



RIETI Discussion Paper Series 08-J-035

日本の ODA による技術援助プログラムの定量的評価 —インドネシア鑄造産業における企業レベルデータ分析—

戸堂 康之
東京大学



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/>

日本の ODA による技術援助プログラムの定量的評価 - インドネシア鑄造産業における企業レベルデータ分析 - *

戸堂康之[†]

2008 年 6 月

概要

本稿は、日本の政府開発援助によるインドネシア鑄造産業に対する技術援助プログラムの効果を定量的に推計したものである。推計に当たっては独自に収集した企業レベルデータを利用し、プロペンシティ・スコア・マッチングに差の差の手法を合わせた推計を行った。その結果、技術援助プログラムが不良品率に与える効果は負で統計的に有意であることが見出されたが、これはこれらのプログラムが参加企業の技術レベルを向上させたことを示している。反面、プログラムの効果は参加企業に限定され、非参加企業に対する技術のスピルオーバーは見られなかった。さらに、JICA による日本の援助プロジェクトが終了した後に、インドネシアのカウンターパート機関が行った技術援助は平均的には効果がなかった。

キーワード: プロペンシティ・スコア・マッチング、インパクト評価、技術援助、政府開発援助

JEL classifications: F35, O12, O33

*本研究は、経済産業研究所における「開発援助のガバナンス構造」研究会および「開発援助の先端研究」研究会における研究成果の一部である。このような研究の機会を与えていただいたことに対して、経済産業研究所に深く御礼申し上げたい。また、青柳恵太郎、伊藤成朗、高野久紀、権赫旭、澤田康幸、藤田昌久、松浦寿幸の各氏、および経済産業研究所と日本大学でのセミナーの参加者より有意義なコメントをいただいた。さらに、国際協力機構（JICA）の本間徹、澁谷晃、吉村悦治、杉村佳信、小澤勝彦の各氏、およびインドネシア金属機械工業研究所（MIDC）のムハマド・フルコン、ヨハン・エンドロ・スサントの両氏にはデータ収集の際にご尽力いただいた。これら諸氏の協力がなければ、本研究のデータを収集することは不可能であった。また、本研究は日本学術振興会の科学研究費補助金（18330063）より助成を受けた。これらの方々・機関に対して謝意を表したい。ただし、本稿に記された意見は著者個人のものであり、経済産業研究所、経済産業省、JICA、MIDC、および著者に関係するいかなる団体を代表するものではない。

[†]東京大学新領域創成科学研究科国際協力学専攻准教授。〒 277-8563 千葉県柏市柏の葉 5-1-5（電子メール: yastodo@k.u-tokyo.ac.jp; ウェブページ: <http://park.itc.u-tokyo.ac.jp/yastodo/>)

1 はじめに

Romer (1990) に代表される内生的成長論は、技術進歩は長期的な経済成長の源泉であることを明確に示した。開発途上国の場合、先進国からの技術伝播が最も重要な技術進歩の要素であり (Grossman and Helpman, 1991, 第 11 章・第 12 章)、技術的な障壁が途上国の成長を阻む主因となる (Klenow and Rodriguez-Clare, 1997; Parente and Prescott, 2000; Caselli, 2005)。したがって、これまで多くの実証研究が技術伝播の現実的な経路を探求してきた。特に近年では、途上国の企業レベルデータが入手しやすくなったことやマイクロ計量経済学が発展したことに伴い、企業レベルデータを利用した研究が多い。例えば、Javorcik (2004) や Todo and Miyamoto (2006) などは直接投資を通じて技術が伝播するかを検証しているし、Blalock and Gertler (2004)、Van Biesebroeck (2005)、Amiti and Konings (2007) などは国際貿易による技術伝播を分析した。本稿は、技術伝播の経路として政府開発援助による技術援助プログラムに焦点を当て、日本の技術援助が途上国企業の技術レベルを向上させているかを、独自に収集したインドネシア鑄造産業の企業レベルデータによって検証する。

この研究は、以下の 3 つの先行する研究分野と関連している。まず第 1 に、Burnside and Dollar (2000) 以降、国レベルデータを用いた援助の効果分析の研究が大きく進展した。Burnside and Dollar (2000) は、適切な政策を行っている途上国では援助は経済成長に対する効果があるが、政策が適切ではない国では効果はないことを示した。しかし、それ以降の論文、例えば Hansen and Tarp (2001)、Easterly et al. (2004)、Roodman (2007) などは推計方法やデータを少し変えるだけで Burnside and Dollar (2000) とは異なる結果が得られることを見出している。したがって、援助が経済成長に与えるマクロ的な効果についてはいまだに評価は定まっていない。

先行研究のいくつかは、援助のうち特に技術援助を取り上げて、その成長効果を検証した。例えば、Gounder (2001) はフィジーの時系列データを、Kohama et al. (2003) は国レベルデータを利用して、援助を様々なタイプに分けてそれぞれの効果を推計し、技術援助は成長を促進することを示した。さらに、Sawada et al. (2007) は Benhabib and Spiegel (2005) の手法を利用して、技術援助は技術伝播を促進して全要素生産性を向上させることを見出している。これらの先行研究は国レベルの集計データに依存しているが、本稿は企業レベルデータを利用しているところに特徴がある。著者の知る限り、企業レベルデータを利用して開発援助による技術援助プログラムの効果を計量経済学的に推計した研究はいまだに存在しない。企業レベルデータを利用することによって、マクロデータでは検証が困難な分析、例えばどのような技術援助プログラムがより効果的か、プログラムに参加した企業から被参加企業への技術のスピルオーバーはあるのかといった分析が可能となる。

関連する第 2 の先行研究分野は、近年開発経済学で急速に発展している、マイクロデータを利用した開発プロジェクトのインパクト評価に関するものである。特筆すべきなのは、

Abhijit V. Banerjee が率いる the Abdul Latif Jameel Poverty Action Lab (J-PAL) による研究で、彼らは開発プロジェクトの評価は無作為実験 (randomized experiments) に基づくべきであるという主張を展開し (例えば、Banerjee, 2007 を参照)、実際にそのような無作為実験を途上国開発の現場で実施して数多くのプロジェクト評価を行っている (Miguel and Kremer, 2004; Chattopadhyay and Duflo, 2004, など)。なお、プロジェクトのインパクト評価の文脈では、無作為実験とは無作為 (ランダム) にプロジェクトの参加者・非参加者を割り当ててプロジェクトを行うことを指す。

本稿の研究は、技術援助プログラムの効果を測定するために企業レベルのマイクロデータを利用しているという点ではこの研究分野の流れに沿ったものである。既存の研究は、主に家計レベルデータを利用した教育、保健、衛生、貧困削減、マイクロ・ファイナンスに関するプロジェクト評価であり、技術援助プロジェクトの効果については著者の知る限りでは例がない。

ただし、本稿では無作為実験による評価を行っているわけではない。その理由の1つは、著者が援助プロジェクト終了後にデータを収集したためである。計画段階からプロジェクトに関われば無作為実験を行うことが可能であったかもしれない。しかし、企業に対して無作為に技術援助プロジェクトの参加・不参加を割り当てるのは倫理的・政治的理由から非常に困難が伴う。Banerjee (2007) においても、Ian Goldin、F. Halsey Rogers、Nicholas Stern らが開発政策の全ての分野で無作為実験が可能なのではないことを示唆しているし、この点については Banerjee 自身も認めている。企業に対する技術援助はそのような無作為実験が困難な分野のひとつであるように思われる。

第3に、本稿はプロペンシティ・スコア・マッチング (propensity score matching、以下では PSM と略称する) を利用した推計に関する研究の蓄積にも多くを負っている。無作為実験ができないときには、最小2乗法 (OLS) などの標準的な手法による推定量はプロジェクトの参加に関するセレクション・バイアスによって偏りが生じる。例えば、もし潜在的に技術進歩率の高い企業がプロジェクトへの参加を認められる傾向があるとすれば、プロジェクトの効果の OLS 推定値は正となるだろうが、それは企業の潜在力を示しているだけで、プロジェクトの効果を正しく反映したものではない。このようなセレクション・バイアスを修正するために、本稿では PSM に加えて、Heckman et al. (1997, 1998b) にしたがって「差の差の手法」(difference in differences、以下では DID と略称する) を用いて推計を行う。近年、PSM と DID を組み合わせた推計は途上国の被実験的なデータに広く応用されている。例えば、Arnold and Javorcik (2005) は外国企業による地場企業の買収が生産性に与える影響をインドネシアの企業レベルデータによって検証したし、van de Walle and Mu (2007) はベトナムにおける農村の道路建設の貧困に対する効果を家計レベルデータで評価した。

