

開発援助の拡散・細分化と援助協調

九州大学大学院経済学研究院教授
財務総合政策研究所コンサルティング・フェロー
木原 隆司
2009年5月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、
財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を
示すものではありません。

目次

- I、はじめに
 - II、援助の拡散・細分化に関する先行研究
 - III、ドナー拡散指数 (Index of Donor Proliferation)
 - 1、Acharya, Fuzzo de Lima and Moore (2006)の分析
 - 2、長期の「ドナー拡散指数」(推計)
 - IV、アジアとサブサハラ・アフリカの援助細分化指数 (Index of Aid Fragmentation)
 - V、援助細分化・援助拡散がもたらす「行政能力」(Government Effectiveness)への影響
 - 1、Knack and Rahman(2007)の実証結果
 - 2、援助細分化指標 (IAF)・ドナー拡散指標 (IDP)等による「行政能力」(Government Effectiveness)の推定
 - 3、行政能力、内戦の一人当たり成長率への影響
 - VI、内戦・隣国・援助
 - 1、内戦後の「超成長」
 - 2、内戦「隣国」の成長パターン
 - 3、内戦国・隣国への援助効果
 - VII、援助提供関数と援助協調
 - 1、先行研究・推定法・データ
 - 2、援助総額、多国間・二国間援助、G5ドナーの援助提供関数(推定)
 - (1)援助総額、(2)多国間援助、(3)二国間援助全体、(4)日本、(5)米国、(6)英国、(7)ドイツ、(8)フランス
 - 3、援助効果を高める援助協調
 - (1)協調・SWAps・財政支援
 - (2)受益国・援助セクターの「特化」と「分業」(Division of Labor)
 - (3)望ましい援助協調を目指して
 - VIII、結語
- (稿末参考 I) 援助総額・多国間・二国間・主要ドナーの援助提供関数
(稿末参考 II) Knack and Rahman(2007)のモデル
(主要参考文献)

開発援助の拡散・細分化と援助協調¹

九州大学 木原 隆司

I. はじめに

近年の国際援助潮流の問題点の一つに、「援助の拡散化(Proliferation)・細分化(Fragmentation)」が進み、援助効果の発現を妨げているとの指摘がある。「援助があまりに細かな額で、極めて多くのドナーから提供されるために、不必要かつ無駄な管理費を生み、最も必要とされている分野への資金の集中を困難にしている²」という。OECD/DAC(2008)は援助配分政策、援助予測可能性に関するサーベイを実施し、その中で、グロスの援助から債務削減・緊急援助等を除いた「受益国計画可能援助」(Country Programmable Aid: “CPA”)という援助額(2005年の二国間グロス ODA 額の約 46%; 470 億ドル)を用いて、援助の拡散・細分化を計測している。これによれば、2005～06年には、25以上のドナー国・国際機関から援助を受けている受益国が 38 カ国あり、そのうち 15 以上のドナー合計の援助額が全体の 10%に満たない国が 24 カ国あった。またドナーの全世界 ODA シェアより高いシェアで援助提供国の 50%以上に CPA を出している国(援助の集中が進んでいる国)は、DAC メンバー 23 カ国・機関中に EC、ドイツ、スペインなど 8 カ国・機関しかない。他方、島嶼国など 38 カ国のドナー国は 10 カ国以下である。そのため、OECD/DAC(2008)は各ドナーが自らの「好み」から援助を行うのではなく、援助提供国/提供分野を絞り込む「分業」を行うことにより、援助の「取引費用(Transaction Costs)」を引き下げるべきであると提唱している。

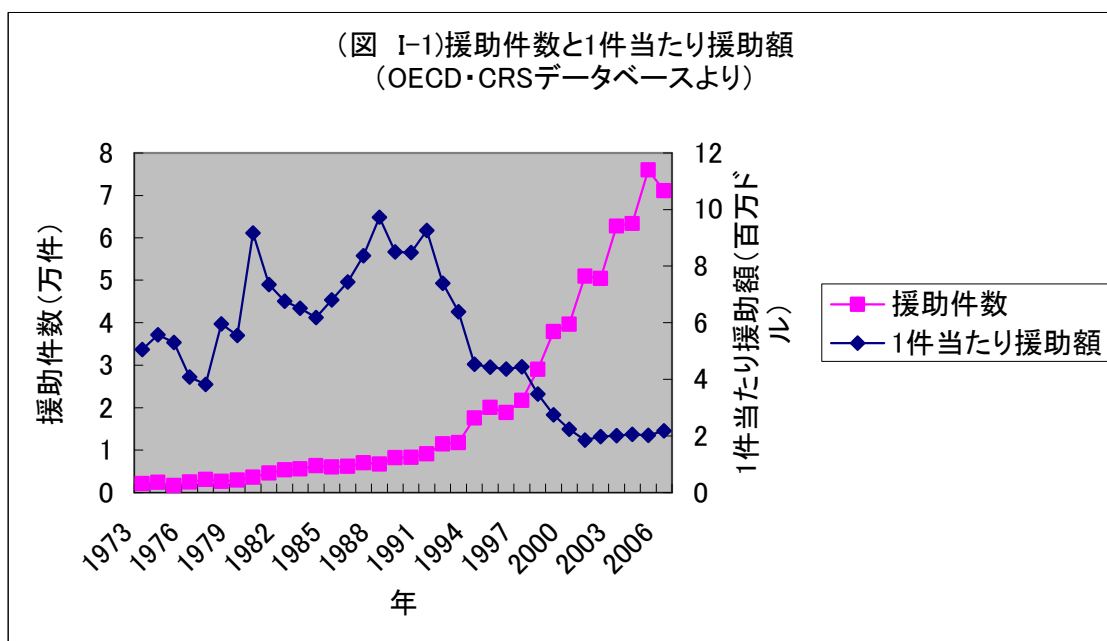
近年の国際援助アキテクチュアを分析した IDA(2007)も、「世界の援助アキテクチュアは非 DAC 新興ドナー³の増大、援助の拡散化(特定受益国へのドナー数の増大)・細分化(ドナーの援助活動数の増大と平均援助額の細分化)により、複雑性を増してきている」として、近年の援助拡散・細分化の傾向を取り扱っている。これによれば、二国間ドナーにも多国間機関にも「援助機関の拡散」が見られる。二国間ドナー国数は 1940 年代の 5～6 カ国から、現在 56 カ国に増大した。1960 年には一受益国当り 12 のドナーに過ぎなかつ

¹ 本稿の作成過程で、財務省財務総合政策研究所・後藤正之次長、石田三成研究官等から有益なコメントをいただいた。改めて感謝したい。但し、本稿の文責は偏に筆者にあり、本稿の内容はすべて筆者の個人的見解であって筆者の属する組織や関連する組織の見解を表わすものではないことを申し添える。

