0.066 (1.41)	0.066 (1.41)
線材・帯鋼ダミー							-0.009 (-0.18)	-0.009 (-0.18)	-0.035 (-0.80)	-0.035 (-0.80)	-0.004 (-0.08)	-0.004 (-0.08)
熱間ストリップダミー							-0.110 (-0.79)	-0.110 (-0.79)	-0.059 (-0.51)	-0.059 (-0.51)	-0.035 (-0.30)	-0.035 (-0.30)
鋼管ダミー									0.132 ** (2.49)	0.132 ** (2.49)	0.491 (1.37)	0.491 (1.37)
会社合併ダミー							-0.017 (-0.24)	-0.017 (-0.24)	0.036 (0.60)	0.036 (0.60)	0.022 (0.34)	0.022 (0.34)
工場合併ダミー							-0.255 *** (-2.71)	-0.255 *** (-2.71)	-0.252 *** (-2.60)	-0.252 *** (-2.60)	-0.226 ** (-2.20)	-0.226 ** (-2.20)
所属変更ダミー							-0.277 *** (-8.47)	-0.277 *** (-8.47)	-0.280 *** (-9.02)	-0.280 *** (-9.02)	-0.262 *** (-8.30)	-0.262 *** (-8.30)
Lag(lnL)							0.780 *** (13.09)	0.780 *** (13.09)	0.803 *** (14.41)	0.803 *** (14.41)	0.808 *** (14.73)	0.808 *** (14.73)
Lag(lnE)							0.088 * (1.80)	0.088 * (1.80)	0.071 (1.54)	0.071 (1.54)	0.067 (1.43)	0.067 (1.43)
定数項							-0.530 (-0.93)	-0.530 (-0.93)	-0.325 (-0.62)	-0.325 (-0.62)	-0.447 (-0.80)	-0.447 (-0.80)
修正済みR2	-	-	-	-	-	-	0.9384	0.9384	0.9460	0.9460	0.9451	0.9451

(続く)

表8(続き2) Vintage生産関数の推定結果: 生産設備・ビンテージと設備種類ダミーの交差項あり

2. Estimation of Reduced form equations in 1st stage

(2)被説明変数: lnE

変数名	推定式(6b-1)				推定式(6b-2)		推定式(6c-1)				推定式(6c-2)	
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4	ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース3	ケース4
lnK							0.103 **	0.103 **	0.083 *	0.083 *	0.082 **	0.082 **
							(2.24)	(2.24)	(1.88)	(1.88)	(1.99)	(1.99)
lnK × 分塊・大型ダミー							-0.060	-0.060	-0.021	-0.021		
							(-1.08)	(-1.08)	(-0.42)	(-0.42)		
lnK × 鋼管ダミー											-0.018	-0.018
											(-0.45)	(-0.45)
V							-0.012 **	-0.012 **	-0.011 **	-0.011 **	-0.012 ***	-0.012 ***
							(-2.57)	(-2.57)	(-2.58)	(-2.58)	(-2.60)	(-2.60)
V × 分塊・大型ダミー							0.001	0.001	0.000	0.000		
							(0.07)	(0.07)	(0.03)	(0.03)		
V × 鋼管ダミー											0.009	0.009
											(0.90)	(0.90)
製鋼ダミー							0.148 *	0.148 *	0.150 **	0.150 **	0.151 **	0.151 **
							(1.90)	(1.90)	(2.06)	(2.06)	(2.12)	(2.12)
分塊・大型ダミー							0.786	0.786	0.319	0.319	0.057	0.057
							(1.03)	(1.03)	(0.47)	(0.47)	(0.71)	(0.71)
厚板・薄板ダミー							0.122	0.122	0.106	0.106	0.114	0.114
							(1.62)	(1.62)	(1.51)	(1.51)	(1.59)	(1.59)
線材・帯鋼ダミー							0.047	0.047	0.046	0.046	0.052	0.052
							(0.63)	(0.63)	(0.71)	(0.71)	(0.77)	(0.77)
熱間ストリップダミー							0.408 *	0.408 *	0.340	0.340	0.304	0.304
							(1.70)	(1.70)	(1.45)	(1.45)	(1.29)	(1.29)
鋼管ダミー									-0.142 *	-0.142 *	-0.005	-0.005
									(-1.82)	(-1.82)	(-0.01)	(-0.01)
会社合併ダミー							0.103	0.103	0.065	0.065	0.075	0.075
							(0.95)	(0.95)	(0.70)	(0.70)	(0.83)	(0.83)
工場合併ダミー							-0.092	-0.092	-0.093	-0.093	-0.100	-0.100
							(-1.38)	(-1.38)	(-1.34)	(-1.34)	(-1.58)	(-1.58)
所属変更ダミー							-0.081	-0.081	-0.080	-0.080	-0.081	-0.081
							(-1.53)	(-1.53)	(-1.61)	(-1.61)	(-1.56)	(-1.56)
Lag(lnL)							0.232 ***	0.232 ***	0.221 ***	0.221 ***	0.215 ***	0.215 ***
							(2.84)	(2.84)	(2.98)	(2.98)	(3.00)	(3.00)
Lag(lnE)							0.666 ***	0.666 ***	0.689 ***	0.689 ***	0.691 ***	0.691 ***
							(7.77)	(7.77)	(8.99)	(8.99)	(9.08)	(9.08)
定数項							3.646 ***	3.646 ***	3.528 ***	3.528 ***	3.552 ***	3.552 ***
							(3.66)	(3.66)	(3.96)	(3.96)	(3.76)	(3.76)
修正済みR2	-	-	-	-	-	-	0.9329	0.9329	0.9379	0.9379	0.9380	0.9380