インドネシア鑄造産業は、開発援助による技術援助プログラムの効果を検証する目的のためには非常に興味深いケースである。なぜなら、日本はインドネシア鑄造産業に対して、ロー

カル企業に対する巡回技術指導や技術訓練プログラムの提供などを含む、多くの種類の技術援助プログラムを行ってきたからである。日本政府が手厚い技術援助をこの産業に対して行ったのは、1つにはこの産業が自動車産業や電機産業の部品を製造する産業であり、インドネシアの自動車産業・電機産業では多くの日系企業が操業しているために、これらの日系企業が国内部品産業の育成を望んだためであると考えられる。このような大規模な技術援助プログラムの効果を推計するために、著者は産業内のごく小規模の家族経営のものを除くほとんどの企業をカバーする 200 社に対するアンケート調査を行ってデータを収集した。

このデータに DID-PSM 推計を適用した結果、技術援助プログラムが企業の不良品率に与える平均的効果は負で統計的に有意であることが見出された。援助プログラムに参加することによって、企業は不良品率を平均で 13-16 パーセント（パーセンテージポイントではなく）減少させる。この減少率はプログラムに参加しない場合の平均減少率の 6 年分に当たる。したがって、技術援助プログラムへの参加によって企業は技術レベルを向上させていると結論づけられる。

しかし、次の 2 つの面から援助プログラムの効果は限定的であるといえる。まず第 1 に、援助プログラムの効果は参加企業に限られており、参加企業から非参加企業への技術のスピルオーバーは見られなかった。第 2 に、日本の技術援助プロジェクトの終了後に、インドネシアのカウンターパート機関によって独自に行われた企業への技術支援は効果がなかった。これは、カウンターパート機関への技術移転が援助プロジェクトの主要な目的のひとつであるにもかかわらず、この目的は達成されなかったことを示唆している。

本稿の以下の部分は次のように構成されている。第 2 節はインドネシア鑄造産業における日本の技術援助プログラムについて概観する。第 3 節はインパクト評価の手法について述べ、第 4 節はデータについて解説する。第 5 節では推計結果が示され、第 6 節では結論および政策的含意が述べられる。

2 日本の開発援助による技術援助プログラム

インドネシア鑄造産業における日本の開発援助による技術援助プログラムはいくつかの種類がある。特記すべきなのは、国際協力機構（JICA）によって 1999 年より 2004 年まで実施された『鑄造技術分野裾野産業育成計画』（以下、英語表記に従い SIDCAST プロジェクトと略称する）である。SIDCAST プロジェクトは現地のカウンターパート機関である金属機械工業研究所（MIDC と略記）との共同プロジェクトである。MIDC はインドネシア産業省の下部機関であり、バンドンに位置する¹。

SIDCAST プロジェクトの最終目標は、インドネシア鑄造産業における地元企業の技術・技

¹本節の記述は、MIDC and JICA (2002)、JICA (2004)、および著者による JICA や MIDC、企業からの聞き取りに基づく。

能レベルを向上させることである。対象となる技術分野は、鑄造に必要な技術のほとんどをカバーしている。この目標のために、JICA は MIDC に対して約 3 億円相当の機材を供与し、滞在期間が 2 年から 4 年の長期専門家を 8 名、6 ヶ月以下の短期専門家を 61 名派遣した。これらの専門家は供与された機材を利用して企業に対して技術援助を行った。さらに、援助プロジェクトの終了後も MIDC 自身の技術者による技術指導が可能となるように、MIDC の技術者に対する技術指導も行った。

SIDCAST プロジェクトの技術援助は次の 3 つの形態をとる。第 1 に、71 社に対して 192 の巡回技術指導を行った。巡回指導では、プロジェクトの技術者が企業を訪問して、企業の技術者に対して技術的な指導がなされた。第 2 に、技術者に対する研修コースが 18 回開催された。研修コースの期間はまちまちで、最短は 3 日、最長は 3 ヶ月であり、平均は約 20 日であった。参加者は 2 人から 60 人とやはりまちまちで、平均は 12.5 人であった。最後に、1 日研修セミナーが 6 回開催された。これら 3 つの形態の技術援助のいずれにおいても、日本人専門家および MIDC の技術者が共同で技術指導に当たったが、実際には日本人専門家を中心であったケースが多く、特に巡回指導においてその傾向が顕著であったという (JICA, 2004, p.14)。

SIDCAST プロジェクトに加えて、経済産業省所管の海外技術者研修協会 (AOTS) も研修コースを提供している。AOTS の主要目的は、途上国の技術者・管理者に対して技術研修を行うことであり、これらの研修コースの費用の一部は日本の政府開発援助によって負担されている。AOTS の研修コースでは、インドネシアを含む途上国の技術者・管理者が東京の研修センターで 9 日間から 13 週間の研修を受けた後、日本の民間企業で数ヶ月間実地研修を受ける。

さらに、日本の技術者は次の 2 つのプログラムを通じて、インドネシア企業に直接技術指導を行っている。1 つは経済産業省所管の海外貿易開発協会 (JODC) の専門家派遣事業によるものである。この制度の下で、毎年 200 人以上の日本人技術者が途上国に派遣されている。対象国は主としてアジアであり、インドネシアが全体の 25 % を占める。もう 1 つは、JICA のシニア海外ボランティア制度である。この制度の下では、毎年 400 人以上の主として定年後の専門家が途上国に派遣されており、インドネシアには約 6 % の専門家が派遣される。どちらの制度でも、日本人専門家は地元の企業・機関に対して最大 2 年の技術指導を行う。

3 推計の手法

3.1 インパクト評価における問題点とその解決法

本稿の中心的課題は、日本の援助による技術援助プログラムへの参加が企業の技術レベルに与える効果を推計することである。ここで、 D_{it} を企業 i が t 年に前節で述べた援助プログラ

ムのいずれかに参加したか否かを表すダミー変数とする。 $t+s$ 年における(ただし $s \geq 0$)企業の技術レベルの指標を $Y_{i,t+s}(D_{it})$ で表すが、これは技術レベルは技術プログラムに参加したかどうか依存することを示す。この時、プログラムの参加の効果は $Y_{i,t+s}(1) - Y_{i,t+s}(0)$ で表される。

この効果の推計において最も問題となるのは、もし企業 i がプログラムに参加していたら(言い方を変えれば、企業 i がトリートメント・グループに属していれば) $Y_{i,t+s}(0)$ は実際には観察できないし、もし参加していなかったら(コントロール・グループに属していたら) $Y_{i,t+s}(1)$ は観察できない。したがって、インパクト評価の標準的な手法は、次のように定義される「参加者にとっての参加したときの平均的効果」(average effect of treatment on the treated、以下 ATT と略記)を推計することが多い。

$$\begin{aligned} ATT &= E(Y_{i,t+s}(1) - Y_{i,t+s}(0) | D_{it} = 1, X_{i,t-1}) \\ &= E(Y_{i,t+s}(1) | D_{it} = 1, X_{i,t-1}) - E(Y_{i,t+s}(0) | D_{it} = 1, X_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $X_{i,t-1}$ は企業 i の $t-1$ 年、すなわちプログラム参加前の特徴を表す変数のベクトルである。式(1)の第1項である $E(Y_{i,t+s}(1) | D_{it} = 1, X_{i,t-1})$ は、現実の観測値の平均で置き換えることができる。しかし、第2項である $E(Y_{i,t+s}(0) | D_{it} = 1, X_{i,t-1})$ を推定することは難しい。なぜなら、 $Y_{i,t+s}(0)$ は企業 i がプログラムにも参加しなかった場合に達成される技術レベルであり、実際には観察できない。無作為実験によるデータであれば、これを非参加企業が達成した技術レベルの平均で置き換えることができる。しかし、本稿のように実験によらないデータの場合、プログラムの参加するか否かの意思決定は、企業の特徴 X に依存する。したがって、非参加企業の特徴は参加企業の特徴と異なる可能性が高く、非参加企業の技術レベルの平均値によって式(1)の第2項(参加企業が参加しなかった場合の技術レベルの平均値)の推計値とするわけにはいかない。