² OECD (2009) Summary p.2

³ 非 DAC 新興ドナーは多様ではあるが概ね 4 つのグループに分けられるという。すなわち、①DAC 未加盟の OECD 加盟国(韓国、メキシコ、トルコ)、②OECD 未加盟の新興欧州国、③中東・OPEC 諸国(サウジアラビア等)、④その他(ブラジル、中国、インド、ロシア等)である。これらのドナーの援助額データは限られているが、1999～2004 年の人道援助の 12%は非 DAC ドナーによるもので、アフガニスタン、イラク、北朝鮮、パレスチナ等特定国への二国間援助を好み、2010 年には DAC 未加盟の OECD 加盟国だけでも援助額が 20 億ドルに達すると見られる。非 DAC 新興ドナーが DAC との協調を行わない場合には、①MDRI 等で借り入れスペースが出来た低所得受益国が不適切に非譲許的資金を借りてしまう、②コンディショナリティーが低く改革を遅らせる、③十分な審査なし融資が行われ、生産的でない支出に当てられかねない、などの懸念が残る (IDA(2007)p.13)。

たが、2001～05年には33のドナーに増加している。特に冷戦終結後、40以上のドナー・国際機関から援助を受ける国は、ゼロから31に増大している。さらに近年、国際機関、独立の援助基金やプログラムの数は230以上に増えている。特に保健・医療分野では拡散が著しく、100以上の国際機関やプログラムが当該分野で活動している。この拡散とともに、資金を特定目的に使用する組織体としての「グローバル・プログラム」や「垂直ファンド」(Vertical Fund)⁴が増え、資金の「イヤマーク化」が進んでいる。実際、2005年の多国間機関を通じるODAのうち、約半分は特定のセクターやテーマにイヤマークされたものであった。ODAの「垂直化」、イヤマーキングは二国間援助でも見られ、「援助件数の増大」とともに「平均援助規模の縮小」が見られる。IDA(2007)によれば、援助件数は1997年の約2万件から2004年には6万件へと大きく増大したが、この間、1件当たりの平均援助額は2004年価格で評価して約250万ドルから150万ドルに減少した。6万件のうち2万件以上は「独立した技術支援」(Free standing TA)であり、この件数は各受益国が1営業日に1件新しいTAをスタートさせるに等しい。またドナーは、制度政策環境の悪い受益国ほど、多くの小規模プロジェクトを限られたセクターで実施する傾向が強いという。



(出所) OECD/IDS より 著者試算。

上記図 I-1 は、2008年版 OECD/IDS(国際開発統計)CRS (信用供与国報告制度) から、1973年から2006年までのコミットメント・ベースによるDAC諸国・国際機関の援助件数、

⁴ 「垂直ファンド」とは、国別に様々な分野に渡って水平的に援助を行うのではなく、国際的ではあるが特定分野にフォーカスをあて「垂直的」に援助を行うものであり、国際農業研究評価グループ (CGIAR)、エイズ・結核・マラリア世界基金 (GFATM)、地球環境ファシリティ (GEF) などが含まれ、2005年のODA総額の3%を占めたとされる (IDA(2007)p.18)。

1件あたり援助額を試算したものである（但し、物価によるデフレートはしていない）。これによれば、援助件数は1973年以降、一貫して増加し続け、特に1994年以降急増し、2005年には約7万6千件に達した（2006年には約7万1千件に減少している）。1件あたり援助額は、構造調整融資などが多かった1980年代に増大し、1991年には925万ドルに達したが、冷戦終結後、1992年以降急減し2001年に185万ドルまで下がった後、2006年まで1件あたりほぼ200万ドルの援助で推移している。

このように援助が拡散・細分化されることにより、ドナー・受益国双方の「取引費用」が増え、援助効果が減じられることになる。取引費用の数値化はなされていないが、IDA(2007)によれば、援助ドナー・件数の増大、資金のイヤマーク化の進展、独立した技術支援の拡大など、援助の拡散と細分化により、明らかに受益国の負担は増えているという⁵。Radelet (2006)は、「多数の異なるドナーからの援助資金を管理することは、プロジェクト発掘、実施、モニタリングに関する各ドナー独自の手続きを押し付けられるため、受益国にとって大きな負担となる。受益国は多数のプロジェクト監査、環境評価、財務諸表、プロジェクト実施状況報告作成などの要件でアップアップしている」と述べている。Acharya, Fuzzo de Lima and Moore (2006)によれば、取引費用は「直接取引費用」と「間接取引費用」に分けられ、「直接費用」は援助関係の事務に受益国の政治家や官僚の時間と労力が取られ、国内の優先政策分野に割く時間・労力がなくなるなどの、「希少資源の転用」に関する費用であり、援助が少額に細分化されるほどこの費用は高くなる。他方、「間接費用」は、ドナーが設置するプロジェクト実施体（PIU）に受益国の実施官庁から有能な官僚が引き抜かれるなど、援助の拡散・分散化が「受益国官僚のインセンティブ・システムに与える悪影響」に起因する⁶。

⁵ しばしば用いられるタンザニアの例では、700以上のプロジェクトが56のプロジェクト実施体（PIU）により実施され、技術支援の半分はタンザニア政府との調整なしに行われていた。また、タンザニアは2005年に541のドナー・ミッションに対応したが、そのうち2カ国以上のドナーで行われたものは17%に過ぎなかった。

⁶ Acharya et al.(2006)は、援助の拡散・細分化に伴う取引費用を（a）希少な政府幹部職員のエネルギーと関心を奪う「直接取引費用(direct transaction costs)」と、（b）援助拡散により促される非効率的な官僚・政治家の行動という形を取る「間接取引費用(indirect transaction costs)」に分けて、以下の類型を示している。

①直接取引費用

(i) 援助が多くのポケット（プロジェクト）に分かれ、それぞれに別個の交渉、援助管理、報告書作成が要請され、そのため非効率になるまで、政府職員・政治家のエネルギーと関心を奪うこと

(ii) 援助が多くの資金源（ドナー）から提供され、その多くのドナーとの関係維持、異なる手続き・言語・表現・年度等の調整を行い、そのため非効率になるまで、政府職員・政治家のエネルギーと関心を奪うこと

②間接取引費用

(i) 援助依存の高い国には貧困国が多く、公務員の給与は低い。そのため、援助機関やプロジェクトのために働く給与が著しく上昇する。時には、公務員を辞めて援助機関の現地職員となり、公務員の貴重な経験と才能を流出させることとなる。あるいは、援助プロジェクトの企画・管理・パフォーマンスの担当者となることで出張旅費等の多額の報

後に述べるように、Knack and Rahman(2007)は、ドナーのプロジェクト管理要員に関する意思決定モデルを用いて、援助の細分化や利己的なドナーの行動によってプロジェクト実施体に雇用する受益国官僚の数が過大となり、官僚の限界生産力が逓減することを示すとともに、2001年時点のクロスカントリー回帰分析により、援助の細分化が「官僚の質」に負の影響を与えることを示した。

