



RIETI Discussion Paper Series 07-J-003

開発援助は直接投資の先兵か？ 重力モデルによる推計

木村 秀美
経済産業研究所

戸堂 康之
青山学院大学



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/>

開発援助は直接投資の先兵か？
重力モデルによる推計*

木村秀美(RIETI 研究員)†

戸堂康之(青山学院大学助教授)‡

2007年2月

要約

本稿では、開発援助が開発途上国への海外直接投資を誘引するのか、するとした場合どのように誘引するのかについて検討する。検討に際しては、開発援助および直接投資の出し手および受け手の国をペアにした大きなデータセットを用いて、重力モデルによる推計を行う。本稿の実証分析では、開発援助の直接投資誘因効果を3つのタイプ - 正の「インフラ効果」、負の「レントシーキング効果」、正の「先兵（バンガード）効果」に区別することが可能となる。「先兵効果」は、開発援助と直接投資が同じ出し手と受け手の国のペアである場合に特有な効果である。実証分析によれば、開発援助は一般的にはこれらの3つの効果を必ずしももたらさないことがわかった。しかし、日本の開発援助には先兵効果があるという頑健な結果が得られた一方、他の援助国の開発援助にはそのような効果がないことが明らかになった。この先兵効果は日本の開発援助に特徴的といえるだろう。

*この研究は、(独立行政法人) 経済産業研究所 (RIETI) の「開発援助の経済学」プロジェクトの一環として行われたものである。経済産業研究所には全面的なサポートをいただき、ディスカッションペーパー検討会では若杉隆平慶応大学教授、経済産業省前田充浩氏およびその他の参加者から有益な議論をいただいた。また、東京大学の澤田康幸助教授をはじめとするプロジェクトのメンバーの方々から有益なコメントをいただいた。安齋裕子・森悠子・能勢咲耶の各氏には素晴らしい研究補助をいただいた。記して感謝したい。なお、論文中に示された意見は筆者個人のものであり、経済産業研究所および経済産業省の意見を反映したものではない。

† 〒100-8901 東京都千代田区霞が関 1-3-1 経済産業研究所 研究員 Tel.: +81-3-3501-8312. Fax: +81-3-3501-8314. Email: kimura-hidemi@rieti.go.jp.

‡ 青山学院大学国際政治経済学部 Email: yastodo@stanfordalumni.org.

1. はじめに

開発援助が被援助国の経済成長を促進するかどうかは、政策担当者やアカデミックな研究者の間での多大なる関心事項であり、近年、その因果関係について様々な実証分析が行われている。特に、Burnside and Dollar (2000) は被援助国の政策が健全である場合に限り、開発援助が経済成長を促進することを発見した。これにより、開発援助はよい政策を実施している国に提供されるべきであるという合意が開発援助の実務者、特に世界銀行を中心に広まった。しかしながら、続く Hansen and Tarp (2001)、Easterly, Levine and Roodman (2003)、Rajan and Subramanian (2005) などの研究により、Burnside and Dollar (2000) の結果は、推計方法の変更などに対して頑健ではないことがわかったため、開発援助が経済成長に影響を与えるのかどうかについては引き続き議論が行われている。

開発援助が経済成長に与える直接的な効果が明らかではない一方で、国内投資、物理的なインフラ投資、あるいは海外直接投資を誘引することにより開発援助は間接的に被援助国の経済成長を高める可能性がある。本稿では、開発援助の直接投資促進に果たす役割について検討する。本稿には、関連する先行研究が二種類ある。ひとつは、直接投資が経済成長に与える正の効果に関する実証分析であり、その効果は投資相手先国の教育レベルや技術レベルなどの条件に依存することが多い(関連論文は多くあるが、Todo and Miyamoto, 2006; Girma, 2005; Li and Liu, 2005; Javorcik, 2004; Xu, 2000; Borensztein et al., 1998 などを参照)。これらの学術的研究を受けて、開発援助がどのように民間投資を促進するかについては、近年、政策担当者や開発援助の実務家の間でも盛んに政策議論が行われている。もし開発援助が被援助国における直接投資の増加に寄与するのであれば、開発援助は少なくとも開発途上国の経済成長に対して間接的な効果を持つことになる。

次に、数は少ないが、それぞれの開発途上国への開発援助と直接投資の総額を用いて、開発援助と直接投資の関係について検討した Harms and Lutz (2006)、Karakaplan et al. (2005) などの研究がある。Harms and Lutz (2006) は、開発援助が直接投資にもたらす効果は一般的にはないものの、民間企業に対する規制が厳しい国においては有意に正の効果があるという結果を導いた。また Karakaplan et al. (2005) も開発援助の直接投資に対する効果は有意ではないものの、Harms and Lutz (2006) の結果と対照的に、ガバナンスが良く、金融市場が発展している国では正の効果があるという結果

を提示している¹。

本稿では、開発援助が直接投資に与えるインパクトについて、これらの先行研究を拡張し、1995年から2002年までの期間の開発援助と直接投資の出し手と受け手のそれぞれのペアのデータを用いる。国毎のペアのデータセットを用いることにより、直接投資の決定要因に関する最近の研究でしばしば用いられる重力モデルを採用することが可能になる (Egger and Winner (2006)、Mody, Razin and Sadka (2003)、Carr, Markusen and Maskus's (2001)、Wei (2000) 参照)。

開発援助が直接投資に与える効果は、複数の経路を想定することが可能である。先行研究でその効果が曖昧とされたのは、開発援助が直接投資に与える正と負の効果を混合させていることによる可能性がある。Harms and Lutz (2006) は、開発援助が直接投資に与える効果には、開発途上国の経済・社会インフラを向上させることによる正の「インフラ効果」と非生産的なレントシーキング活動を活発化させることによる負の「レントシーキング効果」があると論じている。

本稿では、これらの二種類の効果に加え、ある特定の援助国からの開発援助が同じ国からの直接投資を促進する (他国からの直接投資は促進しない) 正の「先兵 (バンガード) 効果」があることを提起する。この先兵効果が起きる理由はいくつか考えられる。例えば援助を提供することにより、被援助国のローカルなビジネス環境についての情報が援助国の企業にのみ伝達されうる。また政府開発援助が提供されるという事実そのものが、援助国の企業が主観的に判断する被援助国の投資リスクを低める可能性がある。さらに開発援助は、援助国特有の商慣行や規制、システムなどを民間投資に先立って被援助国に持ち込むということもあるだろう。

本稿では、援助をインフラ向け援助とノンインフラ向け援助に分けることにより、インフラ効果とレントシーキング効果を区別する。さらに、すべての援助国からの総援助額ではなく、ある特定の援助国からの開発援助が同じ国からの直接投資に与える効果を推定することにより先兵効果の有無について検証する。同じ出し手と受け手の国のペアのデータを使用することにより先兵効果の検証が可能になることから、本稿の主要な貢献は開発援助の直接投資に対する三つの効果を分解することにある。

結果を前もって見てみると、開発援助は一般的に直接投資を促進する効果はないという Harms and Lutz (2006) および Karakaplan et al. (2005) と同様の結果が得られた。しかし、開発援助の直接投資促進効果に対して、ガバナンスの質が統計的に有意な

¹ Harms and Lutz (2006) と Karakaplan et al. (2005) はどちらも、Kaufmann et al. (2006) が初期に作成したガバナンス指標を用いている。両者の研究の主な違いは、カバーしている期間の違いである。Harms and Lutz (2006) は 1988～1999 年、Karakaplan et al. (2005) は 1960～2004 年である。

影響を与えないという結果も得られ、これは Harms and Lutz (2006) および Karakaplan et al. (2005) の先行研究とは異なる結果であった。先行研究では未検討の開発援助の直接投資に対する三つ目の「先兵効果」については、一般的にはそのような効果は見られなかった。さらに援助国による違いを検証したところ、日本の開発援助には先兵効果がある一方、その他の援助国の開発援助が直接投資に与える影響は弱いものであった。言い換えれば、日本の開発援助は被援助国に対して日本からの直接投資は促進するが、他の援助国の直接投資に影響を与えることはなかった。東アジアにおける日本の直接投資の増加は、日本の開発援助の増加によってほとんど説明できることから、日本の開発援助の先兵効果はかなりの大きさであるといえる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で計量経済モデルの特定を行い、第3節でデータと変数を説明する。第4節で推計結果を示し、続く第5節で最後に結論を述べる。

2. 計量経済モデル

2.1 推計式

開発援助が直接投資に与えるインパクトを推計するために、本稿では援助の変数を重力モデルタイプの回帰分析に組み入れる。本稿の重力モデル分析は、各被援助国に対するすべての援助国の援助総額を主要な説明変数とし、同じ被援助国の直接投資の総流入額を被説明変数として、開発援助が直接投資に与えるインパクトを検証した Harms and Lutz (2006) および Karakaplan et al. (2005) の論文の拡張と考えることができる。対照的であるのは、本稿の重力モデル分析では、開発援助と直接投資をそれぞれ出し手と受け手の国のペアにして推計する点である。

本稿では特に、Markusen (2002)が発展させた KK モデル (knowledge-capital モデル＝知識資本モデル) をベースとした Egger and Winner (2006) および Carr, Markusen and Maskus's (2001) の計量経済モデルの簡易型を採用する。KK モデルによれば、投資相手先国の経済規模が投資相手先国の市場向けの製品を製造する水平的多国籍企業の活動に正の影響を与える一方で²、投資国の経済規模は投資国の市場向けの製品を輸出する垂直的多国籍企業の活動に正の影響を与える。KK モデルはまた、投資国と投資相手先国の熟練労働の違いが大きいほど投資国の企業は労働集約型の生産

² 水平的多国籍企業モデルは、同レベルの国の間 (先進国間) での直接投資を典型とするが、先進国から開発途上国への輸出が不可能となるような貿易制限を開発途上国側が課すような場合には先進国から開発途上国への直接投資にも適用可能である。