この問題を解決するために、Rosenbaum and Rubin (1983, 1985) はプロペンシティ・スコア・マッチング(PSM)の手法を開発し、Heckman et al. (1997, 1998b) および Heckman et al. (1998a) はそれを発展させた。PSM 推計においては、プログラムの各々の参加者を、その参加者と同様の特徴を持ち、したがってプログラムに参加する確率が同程度であるはずの非参加者とマッチングする。このようにしてマッチさせた非参加者のアウトカムの平均値は、参加者がもし参加しなかったときの仮想的なアウトカムの期待値の推計値として適切であると考えられる。したがって、ATT の PSM 推定量は次のように表される。

$$PSM = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} \left(Y_{i,t+s}(1) - \sum_{j \in I_0} W(P(X_{i,t-1}), P(X_{j,t-1})) Y_{j,t+s}(0) \right) \quad (2)$$

ここで、 I_1 および I_0 はそれぞれトリートメント・グループ(参加者集団)およびマッチされたコントロール・グループ(非参加者集団)を表し、 N はトリートメント・グループにおけ

る参加者数である。 $P(X)$ はプログラム以前の特徴 X に依存して決まるプログラムへの参加確率 (propensity score) であり、 W は参加者とマッチした非参加者の参加確率の差によって決まるウェイトである。

さらに、本稿のようにパネルデータが利用できる場合には、差の差の手法 (DID) を組み合わせて、Heckman et al. (1997, 1998b) が提唱する ATT の DID-PSM 推定量を利用することができる。 DID-PSM 推定量は次のように定義される。

$$DID-PSM = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1} \left(\Delta Y_{i,t+s}(1) - \sum_{j \in I_0} W(P(X_{i,t-1}), P(X_{j,t-1})) \Delta Y_{j,t+s}(0) \right) \quad (3)$$

ここで、 $\Delta Y_{i,t+s} \equiv Y_{i,t+s} - Y_{i,t-1}$ 、すなわち $\Delta Y_{i,t+s}$ は変数 Y の $(s+1)$ 階の差分である。 DID-PSM 推定量の利点は、時間に依存しない固定効果を除去することができることであり、Heckman et al. (1997, 1998b) や Smith and Todd (2005) は DID-PSM 推定量は DID を利用しない単純な PSM 推定量よりもパフォーマンスがよいことを示している。

3.2 DID-PSM 推計の実際の手順

本稿で利用するデータによって、技術援助プログラムの効果の DID-PSM 推定量を得るために、以下の手順で推計を行う。まず第 1 に、プログラムに対する参加がどのように決定されているかをプロビット・モデルによって推計する。ここで利用する説明変数は以下の通りである。(1) 重量で測った一人当たりの生産量、およびその 2 乗項。(2) 従業員数、およびその 2 乗項。(3) 高校以上の学歴を持つ従業員の割合。(4) 外国人従業員の割合。(5) 日本の援助プログラム以外 (例えば、多国籍企業や大学) から技術援助を受けたか否かを表すダミー変数。(6) 地域ダミー、および年ダミー。変数 (1) は生産性レベルの指標であり、(2) は企業規模の指標である。これらの 2 変数は参加確率に対して非線形の効果を持つことがわかったために、これらの 2 乗項も説明変数として加える。変数 (3)(4) がプログラムへの参加確率を決定するのは、これらが企業の生産性と相関するからである。さらに、高い教育レベルをもつ従業員や外国人従業員は援助プログラムの情報を得やすく、プログラム担当者との人的ネットワークをより強く有するため、プログラムへの参加に影響を与えられられる。日本の援助プログラムに参加している企業は、他の技術援助プログラムにも参加している可能性が高いため、これらの他のプログラムの効果と援助プログラムの効果を識別するために、変数 (5) を説明変数として加える²。

次に、以上のプロビット推計から得られた参加確率を基に、カリパー (caliper)・マッチングおよびカーネル (kernel)・マッチングの 2 つの方法で参加企業と非参加企業とをマッチさ

²これ以外にも潜在的な説明変数として資本ストック量が考えられる。資本ストック量そのものはデータに含まれないが、主要な資本である溶解炉のキャパシティや種類 (電気炉、キューボラ、もしくはより伝統的なトウキのいずれか) に関するデータは含まれる。しかし、これらの変数を参加確率の変数として利用しても、その効果は統計的に有意でなかった。したがって、本稿ではこれらの変数を使わない。

せる。いずれの場合でも common support condition を課し、最大の参加確率を持つ非参加企業よりも参加確率が高い参加企業、および最小の参加確率を持つ非参加企業よりも参加確率が低い参加企業をサンプルから除く。カリパー・マッチングでは、それぞれの参加企業を、非参加企業のうちで参加確率が最も近く、しかも参加確率の差がある一定の幅（カリパー）内に収まっている企業とマッチする。本稿ではカリパーを 0.05 とする。カーネル・マッチングでは、それぞれの参加企業を非参加企業の加重平均とマッチする。この場合の加重関数はすなわち式 (3) の W に相当するが、これは次に式で与えられる。

$$W(P(X_{i,t-1}), P(X_{j,t-1})) = \frac{G(P(X_{j,t-1}) - P(X_{i,t-1})) / a_n}{\sum_{k \in I_0} G(P(X_{k,t-1}) - P(X_{i,t-1})) / a_n}$$

ここで、 G は Epanechnikov カーネル関数を用い、 a_n 、すなわちバンド幅 (bandwidth) は 0.06 とおく³。

本稿では Arnold and Javorcik (2005) に従い、参加企業をマッチするときに同じ年の非参加企業に限定する。職業訓練プログラムの効果の評価に関する分析において、Heckman et al. (1997) は参加者と同じ地域に住む非参加者をマッチさせた場合に推計のパフォーマンスがよいことを見出し、したがってマッチング推計において地理的なミスマッチは避けるべきだと主張した。本稿のケースでは、6 年間のパネルデータを利用しているために、時間的なミスマッチが地理的なミスマッチよりも問題であると考えられる。なお、本稿のケースでは企業はインドネシアの 4 つの地域に集積しているために、地理的なミスマッチもむろんありうる。しかし、地理的にもマッチさせるとマッチできないケースが増え、サンプルのサイズが著しく小さくなってしまふ。したがって、本稿では地理的なミスマッチは許容せざるを得ない。

さて、マッチングがなされた後には、参加企業とマッチされた非参加企業とはプログラム前には同じような特徴を持っていなければならない。これをチェックするために、以下のような 2 種類のバランス検定を実施する。まず第 1 に、プロビット推定で利用した説明変数の平均値が、参加企業とマッチされた非参加企業とで異なるかどうかについて、 t 検定を実施する。さらに、Girma and Görg (2007) にしたがって、Hotelling の T^2 乗検定を行い、2 つのグループの平均値が同じであることが全ての説明変数について成り立つという仮説を検定する。第 2 に、マッチング後の参加企業と非参加企業をプールしたサンプルでプロビット推計を行う。もしマッチングが適切になされているならば、このプロビット推計では説明変数は何の説明力も持たないはずである。Sianesi (2004) にしたがって、これを尤度比検定によって検定し、さらにマッチング前と後のプロビット推計における擬似決定係数も比較する。

³他によく利用されるカーネル関数は Gaussian である。また、local linear matching と呼ばれる一般化されたカーネル・マッチングの手法も Heckman et al. (1997, 1998b) によって提唱されている。Fan (1992) によると、local linear matching による推定量が通常のカーネルを使った推定量よりも優れているのは、様々な確率密度関数に対する適応力があるからである。したがって、Gaussian カーネルや local linear matching を利用して推計を試みたが、Epanechnikov カーネル関数を利用した場合とほとんど結果は変わらなかった。ただし、Gaussian カーネルや local linear matching を使った場合には、後で述べるバランス検定をパスしないこともあったため、本稿では Epanechnikov カーネル関数を利用する。

これらのバランス検定がパスできたならば、最後に式(3)にしたがって DID-PSM 推計値を計算する。2000-2005 年の 6 年間のパネルデータを活用して、プログラムとその評価との間隔、すなわち式(3)の s は 0 または 1 とおく⁴。すなわち、技術援助プログラムの即時的な効果と 1 年後の効果を測定する。Smith and Todd (2005) にしたがって、DID-PSM 推定量の標準誤差はブート・ストラッピングによって得る。PSM を使った先行研究のほとんどはブート・ストラッピングを利用しているが、これは PSM 推計には複数のステップがあり、そのために 1 つのステップで得られる標準的な推定量にくらべて PSM 推定量はより大きな分散を持つからである⁵。