米国のシンクタンクである世界開発センター（CGD）によれば、我が国の援助は拡散・細分化が大きく受益国に負担を与えているとされる⁷。我が国の援助の拡散は本当に大きいのであろうか。受益国での援助細分化は地域により違いはないのか。援助の拡散・細分化は、受益国政府の行政能力に影響し、一人当たり成長率等の援助成果に影響を与えるのか。本稿では、「援助の拡散・細分化」にかかる先行研究を概観した上で（第II章）、援助ドナーの拡散度、受益国の援助細分化度をTheil指数、Hirschman-Herfindhal指数を用いて計測するとともに（第III章、第IV章）、パネル回帰等の実証分析により援助細分化の行政能力、行政能力の一人当たり成長に与える影響を推定する（第V章）。またドナーの援助拡散に関連する「内戦国」や内戦国の「隣国」の成長や援助効果についても推定する（第VI章）。更に、これらの実証分析を踏まえ、主要な二国間ドナーの援助提供関数を推定し、ドナーが望ましい援助配分をしているのかを検証し（第VII章）、望ましい援助配分に導くための援助協調のあり方について検討する。

II、援助の拡散・細分化に関する先行研究

Acharya.et.al. (2006)によれば、ドナーの数と援助チャンネルの増大による援助の「拡散」（Proliferation）は悪化の一途をたどっており、それが、直接、間接の「取引費用」を増やすことにより援助の価値を大きく引き下げている。彼らは、集中度を表すタイル(Theil)

酬を得、他の業務を怠業し、公共の利益と関係なく特定援助プロジェクトを擁護・延長させ、SWA p sや財政支援などのプログラム型援助よりプロジェクト援助を継続させようとする。

(ii)自らのプロジェクトを増大させたいドナーは、現地職員に対する技術支援・訓練に多額の費用を要する。

(iii)援助の拡散により中央政府官僚や政治家が自らの既得権益を守るため、特定の援助プロジェクトを予算策定手続きや財政統計から隠すことが容易になり、整合性のとれた政策策定が困難になる。

(iv)多くの援助ドナーが存在する場合、プロジェクトの良さ、政策決定者の時間と関心、優秀な公務員の支援、受益国の政策への影響力を求めて、互いに明確な競争を行う。その競合関係が、「ドナー協調」に取り組むよりも情報を秘匿するなど、ドナー間の関係にまで及ぶ。

(v)多くのドナーが存在すれば、援助成果に対する責任感覚が欠如しかねない。ドナーの数が多いほど、開発の失敗を他のドナーの失敗のせいにしやすくなり、全体の援助効果には悪影響を及ぼすものでも自らの援助プロジェクトが成果を挙げることに傾注する傾向が出てくる。

⁷ Roodman (2008) P.29

指数やハーフィンダール (Hirschman-Herfindahl) 指数の逆数により、援助ドナーの「拡散」 (Proliferation)、受益国の「援助細分化」 (Fragmentation) を表す指数 (「ドナー拡散指数」 (Index of Donor Proliferation), 「援助細分化指数」 (Index of Aid Fragmentation)) を求め、援助を最も拡散させているドナーが、受益国で援助を細分化させている可能性が高いことを示した⁸。

Knack and Rahman (2007)はドナーの援助細分化が受益国における政府 (官僚) 組織の質に与える影響を分析するため、まず、援助資金によるプロジェクトを管理するための政府職員を雇用するドナーの意思決定モデルを構築し、当該国の他のプロジェクトに対するドナーのシェアが増大するにつれ、また他のドナーのプロジェクトへの関心が高まるにつれ、雇用される政府職員は減少することを示した。さらに彼らは、クロスカントリーの実証分析 (1982-2001年平均の説明変数で2001年のICRGの「官僚の質指数」を回帰) で、援助の分散化が官僚の質に負の影響を与える等を示し、このモデルと整合的な結果を得ている。

Roodman(2006a.b)は、援助の拡散傾向が受益国サイドでボトルネックとなり、援助吸収能力の制約となること、また、援助効果最大化のため援助管理能力の低い小国では、より少数で大規模の援助を実施すべきことを、モデル・実証分析により提示した⁹。

Roodman(2006a)は、援助提供を、「ドナーの援助」と「受益国の資源」の二種類のインプットによる、「開発」と「援助処理量」 (Throughput) (援助実施に伴うキックバックや昇進などドナーと受益国政府の私的便益の代理変数) の二種類のアウトプットを産出する「生産過程」と捉えてモデル化し、受益国が完全な「開発」志向でなければ、援助の増大は一定の状況下で「開発」を阻害することを示した。また、受益国のプロジェクト規模のデータを用いて、援助増加がプロジェクトの分布をどう変えるか、受益国の資源配分はどうか変化するか、受益国が完全には「開発利益」を最大化しない場合これがどのように開発に影響するかのシミュレーションを行った。その結果、援助の限界効果が急激に減少する「閾値」が明らかとなり、Throughputのためこの閾値を越える援助が行われる傾向を示した。

援助プロジェクトの拡散は、ドナーへの報告、ドナー・ミッションその他の管理費の増大により受益国政府に負担を課し、税金や有能な官僚の時間などの希少資源を生産的使用から吸い上げるとされる。他方で、このプロセスがプロジェクト監理を改善し、より開発

⁸ Acharya.et.al(2006)によれば、受益国から見た「援助の拡散」は以下の二つに分類される。すなわち、①極めて多くのドナーから比較的少額ずつ、特定国に援助が行われる「資金源の拡散」 (Source Proliferation) と、②多くの種類の活動 (end use) に援助を分散させる (大きなポケット (プログラム) ではなく小さなポケット (プロジェクト) に一定の援助額が分割される) 「援助分野の拡散」 (Use Proliferation) である。Knack and Rahman(2003)はこれら二種類の拡散指標を計測し、双方の相関が強いことを検証している。Acharya.et.al(2006)も、「ドナー拡散指標」 (IDP) は援助拡散化(IAF)の良好な指標となることを確認している。そのため本稿の分析では、「資金源の拡散」に焦点を当てた。

⁹ Roodman(2008)p.23 参照。

に貢献するとも考えられる。Roodman(2006 b)はこの両面を考慮し、国全体のガバナンスとプロジェクト・レベルのガバナンスを区別したモデルを構築した。ドナーは受益国にプロジェクト監視を要請することにより国全体のガバナンス以上のプロジェクト・ガバナンスを達成できるが、国全体のガバナンスがすでに高い国でのこの利得は少ない。比較静学分析の結果、開発利益を最大化するには、受益国の管理能力への過度の負担を避けるために、援助額が多いときや受益国の資源が希少であるとき、国全体のガバナンスが高く監視の限界便益が低い時には、プロジェクトは「大規模」であるべきとの結果となった。複数のドナーでモデルを展開した場合、自らのプロジェクトへの関心が高くあまり利他的ではないドナーは、援助予算を細分化し受益国の資源を他のドナーから引き抜くという「競争的拡散」に陥る可能性が高い。このモデルのナッシュ均衡では、競争的拡散が全体の開発利益を削減することが示される。