プロセスを投資相手先国に移し替えるインセンティブがあり、それゆえ水平的直接投資を増加させることも指摘している。さらに、Egger and Winner (2006)、Mody, Razin and Sadka (2003)、Wei (2000) にならって、我々は投資国と投資相手先国の間の地理的距離が直接投資の流入を妨げると仮定する。よって、以下の重力モデルを仮定としておく：

$$\ln FDI_{ijt} = \beta_1 \ln AID_{jt} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln GDP_{jt} + \beta_4 \ln DIST_{ij} + \beta_5 SKDIF_{ijt} + \beta_6 x_{jt} + \alpha_{ij} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

ここでは、添え字の i, j, t はそれぞれ援助と直接投資の出し手と受け手の国と時期を表している。被説明変数 $\ln FDI_{ijt}$ は、Egger and Winner (2006) および Wei (2000) と同様に i 国から j 国への直接投資のストックである。直接投資のストックの大きさは、援助のフローではなくストックの大きさによって決まると考えられるので、主要な独立変数 $\ln AID_{ijt}$ は時期 t における i 国から j 国への援助ストックである。以下で説明するが、本稿では推計にあたってはその他の方法で測定したいくつかの種類援助額も試すこととする。(1) 式の 1 階の階差をとることにより、援助のフローが直接投資のフローに与える影響がわかるが、これは Harms and Lutz (2006) および Karakaplan et al. (2005) が検証した関係である。 $GDP_{i(j)}$ は i (j) 国の GDP、 $DIST_{ij}$ は i 国と j 国の間の地理的距離、 $SKDIF_{ijt}$ は i 国と j 国の相対的な熟練労働力を表す。ベクトル x はその他の変数で、Egger and Winner (2006) が採用している直接投資に影響を与える j 国のガバナンスの質、Mody, Razin and Sadka (2003) が使用している j 国の対外開放度、Péridy (2004) が採用している共通公用語ダミーなどである。 α_{ij} , α_t , ε_{ijt} は国のペアの固定効果、年効果、および攪乱項である。

2.2 援助が直接投資に与える影響

Harms and Lutz (2006) によれば、開発援助は直接投資の流入に二種類の効果をもたらす。援助は一方で「道路や電話回線、電気などと並んで、より測定の難しい教育や機能的で信頼のおける行政機構」といった被援助国のインフラを改善し、資本の限界生産性を高めることにより被援助国への直接投資の流入を促進する。本稿では、援助のこの正の効果を「インフラ効果」と名付ける。

他方、開発援助が被援助国の非生産的なレントシーキング行動を促進し、全要素生産性 (TFP) の低下につながる可能性もある。例えば、援助が提供されると民間企業は援助のレント獲得競争により活発になり、トレーニングや R&D のような生産性を高める

活動にあまり取り組まなくなる。その結果、被援助国の資本の限界生産性が低くなるので、被援助国への直接投資の流入は阻害される。本稿ではこの負の効果を「レントシーキング効果」と呼ぶ³。

Harms and Lutz (2006) が提唱したこの二つの効果に加えて、本稿では援助が直接投資に与えるもうひとつの効果として、情報の伝達やドナー国特有のビジネスシステムの持ち込み、「準政府保証 (quasi government guarantee)」などによって生み出される効果を提起する。Mody, Razin and Sadka (2003) は、直接投資は投資家にとってリスクが高いため、投資相手先国経済に関する情報が直接投資の流入に重要な役割を果たすことを理論的に提唱し、実証的に示した。言い換えれば、現地労働者の技術レベルやインフラの整備状況、官僚の質、明示的・暗示的な商慣行や政府の規制といったホスト国のビジネス環境に関する情報は、投資相手先国でのビジネスに実際に携わらない限り外国企業にとってはほとんど入手不可能だからである。しかし、開発援助によって資金提供された活動に携われれば、援助国の企業や政府組織は被援助国の現地の状況について情報を得ることができ、この情報が援助国の他の企業にスピルオーバーする。また、政府が開発援助を提供するという事実自体が、被援助国に投資する企業が主観的に判断する投資リスクを低下させる可能性もある。これは言い換えれば、企業にとって援助が「準政府保証 (quasi government guarantee)」的な機能を果たし、直接投資を促進するともいえる。さらに、ある特定の援助国からの援助が被援助国に援助国の商習慣や規則、システムを持ち込むことも可能である。もし援助国のビジネスシステムが被援助国の *de facto* スタンダードになれば、援助国からの直接投資を促進する一方で、その他の国からの直接投資を阻害することにもなるだろう。以上のようなケースでは、開発援助は直接投資の「先兵」として機能し、本稿ではこれを「先兵効果」と呼ぶ。

しかしながら、この先兵効果を通じては、援助国 i から被援助国 j への直接投資は促進されるが、他の国から被援助国 j への直接投資は促進されないことに注意を向ける必要がある。他の国の企業は援助国 i が提供した援助から情報を簡単に得ることができないからである。この点において、先兵効果は他の二種類の効果、インフラ効果およびレントシーキング効果とは異なっている。援助国 i から被援助国 j へのインフラ効果およびレントシーキング効果は、被援助国 j へのどの国からの直接投資にも影響を与えうるからである。

援助の三種類の効果を分解するために、本稿では、推計においていくつかの方法で計算した援助額を用いる。はじめに、すべての援助国からのインフラ向け援助とノンイン

³ Svensson (2000) によれば、援助は強力で競争的な社会グループが活動している国では、より腐敗を招きやすいとしている。

フラ向け援助の総額を用いる。 $\sum_i \text{AID_INF}_{ijt}$ および $\sum_i \text{AID_NonINF}_{ijt}$: ここで AID_INF_{ijt} と AID_NonINF_{ijt} はそれぞれ援助国 i から被援助国 j へのインフラ向け援助ストックの額およびそれ以外の目的の援助ストックの額を指す。インフラ効果およびレントシーキング効果の仮定の下では、インフラ向け援助は正のインフラ効果と負のレントシーキング効果をあわせ持つ一方、ノンインフラ向け援助はレントシーキング効果のみを持つ。その結果、二つのタイプの援助の係数の差がインフラ効果を表すと考えられる。

次に、先兵効果の存在の有無を検証するために、上述したすべての援助国からの援助総額ではなく、直接投資の投資国 i から投資相手先国 j への援助額を推計に用いる。先兵効果仮説の下では、援助国 i から被援助国 j へのインフラ向け援助ストックの額 AID_INF_{ijt} およびノンインフラ向け援助ストックの額 AID_NonINF_{ijt} は援助国 i から被援助国 j への直接投資には正の効果を持つが、その他の国からの直接投資には効果を持たない。表 1 は、これから仮説検証を行う開発援助の直接投資に対する効果の三つのタイプについて特徴を要約したものである。

2.3 推計方法

ここでは二種類の推計方法を採用する。はじめに、それぞれの国のペア毎の不均一分散を仮定して標準誤差を調整した最小二乗法 (OLS) を用いる。OLS では、すべての説明変数が攪乱項と直交条件を満たしていなければ、一致性が確保できない。しかし、本稿の直接投資推計においてこの直交条件が担保できない理由が二つある。まず、Egger (2005, 2002) が論じているように、攪乱項には観察しえない、説明変数と相関するような国のペア特有の効果が含まれている可能性がある。次に、説明変数のいくつか、例えば援助と GDP は、直接投資に影響を与えるようなショックと相関している可能性が高い。援助の経済成長回帰分析に関連する多くの既存研究は、援助変数の内生性による同時バイアスの可能性を論じており、事実 OLS による推計は内生性を修正した推計と大きく異なっている (Roodman, 2003; Hansen and Tarp, 2001; Burnside and Dollar, 2000; Boone, 1996)。経済成長と直接投資の流入は同時決定的であると考えられるため、援助変数は直接投資推計においても内生的である可能性が高い。

したがって、変数欠落バイアスと、攪乱項と説明変数の相関の可能性を修正するために、Blundell and Bond (1998) が開発したシステム GMM (the system generalized method of moments) 推計を用いる⁴。システム GMM は一階の階差をとることにより

⁴ ラグをとった変数を説明変数として用いても、固定効果モデルにより内生性を修正することはできないことに注意が必要である。

固定効果によるバイアスを修正し、内生変数のラグを操作変数として用いることにより内生性を修正する。ここでは、操作変数が攪乱項と直交条件を満たしているかどうかを Hansen J 統計量によりテストし、攪乱項が自己相関しているかどうかを Arellano-Bond 統計量によりテストする⁵。システム GMM 推計では、地理的距離、共通言語ダミー、年ダミー以外のすべての説明変数を内生的と考えている。我々は階差による推計では二年ラグをとった内生変数を操作変数とし、レベルによる推計では一年ラグをとった階差変数を操作変数としている。なお、本稿におけるシステム GMM は頑健な標準誤差を用いたワンステップ推計を用いている。

3 データ

3.1 サンプル

直接投資のストックは、恒久棚卸法により 1985 年からの直接投資のフローのデータを用いて作成している。後に説明するが、本稿は分析を 1995 年から 2002 年に制限している。また、サンプルは援助国・投資国を主要 5 カ国（フランス、ドイツ、日本、英国、米国）、被援助国・投資相手先国を世界銀行の 1994 年基準で低所得国および中所得国に分類される国とするペアに限っている。バランスパネルのデータにするために、1995 年から 2002 年まで直接投資のフローのデータが継続的に利用可能でない国のペアについてはサンプルから除いている⁶。結果として、本稿の推計は 1995 年から 2002 年を期間とし、5 カ国の援助国と 29 カ国の被援助国からなる 80 の出し手と受け手の国のペアのバランスパネルに基づいている⁷。

3.2 変数

被説明変数 $\ln FDI_{ijt}$ は i 国から開発途上国 j への直接投資のフローを足し上げたストックの自然対数である。それぞれの投資国と投資相手先国のペアの直接投資フローの額は、OECD の国際直接投資統計（International Direct Investment Statistics. <http://miranda.sourceoecd.org/>で利用可能⁸）からダウンロードした i 国から開発途上国