4 データ

4.1 企業レベル調査によるデータセット

技術援助プログラムの効果推計のために、MIDC の協力の下、2006 年 11 月から 2007 年 5 月⁶にかけてインドネシア鑄造産業において独自の企業調査を行った⁷。質問表が 200 企業に郵送され、MIDC のスタッフが直接企業を訪問して回答を回収した。MIDC によるとこれらの 200 企業は、非常に小規模の家族経営の企業を除けば鑄造産業の企業をほぼ網羅しているという。これらの企業は 4 つの地域、すなわち(1)ジャカルタ、ベカシ、バンドンを含む西部ジャワ⁸、(2)中央ジャワのクラテン、(3)東ジャワのスラバヤ、モジョケルトなど、(4)スマトラ島のメダンに集積している。これらの鑄造企業は、主として自動車産業や電機産業の部品を製造しており、その製品はレバーや滑車などの単純なものから、クランク・シャフトやシリンダー・ヘッドなどの高度な技術を要するものまで含まれる。200 企業のうち 150 企業が回答をし、回答率は 75 %であった。この回答率はこの種の調査としてはかなり高いものである。この企業調査で収集されたデータには、2000-2005 年の 6 年間にわたる生産量、投入量、技術指標に関するものや技術援助プログラムに参加したか否かに関する情報が含まれている。回答した企業の中には 2000 年以降に設立されたものがあるし、記録のない年については回答しなかった企業もあるので、もともとのデータセットは 659 の企業 × 年のオブザベーションより成る。

本稿で利用する技術指標は、鑄造産業において広く技術指標として利用されている企業レ

⁴より大きな s を使うと、サンプルが非常に小さくなってしまふ。したがって、2 以上の s は使った推計は行わない。

⁵実際の推計では、Stata のコマンドである Leuven and Sianesi (2003) による `psmatch2` と `bootstrap` を利用した。

⁶比較的長期間調査に要したのは、2007 年初頭にインドネシアで洪水が起き、調査が遅延したためである。

⁷MIDC と協力して調査を行ったのは、MIDC が鑄造産業の企業と密接な関係にあるために、MIDC と協力した方がより多くの企業から回答が得られると考えたからである。ただし、MIDC は援助プログラムの当事者であるために、企業の回答にバイアスがかかる可能性があることは否定できない。

⁸「西ジャワ」は州の名称であり、西ジャワにはジャカルタは含まれない。本稿ではジャカルタを含む地域を「西部ジャワ」と定義して、西ジャワ州とは区別して使用する。

ベルの不良品率である⁹。不良品率を技術指標として利用する際の欠点は、もし企業が技術レベルを向上させたためにより高度な製品の製造に転換すれば、不良品率はむしろ上がることも考えられることだ。したがって、不良品率の変化は技術レベルの向上を過小評価している可能性があることは理解しておく必要がある。

大部分の企業は、不良品率として詳細な数字を回答しているが、中には毎年5%もしくは10%といったラフな数字を回答している企業もある。これらの企業はサンプルから除いた。また、企業によっては複数の原料（鉄、アルミなど）を使って製品を製造しているが、この場合にはそれぞれの原料について不良品率を問うている。これらの企業においては、重量ベースで加重平均した不良品率を利用する¹⁰。

プログラム参加前の特徴を利用してマッチングして、DIDによって参加前と参加後の技術レベルの差分を取るために、推計に利用するサンプルにおける各オブザベーションは複数年の情報を含む。以下の記述を簡便にするために、 t 年における1つの「オブザベーション」とは(1) t 年にその企業が援助プログラムに参加したかどうか、(2) $t+s$ 年の不良品率(s は0または1)、(3) $t-1$ 年の不良品率およびその他の変数の情報を含んでいると定義しよう。(1)から(3)の情報のうち、いずれかでも欠落しているオブザベーションはサンプルから除かれる。さらに、それ以前の情報がないうえに、2000年におけるオブザベーションは全て除かざるを得ない¹¹。さらに、2005年におけるオブザベーションは全て除かれる。 $s=1$ の時には2006年の不良品率のデータがないので当然であるし、 $s=0$ の時にもSIDCASTプロジェクトは2004年で終了しているためである。これらのデータ整理のプロセスによって85企業に対する285のオブザベーションが得られた。

4.2 データの描写・要約

サンプルにおける285の企業×年のオブザベーション（以下では、記述を簡便にするために単に「企業」と呼ぶ）のうち、93企業は日本の開発援助による技術援助プログラム（SIDCASTプロジェクトの巡回指導、研修コース、1日セミナー、AOTSの研修プログラム、JODCの専門家やJICAのシニアボランティアによる技術指導）のうち1つ以上に参加している（表1のパネルA）。これらのうち、88企業はSIDCASTプロジェクトに参加しているが、そのうち65は巡回指導を受け、62は研修コースに、42は1日セミナーに参加した。シニアボランティアに指導を受けた企業は27あるが、AOTSやJODCのプログラムに参加した企業はわずかである。また、表1は多くの企業が1年の間に複数の援助プログラムに参加していることを示唆している。例えば、SIDCASTプロジェクトの巡回指導を受けた65企業のうち、42

⁹技術指標の候補として、例えば全要素生産性なども考えられるが、本稿のデータには資本ストック量が含まれないので、全要素生産性を計算することができない。資本ストック量のデータを収集しなかったのは、MIDCよりほとんどの中小企業では資本ストック量を把握していないとの情報を得たからである。

¹⁰売上ベースの加重平均のほうが適切かもしれないが、売上高を回答しない企業が多いために、重量ベースとした。

¹¹ただし、2000年の情報は2001年のオブザベーションに利用される。

企業は研修コースに、31は1日セミナーに参加した。また、シニアボランティアによる技術指導を受けた27企業のうち、23企業はSIDCASTプロジェクトの何らかのプログラムに参加した。

表1は、プログラムへの参加企業の地理的な分布も示しているが、一見して参加企業が中央ジャワに集中していることがわかる。中央ジャワの144企業のうち、47%にのぼる67企業が日本の援助プログラムに参加したが、他の地域では全企業数141に対して26企業(18%)しか参加しなかった。AOTSとJODCのプログラム参加企業が西部ジャワに集中していることを除けば、中央ジャワへの集中はほとんどの種類のプログラムに見られる。

年ごとの参加企業数は同じ表のパネルBに示されている。これによると、技術援助プログラム実施の程度は2002年に多少大きい他は、年によって大きな差は見られない。この表はカッコつきで2005年にもSIDCASTプロジェクトの参加企業数を示しているが、このプロジェクトは2004年に終了しているため、この数字はプロジェクト終了後にインドネシアカウンターパート機関であるMIDCが独自に行った技術援助に対する参加企業数を表す。MIDC独自の技術援助に参加した企業数は18であり、MIDCがSIDCASTプロジェクト終了後も積極的に技術援助を行っていることが知れる¹²

表2は推計に使われる変数の基本等計量を示す。不良品率は企業によって大きく異なり、最低は0.1%、最高は30%であった。平均的には不良品率は年々減少しており、減少率の平均は-2.5%である。労働者一人当たりの売上高は多くの企業で欠落しているが、データがある企業で見ると上昇傾向にあることがわかる。従業員数の平均は79人であるが、その中央値は36であり、285企業のうち230は100人以下の従業員数であった。したがって、サンプル内の企業の多くは中小企業であることが見て取れる。高校以上の学歴を持つ従業員の割合は平均で4%であり、その教育レベルは低い。ほとんどの企業で外国人労働者(多くは先進国からの技術者)はおらず、全従業員数に占めるシェアは平均で0.1%であった。また、全企業の20%は日本の開発援助と無関係の技術援助プログラムに参加しているが、これらのプログラムの多くは取引先である多国籍企業や大学によるものである。

5 推計結果

5.1 援助プログラムの平均効果

ベンチマークとなる推計では、日本の開発援助による何らかの技術援助プログラムに参加したときの効果を推計する。第2節で紹介したように、日本の技術援助プログラムにはいくつかの種類があり、それぞれが異なる効果を持つ可能性があるが、ここでは以下の2つの理由からそれぞれのプログラムの効果を推計することはしない。まず第1に、各々のプログラ

¹²ただし、日本の技術援助プログラムの効果を推計する際には、MIDC独自のプログラムは含めない。

ムに限定して効果を推計しようとする、参加企業数が少なくなって推計に適さない。特に、AOTS、JODC、シニアボランティアの参加企業は少なく、これらのプログラムの各々の効果を推計することは難しい。第2に、第4.2節で述べたように、多くの企業は同じ年に同時に複数のプログラムに参加している。したがって、これらの企業において各々のプログラムの効果を分けて推計することはかなり困難である。