Roodman はこのようなモデル、実証分析を基に、援助拡散による「ドナー・パフォーマンス指数」 (Index of Donor Performance) の割引 (Discount) を算出しているが、その手法については異論も多い¹⁰。

III、ドナー拡散指数 (Index of Donor Proliferation)

1、Acharya, Fuzzo de Lima and Moore (2006)の分析

Acharya, Fuzzo de Lima and Moore (2006)は、タイル指数 (Theil Index) の逆数 (の100倍)を用いて、ドナーが一定の援助予算を潜在的な受益国に拡散させる度合いを表す「ドナー拡散指数」 (IDP) を計測している。

タイル指数は、以下の式で求められる。あるドナーの援助総額に占める受益国 i 向け援助の割合を x_i とし、まず以下の $H(x)$ を求める (潜在的な受益国が n カ国あるとする)。

$$H(x) = \sum_{i=1}^n x_i \log \left(\frac{1}{x_i} \right)$$

H の最大値は、同額の援助が n カ国すべてに均等に配分されたときで、各受益国が $\frac{1}{n}$ ずつ

受け取り、 $H(x) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \log(n) = \log n$ となる。タイル指数はこの最大値と実際の $H(x)$ と

の差として求められる。($\sum_{i=1}^n x_i = 1$ を利用)

$$T = \log n - H(x) = \log n - \sum_{i=1}^n x_i \log \left(\frac{1}{x_i} \right) = \log n \times \sum_{i=1}^n x_i - \sum_{i=1}^n x_i (\log 1 - \log x_i) = \sum_{i=1}^n x_i (\log n + \log x_i) = \sum_{i=1}^n x_i \log n x_i$$

¹⁰ 東郷・和田 (2006) ほか。木原 (2009) 参照。

タイル指数 T は、すべての潜在的な受益国が同額の援助を受けたときに最小値 0 となり格差が広がれば数値が大きくなるが、もし潜在的な受益国が 1 カ国 ($n = 1$) であればやはり $T=0$ となるため、ドナー国が潜在的な受益国のうち一部の国のみ援助をしている場合に有用な指標である。

Acharya et al.(2006)は、1999～2001 年の各ドナーから各受益国への ODA (ネット) の数値 (OECD/DAC による) を用いて、タイル指数の逆数 (の 100 倍) の値を計算し、「ドナー拡散指数」 (IDP) としている (表 III-1 参照)。彼らは、ODA 全体とともに、 50 万ドル以上の援助を受けている国を「有意な援助」として別途計算しているが、「援助拡散国」の順位はいずれの場合にもほぼ同一の結果が出ている (スピアマンの順位相関 0.98)。

彼らは二国間援助国 22 カ国を大まかに「援助拡散国」 (The proliferators) と「その他の国」 (The remainder) に分けて分析している。「援助拡散国」には、ドイツ、カナダ、オランダ、スイス、ノルウェー、ベルギー、スウェーデンが含まれる。これらの国は、①北欧かその「同志国」 (Like-minded group) で、②植民地を直接支配した経験が少なく、③比較的新しい援助プログラム (貧困への対応と国内の商業的利益からの独立) を有する国である。「その他の国」には援助拡散国でないという以外の共通点はないが、オーストリア、イタリア以外は、(a)特定地域の途上国に歴史的 (植民地、文化的) もしくは地政学的なコミットをしている国 (フランス、日本、英国、ニュージーランド、スペイン、オーストラリア) であるか、(b)きわめて少額の援助プログラムしかない国のいずれかである。

(表 III-1) 二国間ドナーのドナー拡散指標 (IDP) ランキング (出所: Acharya.et.al (2006))

Table 3. Ranking of bilateral donors by index of donor proliferation

Aid data series used:	Index of Donor Proliferation: absolute values		Ranking for bilateral donors by the value of their Index of Donor Proliferation (Highest value listed as 1)	
	All aid events	Significant aid events	All aid events	Significant aid events
Germany	299	297	1	1
Canada	256	239	2	2
Netherlands	220	216	3	3
Switzerland	217	206	4	4
Norway	205	198	5	6
Belgium	200	189	6	7
United States	200	199	7	5
Sweden	191	185	8	8
France	183	181	9	9
Finland	166	147	10	13
Japan	162	162	11	10
Italy	160	154	12	12
United Kingdom	160	158	13	11
Luxembourg	160	128	14	17
New Zealand	150	107	15	18
Denmark	149	146	16	14
Spain	148	145	17	15
Austria	137	129	18	16
Ireland	120	104	19	20
Australia	107	105	20	19
Portugal	73	70	21	21
Greece	69	62	22	22

Source: Calculated from data on 'total net development assistance' in www.oecd.org/dac/stats

また、Acharya. et.al(2006)は、「ドナー拡散指数」(IDP)が後述の「援助細分化指数」(IAF)と強い相関を持っていることを示し、受益国の援助細分化は「援助拡散国」ドナーが援助を拡散していることに直接起因するとの結果を得ている。

2、長期の「ドナー拡散指数」(推計)

しかし上記の指数は 1999～2001 年の数値で推計した一時点の指数であり、長期的にどのドナーが援助をより拡散し受益国の取引費用を高めてきたかが明らかでない。そこで、本稿では、1980～2006 年までの各ドナー (二国間ドナー22 カ国、多国間ドナー24 機関) の「ドナー拡散指数」を Acharya.et. al. (2006) と同様の手法により求めた。

(表 III-2)ドナー拡散指標(Index of donor proliferation)のランキング

	1980～2006年平均		2000～06年平均			1980～2006年平均		2000～06年平均	
拡散	全体	166.30	全体	191.19	拡散				
順位	二国間	158.94	二国間	181.91	順位	多国間	120.02	多国間	132.77
1	カナダ	405.85	カナダ	705.74	1	CEU	7723.41	CEU	n.a
2	スイス	307.47	その他	582.88	2	UNICEF	547.46	IBRD	n.a
3	その他	222.48	スイス	497.53	3	UNRWA	419.26	UNICEF	1228.48
4	スウェーデン	201.94	スウェーデン	304.16	4	北欧開発基金	306.01	UNFPA	453.95
5	ポルトガル	199.74	オランダ	281.82	5	EBRD	286.58	UNRWA	328.02
6	オランダ	194.36	ノルウェー	207.18	6	UNFPA	256.88	北欧開発基金	326.53
7	ルクセンブルク	163.52	フィンランド	193.00	7	UNTA	252.31	IFA	253.34
8	デンマーク	155.09	デンマーク	181.29	8	AfDF	238.18	カリブ開銀	212.92
9	ノルウェー	146.27	ルクセンブルク	159.02	9	IMF/SAF	218.58	UNHCR	199.60
10	フィンランド	136.78	ベルギー	148.42	10	UNDP	215.03	EUM	198.01
11	ベルギー	131.69	米国	128.64	11	IFA	207.73	EC	194.11
12	ドイツ	124.33	ドイツ	123.69	12	カリブ開銀	203.51	EBRD	193.62
13	アイルランド	119.53	スペイン	116.09	13	EUM	191.45	AfDF	189.37
14	スペイン	117.92	英国	104.94	14	IDB/SFO	184.84	アラブ開銀	187.79
15	英国	117.49	アイルランド	104.03	15	IBRD	183.88	IMF/SAF	179.05
16	米国	110.25	ニュージーランド	99.32	16	EC	177.80	GEF	173.46
17	ニュージーランド	106.11	フランス	95.73	17	GEF	167.82	UNDP	166.65
18	フランス	102.40	イタリア	91.47	18	アラブ開銀	149.35	UNTA	165.76