⁵ システム GMM は David Roodman が作成した `xtabond2` という Stata のコマンドにより推計することができる。

⁶ さらに旧ユーゴスラビアと旧ソ連邦は被援助国から除いている。

⁷ 本論文で用いられている国のペアのリストは、付属表 1 を参照。

⁸ データセットでは、OECD は直接投資を新規の資本流出と再投資の合計額と定義している。直接投資は被援助国の居住者である企業の永続性のある利害関係を新規に得るまたは保持する目的で報告国の居住者

j へのグロスの直接投資フローで、投資国 i の報告額である。実質直接投資額を作成するため、名目直接投資のフローの額を世界銀行の World Development Indicators 2006 (WDI) からとった投資相手先国の名目 GDP と実質 GDP の比⁹で除してある。実質直接投資ストックは、減価償却率を 5% と仮定した上で恒久棚卸法を用いて、1985 年からの実質直接投資フローから作成している。

二国間開発援助のデータは、開発援助によって資金提供された個々の活動についての詳細な情報である OECD の Creditor Reporting System (CRS) によっている¹⁰。特に、本稿では援助国 i から被援助国 j へ t 年に提供された援助総額を作成するために、個々の活動に提供された二国間援助のコミットメント額 (約束額) を合計している。そのうち、CRS データで 600 番台にコード分類された援助活動 (「債務に関連する行為」) と 900 番台にコード分類された援助活動は除いている。債務に関連する行為向けの援助はそのほとんどが債権放棄であり、本稿で議論している援助が直接投資に与える三つの効果、すなわちインフラ効果、レントシーキング効果、先兵効果のいずれにも関係がないだろう。900 番台にコード分類された援助活動は、「ドナーの行政費用」や「ドナー国における開発援助に関する啓発活動」などであり、明らかに本稿で対象としている援助活動とは異なるため、除いている。

被援助国の名目 GDP と実質 GDP の比で割り戻した 1973 年からの援助フローのデータを用いて、援助国 i から被援助国 j へ t 年に提供された実質援助フローを合計したストック額 AID_{ijt} およびすべての援助国から被援助国 j へ提供された援助総額 $\sum_i AID_{ijt}$ を直接投資と同様に 5% の減価償却率と仮定して恒久棚卸法により計算している。

二国間開発援助の総額に加え、援助のインフラ効果を取り上げるためにインフラ向け援助とノンインフラ向け援助の区別をする。Harms and Lutz (2006) は、「インフラ」を広く定義し、経済インフラと社会インフラの両方を含めるべきであるとしているので、本稿もインフラ向け援助を CRS の分類による「社会インフラ」「経済インフラ」「生産活動」および「マルチセクター」向け援助の合計額と定義する。対照的に、ノンインフラ向け援助は「商品援助および一般プログラム支援」および「人道援助」の合計額と定義する。「商品援助」の大部分は食料援助である一方で、「一般プログラム向け支援」は

である企業が資金を提供することから成り立つ。「永続性のある利害関係」とは、直接投資を行う者が企業の最低 10% の所有権あるいはそれと同程度の議決権やその他のコントロール手段を保有することにより企業の経営に重要な影響を与えるような長期の関係を意味している。

⁹ 基準年は 2000 年である。

¹⁰ CRS は、OECD の Development Assistance Committee (DAC) に加盟している 23 カ国のメンバーのほとんどの国および多国間開発機関、国連機関が行う援助活動に関する詳細な情報を含んでいる。データは、<http://www.oecd.org/dataoecd/20/29/31753872.htm> から利用可能である。

一般財政支援に対応し、セクター別プログラム支援は含まれない。「人道援助」は緊急事態の期間中あるいはその直後の支援と定義される。それゆえ、「商品援助および一般プログラム支援」および「人道援助」が被援助国のインフラのレベルを向上させるとは考えにくく、非生産的なレントシーキング活動により関連が深いと考えられる。それぞれの援助のストックは、前に説明したと同様の方法で作成している。これらの援助ストックは1を足した後で対数(log)をとり¹¹、援助に関する主要な説明変数としている。

援助国と被援助国の実質 GDP、一人あたり実質 GDP および貿易シェア（GDP に対する輸出入の合計割合）は WDI によっている。援助国の被援助国に対する相対的な技術レベルは、二国間の一人あたり実質 GDP の対数の差をとっている¹²。二国間の距離は首都間の距離で測ることとし、NIJIX のウェブサイト (<http://www.nijix.com>) で二つの首都の経度と緯度から計算している。二国が共通の公用語を持つ場合に1をとり、そうでなければ0で表される共通言語ダミーは、CIA の World Fact Book によっている。ガバナンス指数は、Kaufmann et al. (2006) のデータを使っている。特に、Harms and Lutz (2006) にならって規制の質 (regulatory quality) の指数を Kaufmann1 として使用し、Karakaplan et al. (2005) にならって6つの指数の合計 (voice and accountability, political stability, government effectiveness, regulatory quality, rule of law, control of corruption) を Kaufmann2 として使用する。ここではガバナンス指数は最小値で0をとり、値が大きいほどガバナンスのレベルが高くなるように調整してある¹³。

3.3 記述統計

図1は、1985年から2005年の主要5援助国の開発援助の拠出額を示している。1990年代後半までは米国の援助額は減少傾向にあるが、2000年代に入って著しく増加している。日本は1990年代後半に何回か最大援助国となっているが、その後増加する政府財政赤字などを理由として援助額を減らしている。その結果、近年の日本の援助額は第2位ではあるものの、フランス、ドイツ、英国の援助と額としてはあまり変わらないものとなっている。表2は、OECD の Development Assistance Committee (DAC) 加

¹¹ 直接投資と援助の変数の単位は 1,000 U.S. dollars である。

¹² 一人あたり GDP の代わりに、中等教育の割合などの教育レベルの指数を使うことも可能であるが、データの制約により行わなかった。

¹³ Kaufmann et al. (2006) のガバナンス指数は、1996年、1998年、2000年および2002年だけが利用可能であるため、本稿では1997年、1999年および2001年の指数を利用可能な直近の2年の平均をとることにより作成し、1995年の指数は1996年から1998年のトレンドにより作成した。

盟国の総開発援助に占める主要 5 カ国のシェアである。これらの主要 5 カ国の合計額は約 70%を占めていることから、本稿の推計がこれらの 5 カ国を中心としていることは正当化されると考える。

開発援助の特徴は援助国によってかなり異なる。図 2 は 1985 年から 2005 年の主要 5 援助国のセクター別援助の割合を示す。最も特徴的なこととして、日本は他のドナーよりも経済インフラ向けの援助が多く、一般プログラム支援や緊急援助、債権放棄などの援助が少ない一方で、米国は一般プログラム支援、すなわち被援助国政府に対する一般財政支援の割合が高い。後ほど論じるように、これらの援助の差異がドナー間での援助効果の違いに結びつく可能性がある。

最後に、表 3 は推計に用いた被説明変数および説明変数の記述統計量である。

4 推計結果

4.1 基本推計の結果

以下に行うすべての特定化式には、Harms and Lutz (2006)、Egger and Winner (2006)、Péridy (2004) および Mody, Razin and Sadka (2003) を踏襲して、まず貿易量、ガバナンス指数、共通言語ダミーを入れて推計を行う。しかし、これらの変数はいずれの場合においても統計的に有意ではなかったため、説明変数から除くこととする。Egger and Winner (2006) は、開発途上国のケースでは、腐敗に関する指標も直接投資に対して統計的に有意な効果を持たないことを見出している。さらに、いくつかの特定化を試したところ、二国間の技術レベルの違い (*SKDIF*) がもたらす効果には非線形性があることがわかったため、追加的な説明変数としてこの変数の二乗を含めることとした¹⁴。

本稿では、援助の直接投資に対する効果の推計を個々の被援助国に対するすべての援助国からの総援助ストック $\sum_i AID_{ijt}$ を主要な説明変数として用いることから始める。OLS と GMM の結果は表 4 の第 1・2 列に示されている。システム GMM による推計において、操作変数と攪乱項が直交しているかどうかを示す Hansen *J* 統計量と攪乱項が自己相関していないかどうかを示す Arellano-Bond 統計量の *p* 値は最後の二行に表されている。いくつかの推計を除き、ほぼすべてのシステム GMM による推計においてこれらの条件が満たされているため、本稿は OLS ではなく GMM の結果を信頼

¹⁴ 二乗項を含めない場合には、*SKDIF* は直接投資に対してほぼ有意な効果を持たない。

することとする。表 4 の第 2 列の GMM の結果によれば、被援助国 j に対するすべての援助国からの総援助ストックは、ある援助国 i から同じ被援助国 j への直接投資に対して正の効果を持つが、統計的に有意ではない。これにより、援助が直接投資に対して持つ効果は大きくはないことがわかる。

他の説明変数の結果は理論的予測とほぼ一致している。投資国と投資相手先国の GDP は多国籍企業に関する KK モデルの予測どおり、直接投資に対して正で有意な効果がある。地理的距離は直接投資に対して常に負で有意な効果があり、重力モデルを支持している。投資相手先国に対する投資国の相対的技術レベル $SKDIF$ は正で有意な効果を持つ一方、その二乗項は負で有意である。これらの結果は相対的な技術レベルの差が逆 U 字型であることを示唆している。先進国である投資国と開発途上国である投資相手先国の技術レベルの差が垂直的 direct 投資を促進するという KK モデルの予測に照らせば、比較的豊かな開発途上国についてはこの予測と推計結果は一致するが、後発開発途上国 (LLDC) についてはあてはまらない。この LLDC の場合に見られる非整合性は、投資相手先国の技術レベルが低すぎることで後発開発途上国 (LLDCs) への直接投資の流入の妨げとなっていることを示唆している。その他の説明変数の推計結果は以下の特定化においてもほぼ有効であるので、本稿では援助変数の結果に焦点をあてることとする。