備考:(1)生産物の定義に基づき、以下の4つのケースについて推定を行った。

ケース1: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース2: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)。熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)を生産している工場を除く。

ケース3: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

ケース4: 熱間圧延鋼材(製品:普通鋼,再生鋼および特殊鋼)+熱間圧延鋼材(半製品:普通鋼)+熱間圧延鋼管(普通鋼および特殊鋼)。

(2)パラメータ推定量の下の()内は各工場をclusterとして計算したcluster-heteroskedasticity-robust標準誤差に基づくt値であり,***, **, *は有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

(3)内生性テストはWooldridge's (1995)のrobust regression-based testに基づく。検定統計量は近似的にF分布にしたがい,()内にその自由度を示した。

表9 記述統計:ATEモデルの推定に用いた変数

1. 1950-55年推定

[1]表10(1)左段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta \ln(K1)$ (1949-55年, 鋼管用を除く)

変数名	Total (N = 146)				Control group (N = 131)				Treated group (N = 15)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K1)$ (1949-55年, 鋼管用を除く)	0.469	0.835	-1.682	3.798	0.458	0.812	-1.682	3.073	0.559	1.042	-0.473	3.798
$\ln(K1_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を除く)	10.073	1.634	6.620	15.680	9.860	1.459	6.620	14.522	11.930	1.943	8.962	15.680
$\ln(K1_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を除く)	10.541	1.482	7.650	15.486	10.318	1.301	7.650	13.723	12.490	1.584	10.086	15.486
V11 ₁₉₄₉ (1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.621	7.083	1.000	33.000	10.204	6.825	1.000	32.405	14.263	8.435	6.000	33.000
製鋼ダミー(1949年末)	0.199	0.400	0	1	0.145	0.353	0	1	0.667	0.488	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.116	0.322	0	1	0.069	0.254	0	1	0.533	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.178	0.384	0	1	0.153	0.361	0	1	0.400	0.507	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.089	0.286	0	1	0.069	0.254	0	1	0.267	0.458	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.034	0.182	0	1	0.023	0.150	0	1	0.133	0.352	0	1
工場数(1949年末)	1.315	0.722	1	4	1.244	0.621	1	4	1.933	1.163	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.282	1.863	6.620	15.680	10.009	1.657	6.620	15.462	12.663	1.917	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.535	6.838	1.000	32.405	10.175	6.815	1.000	32.405	13.684	6.417	8.474	27.901

[2]表10(1)右段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta \ln(K2)$ (1949-55年, 鋼管用を含む)