19	イタリア	102.33	オーストラリア	88.55	19	世界基金	148.13	WFP	165.46
20	日本	70.32	オーストリア	82.30	20	WFP	133.29	世界基金	148.13
21	オーストリア	69.31	日本	75.25	21	UNHCR	118.94	IDA	123.83
22	オーストラリア	66.74	ギリシア	62.88	22	IDA	105.82	ADB/SF	109.00
23	ギリシア	60.64	ポルトガル	60.52	23	ADB/SF	102.80	IDB/SFO	101.82
					24	モントリオール	95.09	モントリオール	70.38
						・プロトコール		・プロトコール	

(表 III-3) 二国間ドナーの「ドナー拡散指数」の推移

年平均	81-85	86-90	91-95	96-2000	2001-05	2006	年平均	81-85	86-90	91-95	96-2000	2001-05	2006
ODA 全体	145.72	153.93	144.69	205.32	194.46	129.17	オーストリア	47.40	61.13	67.28	96.89	83.60	44.33
日本	64.80	67.73	67.49	79.34	74.28	69.33	NZ	88.51	137.01	120.19	87.24	100.78	102.91
米国	89.58	105.68	103.82	134.07	124.80	88.31	ノルウェー	115.13	100.65	129.94	173.56	195.44	283.22
英国	99.95	121.47	135.58	135.52	109.47	66.14	オランダ	99.14	106.79	176.77	336.41	210.93	510.89
ドイツ	133.35	132.12	105.23	141.80	122.14	93.31	ルクセンブルク	n.a.	259.38	158.97	155.50	162.46	135.78
フランス	114.75	108.17	98.08	102.63	95.81	72.58	イタリア	106.32	122.12	99.03	100.08	97.78	49.68
EC	179.11	140.29	178.55	185.36	199.87	187.34	フィンランド	93.18	99.04	138.18	169.67	194.53	153.41
デンマーク	90.96	141.30	190.28	180.50	185.19	152.36	カナダ	147.86	225.72	405.65	618.61	734.35	98.67
スイス	175.94	190.97	289.15	349.90	535.42	423.75	ベルギー	69.45	83.29	156.65	234.50	136.21	98.84
スウェーデン	127.70	150.35	158.89	248.69	327.92	236.06	豪州	49.34	54.66	62.42	74.37	97.61	65.74
スペイン	n.a.	167.12	88.28	120.13	116.54	114.25	ギリシア	n.a.	n.a.	n.a.	54.23	63.01	80.87
ポルトガル	n.a.	1281.49	71.70	61.60	60.42	63.73	アイルランド	136.35	148.50	108.97	98.78	98.35	141.06

上記の表 III-2 を見ると、長期的な IDP も Acharya.et.al (2006) と類似した結果となった。すなわち、カナダ、スイス、スウェーデン、オランダ、ノルウェー等の北欧や「同志国」の IDP が 1980～2006 年でも、2000 年以降も高く、オーストリア、オーストラリア、ニュージーランド、ギリシア、スペイン、日本、英国、フランスなどが低い。ただし、ドイツは Acharya.et.al (2006) の分析とは異なり、長期的に見れば IDP はむしろ低くなっている。また、特に、日本の IDP の低さ（23 カ国中 20～21 位）が目立つ。

また表 III-3 で IDP の推移を見ると、IDP が低い国は低いままにとどまっている国が多いが、IDP の高い北欧やスイス、カナダなどは近年 IDP が更に上昇している国が多い。「ドナー拡散国」が近年援助をより拡散させ、それが受益国の援助分散化に結びつき、受益国の取引費用を高めているとも解釈できる。

前述の通り、我が国は、世界開発センター（CGD）の開発コミットメント指数（CDI）の算定などで、援助を拡散させ受益国の開発にネガティブな影響を与えているといわれているが、Acharya.et.al (2006) の推計やこれらの推計からはむしろ最も拡散していない国の一つであり、我が国援助の分散が他のドナー国に比べて受益国の取引費用を高めているとは必ずしもいえないと考えられる。

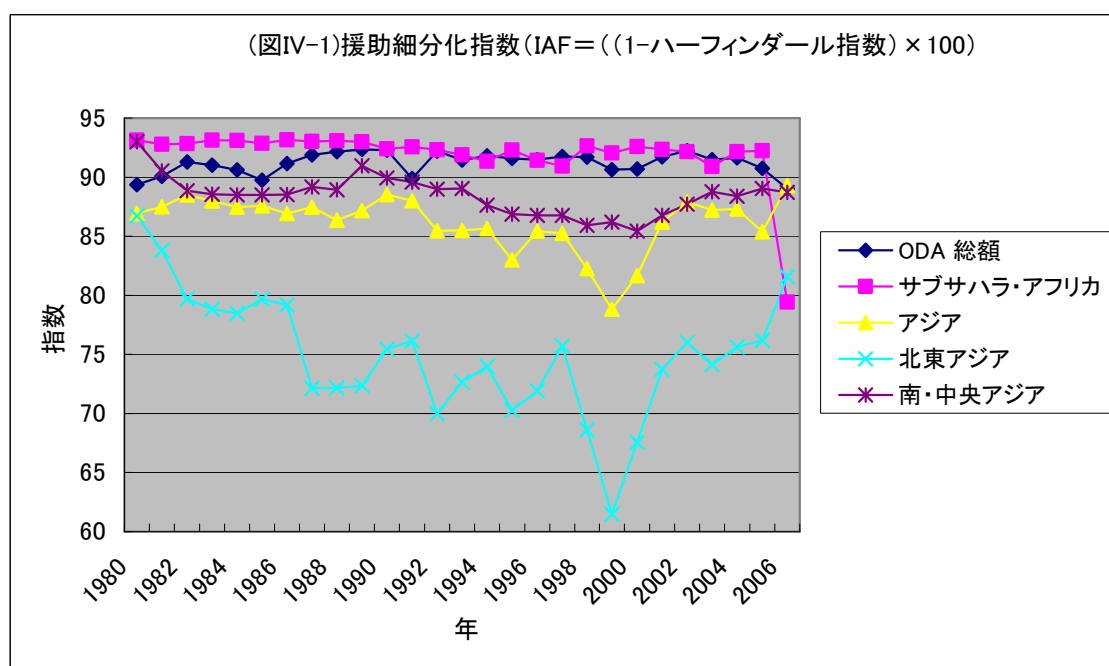
IV、アジアとサブサハラ・アフリカの援助細分化指数(Index of Aid Fragmentation)