次に Harms and Lutz (2006) と Karakaplan et al. (2005) にならって、Kaufmann et al. (2006) からとったガバナンス指数と援助ストックの交差項を含めることにより、被援助国のガバナンスの質が援助の直接投資誘引効果にどのような影響を与えるのかを検証する。ガバナンス指数としては、Harms and Lutz (2006) 論文で援助の効果に影響を与えるとされた規制の質の指数と Karakaplan et al. (2005) 論文で用いられた 6 つのガバナンス指数を合計した指数を用いる。表 4 の第 4・6 列に報告された GMM の結果によると、ガバナンスの質が高いときに援助の直接投資に対する効果は小さくなり、これは Harms and Lutz (2006) とは一致するが、Karakaplan et al. (2005) とは反対の結果であった。しかし、援助の係数もガバナンス指数と援助の交差項の係数も統計的には有意ではなかった。先行研究と本論文の推計結果の違いはおそらく使用したデータセットの違いによると思われる。Harms and Lutz (2006) および Karakaplan et al. (2005) が使用したデータは被援助国ベースであり、我々のデータセットは援助国と被援助国のペアのデータである。いずれにせよ、二つの先行研究と本論文は互いに反駁する結果を導いていることから、援助の直接投資誘引効果に対してガバナンスの質が影響を及ぼすかどうかはいまだに曖昧である。

それゆえ、本稿では 2.2 節で議論したように、援助が 3 つの経路、すなわちインフラ効果、レントシーキング効果、先兵効果のいずれかにより直接投資を促進するのかどうかをさらに検証する。はじめにインフラ効果とレントシーキング効果を分離するために、インフラ向け援助とノンインフラ向け援助を区別する。ノンインフラ向け援助はインフラ効果とは無関係であると思われるので、ノンインフラ向け援助は純粋にレントシーキング効果のみをもたらす。インフラ向け援助は二つの効果の複合物をもたらす。インフラ向け援助とノンインフラ向け援助の両方を用いた OLS と GMM の結果はそれぞれ表 5 の第 1・2 列に示されている。OLS の結果によれば、理論的な予測どおり、インフラ向け援助は直接投資と正の相関があるが、ノンインフラ向け援助は負の相関がある。しかし、固定効果と内生性を修正した GMM 推計によれば、インフラ向け援助の効果もノンインフラ向け援助の効果も統計的に有意ではない。さらに、これら二種類の援助の効果の差(純粋なインフラ効果の大きさを表す)がゼロであるかどうかについて Wald テストを行ったところ、Wald テストの p 値は 0.495 となり、そのようなインフラ効果がないことを示唆している¹⁵。

二種類の援助ストックは相関しているため¹⁶、表 5 の第 1・2 列は多重共線性によりバイアスがかかっている可能性がある。そこで、これら二種類の援助それぞれの効果を別々に推計してみたが、GMM 推計によればインフラ向け援助もノンインフラ向け援助も有意な効果はなかった(表 5 の第 4・6 列)。

さらに、援助がローカルなビジネス環境についての情報を被援助国から援助国へ伝達することにより起きる先兵効果を取り出してみるために、二国間の直接投資を以前に使用したすべての援助国からの援助ストック $\sum_i AID_{ijt}$ ではなく、特に直接投資の投資国と同じ援助国からの援助ストック AID_{ijt} に回帰してみる。表 6 の GMM 推計の結果によると、援助は同じ国からの直接投資にも影響を与えてはいない。これはインフラ向け援助とノンインフラ向け援助に分けても結果は同じである¹⁷。これらの実証分析により、一般的には援助の先兵効果の存在は否定され、ある援助国からの援助が同じ国からの直接投資を促進することはないことが示された。

推計結果を要約すれば、援助は相手国の経済・社会インフラを提供することにより直接投資を促進することはない(すなわち、インフラ効果はない)、相手国のビジネス環境についての情報を提供することにより直接投資を促進することもなく(先兵効果はな

¹⁵ 我々は、「インフラ」を社会インフラ、経済インフラ、生産、マルチセクターにも分解している。しかし、これらのインフラ向け援助の小分類にも有意な効果はなかった。

¹⁶ 二者の相関係数は 0.659 である。

¹⁷ OLS では援助は正で有意な効果を持つが、この推計結果は国のペアに特有な固定効果と内生性によりバイアスがかかっている可能性がある。

い)、また、非生産的なレントシーキング活動を活発化させることにより直接投資を減退させることもない（レントシーキング効果はない）¹⁸。

4.2 援助国別の推計結果

ここまでは、援助の直接投資促進効果に関し、援助国別の違いはないと仮定している。しかし、援助の目的、方法、資金の出し方は援助国によってかなり異なるため、この仮定が成立しない可能性がある。それゆえ、ここでこの仮定を緩める。具体的には、まず主要 5 援助国の援助はどの援助国からであってもその被援助国への二国間直接投資を促進するのかどうかを検証する。言い換えれば、この推計は、ある特定の援助国の援助には他国からの援助とは異なる明白なインフラ効果あるいはレントシーキング効果があるのかを検証し、その被援助国へのその他の国からの直接投資が促進あるいは阻害されるのかを検証する。

それぞれの援助国からの援助ストックを説明変数として用いた OLS と GMM の結果はそれぞれ表 7 の第 1・2 列に示されている。JPN, USA, GRB, FRA, DEU はそれぞれ日本、米国、英国、フランス、ドイツを表している。GMM の結果は、いずれの援助国からの援助も直接投資に対して 5%有意水準では有意な効果を持たないことを示している。さらに、インフラ向け援助の効果とノンインフラ向け援助の効果を同時に入れる推計（列 3・4）、インフラ向け援助のみを入れる推計（列 5・6）、ノンインフラ向け援助のみを入れる推計（列 7・8）と効果を別々に推計したが、ほとんどの場合に何の効果も見られなかった。第 4 列に示されているように、米国のノンインフラ向け援助の効果は負で 5%水準で有意だったが、第 8 列では有意ではない。ドイツのノンインフラ向け援助の効果にも同様の議論が可能である。つまり、頑健な援助の効果はここでは発見できない。

表 7 のすべての GMM 推計で Hansen J 統計量の p 値が 1.0000 となっていることには注意を払わなければならない。Roodman (2006) によれば、 p 値が高いときには操作変数が多すぎるという問題点があり、その場合 Hansen J 統計量のテストは信頼性の弱いものとなる。しかし、ラグをとった援助変数は攪乱項と直交していることが表 5 からわかっているため、表 7 で操作変数として用いたそれぞれの援助国の援助変数も攪乱項とは直交していると考えられる。それゆえ、ここでは、多すぎる操作変数という問題に起因するバイアスも表 7 の GMM 推計においてはあまり大きくないと結論づけ

¹⁸ Harms and Lutz (2006) と Karakaplan et al. (2005) も援助とガバナンスの質の交差項が入っていない式による推計のほとんどで、援助の FDI に与える効果はないことを見出している。

る。

さらに主要 5 援助国からの援助がそれぞれの国からの直接投資を促進する効果について推計する。これは、直前で行った推計（表 7）とは異なり、ある援助国の援助がその当該援助国からの直接投資を促進するかどうかを検証している。この推計は、それぞれの援助国からの援助ストックと、考慮中の直接投資が当該援助国から流入している場合に 1、そうでない場合には 0 をとるダミー変数の交差項を含めて行う¹⁹。表 8 の結果は、日本および英国の援助はそれぞれの国からの直接投資に対して、正で有意な効果を持つことを示している（列 1・2）。援助をインフラ向け援助とノンインフラ向け援助に分けて説明変数として使用した場合（列 3 から 8）では、日本のインフラ向け援助の効果（列 4 から 6）はすべての援助を含んだ日本の援助の効果（列 2）と同規模で有意な効果が見出される。対照的に、日本のノンインフラ向け援助の効果は列 4 では統計的に有意ではないが、列 8 では正で有意となり、式の特定化の変更に対して結果が頑健ではないことを示している。同様の議論により、英国の援助の効果は頑健ではないといえるだろう。以上により、我々の推計では日本のインフラ向け援助の正の効果だけが頑健で有意である。

この実証結果および前述の日本の援助は一般的には直接投資を促進しないという表 7 で示された実証結果から、日本の援助には先兵効果があるという仮説が支持される。つまり、援助にはインフラ効果もレントシーキング効果もないが、特に日本からの援助は被援助国のビジネス環境についての情報を日本にもたらし、日本からの直接投資を促進する。しかし、日本の援助のもたらすこの正の効果は日本からの直接投資に限られ、その他の国からの直接投資にはなんら効果を持たない。

なお、日本の援助が日本からの直接投資に与える効果はかなり大きい。本稿のサンプルに入っている東アジアの 6 カ国²⁰への日本の直接投資のストック総額の対数は、1997 年の 10.80 から 2002 年には 10.97 に増加している一方で、対応する援助ストックは 10.83 から 11.04 に増加している。表 8 の第 2 列にある日本の援助ストックの係数 0.742 を使うと、1997 年から 2002 年の東アジアにおける日本の直接投資増加額の 92% は日本の援助の増加で説明することができる。

表 8 の Hansen J 統計量の p 値は、表 7 と同じように 1 に近いので、ここでも操作変数が多すぎるという問題が起きているかもしれない。こうした可能性によるバイアスを避けるため、日本以外の援助変数を落とし、説明変数の数および操作変数の数を少なくしてみる。ここでは簡潔性を重視するため、その変更による結果を示すことはしない

¹⁹ その結果、例えば日本の援助変数は直接投資の投資国が日本でなければ 0 となる。

²⁰ 6 カ国とは中国、韓国、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイである。

が、日本の援助の効果は表 8 の結果と変わらない。Hansen J 統計量の p 値は約 0.2 であり、GMM 推計においても操作変数の数が多すぎるということはない。

4.3 頑健性のテスト

結果の頑健性を検証するため、いくつかの代替的な特定化を試みる。はじめに、追加的な説明変数としてラグをとった直接投資ストックを加えることで直接投資ストックについてダイナミックな推計式とする。次に、説明変数としてすべての 1 期ラグをとった変数を使用する。これにより、内生性の可能性を緩和し、説明変数によって表される状況認識と直接投資の決定の間にタイムラグを導入することができる。最後に、基本推計で使った 5%ではなく、減価償却率を 10%と仮定して直接投資ストックと援助ストックを作成する。

追加的な付表 2 から 4 は、上述の 3 つの代替的特定化による結果を示しているが、スペース節約のため、表 4 から 8 の第 2 列に示されている GMM による基本推計の結果に対応する代表的な結果のみを出している。これらの結果は、援助国によって援助効果の大きさに差がないと仮定した場合、いずれの特定化においても援助が直接投資に対して有意な効果を持たないことを示唆している。さらに、日本の援助が日本からの直接投資に対しては常に正で有意な効果を持つ一方で、その他の援助国の援助は援助国特有の効果について推計結果が頑健ではなかった。対照的に、表 7 の第 2 列に示されているようにドイツの援助がその他の国からの直接投資に対して負の効果を持つという結果はダイナミックな特定化では統計的に有意ではない。要約すれば、ドイツの援助に関する推計結果を除けば、代替的特定化による結果は基本推計の結果と一致している。

4.4 なぜ日本の援助は特殊なのか?