第3節で展開された推計の手順に従い、まずマッチングの前段階として何らかの援助プロジェクトへの参加確率を決定する要因分析のためのプロビット推計を行う。その結果は表3の第1列に示されている¹³が、以下のように要約できる。まず第1に、技術指標のひとつである、重量で量った従業員一人当たりの生産量は、参加確率に対して逆U字型の効果を及ぼす。つまり、ある程度のレベルまでは一人当たり生産量の増加は参加確率を増加させるが、それ以上では逆の効果となる。第2に、規模の指標である従業員数も逆U字型の効果を持つ。規模が小さいうちは、規模の拡大はプログラムへの参加確率を増やすが、非常に規模が大きいとそのような関係は見られない。第3に、教育レベルの高い従業員の割合は参加確率と正の相関関係を持つ。これは、教育レベルの高い従業員は援助プログラムに関する情報を得やすいという予想を裏付けている。第4に、外国人従業員の割合の効果は有意ではなかった¹⁴。最後に、日本の援助プログラムへの参加と他機関による技術援助プログラムへの参加とは相関している。表の下から2行目に示された擬似決定係数は0.37であり、このプロビット推計が十分に説明力が高いことを示している。

この結果は、トリートメント・グループ（参加企業）とコントロール・グループ（非参加企業）とでは、その特徴が大きく異なることを示す。したがって、単純に両グループの不良品率の差異を見るだけでは、技術援助の効果とその他の企業レベルの特徴との効果、例えば企業規模の効果や他機関の技術援助プログラムによる効果とを区別することはできない。

そのため、プロビット推計から得られた参加確率の予測値を基に、カリパーもしくはカーネル・マッチングによって参加企業を同様の参加確率、すなわち同様の特徴を持つ非参加企業とマッチさせ、参加企業とマッチさせた非参加企業の不良品率の平均値の差異を計る。この場合、マッチさせた非参加企業の不良品率の平均は、参加企業がもし援助プログラムに参加しなかった場合に達成した不良品率の期待値の適切な推定量と考えられる。

マッチング後に、第3.2節で記した2種類のバランス検定を行う。1つは、参加企業グループとマッチング後の非参加企業グループとの平均的な特徴の差異を、単純なt検定およびホテリングのT²乗検定で分析するものである。もう1つは、参加企業グループとマッチング後の非参加企業グループをプールしたサンプルでは、もともとの参加確率を決定していた変数が説明力を持たないことを示すための、擬似決定係数の比較、および尤度比検定である。表

¹³第2列は、SIDCASTプロジェクトへの参加確率のためのプロビット推計である。

¹⁴Heckman et al. (1998a) や Smith and Todd (2005) は、PSM 推定量は参加確率の推計における説明変数の選択に大きく依存することを見出した。したがって、本稿でも外国人従業員の割合を除いて推計を行ったが、結果はほとんど同様であった。

4 に示された t 検定やホテリング検定による結果によると、参加企業グループとマッチング後の非参加企業グループの平均的特徴には統計的に優位な差はない。しかも、マッチング前のプロビット推計の擬似決定係数は非常に高いにもかかわらず、マッチング後にはかなり低くなっている。尤度比検定の p 値を見ても、マッチング後のプロビット推計では説明変数の係数がすべて 0 であるという仮説を棄却できない。¹⁵ これらの結果から、カリパー・マッチングおよびカーネル・マッチングの両方で、参加企業とマッチング後の非参加企業の特徴に優位な差がないと結論づけることができる。

この参加企業グループとマッチ後の非参加企業グループを用いて、式 (3) で与えられた、参加企業の参加による平均効果 (ATT) の DID-PSM 推計値を計算する。援助プログラムの参加時期とインパクト評価の時期の時間差を 0 または 1 年とし、その結果を表 5 に提示する。アウトカムを不良品率の対数値で表し、DID によって 1 階の階差をとっているため、実際に比較しているのは参加企業グループとマッチング後の非参加企業グループとの不良品率の増加率である。参考のため、マッチング前のサンプルを使ってプログラムへの参加の効果を最小 2 乗法で推計し、その結果を第 1 列および第 4 列に示したが、これによるとマッチング前には参加企業と非参加企業とで不良品率の増加率に有意な差はない。しかし、表 5 の第 2・3・5・6 列に示されるように、マッチング後には異なる結果が得られた。マッチングの手法がカリパーかカーネルか、参加と評価のタイムラグが 0 年か 1 年かの違いに関わらず、援助プログラムへの参加は不良品率の増加に負で 5 % レベルで有意な効果があった¹⁶。なお、マッチング前の OLS 推計と DID-PSM 推計の結果の差は、潜在的に成長力の弱い企業が援助プログラムに参加していることを示唆するものである。

これらの推計結果によると、企業は援助プログラムに参加することによって、その年の内に平均的に不良品率を 13-15 % (パーセンテージポイントではなく) 減少させ、次の年にもさらに 1-3 % 減少させている。非参加企業の不良品率の減少率の平均値は年率 2.5 % なの¹⁷、援助プログラムへの参加は 6 年分の技術レベルの向上をもたらすと解釈できる。つまり、日本の援助プログラムは確かに地元企業の技術レベルの向上に貢献しており、その効果の大きさは決して小さなものではないと結論づけられる。

5.2 SIDCAST プロジェクトの効果

すでに述べたように、プログラム参加企業は複数の技術援助プログラムに同時に参加していることが多いので、それぞれのプログラムの効果を区別して測定するのは難しい。しかし、

¹⁵表 4 において、カーネル・マッチングによるオブザベーション数がカリパー・マッチングのケースよりも大きいのは、カリパー・マッチングでは各参加企業のカリパー内に非参加企業が存在しなければサンプルから除かれてしまうからである。

¹⁶この結果の頑健性をチェックするために、プログラムへの参加を表すダミー以外にも、プログラム後の特徴を表す変数や、地域および年ダミーを入れて OLS 推計してみたが、結果は実質的に変わらなかった。

¹⁷表 2 によると、全企業平均もやはり 2.5 % である。

この小節では特に主要な援助プログラムである JICA の SIDCAST プロジェクトの 3 つのプログラム（巡回指導、研修コース、1 日セミナー）の効果の推計を試みる。まず始めに、3 つのプログラムのいずれかのプログラムへの参加の平均的な効果を推計する。この場合、コントロール・グループはその他の援助プログラムのいずれにも参加していない企業とする。表 3 の第 2 列に示されたプロビット推計は第 1 列の推計結果とほとんど変わらない。この結果を用いてマッチングを行ったが、マッチング後の非参加企業グループの特徴は参加企業グループの特徴と有意な差異がないことが、バランス検定によって確かめられた¹⁸。このようにして得られた参加企業グループとマッチング後の非参加企業グループを用いて DID-PSM 推計を行った結果、SIDCAST プロジェクトに参加することによって企業の不良品率は有意に（少なくとも 10 % レベルで）減少することが明らかとなった（表 6 のパネル A）。日本の援助プログラムのうちの何らかのものに参加した 93 企業のうち 88 企業が SIDCAST プロジェクトに参加していること（表 1）を考えれば、援助プログラム全体と（第 4.1 節）と同様の結果が得られたのも当然ではある。

さらに、SIDCAST プロジェクトの 3 つのプログラムのそれぞれの平均効果を区別して推計した。表 6 のパネル B-D は巡回指導、研修コース、1 日セミナーの効果を示しているが、これによると巡回指導と研修コースの効果は統計的に有意であるが、1 日セミナーの効果は有意ではない。これらの 3 つのプログラムに重複して参加している企業が多数あることから、この結果は必ずしも各々のプログラム単独の効果を表すものではなく、結果の解釈には注意が必要である。厳密に言えば、ここで推計された効果は各々のプログラムに参加し、しかもその他のプログラムにも平均的な度合いで参加したときに得られる効果の平均値である。

しかし、このように注意が必要ではあるものの、巡回指導および研修コースと 1 日セミナーとの効果の違いは注目に値する。なぜなら、この違いはこれらのプログラムの内容の濃さを反映していると考えられるからである。1 日セミナーは文字通り 1 日だけの研修であるが、研修コースは平均 12.5 日間のプログラムである。巡回指導もまた 1 日のプログラムであるが、一般的な知識の研修のためのセミナーとは異なり、1 つの企業が対象であるので、その企業のニーズに合った質の高い技術指導を行うことができる。さらに、いくつかの企業は巡回指導の「ターゲット企業」として選ばれ、繰り返し巡回指導を受けている（JICA, 2004）。したがって、1 日セミナーの効果が見られないのは、技術移転にはある程度の期間にわたる研修や技術指導が必要であることを示唆している。