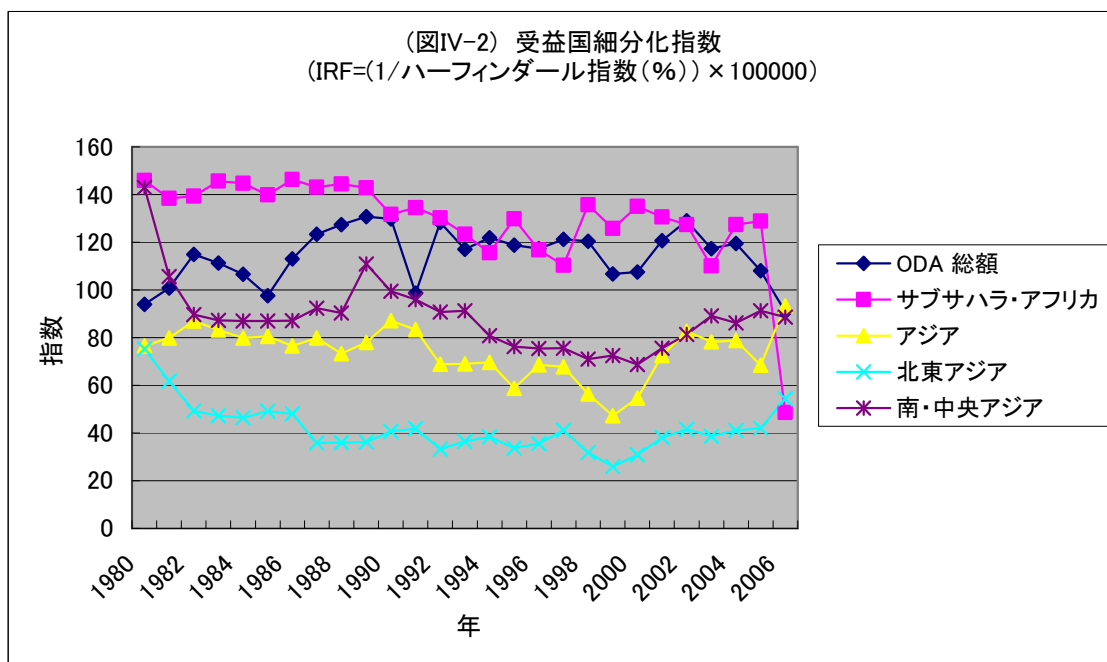
Knack and Rahman(2007)は、各受益国におけるドナーの集中度（ハーフィンダール指数）を各ドナーの援助シェアの二乗の和として算出した上で、そのハーフィンダール指数（0～1の間の数字）を1から引いたものに100を掛けて、受益国の援助細分化指数（0～100）を求めている。彼らの推計では1982年～2000年の平均で、ガボンの「細分化」が最も少なく28.4、タンザニアが最も多く91.6となっている。

他方、Acharya.et.al (2006)は、パーセンテージで表したハーフィンダール指数の逆数に100,000を掛けて援助細分化指数（受益国細分化指数（Index of Recipient Fragmentation : IRF））を求めている。これによれば、1999～2001年平均で179カ国のIRFは、最高で113、最低で10、中位値が31、平均が40となっている。

ここでは1980年から2006年までの各受益国への各ドナーの援助シェアから援助細分化指数を算出した。データは、OECD/DACのIDS（国際援助統計）（OECD（2008b））により、各ドナーの各受益国（受益国グループ）に対するグロスの援助ディスバースメント額（Gross ODA）を用いた。

まず、援助総額及び各地域の細分化指数をKnack and Rahman(2007)流の手法、及び、Acharya.et.al. (2006)流の手法で求めた。結果は、図IV-1、図IV-2の通りである。





差し引きにより計算するか、逆数で計算するかの違いだけであるので、双方の図で傾向は全く同じであるが、①ODA 総額で見れば、細分化指数は 1980 年代後半から高まり高い水準に張り付いていたが、近年若干低下傾向にある。②細分化の水準で見ると、アジアは一貫してサブサハラ・アフリカより低く、特に北東アジアが低い。③他方、アジアの細分化指数は近年上昇傾向にあり、2006 年にはサブサハラ・アフリカの細分化が急減したことにより北東アジア、南・中央アジアの方が高くなっている（図 III-2 参照）。

我が国は、従来からアジアに対する援助が太宗を占めており、そのアジアは総体としてみれば援助の細分化が比較的少ない。このことは、我が国の援助が援助細分化による取引費用を他のドナー国に比べて引き起こしていないことを示唆するものである。

(表 IV-1) 各地域の細分化指数

	援助細分化指数 IAF (1 - HI)		受益国細分化指数 IRF (1/HI)	
	1980~2006	2000~06	1980~2006	2000~06
ODA 総額	91.18	91.07	114.55	113.28
サブサハラ・アフリカ	91.92	90.26	129.35	115.43
アジア	86.18	86.43	74.07	75.52
北東アジア	74.96	74.98	41.88	40.94
南・中央アジア	88.45	87.84	88.53	82.97

以下の表 IV-2、IV-3 は援助細分化指数を援助受益国別に見たものである。地域全体への ODA の細分化指数とは数値は異なるが、アジア全体及び東アジア、中央アジアの各受益国の細分化指数の平均はサブサハラ・アフリカの各受益国の細分化指数平均よりも小さく、各国別に見てもアジアのほうが細分化が進んでいないことがわかる。但し、南アジア各受益国の細分化指数の平均値はサブサハラより大きい。また、地域別の指標と同じように、2006 年にはサブサハラ・アフリカ各国で細分化指数が大きく減少しているが、アジアでは東アジアを中心に増大している。

(表 IV-2) アジアの援助細分化指数 (IAF)