以上の結果から、どの援助国の援助も直接投資に対してインフラ効果およびレントシーキング効果を持たないという結論にたどりつく。日本の援助には先兵効果があり、日本からの直接投資を促進する一方で、その他の国の援助には先兵効果はない。この実証結果はその他の国の援助と比較して日本の援助には際立った特徴があることを強調している。ここで残る疑問点は、なぜ日本の援助は特殊なのかという点である。この小節では、日本の援助の特徴についての議論を紹介する。

Kawai and Takagi (2004) は、貿易国家として、貿易相手国、とりわけアジア諸国の経済発展を促進する一助となることが日本の利益であると論じている。OECD/DAC

の日本に関するピアレビュー（2003）も経済成長が開発の主要な原動力であるという観点から、日本がアジア地域への直接投資を促進してきたという点で Kawai and Takagi（2004）と一致している。Arase（1994）は、日本の援助が提供される時には、官と民の間に緊密な協調関係があり、1980年代半ばから日本の援助の主要な目的は日本の直接投資の促進にあったと主張している。Arase（1994）によれば、DACが1991年に日本政府に援助の目的についてたずねたところ、以下のような発見があったとしている。「MITI（通商産業省、現経済産業省）とEPA（経済企画庁）は、日本経済のリストラチャリングを促進し、アジアに「水平的分業体制」を構築するために、ODA（政府開発援助）の利用を重視しつづけた。そして民間セクターは、被援助国の経済を発展させるために日本の直接投資と貿易およびODAを結びつける「三位一体型」ODAを提唱する経済官庁と連携した。」（Arase, 1994, p. 190）

Kawai and Takagi（2004）はまた、日本の公的援助プログラムの初期には政策決定における経済的配慮が重要な役目を果たし、ビジネスコミュニティの要望が経済産業省を通じて伝えられているとも述べている²¹。これらの議論は、官と民の間の情報交換を通じた日本の援助の先兵効果をサポートしている。

さらに、日本の民間セクターの政府への信頼度はかなり高いと思われるので、日本政府が援助を提供するという事実そのものが、民間企業が主体的に判断する被援助国のカントリーリスクを低めているともいえる。一例として、援助を通じた「準政府保証（quasi government guarantee）」が日本のインド向け援助で見られる。1998年のインドの核実験に対応して、日本政府はインド向けの新規の円借款を停止した。これにより、日本の民間企業もインドへの新規投資から退いたのである

要約すれば、日本の援助の先兵効果は官と民の緊密な相互作用により意図的に作られた可能性があるだろう。

5 結論

本論文は、援助国と被援助国のペアのデータを重力モデルタイプの推計にあてはめることにより、開発援助がどのように発展途上国への直接投資を促進するのかということを検証している。本稿の実証分析の方法は、援助の直接投資に対する効果を3つ、すなわちインフラを改善し資本の限界生産性を高めるような正の「インフラ効果」、非生産的なレントシーキング行為を活発化させることによる負の「レントシーキング効果」、

²¹ 経済産業省は日本の経済協力の成功体験を「ジャパン ODA モデル」として提唱している。経済産業省産業構造審議会経済協力小委員会中間報告(2006)参照。

被援助国のビジネス環境についての情報伝達や「準政府保証（quasi government guarantee）」によるカントリーリスクの低下、および民間投資の前に援助国特有の商習慣や基準を持ち込むことなどによる正の「先兵効果」に分類する。推計結果によれば、一般的に援助には必ずしもインフラ効果やレントシーキング効果、先兵効果はない。しかし、日本の援助には先兵効果があるという頑健な結果が得られた一方で、その他の援助国の援助にはそのような効果は見られなかった。つまり日本の援助は日本からの直接投資は促進するが、その他の国からの直接投資に対しては何のインパクトもない。この結果は、中国の地方レベルのデータを用いて、中国における日本の援助は日本の民間投資家の中国における投資先の地理的選択に正で有意な効果を持つことを見出した Blaise（2005）とも整合的である。次のステップとして、この援助と直接投資の連鎖が被援助国の経済成長につながったかどうかということは興味深い研究テーマのひとつとなるだろう。

参考文献

- Alesina, Alberto. and Dollar, David. (2000), "Who gives foreign aid to whom and why?" *Journal of Economic Growth*, vol. 5, pp. 33-63.
- Alfaro, Laura., Chanda, Areendam., Sebnem Kalemli-Ozcan, and Sayek Selin (2004), "FDI and economic growth: the role of local financial markets." *Journal of International Economics*, vol. 64(1), pp. 89-112.
- Arase, David (1994), "Public-private sector interest coordination in Japan's ODA," *Pacific Affairs*, vol. 67(2), pp. 171-199.
- Baier, Scott L. and Bergstrand, Jeffrey H. (2005), "Do free trade agreements actually increase members' international trade?" Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, 2005-3.
- Balasubramanyam, V. N., Salisu, Mohammed. and Sapsford, David. (1996), "Foreign direct investment and growth in EP and IS countries." *The Economic Journal*, vol.106, pp. 92-105.
- Baum, Christopher F., Schaffer, Mark E. and Stillman, Steven. (2003), "Instrumental variables and GMM: estimation and testing." Boston College Department of Economics Working Paper no.545, Boston: Boston College.
- Blaise, Severine. (2005), "On the link between Japanese ODA and FDI in China: A micro economic evaluation using conditional logit analysis." *Applied Economics*, vol.37(1), pp. 51-55.
- Blonigen, Bruce A. (2005), "A review of the empirical literature of FDI determinants." NBER Working Paper Series, no. 11299.
- Bond, Stephen R. (2002), "Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice." The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL. Cemmap working CWP09/02: London, Cemmap.
- Boone, Peter. (1996), "Politics and the effectiveness of foreign aid." *European Economic Review*, vol.40, pp. 289-329.
- Borensztein, Eduardo., De Gregorio, Jose. and Lee, Jong-Wha. (1998), "How does foreign direct investment affect economic growth?" *Journal of International Economics*, vol.45, pp.115-135.
- Burnside, Craig. and Dollar, David. (2000), "Aid, policies, and growth." *American Economic Review*, vol.90(4), pp. 847-868.
- Burnside, Craig. and Dollar, David. (2004), "Aid, policies, and growth: Reply." *American Economic Review*, vol.94(3), pp. 781-784.
- Carr, David L., James R. Markusen, and Keith E. Maskus (2001), "Estimating the Knowledge-Capital Model of the Multinational enterprise," *American Economic Review*, vol. 91(3), pp. 693-708.
- DAC (2003), Peer Review: Japan. Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Dalgaard, Carl Johan., Hansen, Henrik. and Tarp, Finn. (2002), "On the empirics of foreign aid and growth." CREDIT Research Paper, No.02/08.
- Dollar, David. and Easterly, William. (1999), "The search for the key: Aid, investment, and

- policies in Africa.” World Bank, mimeo.
- Durham, Benson J. (2004), “Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth.” *European Economic Review*, vol.48, pp. 285-306.
- Easterly, William. (2003), “Can foreign aid buy growth?” *Journal of Economic Perspectives*, vol.17(3), pp. 23-48.
- Easterly, William., Levine, R. and Roodman, David. (2004), “Aid, policies, and growth: Comment.” *American Economic Review*, vol.94(3), pp. 774-780.
- Egger, Peter (2002), “An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials,” *World Economy*, vol. 25, pp. 297-312.
- Egger, Peter (2005), “Alternative Techniques for Estimation of Cross-Section Gravity Models,” *Review of International Economics*, vol. 13(5), pp. 881-892.
- Egger, Peter and Hannes Winner (2006), “How corruption influences foreign direct investment: A panel data study,” *Economic Development and Cultural Change*, vol. 54, pp. 459-486.
- Ensign, Margee M. (1992), “Doing Good or Doing Well? Japan’s foreign aid programs”, Columbia University Press, New York.
- Feenstra, Robert C. (2004), *Advanced International Trade: Trade and Evidence*. New Jersey: Princeton University Press.
- Girma, Sourafel (2005) “Absorptive Capacity and Productivity Spillovers from FDI: A Threshold Regression Analysis,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 67(3), pp. 281-306.
- Hansen, Henrik. and Tarp, Finn. (2000), “Aid effectiveness disputed.” *Journal of International Development*, vol.12(3), pp. 375-398.
- Hansen, Henrik. and Tarp, Finn. (2001), “Aid and growth regressions.” *Journal of Development Economics*, vol.64, pp. 547-570.
- Harms, Philipp. and Lutz, Matthias. (2003), “Aid, governance, and private foreign investment: Some puzzling findings and a possible explanation.” Study Center Gerzensee and the Swiss National Bank, working paper, No.03.04.
- Harms, Philipp. and Lutz, Matthias. (2006), “Aid, governance, and private foreign investment.” *Economic Journal*, vol.116(513), pp. 773-790.
- Hermes, Niels. and Lensink, Robert. (2003), “Foreign direct investment, financial development and economic growth.” *The Journal of Development Studies*, vol.40(1), pp. 142-163.
- IMF. (2003), *Foreign Direct Investment Trends and Statistics*, International Monetary Fund, Washington D.C.
- 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(3), pp. 605–627.
- Karakaplan, Ugur M., Neyapti, Bilin. and Sayek, Selin. (2005), “Aid and foreign direct investment: International evidence.” Bilkent University Discussion Papers No. 05-05,