5.3 地域内の技術のスピルオーバー

以上の分析の 1 つの欠点は、もし援助プログラムに参加した企業から非参加企業へと技術がスピルオーバーすれば、その外部性によって援助プログラムの効果は過小評価されている

¹⁸紙面の節約のために結果は表示しない。

ことである。例えば、極端なケースとして企業間で技術が完全にスピルオーバーすると仮定すれば、援助プログラムによって技術レベルが向上したとしても参加企業と非参加企業の技術レベルの差はない。したがって、この場合には DID-PSM 推計によっては援助プログラムの効果を推計することができない。したがって、技術のスピルオーバーがあるかないかは本稿の推計結果の解釈を大きく左右する。

このような技術のスピルオーバーの有無を検証するために、ここでは地域内のスピルオーバーに焦点を当てる。「地域内スピルオーバー」とは、鑄造企業が集積する4つの地域のそれぞれの中で企業間の技術のスピルオーバーを指す。地域内のスピルオーバーに焦点を当てるのは、Jaffe et al. (1993) や Branstetter (2001) が見出したように、技術のスピルオーバーは地理的な制約が強く、もしスピルオーバーがあるとすれば地域内で起こっている可能性が高いからである。本稿のケースでは援助プログラムに参加した企業は中央ジャワに集中していることから(表1) もしこのような地域内のスピルオーバーが起きていれば、援助プログラムに参加しなかった中央ジャワの企業は、その他の地域の非参加企業にくらべて、技術レベルをより大きく進歩させているはずである。

この仮説を検証するために、非参加企業のみを使って、中央ジャワダミーの不良品率の増加率に対する効果を OLS によって推計した。ここで「非参加企業」とは、直近の3年間でいかなる援助プログラムにも参加しなかった企業である。表7の第1列に示された結果は、ダミーの効果は正で有意であり、すなわち中央ジャワの企業はその他の地域の企業よりも不良品率の減少が緩やかであり、技術進歩率が低いことを示している。

しかし、このことは必ずしも地域内のスピルオーバーがないことを示すわけではない。もし、中央ジャワの企業が潜在的に技術進歩率が非常に低ければ、援助プログラムからのスピルオーバーの効果があっても、平均的にはその他の地域の企業よりも技術進歩率が低いことは十分に考えられる。

したがって、本節の分析ではやはり PSM 推計によって、OLS による偏りを修正する。ここでは、トリートメント・グループは中央ジャワの非参加企業であり、コントロール・グループはその他の地域の非参加企業である。中央ジャワの非参加企業のそれぞれに、同様の特徴を持つその他の地域の非参加企業をマッチさせる。バランス検定によれば、マッチング前には他の地域の非参加企業は中央ジャワの非参加企業にくらべて従業員の教育レベルが低く、他機関の技術援助の程度も低い。マッチング後にはそのような差は見られない。表7の第2列と第3列は PSM 推計の結果を示すが、これによると中央ジャワの非参加企業とその他の地域の非参加企業の不良品率の増加率の差は有意ではない。つまり、日本の援助プログラムの効果は参加企業に限定され、参加企業から非参加企業への技術のスピルオーバーは見られない。したがって、第5.1節で示された援助プログラムの効果が技術のスピルオーバーという外部性の存在によって過小評価されている可能性は低い。

5.4 現地カウンターパート機関による技術援助プログラムの効果

第2節で記されたように、日本の援助による SIDCAST プロジェクトは2004年に終了した。しかし、その後もインドネシア側カウンターパート機関である MIDC が現地企業への技術援助プログラムを日本の協力なしに独自に継続して行っている。そもそも、SIDCAST プロジェクトの大きな目標の一つは、MIDC の技術者に技術を移転し、かれらが独自の技術援助を行えるようにすることであった。本稿のデータは2005年に行われた MIDC 独自のプログラムへの参加に関するデータを含んでいるので、MIDC 独自のプログラムの効果を測定することも可能である。

ただし、そのような MIDC のプログラムに参加した企業数は18と少なく(表1)、サンプルが小さすぎてその効果を単独で計することは困難である。したがって、ここでは2005年の MIDC 独自のプログラムを含め、2001年から2005年までに SIDCAST プロジェクト関連で何らかのプログラムに参加した時の効果を推計した。その上で、第5.1節で示された2001-2004年までの日本の援助に限定したプログラムの効果と比較することで MIDC 独自のプログラムの効果について推察することができると思われる。

その結果は表8に示されているが、いずれの場合にもプログラムは有意な効果を持たない。2001-2004年の日本の援助によるプログラムは負で有意な効果を持っていたことから、この結果は MIDC 独自のプログラムは参加した企業の技術レベルを向上させた効果を持たないことを示唆している。つまり、日本の援助による SIDCAST プロジェクトは、参加した企業の技術レベルを向上させるという目的は達成したが、現地のカウンターパート機関へ技術を移転するというたというもうひとつの重要な目的は達成することができなかった。残念ながら、SIDCAST プロジェクトは日本人技術者が駐在していたプロジェクト期間にのみ効果的であり、その効果はプロジェクト終了後にまで続くことはなかったのである。

5.5 その他の期間による技術援助プログラムの効果

日本の援助による技術援助プログラム以外に、例えば外国企業や大学によっても技術援助プログラムは供与されている。本稿のサンプルの285のオブザベーション中、60はそのような他機関からの技術援助を受けている。したがって、このような技術援助の効果をこれまでと同様の DID-PSM 推計によって計測した。この場合、第1段階のプロビット推計では、他機関の技術援助に参加したか否かが被説明変数となり、日本の援助プログラムに参加したか否かが説明変数のひとつとなる。バランス検定の結果、マッチング後には他機関の技術援助プログラムへの参加企業とマッチング後の非参加企業の特徴は同様であることが示された。これらの2つのグループを利用した DID-PSM 推計の結果は表9に示されているが、この結果は他機関の技術援助への参加による平均的な効果は有意でないことを示している。

ただし、本稿のデータには他機関の技術援助に関する詳細な情報は含まれておらず、どのようなタイプの技術援助か、どの程度の援助かは不明である。したがって、他機関の技術援助の平均的な効果はないとする以上の結果から、外国企業や大学による技術援助の全てが効果がないと結論づけることはできない。しかし、この結果は、途上国における地場企業に対して効果的な技術援助プログラムを供与することは必ずしも簡単ではないことを示している。したがって、第 5.1 節で見出された日本の援助プログラムが効果的であったという結果は強調されてよい。

6 結語

本稿は、独自の企業レベルのデータを用いて、インドネシア鑄造産業における日本の開発援助による技術援助プログラムの効果を、差の差の手法とプロペンシティ・スコア・マッチングの手法を組み合わせて推計した。その結果、日本の技術援助プログラムへの参加によって、企業は不良品率を有意に減少させていることがわかったが、これは技術援助プログラムが参加企業の技術レベルを向上させたことを示している。様々なタイプの援助プログラムの中で、1 日セミナーは効果が見られなかったが、これはおそらく研修期間が短いことによると思われる。しかし、援助プログラムの効果は参加企業に限定され、参加企業から非参加企業への技術のスピルオーバーは見出せなかった。さらに、日本の援助プロジェクトが終了した後にインドネシアのカウンターパート機関が独自に行った技術援助の効果は見られなかった。日本の援助以外の技術援助プログラムの効果も有意ではなかった。

つまり、日本の技術援助プログラムは参加企業への技術移転に成功したと言える。推計によれば、援助プログラムへの参加によって不良品率は平均的に約 15 % (パーセンテージポイントではない) 減少するが、これはプログラムに参加しない場合の 6 年分の減少分であり、援助プログラムの効果は小さくはない。このような鑄造企業における技術レベルの向上は、さらに川下産業、例えば自動車産業や電機産業の生産性向上をもたらし、それらの産業の発展に寄与するであろう。このような効果を数量的に計測することは本稿では行わないが、このような川下産業との連携効果によって、援助プログラムの効果が拡大することは確実である。