変数名	Total (N = 162)				Control group (N = 146)				Treated group (N = 16)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K2)$ (1949-55年, 鋼管用を含む)	0.558	0.868	-1.682	3.269	0.577	0.886	-1.682	3.269	0.388	0.688	-0.473	2.018
$\ln(K2_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を含む)	9.979	1.628	6.620	15.680	9.756	1.453	6.620	14.522	12.015	1.763	9.532	15.680
$\ln(K2_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を含む)	10.537	1.434	7.650	15.486	10.333	1.260	7.650	13.723	12.403	1.610	10.086	15.486
V21 ₁₉₄₉ (1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.168	7.012	1.000	33.000	9.728	6.764	1.000	32.405	14.177	8.147	6.771	33.000
製鋼ダミー(1949年末)	0.179	0.385	0	1	0.130	0.338	0	1	0.625	0.500	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.105	0.307	0	1	0.062	0.241	0	1	0.500	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.160	0.368	0	1	0.137	0.345	0	1	0.375	0.500	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.080	0.273	0	1	0.062	0.241	0	1	0.250	0.447	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.123	0.330	0	1	0.116	0.322	0	1	0.188	0.403	0	1
工場数(1949年末)	1.302	0.697	1	4	1.240	0.602	1	4	1.875	1.147	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.171	1.858	6.620	15.680	9.906	1.655	6.620	15.462	12.588	1.910	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.089	6.774	1.000	32.405	9.704	6.736	1.000	32.405	13.604	6.270	8.474	27.901

[3]表10(2)左段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta V11$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)

変数名	Total (N = 145)				Control group (N = 130)				Treated group (N = 15)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta V11$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	2.778	5.915	-24.000	19.615	2.946	6.034	-24.000	19.615	1.322	4.669	-9.324	5.312
$\ln(K1_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を除く)	10.079	1.638	6.620	15.680	9.866	1.463	6.620	14.522	11.930	1.943	8.962	15.680
V11 ₁₉₄₉ (1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.687	7.062	1.000	33.000	10.275	6.803	1.000	32.405	14.263	8.435	6.000	33.000
V11 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	13.465	7.237	0.000	38.000	13.220	7.079	0.000	37.615	15.585	8.461	5.724	38.000
製鋼ダミー(1949年末)	0.200	0.401	0	1	0.146	0.355	0	1	0.667	0.488	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.117	0.323	0	1	0.069	0.255	0	1	0.533	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.179	0.385	0	1	0.154	0.362	0	1	0.400	0.507	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.090	0.287	0	1	0.069	0.255	0	1	0.267	0.458	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.034	0.183	0	1	0.023	0.151	0	1	0.133	0.352	0	1
工場数(1949年末)	1.317	0.724	1	4	1.246	0.623	1	4	1.933	1.163	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.290	1.867	6.620	15.680	10.016	1.662	6.620	15.462	12.663	1.917	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.601	6.815	1.000	32.405	10.245	6.793	1.000	32.405	13.684	6.417	8.474	27.901

[4]表10(2)右段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta V21$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)

変数名	Total (N = 160)				Control group (N = 144)				Treated group (N = 16)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta V21$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	2.540	5.814	-24.000	19.615	2.643	5.931	-24.000	19.615	1.617	4.685	-9.323	6.286
$\ln(K2_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を含む)	9.990	1.635	6.620	15.680	9.765	1.461	6.620	14.522	12.015	1.763	9.532	15.680
V21 ₁₉₄₉ (1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.270	6.994	1.000	33.000	9.836	6.748	1.000	32.405	14.177	8.147	6.771	33.000
V21 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	12.810	7.303	0.000	38.000	12.478	7.158	0.000	37.615	15.794	8.147	6.343	38.000
製鋼ダミー(1949年末)	0.181	0.386	0	1	0.132	0.340	0	1	0.625	0.500	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.106	0.309	0	1	0.063	0.243	0	1	0.500	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.163	0.370	0	1	0.139	0.347	0	1	0.375	0.500	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.081	0.274	0	1	0.063	0.243	0	1	0.250	0.447	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.125	0.332	0	1	0.118	0.324	0	1	0.188	0.403	0	1
工場数(1949年末)	1.306	0.700	1	4	1.243	0.606	1	4	1.875	1.147	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.184	1.866	6.620	15.680	9.917	1.664	6.620	15.462	12.588	1.910	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.190	6.754	1.000	32.405	9.811	6.720	1.000	32.405	13.604	6.270	8.474	27.901

(続く)

表9(続き) 記述統計:ATEモデルの推定に用いた変数

1. 1950-55年推定

[5]表10(3)左段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta V12$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)