- Ankara-Turkey: Bilkent University.
- Kaufmann, Daniel, Aart Kraay, and Massimo Mastruzzi (2006), "Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005," Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=929549>.
- Kawai, Masahiro. And Takagi, Shinji. (2004), "Japan's Official Development Assistance: Recent Issues and Future Directions" *Journal of International Development*, vol.16, pp. 255-280.
- Knack, Stephen. and Keefer, Philip. (1995), "Institutions and economic performance: Cross-country tests using alternative institutional measures." *Economics and Politics*, vol.7, pp. 207-227.
- Lensink, Robert. and Morrissey, Oliver. (2001), "Foreign direct investment: Flows, volatility and growth in developing countries." (Available on the internet at <http://som.eldoc.ub.rug.nl/FILES/reports/themeE/2001/01E16/01E16.pdf>)
- Lensink, Robert. and Morrissey, Oliver. (2002), "The volatility of FDI, not the level, affects growth in developing countries." CDS Research Reports No. 200213.
- Li, Xiaoying and Xiaming Liu (2005) "Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship," *World Development*, vol. 33(3), pp. 393–407.
- Loungani, Prakash. and Razin, Assaf. (2001), "How beneficial is foreign direct investment for developing countries?" *Finance and Development*, vol.38, International Monetary Fund, Washington D.C. (Available on the internet at <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2001/06/loungani.htm>)
- Markusen, James R. (2002), *Multinational Firms and the Theory of International Trade*, Boston, the MIT Press.
- Mody, Ashoka., Razin, Assaf. and Sadka, Efraim. (2003), "The role of information in driving FDI flows: Host-country transparency and source-country specialization." NBER Working Paper Series, no. 9662.
- OECD (2006), "Investment for Development." Organization for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Péridy, Nicolas. (2004), "The new US trans-ocean free trade initiatives: estimating export and FDI potentials from dynamic panel data models." *Economic Bulletin*, vol.6, pp. 1-12.
- Rajan, Raghuram G. and Subramanian Arvind. (2005), "Aid and growth: What does the cross-country evidence really show?" IMF Working Paper, WP/05/127.
- Rix, A. (1990), "Japan's Aid Program: A New Global Agenda." *International Development Issues* No.12, Australian International Development Assistance Bureau.
- Roodman, David M. (2004), "The anarchy of numbers: Aid, development, and cross-country empirics," Center for Global Development Working Paper, 32.
- Roodman, David M. (2006), "How to do xtabond2: An introduction to "difference" and "system" GMM in Stata," Center for Global Development Working Paper, no. 103.
- Svensson, Jacob (2000), "Foreign aid and rent-seeking." *Journal of International Economics*,

vol.51, pp.437-461.

Todo, Yasuyuki, and Koji Miyamoto (2006), “Knowledge Spillovers from Multinational Enterprises and the Role of R&D Activities: Evidence from Indonesia,” *Economic Development and Cultural Change*, vol. 55(1).

Wei, Shang-Jin (2000), “How Taxing Is Corruption on International Investors?” *Review of Economics and Statistics*, vol. 82(1), pp. 1-11.

Xu, Bin (2000) “Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth,” *Journal of Development Economics*, vol. 62, pp. 477–493.

図1 主要5援助国の援助額（ネットの拠出額ベース）

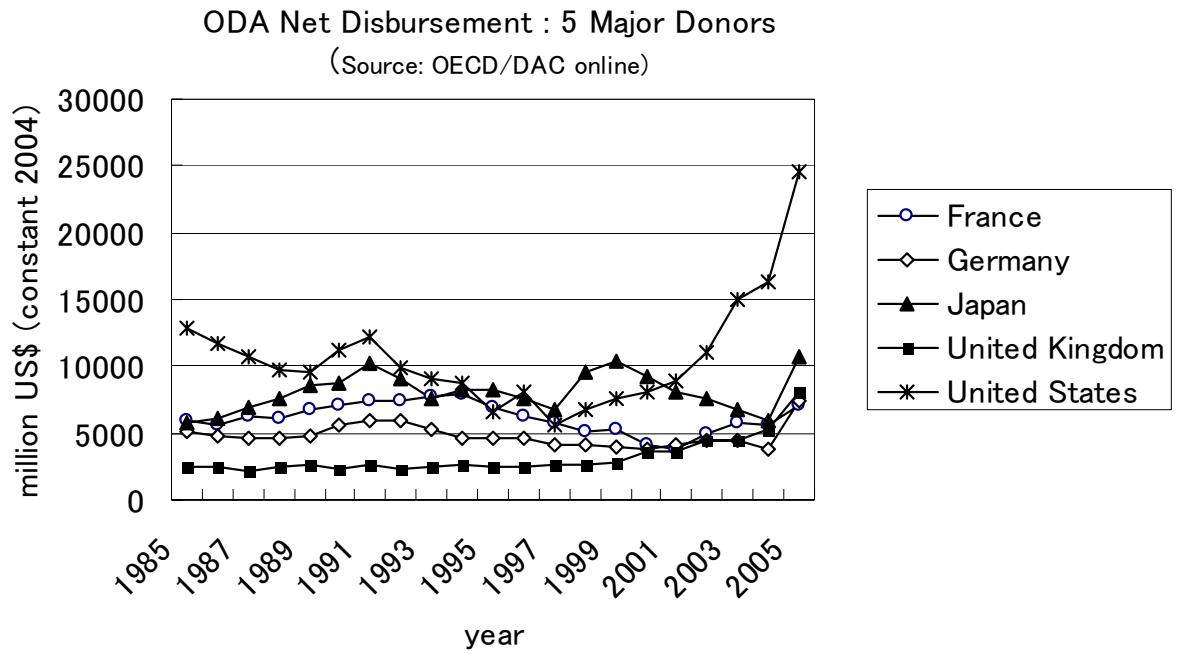


図2 主要5援助国のセクター別援助の割合（約束額ベース）

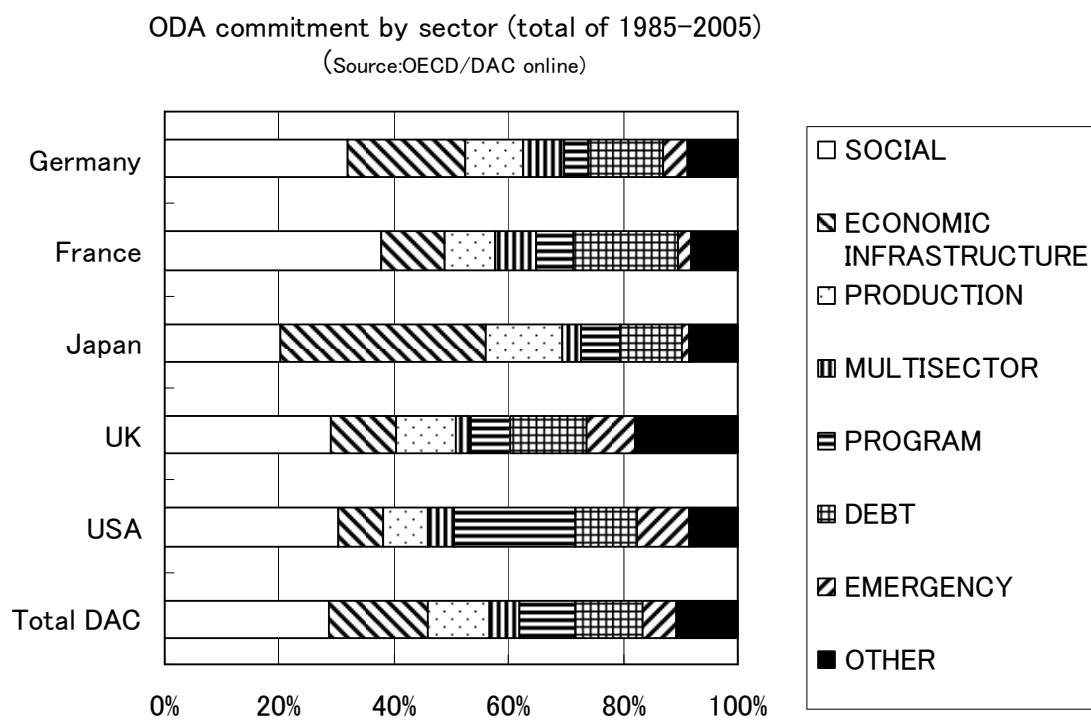


表 1

仮説

援助が直接投資に与える 3 種類の効果

	Effect on FDI from country i to j		
	Infrastructure effect	Rent-seeking effect	Vanguard effect
Aid from any country			
For infrastructure	+	-	0
For non-infrastructure	0	-	0
Aid from country i			
For infrastructure	+	-	+
For non-infrastructure	0	-	+

表 2

主要 5 援助国の DAC 援助に占めるシェア

	1985	1990	1995	2000	2005
France	13%	14%	16%	9%	9%
Germany	11%	11%	11%	9%	9%
Japan	13%	18%	20%	21%	13%
United Kingdom	5%	5%	6%	8%	10%
United States	29%	22%	16%	18%	31%
Total of 5 donors	72%	70%	68%	65%	72%

Source: OECD / DAC online. Shares are computed based on the amount of foreign aid in constant 2004 US dollars.

表 3 記述統計量

	Description	Mean	Standard deviation	Min.	Max.
$\ln FDI_{ij}$	Log of FDI stock from country i to j	13.821	1.654	9.281	17.888
$\ln \sum_i AID_{ij}$	Log of total aid stock from all countries to j	15.215	1.240	12.008	17.243
$\ln \sum_i AID_INF_{ij}$	Log of total aid stock for infrastructure from all countries to j	15.039	1.240	11.936	17.115
$\ln \sum_i AID_NonINF_{ij}$	Log of total aid stock for non-infrastructure from all countries to j	12.827	1.684	8.144	16.263
$\ln AID_{ij}$	Log of aid stock from country i to j	12.081	2.910	0	16.677
$\ln AID_INF_{ij}$	Log of aid stock for infrastructure from country i to j	11.125	3.517	0	16.395
$\ln AID_NonINF_{ij}$	Log of aid stock for non-infrastructure from country i to j	11.014	2.994	-0.001	16.032
$\ln GDP_i$	Log of GDP of country i	21.589	0.702	20.863	23.026
$\ln GDP_j$	Log of GDP of country j	18.690	1.322	14.871	21.074
$\ln DIST_{ij}$	Log of distance between i and j	8.929	0.560	7.056	9.821
$SKDIF_{ij}$	Difference in the log of GDP per capita between i and j	2.395	0.911	0.657	4.563
$Kaufmann1_j$	Index of the regulatory quality	16.873	3.073	8.490	24.245
$Kaufmann2_j$	Sum of 6 indices of governance	16.873	3.073	8.490	24.245
$OPEN_j$	Ratio of the sum of exports and imports to GDP of country j	69.858	45.820	16.300	228.875
$COMMON_{ij}$	Dummy variable for sharing a common language	0.025	0.156	0	1

Note: Those figures above are based on 640 country-pair observations during the period 1995-2002, although estimation is based on 480 observations during the period 1997-2002 since lagged variables are used as instruments.