年	1980-2006	2000-06	81-85	86-90	91-95	96-2000	2001-05	2006
Cambodia	87.58	89.88	81.87	85.71	90.54	90.37	89.70	91.29
Lao PDR	86.09	86.56	87.85	85.38	86.54	82.52	87.16	89.59
Mongolia	61.54	83.25	15.19	70.63	70.11	74.68	84.24	87.44
Myanmar	71.89	83.06	76.73	69.82	59.72	66.04	83.08	91.54
Papua New Guinea	45.30	43.51	30.13	48.27	55.75	54.16	42.02	42.21
Solomon Islands	70.45	47.19	78.67	81.85	79.07	73.17	44.85	47.58
Timor-Leste	47.18	85.08	38.83	0.00	27.66	60.53	85.79	87.35
Vietnam	83.26	81.42	81.48	84.47	86.23	80.46	83.37	85.01
China	74.17	69.34	73.21	78.96	76.28	72.38	68.31	72.09
Fiji	77.05	71.88	82.14	79.60	79.33	71.92	71.45	78.66
Indonesia	70.28	75.30	83.20	69.80	62.76	55.48	75.24	84.30
Marshall Islands	34.30	30.30	0.00	0.00	32.92	42.30	31.58	14.79
Micronesia, Fed. Sts.	27.08	21.28	0.00	0.00	33.60	28.89	20.71	17.31
Philippines	62.43	53.28	71.32	63.90	62.92	57.64	52.96	57.34
Samoa	82.22	80.51	86.75	84.55	81.71	77.28	79.96	79.44
Thailand	51.20	36.85	69.66	60.39	52.81	30.71	32.98	73.32
Tonga	80.34	77.66	83.99	80.57	79.57	80.04	77.53	77.78
Vanuatu	77.75	76.62	74.29	81.85	81.67	79.65	75.52	75.42
Malaysia	43.45	29.20	62.20	52.63	47.43	24.21	29.07	25.48
Northern Mariana Islands	17.64	0.00	5.97	13.14	26.18	31.06	0.00	0.00
Palau	33.24	48.57			5.97	36.62	50.05	41.37
Kyrgyz Republic	78.95	87.08			60.49	83.69	87.98	83.93
Tajikistan	77.20	86.18			56.31	83.17	85.53	89.30
Uzbekistan	71.15	78.29			64.51	66.73	78.35	83.77
Turkmenistan	67.49	71.84			49.53	75.78	74.59	62.39

Kazakhstan	75.07	74.66			75.86	73.99	74.71	79.19
Afghanistan	81.59	84.72	76.02	77.40	80.27	89.10	84.86	75.82
Bangladesh	88.32	86.68	90.18	88.86	89.25	87.01	86.52	88.43
Bhutan	86.12	88.29	80.99	88.68	85.79	88.78	88.42	85.01
India	81.07	78.77	79.31	85.43	81.13	78.31	79.02	81.02
Maldives	80.89	85.25	82.30	80.89	84.12	77.30	84.91	89.75
Nepal	88.89	89.85	89.62	88.95	86.62	88.28	90.33	90.83
Pakistan	85.67	80.70	90.70	88.21	87.27	82.93	79.66	83.20
Sri Lanka	84.42	80.93	90.43	87.63	82.88	78.38	81.39	84.94
アジア平均	68.57	68.94	54.79	55.22	66.55	68.34	68.88	70.50
東アジア	61.16	60.51	56.36	56.74	60.89	60.48	60.27	62.82
中央アジア	73.97	79.61			61.34	76.67	80.23	79.72
南アジア	84.62	84.40	84.94	85.76	84.67	83.76	84.39	84.88

(表 IV-3) サブサハラ・アフリカの援助細分化指数 (IAF)

年	1980-2006	2000-06	81-85	86-90	91-95	96-2000	2001-05	2006
Angola	88.5	85.8	87.6	89.6	90.5	91.8	83.7	89.5
Benin	87.8	86.2	88.9	86.2	88.6	89.4	90.5	64.7
Botswana	86.7	82.4	88.9	91.0	89.9	82.9	82.7	75.0
Burkina Faso	87.9	86.5	87.7	89.3	87.1	88.2	90.6	71.1
Burundi	88.9	88.0	89.0	89.5	88.0	90.1	87.7	90.9
Cameroon	77.5	83.4	81.2	81.8	62.7	76.1	83.1	84.1
Cape Verde	90.2	87.1	90.7	90.7	92.9	90.7	87.2	83.3
Central African Republic	74.9	77.9	65.8	79.2	76.1	78.7	77.4	77.3
Chad	83.5	86.6	79.8	83.2	82.0	86.3	85.3	89.9
Comoros	73.6	67.2	82.9	72.2	78.0	68.1	69.2	59.3
Congo, Dem. Rep.	86.4	85.5	86.6	87.5	84.3	90.3	85.7	79.6
Congo, Rep.	60.0	70.2	72.4	46.0	47.8	60.7	71.0	61.4
Cote d'Ivoire	67.3	75.1	60.1	61.6	62.5	74.9	75.3	77.7
Equatorial Guinea	79.6	69.7	85.9	81.7	83.5	76.5	67.8	75.5
Eritrea	87.8	86.3	0.0	0.0	86.8	90.5	84.8	91.8
Ethiopia	88.5	81.5	91.2	90.5	90.0	91.9	83.8	60.8
Gabon	39.7	54.5	37.3	39.8	25.7	38.3	53.5	55.7
Gambia, The	90.3	89.0	89.1	92.1	91.6	90.9	88.3	89.4

Ghana	84.1	79.8	91.7	90.9	89.8	90.0	90.7	89.2
Guinea	87.8	89.3	88.6	86.7	85.7	88.4	89.1	90.5
Guinea-Bissau	87.5	83.1	89.2	90.8	88.5	87.7	82.5	83.1
Kenya	90.6	90.1	91.7	90.9	89.8	90.0	90.7	89.2
Lesotho	90.0	89.2	88.5	91.7	91.4	89.3	89.3	90.9
Liberia	77.3	83.9	64.8	81.1	71.3	82.9	83.6	84.6
Madagascar	81.5	77.6	83.3	82.5	81.2	84.1	81.8	47.7
Malawi	86.6	83.4	85.9	88.5	89.1	87.1	88.8	51.7
Mali	88.3	85.6	87.1	90.6	89.3	89.2	89.8	65.1
Mauritania	82.7	80.1	82.0	87.8	85.2	81.7	84.6	53.8
Mauritius	73.0	72.9	76.1	76.9	64.6	74.1	72.2	72.5
Mayotte	3.3	0.5	2.8	5.3	5.3	3.7	0.5	0.2
Mozambique	90.7	89.6	90.9	91.5	93.1	89.4	91.8	75.8
Namibia	80.5	86.9	34.0	77.1	88.0	87.0	87.6	85.5
Niger	85.8	82.2	86.6	90.4	85.0	85.7	86.6	57.4
Nigeria	83.5	85.2	87.4	81.0	85.5	77.7	85.5	83.9
Rwanda	89.2	86.5	90.7	91.3	90.0	89.2	89.1	68.4
Sao Tome and Principe	82.5	82.6	82.5	85.4	82.1	81.3	81.9	83.1
Senegal	82.7	80.4	85.1	86.2	80.2	83.2	84.2	59.0
Seychelles	79.0	75.1	79.6	82.4	81.7	78.3	73.7	81.4
Sierra Leone	86.7	87.8	85.4	89.5	80.6	87.0	89.6	89.4
Somalia	84.2	87.4	88.0	82.6	74.4	87.6	87.6	85.8
South Africa	87.7	88.0	0.0	0.0	84.4	89.0	88.4	87.5
Sudan	88.0	83.0	86.6	91.1	91.0	89.2	83.5	83.1
Swaziland	85.9	82.0	86.5	89.2	88.7	85.1	82.0	79.4
Tanzania	90.2	84.6	93.4	92.0	91.9	91.8	89.6	54.1
Togo	81.9	81.9	80.8	83.7	79.8	82.1	82.5	81.5
Uganda	87.0	82.7	84.9	88.3	90.4	89.3	87.4	54.7
Zambia	87.2	84.1	90.7	89.3	84.0	88.3	87.3	64.2
Zimbabwe	89.6	87.7	89.1	92.1	92.0	90.5	87.7	86.5
サブサハラ・アフリカ平均	81.5	80.8	80.8	82.6	80.9	82.4	82.0	74.1