変数名	Total (N = 146)				Control group (N = 131)				Treated group (N = 15)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta V12$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	-0.263	7.739	-32.000	19.615	-0.004	7.566	-27.333	19.615	-2.531	9.092	-32.000	5.054
$\ln(K1_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を除く)	10.073	1.634	6.620	15.680	9.860	1.459	6.620	14.522	11.930	1.943	8.962	15.680
$V11_{1949}$ (1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.621	7.083	1.000	33.000	10.204	6.825	1.000	32.405	14.263	8.435	6.000	33.000
$V12_{1955}$ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	10.358	7.368	0.000	37.615	10.200	7.486	0.000	37.615	11.732	6.292	1.000	29.079
製鋼ダミー(1949年末)	0.199	0.400	0	1	0.145	0.353	0	1	0.667	0.488	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.116	0.322	0	1	0.069	0.254	0	1	0.533	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.178	0.384	0	1	0.153	0.361	0	1	0.400	0.507	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.089	0.286	0	1	0.069	0.254	0	1	0.267	0.458	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.034	0.182	0	1	0.023	0.150	0	1	0.133	0.352	0	1
工場数(1949年末)	1.315	0.722	1	4	1.244	0.621	1	4	1.933	1.163	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.282	1.863	6.620	15.680	10.009	1.657	6.620	15.462	12.663	1.917	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.535	6.838	1.000	32.405	10.175	6.815	1.000	32.405	13.684	6.417	8.474	27.901

[6]表10(3)右段 ケース1~3

Outcome variable: $\Delta V22$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)

変数名	Total (N = 161)				Control group (N = 145)				Treated group (N = 16)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta V22$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	-0.346	7.482	-32.000	19.615	-0.157	7.292	-27.333	19.615	-2.065	9.117	-32.000	6.286
$\ln(K2_{1949})$ (1949年末, 鋼管用を含む)	9.984	1.631	6.620	15.680	9.760	1.457	6.620	14.522	12.015	1.763	9.532	15.680
$V21_{1949}$ (1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.212	7.011	1.000	33.000	9.775	6.764	1.000	32.405	14.177	8.147	6.771	33.000
$V22_{1955}$ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	9.866	7.312	0.000	37.615	9.618	7.400	0.000	37.615	12.112	6.213	1.000	29.079
製鋼ダミー(1949年末)	0.180	0.385	0	1	0.131	0.339	0	1	0.625	0.500	0	1
分塊・大型ダミー(1949年末)	0.106	0.308	0	1	0.062	0.242	0	1	0.500	0.516	0	1
厚板・薄板ダミー(1949年末)	0.161	0.369	0	1	0.138	0.346	0	1	0.375	0.500	0	1
線材・帯鋼ダミー(1949年末)	0.081	0.273	0	1	0.062	0.242	0	1	0.250	0.447	0	1
鋼管ダミー(1949年末)	0.124	0.331	0	1	0.117	0.323	0	1	0.188	0.403	0	1
工場数(1949年末)	1.304	0.699	1	4	1.241	0.604	1	4	1.875	1.147	1	4
生産設備(会社:1949年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.178	1.862	6.620	15.680	9.912	1.660	6.620	15.462	12.588	1.910	9.532	15.680
ピンテージ(会社:1949年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.133	6.772	1.000	32.405	9.750	6.736	1.000	32.405	13.604	6.270	8.474	27.901

(続く)

表9(続き2) 記述統計:ATEモデルの推定に用いた変数

2. 1955-60年推定

[1]表11(1)左段 ケース1・2a・3a

Outcome variable: $\Delta \ln(K1)$ (1955-60年, 鋼管用を除く)

変数名	Total (N = 206)				Control group (N = 195)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K1)$ (1955-60年, 鋼管用を除く)	0.577	0.745	-1.417	2.996	0.577	0.755	-1.417	2.996	0.587	0.568	-0.253	1.863
$\ln(K1_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を除く)	10.114	1.540	7.090	15.486	10.005	1.483	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
$\ln(K1_{1960})$ (1960年末, 鋼管用を除く)	10.691	1.570	7.090	15.994	10.581	1.517	7.090	15.994	12.639	1.198	10.524	14.691
V11 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.594	7.568	0.000	38.000	10.522	7.646	0.000	38.000	11.881	6.164	1.058	20.804
製鋼ダミー(1955年末)	0.136	0.344	0	1	0.118	0.323	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.092	0.290	0	1	0.062	0.241	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.228	0.421	0	1	0.221	0.416	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.097	0.297	0	1	0.092	0.290	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.024	0.154	0	1	0.026	0.158	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.306	0.771	1	4	1.282	0.751	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.320	1.852	7.090	15.522	10.202	1.813	7.090	15.522	12.413	1.223	10.060	14.562
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.407	7.017	0.000	37.615	10.270	7.130	0.000	37.615	12.836	4.057	7.493	20.804