表4 すべての二国間ドナーの援助総額が二国間直接投資に与える影響

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$\ln \sum_i AID_{ij}$	-0.054 (0.051)	0.104 (0.162)	-0.514 (0.283)+	0.756 (0.520)	0.093 (0.175)	0.349 (0.443)
$\ln \sum_i AID_{ij} * Kaufmann1_j$			0.102 (0.066)	-0.178 (0.119)		
$Kaufmann1_j$			-1.250 (0.954)	2.521 (1.704)		
$\ln \sum_i AID_{ij} * Kaufmann2_j$					-0.010 (0.011)	-0.013 (0.027)
$Kaufmann2_j$					0.156 (0.158)	0.145 (0.393)
$\ln GDP_i$	4.765 (2.348)*	6.930 (1.740)**	4.624 (2.337)*	7.312 (1.671)**	4.774 (2.350)*	6.903 (1.710)**
$\ln GDP_j$	0.872 (0.041)**	0.728 (0.189)**	0.911 (0.044)**	0.663 (0.185)**	0.885 (0.044)**	0.666 (0.161)**
$SKDIF_{ij}$	0.755 (0.247)**	1.937 (0.957)*	0.792 (0.249)**	1.404 (0.856)	0.810 (0.263)**	1.084 (0.768)
$SKDIF_j^2$	-0.185 (0.046)**	-0.461 (0.190)*	-0.167 (0.047)**	-0.351 (0.161)*	-0.192 (0.047)**	-0.307 (0.144)*
$\ln DIST_{ij}$	-0.437 (0.068)**	-0.439 (0.174)*	-0.448 (0.069)**	-0.469 (0.181)**	-0.456 (0.070)**	-0.424 (0.174)*
No. of observations	480	480	480	480	480	480
R-squared	0.761		0.764		0.762	
Hansen J statistic		0.292		0.701		0.824
Arellano-Bond statistic		0.528		0.581		0.467

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Year dummies and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of foreign aid from country i to country j ; $Kaufmann1_j$ = index of regulatory quality of country j taken from Kaufmann et al. (2006); $Kaufmann2_{ij}$ = sum of 6 indices of governance of country j taken from Kaufmann et al. (2006); $GDP_{(i)}$ = GDP of country i (j); $SKDIF_{ij}$ = measure of skill differences; $DIST_{ij}$ = distance between country i and j .

表5 インフラ向け援助とノンインフラ向け援助の違い

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$\ln \sum_i AID_INF_{ij}$	0.120 (0.062)+	0.129 (0.189)	-0.013 (0.054)	0.106 (0.171)		
$\ln \sum_i AID_NonINF_{ij}$	-0.130 (0.032)**	-0.058 (0.119)			-0.098 (0.027)**	-0.014 (0.108)
$\ln GDP_i$	4.788 (2.312)*	7.312 (1.686)**	4.770 (2.350)*	7.193 (1.734)**	4.771 (2.319)*	6.649 (1.667)**
$\ln GDP_j$	0.827 (0.042)**	0.748 (0.204)**	0.853 (0.042)**	0.758 (0.194)**	0.875 (0.034)**	0.752 (0.179)**
$SKDIF_{ij}$	0.294 (0.268)	1.843 (1.028)+	0.695 (0.253)**	2.137 (0.972)*	0.550 (0.233)*	2.083 (1.015)*
$SKDIF_j^2$	-0.106 (0.049)*	-0.444 (0.192)*	-0.181 (0.046)**	-0.502 (0.192)**	-0.139 (0.046)**	-0.464 (0.206)*
$\ln DIST_{ij}$	-0.501 (0.069)**	-0.482 (0.190)*	-0.435 (0.068)**	-0.445 (0.177)*	-0.484 (0.068)**	-0.448 (0.173)**
No. of observations	480	480	480	480	480	480
R-squared	0.769		0.760		0.767	
Hansen J statistic		0.515		0.287		0.319
Arellano-Bond statistic		0.556		0.517		0.593

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Year dummies and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_INF_{ij} = stock of aid for infrastructure from country i to j ; AID_NonINF_{ij} = stock of aid for non-infrastructure from country i to j ; $GDP_{i(j)}$ = GDP of country i (j); $SKDIF_{ij}$ = measure of skill differences; $DIST_{ij}$ = distance between country i and j .

表6 二国間援助が自国からの二国間直接投資に与える影響

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$\ln AID_{ij}$	0.027 (0.020)	-0.015 (0.026)						
$\ln AID_INF_{ij}$			0.060 (0.021)**	0.044 (0.038)	0.042 (0.016)**	-0.003 (0.040)		
$\ln AID_NonINF_{ij}$			-0.031 (0.025)	-0.050 (0.032)			0.015 (0.019)	-0.040 (0.042)
$\ln GDP_i$	4.490 (2.355)+	4.719 (1.777)**	4.489 (2.336)+	4.215 (1.516)**	4.420 (2.337)+	4.199 (1.723)*	4.664 (2.352)*	6.105 (1.756)**
$\ln GDP_j$	0.833 (0.035)**	0.686 (0.138)**	0.828 (0.035)**	0.734 (0.123)**	0.824 (0.035)**	0.693 (0.144)**	0.840 (0.035)**	0.819 (0.152)**
$SKDIF_{ij}$	0.568 (0.245)*	1.360 (0.859)	0.425 (0.250)+	1.667 (0.870)+	0.425 (0.250)+	1.429 (0.960)	0.620 (0.242)*	2.721 (1.113)*
$SKDIF_j^2$	-0.165 (0.047)**	-0.301 (0.178)+	-0.141 (0.047)**	-0.379 (0.170)*	-0.143 (0.047)**	-0.328 (0.190)+	-0.172 (0.046)**	-0.582 (0.220)**
$\ln DIST_{ij}$	-0.414 (0.069)**	-0.434 (0.162)**	-0.424 (0.070)**	-0.452 (0.163)**	-0.406 (0.068)**	-0.436 (0.164)**	-0.420 (0.070)**	-0.473 (0.167)**
No. of observations	480	480	480	480	480	480	480	480
R-squared	0.761		0.765		0.764		0.761	
Hansen J statistic		0.140		0.513		0.217		0.242
Arellano-Bond statistic		0.606		0.614		0.583		0.612

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Year dummies and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of foreign aid from country i to country j ; AID_INF_{ij} = stock of aid for infrastructure from country i to j ; AID_NonINF_{ij} = stock of aid for non-infrastructure from country i to j ; $GDP_{(i)}$ = GDP of country i (j); $SKDIF_{ij}$ = measure of skill differences; $DIST_{ij}$ = distance between country i and j .

表 7 援助が直接投資に与える影響：援助国別の効果

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$\ln AID_{JPN,j}$	0.026 (0.030)	0.013 (0.069)						
$\ln AID_{USA,j}$	-0.002 (0.015)	0.003 (0.023)						
$\ln AID_{GRB,j}$	0.007 (0.020)	-0.002 (0.033)						
$\ln AID_{FRA,j}$	0.004 (0.048)	-0.031 (0.112)						
$\ln AID_{DEU,j}$	-0.163 (0.038)**	-0.151 (0.091)+						
$\ln AID_INF_{JPN,j}$			-0.047 (0.040)	-0.023 (0.077)	0.020 (0.024)	-0.010 (0.057)		
$\ln AID_INF_{USA,j}$			0.069 (0.023)**	0.042 (0.023)+	0.010 (0.012)	0.007 (0.019)		
$\ln AID_INF_{GRB,j}$			0.038 (0.017)*	0.008 (0.023)	0.007 (0.017)	-0.024 (0.028)		
$\ln AID_INF_{FRA,j}$			0.095 (0.031)**	0.023 (0.032)	0.024 (0.026)	0.019 (0.042)		
$\ln AID_INF_{DEU,j}$			-0.089 (0.049)+	-0.100 (0.086)	-0.164 (0.034)**	-0.150 (0.098)		
$\ln AID_NonINF_{JPN,j}$			0.069 (0.054)	0.025 (0.091)			0.021 (0.032)	0.047 (0.068)
$\ln AID_NonINF_{USA,j}$			-0.095 (0.031)**	-0.051 (0.023)*			-0.003 (0.016)	-0.003 (0.022)
$\ln AID_NonINF_{GRB,j}$			-0.005 (0.019)	0.016 (0.035)			0.015 (0.015)	0.007 (0.045)
$\ln AID_NonINF_{FRA,j}$			-0.239 (0.051)**	-0.153 (0.089)+			-0.122 (0.043)**	-0.079 (0.099)
$\ln AID_NonINF_{DEU,j}$			-0.016 (0.051)	-0.044 (0.036)			-0.116 (0.035)**	-0.088 (0.042)*
No. of observations	480	480	480	480	480	480	480	480
R-squared	0.773		0.790		0.774		0.777	
Hansen J statistic		0.996		1.000		0.979		0.998
Arellano-Bond statistic		0.788		0.902		0.852		0.635

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All control variables used in the benchmark estimation, year dummies, and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of foreign aid from country i to country j ; AID_INF_{ij} = stock of aid for infrastructure from country i to j ; AID_NonINF_{ij} = stock of aid for non-infrastructure from country i to j ; JPN , USA , GRB , FRA , and DEU denote Japan, the United States, the United Kingdom, France, and Germany, respectively.