しかし一方で、日本の援助プログラムは 2 つの点で不十分であることも示された。1 つは、参加企業から非参加企業への技術のスピルオーバーがないこと、もう 1 点は、JICA の SIDCAST プロジェクトにおけるインドネシア側カウンターパート機関への技術移転に成功していない点である。特に後者の点は、プロジェクトの効果が短期間にとどまっていることを示しており、費用と長期的な便益の比較の点から大きな問題である。つまり、SIDCAST プロジェクトの費用の多くの部分が、技術指導のための 3 億円分の工作機械等の設備に使用されているが、これらの設備の耐用年数はプロジェクト期間の 5 年間をはるかに越える。したがって、もし JICA 撤退後のカウンターパートによる技術援助プログラムの効果がないのであれば、便益は

短期的なものにとどまり、それにくらべてプロジェクトの費用が高すぎる可能性が高い。これらの分析結果を踏まえて、今後の技術援助プログラムは技術のスピルオーバーや途上国の技術援助機関の育成により多くの資源を投入することが望まれる。

本研究のひとつの大きな欠点は、SIDCAST プロジェクトの終了後にデータを収集しているために、回顧データに依存している点である。例えば表 3 のプロビット推計で擬似決定係数が 0.37 とかなり大きなものになっているのに示されるように、収集されたデータは本稿の計量モデルに十分にフィットしているように思われるが、むしろプロジェクト開始前から毎年データを収集する方がより適切なデータが得られると思われる。また、開始前からプロジェクトに関わることで、Banerjee (2007) が主張するように無作為実験によるインパクト評価が可能となる可能性もある。したがって、今後は開発援助機関が技術援助プロジェクトを実施するに当たって、無作為実験を行ったり、プロジェクト開始前と開始後に定量的な企業レベルデータを収集したりすることで、より正確に数量的な開発援助プロジェクトの効果分析が行われることを期待したい。

参考文献

- Amiti, Mary and Jozef Konings (2007) "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, pp. 1611–1638.
- Arnold, Jens Matthias and Beata Smarzynska Javorcik (2005) "Gifted Kids or Pushy Parents? Foreign Acquisitions and Plant Performance in Indonesia." World Bank Policy Research Working Paper, No. 3139.
- Banerjee, Abhijit V. (2007) *Making Aid Work*, Boston: The MIT Press.
- Benhabib, Jess and Mark M. Spiegel (2005) "Human Capital and Technology Diffusion," in Philippe Aghion and Steven N. Durlauf eds. *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: North Holland.
- Blalock, Garrick and Paul Gertler (2004) "Learning from Exporting Revisited in a Less Developed Setting," *Journal of Development Economics*, Vol. 75, No. 2, pp. 397–416.
- Branstetter, Lee (2001) "Are Knowledge Spillovers International or Intranational in Scope? Microeconomic Evidence from the U.S. and Japan," *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 1, pp. 53–79.
- Burnside, Craig and David Dollar (2000) "Aid, Policies, and Growth," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, pp. 847–868.
- Caselli, Francesco (2005) "Accounting for Cross-Country Income Differences," in Philippe Aghion and Steven N. Durlauf eds. *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: North Holland.
- Chattopadhyay, Raghavendra and Esther Duflo (2004) "Women as Policy Makers: Evidence from a Randomized Policy Experiment in India," *Econometrica*, Vol. 72, No. 5, pp. 1409–1443.
- Easterly, William, Ross Levine, and David Roodman (2004) "New Data, New Doubts: A Comment on Burnside and Dollar's "Aid, Policies, and Growth" (2000)," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 3, pp. 774–780.
- Fan, Jianqing (1992) "Design-adaptive Nonparametric Regression," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 420, pp. 998–1004.

- Girma, Sourafel and Holger Görg (2007) “Evaluating the Foreign Ownership Wage Premium Using a Difference-in-Difference Matching Approach,” *Journal of International Economics*, Vol. 72, No. 1, pp. 97–112.
- Gounder, Rukmani (2001) “Aid-Growth Nexus: Empirical Evidence from Fiji,” *Applied Economics*, Vol. 33, No. 8, pp. 1009–1019.
- Grossman, Gene M. and Elhanan Helpman (1991) *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge: The MIT Press.
- Hansen, Henrik and Finn Tarp (2001) “Aid and Growth Regressions,” *Journal of Development Economics*, Vol. 64, No. 2, pp. 547–570.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra Todd (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 4, pp. 605–654.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, Jeffrey A. Smith, and Petra Todd (1998a) “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, Vol. 66, No. 5, pp. 1017–1098.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra Todd (1998b) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator,” *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 2, pp. 261–294.
- Jaffe, Adam B., Manuel Trajtenberg, and Rebecca Henderson (1993) “Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, pp. 577–598.
- Javorcik, Beata Smarzynska (2004) “Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages,” *American Economic Review*, Vol. 94, No. 3, pp. 605–627.
- JICA (2004) *Final Report on the Project on Supporting Industries Development for Casting Technology*, Tokyo: JICA. (in Japanese).
- Klenow, Peter J. and Andres Rodriguez-Clare (1997) “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far?” in *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: The MIT Press, pp. 73–103.
- Kohama, Hirohisa, Yasuyuki Sawada, and Hisaki Kono (2003) “Aid, Policies, and Growth Reconsidered.” paper presented at Research Workshop on Quantifying the Impact of Rich Countries’ Policies on Poor Countries at the Center for Global Development.

- Leuven, Edwin and Barbara Sianesi (2003) “PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing,” *Statistical Software Components*, Vol. S432001.
- MIDC and JICA (2002) *Project on Supporting Industries Development for Casting Technology in the Republic of Indonesia*, Tokyo: JICA.
- Miguel, Edward and Michael Kremer (2004) “Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities,” *Econometrica*, Vol. 72, No. 1, pp. 159–217.
- Parente, Stephen L. and Edward C. Prescott (2000) *Barriers to Riches*, Cambridge: the MIT Press.
- Romer, Paul M. (1990) “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, pp. S71–102.
- Roodman, David (2007) “The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-Country Empirics,” *World Bank Economic Review*, Vol. 21, No. 2, pp. 255–277.
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin (1983) “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, Vol. 70, No. 1, pp. 41–55.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1985) “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, Vol. 39, No. 1, pp. 33–38.
- Sawada, Yasuyuki, Ayako Matsuda, and Hidemi Kimura (2007) “On the Role of Technical Cooperation in International Technology Transfers.” RIETI Discussion Paper, No. 07-E-045, Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Sianesi, Barbara (2004) “An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, No. 1, pp. 133–155.
- Smith, Jeffrey A. and Petra Todd (2005) “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?” *Journal of Econometrics*, Vol. 125, No. 1-2, pp. 305–353.
- Todo, Yasuyuki and Koji Miyamoto (2006) “Knowledge Spillovers from Foreign Direct Investment and the Role of R&D Activities: Evidence from Indonesia,” *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 55, No. 1, pp. 173–200.

Van Biesebroeck, Johannes (2005) “Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms,” *Journal of International Economics*, Vol. 67, No. 2, pp. 373–391.

van de Walle, Dominique and Ren Mu (2007) “Rural Roads and Poor Area Development in Vietnam.” Policy Research Working Paper, No. 4340, World Bank.

表 1: 参加企業・非参加企業数

(A) By Region (During the Period 2001-2004)

	Western Java	Central Java	East Java	Sumatra	Total
Participants in any aid program	14	67	9	3	93
<i>Of which</i>					
SIDCAST project	14	62	9	3	88
Consultation visits	11	44	7	3	65
Training courses	7	49	4	2	62
Seminars	8	27	5	2	42
Training courses by AOTS	3	1	0	0	4
JODC program	3	0	0	0	3
Senior Volunteers program	0	27	0	0	27
Non-participants	51	77	54	10	192
Total	65	144	63	13	285

(B) By Year

	2001	2002	2003	2004	2005
Participants in any aid program	21	29	22	21	2
<i>Of which</i>					
SIDCAST project	21	27	20	20	(18)
Consultation visits	16	19	16	14	(9)
Training courses	17	20	15	10	(11)
Seminars	10	14	11	7	(12)
Training courses by AOTS	0	1	2	1	1
JODC program	1	1	1	0	0
Senior Volunteers program	7	11	7	2	1
Non-participants	44	38	48	62	66
Total	65	67	70	83	85

Note: Western Java include Jakarta. The SIDCAST project funded by Japanese aid was completed in 2004, although MIDC continued to provide technical assistance programs after that. The number of participants in the SIDCAST project in 2005 shown in parentheses above reflects participants in such programs by MIDC.