[2]表11(1)左段 ケース2b・3b

Outcome variable: $\Delta \ln(K2)$ (1955-60年, 鋼管用を含む)

変数名	Total (N = 228)				Control group (N = 217)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K2)$ (1955-60年, 鋼管用を含む)	0.556	0.739	-1.417	2.996	0.554	0.747	-1.417	2.996	0.592	0.582	-0.253	1.925
$\ln(K2_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を含む)	10.149	1.497	7.090	15.486	10.052	1.445	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
$\ln(K2_{1960})$ (1960年末, 鋼管用を含む)	10.705	1.527	7.090	15.994	10.606	1.477	7.090	15.994	12.644	1.199	10.524	14.691
V21 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.101	7.454	0.000	38.000	10.010	7.514	0.000	38.000	11.881	6.164	1.058	20.804
製鋼ダミー(1955年末)	0.123	0.329	0	1	0.106	0.309	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.083	0.277	0	1	0.055	0.229	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.211	0.409	0	1	0.203	0.403	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.088	0.284	0	1	0.083	0.276	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.114	0.319	0	1	0.120	0.325	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.298	0.744	1	4	1.276	0.725	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.361	1.810	7.090	15.522	10.257	1.774	7.090	15.522	12.415	1.226	10.060	14.574
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	9.980	6.929	0.000	37.615	9.835	7.018	0.000	37.615	12.838	4.048	7.603	20.804

[3]表11(1)右段 ケース1・2a・3a

Outcome variable: $\Delta \ln(K1)$ (1955-60年, 鋼管用を除く)

変数名	Total (N = 207)				Control group (N = 196)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K1)$ (1955-60年, 鋼管用を除く)	0.583	0.748	-1.417	2.996	0.583	0.758	-1.417	2.996	0.587	0.568	-0.253	1.863
$\ln(K1_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を除く)	10.114	1.536	7.090	15.486	10.006	1.479	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
$\ln(K1_{1960})$ (1960年末, 鋼管用を除く)	10.698	1.569	7.090	15.994	10.589	1.517	7.090	15.994	12.639	1.198	10.524	14.691
V12 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	8.177	7.184	0.000	37.615	8.082	7.246	0.000	37.615	9.882	5.994	1.058	18.661
製鋼ダミー(1955年末)	0.135	0.343	0	1	0.117	0.323	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.092	0.289	0	1	0.061	0.240	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.227	0.420	0	1	0.219	0.415	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.097	0.296	0	1	0.092	0.290	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.024	0.154	0	1	0.026	0.158	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.304	0.769	1	4	1.281	0.750	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.319	1.848	7.090	15.522	10.202	1.808	7.090	15.522	12.413	1.223	10.060	14.562
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	8.180	6.961	0.000	37.615	8.091	7.059	0.000	37.615	9.750	4.876	4.773	18.661

[4]表11(1)右段 ケース2b・3b

Outcome variable: $\Delta \ln(K2)$ (1955-60年, 鋼管用を含む)

変数名	Total (N = 229)				Control group (N = 218)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
$\Delta \ln(K2)$ (1955-60年, 鋼管用を含む)	0.561	0.742	-1.417	2.996	0.560	0.750	-1.417	2.996	0.592	0.582	-0.253	1.925
$\ln(K2_{1955})$ (1955年末, 鋼管用を含む)	10.149	1.494	7.090	15.486	10.053	1.442	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
$\ln(K2_{1960})$ (1960年末, 鋼管用を含む)	10.710	1.526	7.090	15.994	10.613	1.477	7.090	15.994	12.644	1.199	10.524	14.691
V22 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	7.788	7.054	0.000	37.615	7.682	7.099	0.000	37.615	9.882	5.994	1.058	18.661
製鋼ダミー(1955年末)	0.122	0.328	0	1	0.106	0.308	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.083	0.276	0	1	0.055	0.229	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.210	0.408	0	1	0.202	0.402	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.087	0.283	0	1	0.083	0.276	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.114	0.318	0	1	0.119	0.325	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.297	0.743	1	4	1.275	0.723	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.360	1.806	7.090	15.522	10.256	1.770	7.090	15.522	12.415	1.226	10.060	14.574
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	7.864	6.825	0.000	37.615	7.769	6.903	0.000	37.615	9.759	4.866	4.773	18.661