表 8 二国間援助が自国からの二国間直接投資に与える影響：援助国別推計

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
$\ln AID_{JPN,j} \cdot JPN_i$	0.859 (0.074)**	0.742 (0.211)**						
$\ln AID_{USA,j} \cdot USA_i$	-0.031 (0.023)	-0.112 (0.068)+						
$\ln AID_{GRB,j} \cdot GRB_i$	0.073 (0.028)**	0.112 (0.050)*						
$\ln AID_{FRA,j} \cdot FRA_i$	0.094 (0.073)	-0.396 (0.286)						
$\ln AID_{DEU,j} \cdot DEU_i$	0.097 (0.043)*	0.071 (0.115)						
$\ln AID_INF_{JPN,j} \cdot JPN_i$			0.745 (0.094)**	0.747 (0.208)**	0.774 (0.065)**	0.741 (0.171)**		
$\ln AID_INF_{USA,j} \cdot USA_i$			0.080 (0.047)+	0.038 (0.053)	-0.010 (0.022)	-0.014 (0.044)		
$\ln AID_INF_{GRB,j} \cdot GRB_i$			0.082 (0.024)**	0.125 (0.025)**	0.069 (0.019)**	-0.007 (0.101)		
$\ln AID_INF_{FRA,j} \cdot FRA_i$			-0.121 (0.047)*	-0.149 (0.089)+	-0.034 (0.040)	-0.249 (0.097)*		
$\ln AID_INF_{DEU,j} \cdot DEU_i$			-0.040 (0.056)	0.108 (0.116)	0.044 (0.037)	0.181 (0.187)		
$\ln AID_NonINF_{JPN,j} \cdot JPN_i$			0.117 (0.096)	0.251 (0.258)			0.661 (0.073)**	0.697 (0.227)**
$\ln AID_NonINF_{USA,j} \cdot USA_i$			-0.102 (0.047)*	-0.082 (0.062)			-0.035 (0.024)	-0.074 (0.048)
$\ln AID_NonINF_{GRB,j} \cdot GRB_i$			-0.017 (0.031)	-0.014 (0.039)			0.044 (0.026)+	0.064 (0.082)
$\ln AID_NonINF_{FRA,j} \cdot FRA_i$			0.293 (0.083)**	0.213 (0.158)			0.093 (0.075)	-0.305 (0.245)
$\ln AID_NonINF_{DEU,j} \cdot DEU_i$			0.127 (0.058)*	0.014 (0.053)			0.055 (0.040)	-0.051 (0.100)
No. of observations	480	480	480	480	480	480	480	480
R-squared	0.817		0.830		0.822		0.798	
Hansen J statistic		0.982		1.000		0.995		0.984
Arellano-Bond statistic		0.824		0.834		0.577		0.769

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All control variables used in the benchmark estimation, year dummies, and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of foreign aid from country i to country j ; AID_INF_{ij} = stock of aid for infrastructure from country i to j ; AID_NonINF_{ij} = stock of aid for non-infrastructure from country i to j ; JPN , USA , GRB , FRA , and DEU = Japan, the United States, the United Kingdom, France, and Germany, respectively; CTY_i = a dummy variable that is one if source country i is CTY .

付表1 国のペアのリスト

Recipient/host country	Donor/home country				
	Germany	France	United Kingdom	Japan	United States
Argentina	Y	Y	Y	Y	Y
Brazil	Y	Y	Y	Y	Y
Chile	Y	Y	Y	Y	Y
China	Y	Y	Y	Y	Y
Columbia	Y	Y	Y		Y
Costa Rica	Y				
Dominican Republic	Y				
Ecuador	Y				
Egypt		Y			
Indonesia	Y	Y	Y	Y	
India	Y	Y	Y	Y	
Korea, Republic of	Y	Y	Y	Y	Y
Sri Lanka	Y				
Morocco	Y	Y			
Mexico	Y	Y	Y	Y	Y
Mauritius	Y				
Malaysia	Y	Y	Y	Y	Y
Namibia	Y				
Nigeria	Y				
Pakistan	Y				
Panama	Y				
Philippines	Y	Y	Y	Y	Y
Paraguay	Y				
Thailand	Y	Y	Y	Y	Y
Tunisia	Y				
Turkey	Y	Y		Y	Y
Uruguay	Y				
Venezuela	Y		Y		Y
Vietnam	Y				

Note: Y indicates that the country pair is included in the sample.

付表2 頑健性テスト(1)：ダイナミック推計

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
Comparable benchmark model	Table 4 (2)	Table 5 (2)	Table 6 (2)	Table 7 (2)	Table 8 (2)
Lagged $\ln FDI_{ij}$	0.560 (0.139)**	0.567 (0.140)**	0.594 (0.131)**	0.599 (0.092)**	0.585 (0.127)**
$\ln \sum_i AID_{ij}$	-0.033 (0.076)				
$\ln \sum_i AID_INF_{ij}$		-0.028 (0.083)			
$\ln \sum_i AID_NonINF_{ij}$		-0.021 (0.053)			
$\ln AID_{ij}$			0.003 (0.019)		
$\ln AID_{JPN,j}$				-0.003 (0.032)	
$\ln AID_{USA,j}$				0.012 (0.015)	
$\ln AID_{GRB,j}$				-0.016 (0.019)	
$\ln AID_{FRA,j}$				-0.028 (0.052)	
$\ln AID_{DEU,j}$				-0.059 (0.042)	
$\ln AID_{ij} \cdot JPN_i$					0.233 (0.114)*
$\ln AID_{ij} \cdot USA_i$					-0.041 (0.037)
$\ln AID_{ij} \cdot GRB_i$					0.070 (0.037)+
$\ln AID_{ij} \cdot FRA_i$					-0.180 (0.165)
$\ln AID_{ij} \cdot DEU_i$					-0.063 (0.066)
No. of observations	480	480	480	480	480
Hansen J statistic	0.283	0.887	0.227	1.000	1.000
Arellano-Bond statistic	0.032	0.032	0.037	0.053	0.038

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All control variables used in the benchmark estimation, year dummies, and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of aid from country i to j ; JPN_i , USA_i , GRB_i , FRA_i , and DEU_i = dummy variables that is one if country i is Japan, the United States, the United Kingdom, France, and Germany, respectively.

付表3 頑健性テスト(2)：ラグをとった説明変数による推計

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
Comparable benchmark model	Table 4 (2)	Table 5 (2)	Table 6 (2)	Table 7 (2)	Table 8 (2)
$\ln \sum_i AID_{ij}$	0.081 (0.160)				
$\ln \sum_i AID_INF_{ij}$		0.138 (0.192)			
$\ln \sum_i AID_NonINF_{ij}$		-0.085 (0.116)			
$\ln AID_{ij}$			-0.009 (0.031)		
$\ln AID_{JPN,j}$				0.007 (0.070)	
$\ln AID_{USA,j}$				0.019 (0.023)	
$\ln AID_{GRB,j}$				-0.025 (0.030)	
$\ln AID_{FRA,j}$				-0.015 (0.112)	
$\ln AID_{DEU,j}$				-0.175 (0.087)*	
$\ln AID_{ij} \cdot JPN_i$					0.749 (0.205)**
$\ln AID_{ij} \cdot USA_i$					-0.103 (0.061)+
$\ln AID_{ij} \cdot GRB_i$					0.079 (0.050)
$\ln AID_{ij} \cdot FRA_i$					-0.402 (0.256)
$\ln AID_{ij} \cdot DEU_i$					0.052 (0.101)
No. of observations	480	480	480	480	480
Hansen J statistic	0.197	0.405	0.186	0.994	0.993
Arellano-Bond statistic	0.850	0.912	0.887	0.729	0.860

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All control variables used in the benchmark estimation, year dummies, and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of aid from country i to j ; JPN_i , USA_i , GRB_i , FRA_i , and DEU_i = dummy variables that is one if country i is Japan, the United States, the United Kingdom, France, and Germany, respectively. All regressors are first lagged.

付表4 頑健性テスト (3) : 減価償却率を変更した推計

Dependent variable: log of the amount of FDI stock from country i to country j

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
Comparable benchmark model	Table 4 (2)	Table 5 (2)	Table 6 (2)	Table 7 (2)	Table 8 (2)
$\ln \sum_i AID_{ij}$	0.099 (0.165)				
$\ln \sum_i AID_INF_{ij}$		0.077 (0.179)			
$\ln \sum_i AID_NonINF_{ij}$		-0.026 (0.112)			
$\ln AID_{ij}$			-0.023 (0.021)		
$\ln AID_{JPN,j}$				0.010 (0.066)	
$\ln AID_{USA,j}$				-0.004 (0.022)	
$\ln AID_{GRB,j}$				0.005 (0.034)	
$\ln AID_{FRA,j}$				-0.058 (0.107)	
$\ln AID_{DEU,j}$				-0.141 (0.076)+	
$\ln AID_{ij} \cdot JPN_i$					0.606 (0.183)**
$\ln AID_{ij} \cdot USA_i$					-0.097 (0.061)
$\ln AID_{ij} \cdot GRB_i$					0.123 (0.048)*
$\ln AID_{ij} \cdot FRA_i$					-0.423 (0.306)
$\ln AID_{ij} \cdot DEU_i$					0.026 (0.110)
No. of observations	480	480	480	480	480
Hansen J statistic	0.245	0.485	0.165	0.997	0.984
Arellano-Bond statistic	0.509	0.550	0.610	0.874	0.677

Note: Standard errors are in parentheses. **, *, and + signify statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All control variables used in the benchmark estimation, year dummies, and donor-country dummies are included in all specifications. GMM estimation is based on the system GMM estimation developed by Blundell and Bond (1998). P values are reported for the Hansen J and Arellano-Bond statistics. Description of regressors are as follows: AID_{ij} = stock of aid from country i to j ; JPN_i , USA_i , GRB_i , FRA_i , and DEU_i = dummy variables that is one if country i is Japan, the United States, the United Kingdom, France, and Germany, respectively. FDI and aid stock are constructed, assuming the depreciation rate of 10%.