表 2: 基本統計量

Variable	N	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Reject ratio (%)	285	4.636	5.184	0.112	30.000
First difference in the log of the reject ratio	285	-0.025	0.220	-0.919	0.693
Second difference in the log of the reject ratio	200	-0.062	0.298	-0.871	0.762
Sales per worker (thousand rupiah)	212	140,588	540,117	33	7,447,676
First difference in the log of sales per worker	212	0.044	0.253	-0.916	1.805
Second difference in the log of sales per worker	150	0.069	0.319	-0.916	1.574
Weight of output per worker (in logs)	285	2.718	1.528	-0.278	9.022
Number of workers	285	78.93	141.65	1	977
Number of workers (in logs)	285	3.700	1.055	0.000	6.884
Share of educated workers	285	0.043	0.058	0.000	0.308
Share of foreign workers	285	0.001	0.004	0.000	0.026
Dummy for participation in technical assistance programs by other institutions	285	0.193	0.395	0.000	1.000

Note: The summary statistics in this table are based on observations during the period 2000-2004. N indicates the number of observations.

表 3: プロビット推計

		(1)	(2)
Log of the weight of output per worker	$\ln y$	1.246 (0.239)***	1.543 (0.279)***
Log of the weight of output per worker squared	$(\ln y)^2$	-0.107 (0.026)***	-0.137 (0.029)***
Log of the number of workers	$\ln L$	3.884 (0.804)***	3.666 (0.823)***
Log of the number of workers squared	$(\ln L)^2$	-0.384 (0.088)***	-0.361 (0.090)***
Share of educated workers	<i>EDU</i>	3.849 (1.859)**	3.995 (1.872)**
Share of foreign workers	<i>FOR</i>	2.123 (29.207)	12.685 (30.730)
Dummy for technical assistance by other institutions	<i>OTH</i>	1.115 (0.262)***	1.223 (0.268)***
Number of Observations		285	280
Pseudo R squared		0.37	0.39
log likelihood		-112.64	-105.86

Note: The dependent variable is the dummy that indicates whether firms participate in any technical assistance program of Japanese aid in column (1) and in programs of the SIDCAST project in column (2). Standard errors are in parentheses. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively. Year and region dummies are included in the probit estimation, but results are not presented. All covariates except for the year and region dummies are first lagged.

表 4: バランス検定

Variable	Sample before matching	Sample after caliper matching	Sample after kernel matching
<i>lny</i>			
Mean (treatment)	3.046	3.005	2.982
Mean (control)	2.559	2.637	2.727
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.011	0.109	0.199
$(\ln y)^2$			
Mean (treatment)	10.900	11.067	10.883
Mean (control)	9.141	8.347	9.355
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.286	0.188	0.383
<i>lnL</i>			
Mean (treatment)	3.916	3.928	3.926
Mean (control)	3.596	4.117	4.173
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.016	0.235	0.081
$(\ln L)^2$			
Mean (treatment)	16.127	16.387	16.361
Mean (control)	14.158	17.653	18.331
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.068	0.363	0.114
<i>EDU</i>			
Mean (treatment)	0.039	0.045	0.044
Mean (control)	0.044	0.045	0.053
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.513	0.999	0.248
<i>FOR</i>			
Mean (treatment)	0.002	0.001	0.001
Mean (control)	0.000	0.002	0.002
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.000	0.652	0.717
<i>OTH</i>			
Mean (treatment)	0.441	0.313	0.314
Mean (control)	0.057	0.328	0.303
<i>t</i> test (<i>p</i> value)	0.000	0.855	0.877
Hotelling's test (<i>p</i> value)	0.000	0.435	0.482
Pseudo R^2	0.374	0.038	0.034
LR test (<i>p</i> value)	0.000	0.416	0.469
<i>N</i> (treatment)	93	67	70
<i>N</i> (control)	192	67	70

Note: The dependent variable of the probit estimation for the balancing tests in this table is the dummy that indicates whether firms participate in any technical assistance program by Japanese aid. See Table 3 for the description of the abbreviated variables. *N* denotes the number of observations.

表 5: 日本の技術援助プログラムの効果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Time length between participation and evaluation (s)	0 years			1 year		
	OLS before matching	ATT using caliper matching	ATT using kernel matching	OLS before matching	ATT using caliper matching	ATT using kernel matching
Effect of participation	0.001	-0.150**	-0.129**	0.023	-0.161**	-0.163**
Standard error	0.028	0.067	0.057	0.039	0.073	0.065
<i>P</i> value	0.980	0.026	0.024	0.551	0.029	0.013
Number of observations	285	134	140	284	130	138

Notes: ATT denotes the average treatment effect on the treated, or more precisely, the average effect of participation in any technical assistance program by Japanese aid in year t on the change in the log of the reject ratio of the participant firms from year $t-1$ to t in columns (1)-(3) and from year $t-1$ to $t+1$ in columns (4)-(6). Standard errors of matching estimators are obtained from bootstrapping based on 100 replications. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively.

表 6: SIDCAST プロジェクトの効果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Length between participation and evaluation	0 years		1 year	
Matching method	Caliper	Kernel	Caliper	Kernel
<i>A. SIDCAST project</i>				
ATT	-0.155***	-0.131**	-0.143*	-0.134*
Standard error	0.059	0.054	0.084	0.079
<i>P</i> value	0.009	0.017	0.092	0.091
Number of observations	116	116	110	116
<i>B. Consultation visits</i>				
ATT	-0.153*	-0.118*	-0.176	-0.163
Standard error	0.080	0.071	0.121	0.111
<i>P</i> value	0.059	0.099	0.150	0.146
Number of observations	80	84	80	82
<i>C. Training courses</i>				
ATT	-0.136*	-0.110	-0.188*	-0.160**
Standard error	0.072	0.067	0.100	0.081
<i>P</i> value	0.063	0.102	0.065	0.050
Number of observations	88	88	82	84
<i>D. Seminars</i>				
ATT	-0.074	-0.011	0.024	-0.037
Standard error	0.106	0.106	0.160	0.128
<i>P</i> value	0.489	0.920	0.883	0.774
Number of observations	42	44	38	40

Notes: ATT denotes the average treatment effect on the treated, or more precisely, the average effect of participation in the SIDCAST project (or its particular type of program) in year t on the change in the log of the reject ratio of the participant firms from year $t-1$ to t in columns (1)-(2) and from year $t-1$ to $t+1$ in columns (3)-(4). Standard errors are obtained from bootstrapping based on 100 replications. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively.

表 7: 地域内スピルオーバー

	(1)	(2)	(3)
	OLS before matching	ATT using caliper matching	ATT using kernel matching
Effect of Central Java	0.111*	0.147	0.127
Standard error	0.059	0.137	0.120
<i>P</i> value	0.061	0.289	0.294
Number of observations	152	44	48

Notes: This table shows the average of the difference in the 2-year change in the log of the reject ratio between non-participants in Central Java and those in other regions. Non-participants are defined as firms that do not participate in any technical assistance program by Japanese aid for the recent two years. ATT denotes the average treatment effect on the treated, whereas 'treatment' in this case means that non-participant firms are located in Central Java. Standard errors of matching estimators are obtained from bootstrapping based on 100 replications. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively.

表 8: MIDC によるプログラムを含めた効果推計

	(1)	(2)
Time length between treatment and evaluation (s)	0 years	
Matching method	Caliper	Kernel
ATT	-0.038	-0.052
Standard error	0.058	0.045
<i>P</i> value	0.519	0.249
Number of observations	142	146

Notes: ATT denotes the average treatment effect on the treated, or more precisely, the average effect of technical assistance programs of the SIDCAST project during the period 2001-2004 and following programs by MIDC in year 2005 on the change in the log of the reject ratio from the pre-program year to the program year. Standard errors are obtained from bootstrapping based on 100 replications. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively.

表 9: 他機関の技術援助プログラムの効果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Time length between treatment and evaluation (s)	0 years		1 year	
Matching method	Caliper	Kernel	Caliper	Kernel
ATT	0.009	-0.044	-0.027	-0.019
Standard error	0.045	0.031	0.064	0.056
<i>P</i> value	0.832	0.161	0.673	0.733
Number of observations	122	124	90	92

Notes: ATT denotes the average treatment effect on the treated, or more precisely, the average effect of technical assistance programs unrelated to Japanese aid in year t on the change in the log of the reject ratio of participant firms from year $t-1$ to year t in columns (1)-(2) and from year $t-1$ to year $t+1$ in columns (3)-(4). Standard errors are obtained from bootstrapping based on 100 replications. *, **, and *** denote statistical significance at the 10, 5, and 1 percent levels, respectively.