(続く)

表9(続き3) 記述統計:ATEモデルの推定に用いた変数

2. 1955-60年推定

[5]表11(2)左段 ケース1~3

Outcome variable: ΔV11(1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)

変数名	Total (N = 204)				Control group (N = 193)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
ΔV11(1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	2.553	6.021	-24.734	20.000	2.447	6.013	-24.734	20.000	4.405	6.148	-11.197	11.392
ln(K1 ₁₉₅₅)(1955年末, 鋼管用を除く)	10.131	1.538	7.090	15.486	10.022	1.482	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
V11 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.612	7.603	0.000	38.000	10.540	7.684	0.000	38.000	11.881	6.164	1.058	20.804
V11 ₁₉₆₀ (1960年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	13.165	7.813	0.000	43.000	12.987	7.791	0.000	43.000	16.286	7.901	3.914	26.000
製鋼ダミー(1955年末)	0.137	0.345	0	1	0.119	0.325	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.093	0.291	0	1	0.062	0.242	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.225	0.419	0	1	0.218	0.414	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.098	0.298	0	1	0.093	0.292	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.025	0.155	0	1	0.026	0.159	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.309	0.774	1	4	1.285	0.755	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.339	1.851	7.090	15.522	10.221	1.813	7.090	15.522	12.413	1.223	10.060	14.562
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を無視)	10.423	7.050	0.000	37.615	10.286	7.165	0.000	37.615	12.836	4.057	7.493	20.804

[6]表11(2)右段 ケース1~3

Outcome variable: ΔV21(1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)

変数名	Total (N = 225)				Control group (N = 214)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
ΔV21(1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	2.322	5.828	-24.734	20.000	2.216	5.804	-24.734	20.000	4.390	6.193	-11.372	11.392
ln(K2 ₁₉₅₅)(1955年末, 鋼管用を含む)	10.160	1.496	7.090	15.486	10.063	1.445	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
V21 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.142	7.490	0.000	38.000	10.053	7.553	0.000	38.000	11.881	6.164	1.058	20.804
V21 ₁₉₆₀ (1960年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	12.464	7.851	0.000	43.000	12.268	7.816	0.000	43.000	16.270	7.928	3.739	26.000
製鋼ダミー(1955年末)	0.124	0.331	0	1	0.107	0.310	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.084	0.279	0	1	0.056	0.231	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.209	0.407	0	1	0.201	0.402	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.089	0.285	0	1	0.084	0.278	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.111	0.315	0	1	0.117	0.322	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.302	0.748	1	4	1.280	0.729	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.375	1.812	7.090	15.522	10.270	1.776	7.090	15.522	12.415	1.226	10.060	14.574
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を無視)	10.020	6.960	0.000	37.615	9.875	7.053	0.000	37.615	12.838	4.048	7.603	20.804

[7]表11(3)左段 ケース1~3

Outcome variable: ΔV12(1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)

変数名	Total (N = 207)				Control group (N = 196)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
ΔV12(1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	-1.121	7.898	-28.519	25.000	-1.074	7.992	-28.519	25.000	-1.947	6.227	-15.000	5.000
ln(K1 ₁₉₅₅)(1955年末, 鋼管用を除く)	10.114	1.536	7.090	15.486	10.006	1.479	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
V12 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	8.177	7.184	0.000	37.615	8.082	7.246	0.000	37.615	9.882	5.994	1.058	18.661
V12 ₁₉₆₀ (1960年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	7.057	7.114	0.000	28.000	7.008	7.048	0.000	28.000	7.935	8.538	0.000	22.000
製鋼ダミー(1955年末)	0.135	0.343	0	1	0.117	0.323	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.092	0.289	0	1	0.061	0.240	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.227	0.420	0	1	0.219	0.415	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.097	0.296	0	1	0.092	0.290	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.024	0.154	0	1	0.026	0.158	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.304	0.769	1	4	1.281	0.750	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を除く)の対数値	10.319	1.848	7.090	15.522	10.202	1.808	7.090	15.522	12.413	1.223	10.060	14.562
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を除く, 改造年を反映)	8.180	6.961	0.000	37.615	8.091	7.059	0.000	37.615	9.750	4.876	4.773	18.661

[8]表11(3)右段 ケース1~3

Outcome variable: ΔV22(1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)

変数名	Total (N = 229)				Control group (N = 218)				Treated group (N = 11)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
ΔV22(1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	-1.031	7.570	-28.519	25.000	-0.984	7.640	-28.519	25.000	-1.950	6.230	-15.000	5.000
ln(K2 ₁₉₅₅)(1955年末, 鋼管用を含む)	10.149	1.494	7.090	15.486	10.053	1.442	7.090	15.486	12.052	1.248	10.060	14.027
V22 ₁₉₅₅ (1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	7.788	7.054	0.000	37.615	7.682	7.099	0.000	37.615	9.882	5.994	1.058	18.661
V22 ₁₉₆₀ (1960年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	6.757	6.881	0.000	28.000	6.698	6.805	0.000	28.000	7.932	8.541	0.000	22.000
製鋼ダミー(1955年末)	0.122	0.328	0	1	0.106	0.308	0	1	0.455	0.522	0	1
分塊・大型ダミー(1955年末)	0.083	0.276	0	1	0.055	0.229	0	1	0.636	0.505	0	1
厚板・薄板ダミー(1955年末)	0.210	0.408	0	1	0.202	0.402	0	1	0.364	0.505	0	1
線材・帯鋼ダミー(1955年末)	0.087	0.283	0	1	0.083	0.276	0	1	0.182	0.405	0	1
鋼管ダミー(1955年末)	0.114	0.318	0	1	0.119	0.325	0	1	0.000	0.000	0	0
工場数(1955年末)	1.297	0.743	1	4	1.275	0.723	1	4	1.727	1.009	1	4
生産設備(会社:1955年末, 鋼管用を含む)の対数値	10.360	1.806	7.090	15.522	10.256	1.770	7.090	15.522	12.415	1.226	10.060	14.574
ピンテージ(会社:1955年末, 鋼管用を含む, 改造年を反映)	7.864	6.825	0.000	37.615	7.769	6.903	0.000	37.615	9.759	4.866	4.773	18.661

表10 ATEモデルの推定結果:1950-55年

(1)生産設備の規模(公称年間能力)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta \ln(K1)$ (1949-55年, 鋼管用を除く)			$\Delta \ln(K2)$ (1949-55年, 鋼管用を含む)		
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース1	ケース2	ケース3
ATE	0.279 (1.17)	0.492 *** (2.81)	0.694 *** (3.77)	-0.105 (-0.45)	0.179 (0.97)	0.556 *** (2.65)
ATET	0.256 (0.83)	0.241 (0.99)	0.206 (0.93)	0.034 (0.13)	0.140 (0.72)	0.146 (0.73)
No. of obs.	146	146	146	162	162	162
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949}$	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949}$	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949},$ 会社属性

(2)ビンテージ(改造年を無視)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta V11$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)			$\Delta V21$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)		
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース1	ケース2	ケース3
ATE	-0.561 (-0.47)	-0.936 (-0.77)	-1.011 (-0.63)	0.791 (0.64)	-0.126 (-0.09)	-0.562 (-0.38)
ATET	0.022 (0.01)	-0.032 (-0.02)	0.013 (0.01)	0.382 (0.23)	0.051 (0.04)	-0.061 (-0.05)
No. of obs.	145	145	145	160	160	160
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949}$	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949}$	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949},$ 会社属性

(3)ビンテージ(改造年を反映)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta V12$ (1949-55年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)			$\Delta V22$ (1949-55年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)		
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース1	ケース2	ケース3
ATE	-1.440 (-1.00)	-0.666 (-0.49)	-2.696 ** (-1.98)	-0.900 (-0.65)	-0.392 (-0.26)	-2.133 * (-1.71)
ATET	-0.851 (-0.32)	-0.955 (-0.59)	0.322 (0.18)	-0.438 (-0.17)	-0.622 (-0.39)	0.002 (0.00)
No. of obs.	146	146	146	161	161	161
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949}$	$\ln(K1_{1949}), V11_{1949},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949}$	$\ln(K2_{1949}), V21_{1949},$ 会社属性

備考:(1)key conditioning variablesのうち会社属性は, その他のkey conditioning variableである生産設備とビンテージの会社別集計値, そして工場数である。

(2)表に掲げたkey conditioning variablesに加えて, 製鋼ダミーおよび設備種類ダミー(分解・大型ダミー, 厚板・薄板ダミー, 線材・帯鋼ダミー)をconditioning variablesとして用い, 更に, 生産設備・ビンテージが鋼管用を含む場合は鋼管ダミーを追加した。

(3)ATEはaverage treatment effect, ATETはaverage treatment effect on the treated groupのregression adjustment推定量である。パラメータ推定量の下の()内はheteroskedasticity-robust標準誤差に基づくt値であり, ***, **, *は有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。

表11 ATEモデルの推定結果:1955-60年

(1)生産設備の規模(公称年間能力)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta \ln(K1)$ (1955-60年, 鋼管用を除く)					$\Delta \ln(K2)$ (1955-60年, 鋼管用を含む)				
	ケース1	ケース2a	ケース3a	ケース2b	ケース3b	ケース1	ケース2a	ケース3a	ケース2b	ケース3b
ATE	0.479 ** (2.09)	0.483 *** (2.60)	0.055 (0.27)	0.623 *** (5.30)	0.591 *** (5.65)	0.530 ** (2.15)	0.579 *** (2.95)	-0.032 (-0.14)	0.729 *** (5.82)	0.695 *** (6.03)
ATET	0.165 (0.97)	0.234 (1.22)	0.254 (1.36)	0.219 (1.14)	0.247 (1.26)	0.175 (1.01)	0.242 (1.22)	0.292 (1.55)	0.231 (1.16)	0.284 (1.46)
No. of obs.	207	206	206	207	207	229	228	228	229	229
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1955}), V11_{1955}$	$\ln(K1_{1955}), V11_{1955},$ 会社属性	$\ln(K1_{1955}), V12_{1955}$	$\ln(K1_{1955}), V12_{1955},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1955}), V21_{1955}$	$\ln(K2_{1955}), V21_{1955},$ 会社属性	$\ln(K2_{1955}), V22_{1955}$	$\ln(K2_{1955}), V22_{1955},$ 会社属性

(2)ピンテージ(改造年を無視)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta V11$ (1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を無視)			$\Delta V21$ (1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を無視)		
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース1	ケース2	ケース3
ATE	-0.094 (-0.02)	4.460 (0.87)	11.758 *** (3.20)	0.052 (0.01)	4.042 (0.78)	14.078 *** (3.46)
ATET	2.799 (1.22)	3.098 (1.56)	2.825 (1.53)	3.198 (1.40)	3.566 * (1.80)	3.378 * (1.78)
No. of obs.	204	204	204	225	225	225
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1955}), V11_{1955}$	$\ln(K1_{1955}), V11_{1955},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1955}), V21_{1955}$	$\ln(K2_{1955}), V21_{1955},$ 会社属性

(3)ピンテージ(改造年を反映)に対する開銀融資の効果

outcome variable	$\Delta V12$ (1955-60年, 鋼管用を除く, 改造年を反映)			$\Delta V22$ (1955-60年, 鋼管用を含む, 改造年を反映)		
	ケース1	ケース2	ケース3	ケース1	ケース2	ケース3
ATE	-5.246 ** (-1.96)	0.657 (0.13)	-2.491 (-1.56)	-5.511 ** (-2.04)	0.058 (0.01)	-3.739 ** (-2.52)
ATET	-0.723 (-0.31)	-1.551 (-0.65)	-1.966 (-0.81)	-0.540 (-0.23)	-1.138 (-0.49)	-1.463 (-0.62)
No. of obs.	207	207	207	229	229	229
key conditioning variables	-	$\ln(K1_{1955}), V12_{1955}$	$\ln(K1_{1955}), V12_{1955},$ 会社属性	-	$\ln(K2_{1955}), V22_{1955}$	$\ln(K2_{1955}), V22_{1955},$ 会社属性

備考:(1)key conditioning variablesのうち会社属性は, その他のkey conditioning variableである生産設備とピンテージの会社別集計値, そして工場数である。

(2)表に掲げたkey conditioning variablesに加えて, 製鋼ダミーおよび設備種類ダミー(分解・大型ダミー, 厚板・薄板ダミー, 線材・帯鋼ダミー)をconditioning variablesとして用いた。

(3)ATEはaverage treatment effect, ATETはaverage treatment effect on the treated groupのregression adjustment推定量である。パラメータ推定量の下の()内はheteroskedasticity-robust標準誤差に基づくt値であり, ***, **, *は有意水準1%, 5%, 10%で統計的に有意であることを示す。