V、援助細分化・援助拡散がもたらす「行政能力」(Government Effectiveness)への影響

1、Knack and Rahman(2007)の実証結果

Knack and Rahman(2007)は、ドナーの援助細分化（(1-ハーフィンダール指数)×100）が受益国の「官僚の質」（Bureaucratic Quality）に及ぼす影響を見るために、1982～2000年の「ドナー細分化指数（IDF）」の平均値、同期間の「ODA/GNI比率」（政府職員への給与に用いて有能な職員を採用すれば行政能力も上がるが、トップが権限強化の短期的目的に援助を使用すると政治的不安定、行政能力の低下をまねくので効果は不明）、「人口増加」（行政能力に対する規模の経済か規模の不経済かにより影響は異なる）、「一人当たり所得の増加」（歳入増を通じて官僚の質を改善）、「ドナーの利他主義」の代理変数として援助に占める多国間機関・国連機関・国際金融機関・「同志国」グループ（カナダ、デンマーク、オランダ、ノルウェー、スウェーデン）のシェアなどを説明変数として、被説明変数である2001年のICRGの「官僚の質」指標のクロスセクション推定を行っている。

ODA/GNI比が0.03%以上の全受益国、7%以上の高援助受益国、アフリカの受益国など異なるサンプルで推定した結果、IDF(ドナー細分化指数)は有意に「官僚の質」に負の影響を及ぼしていることが確認されている。また、ODA/GNI比も「官僚の質」指数と有意に負の関係にある（内生性が懸念されるが、因果性テストでの因果関係は ODA/GNI 比→「官僚の質」であり、逆ではない）。一人当たり GDP の増大は「官僚の質」と正の有意な関係があり、ODAに占める国連機関シェア、国際金融機関シェア、多国間援助機関シェアの係数も有意に正となっている。

但し、彼らの分析は2001年一時点のICRG「官僚の質」指標の推定であり、長期的に渡る援助細分化で官僚の質に代表されるような「行政能力」が阻害されているか定かではない。また、この指標が取れる国は限られており、最大サンプル数で96、高援助受益国やアフリカのサンプルは30とサンプル数が比較的小さいため、係数等の頑健性に懸念がある。

2、援助細分化指標(IAF)・ドナー拡散指標(IDP)等による「行政能力」(Government Effectiveness)の推定

そこで本稿では、近年指標が蓄積されつつある Kaufmann, Kraay and Mastruzzi (2008)¹¹の Aggregate Governance Indicators 中の「行政能力」（Government Effectiveness : GE）指標（-2.5～2.5）を被説明変数として、アジア、サブサハラ・アフリカ85カ国、1991～2007年（4期：1991～95年、1996～2000年、2001～2005年、2006年）のパネル推定を行った。被説明変数の利用可能な年限が限られていること、従前の説明変数によりその後の各国の行政能力が規定されると考えられることから、内生性の問題

¹¹ Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2008). "Governance Matters VII: Governance Indicators for 1996-2007". World Bank Policy Research June 2008

も考慮して、1991～95年平均の変数が1996年のGEを、96～2000年の変数が2002年のGEを、2001～2005年の変数が2006年のGEを、2006年の変数が2007年のGEを説明するものとして、パネルを構築した。説明変数には「援助細分化指標」（ハーフィンダール指数の逆数）、援助総額の「ドナー拡散指数」（タイル指数）、ODA/GNI比、一人当たりGNIやGDP、人口規模、多国間援助、二国間援助、IDA援助等に加え、内戦の行政能力に与える負の影響は大きいと考えられるため、内戦国の「内戦ダミー」を加えた。内戦ダミーは、スウェーデン・ウプサラ大学のUCDP/PRIO Armed Conflict Dataset (Version4)（2007年版）に基づき、政府と反乱軍との紛争で、Warと記載されている場合（1年に1000人以上の死者）は3、Minor*と記載されている場合（紛争期間で合計1000人以上の死者）は2、Minor（それ未満の死者）の場合は1を、該当する国・年に与え、当該期間で平均した値を用いた。

いずれの定式でもWu-Hausmann検定により個別変動効果が5%の有意水準で棄却されたため、個別固定効果モデルにより不均一分散を修正した一般化最小二乗法（GLS）を用いて推定した。

推定結果は、援助の細分化が行政能力に負の影響を与えていることを頑健に示している。援助細分化指数（の対数値）の係数は定式化、サンプルの如何に係わらず、 $-0.1 \sim -0.2$ 程度で有意に負の頑健な結果を得ている。また、援助総額でみた拡散度の経年変化を表すドナー拡散指数ダミーも（有意でない定式もあるが）行政能力に負の影響を与えている。ODA/GNI比の係数も、Knack and Rahman(2007)の実証結果同様、負となっている¹²。一人当たりGNI及び一人当たりGDP成長率の行政能力への影響は、いずれも有意に正となっている。

人口成長率もKnack and Rahman(2007)同様、行政能力に正の影響を与えているが、人口水準（の対数値）の係数は定式化に係わらず頑健に有意な負の影響を与えており、むしろ「規模の不経済」を示している。また、「内戦」も行政能力指数に頑健に有意な負の影響（内戦（War）が起これば $-0.1 \times 3 = -0.3$ 程度の行政能力指数の低下）を与える。

Knack and Rahman(2007)の実証結果と異なり、多国間援助の行政能力促進効果は見られず（係数は負）、むしろ二国間援助の方が行政能力に正の影響を与えているとの結果となった。また、主要国の援助では、日本、ドイツ、フランスが正の影響を、米国、英国の援助が負の影響を与えている。グレンジャー因果性テストによれば、日本及びドイツの援助のみが将来の行政能力の向上を引き起こすことが示されている¹³。また、グレンジャー因果性テストにより、受益国の行政能力の水準が日本、ドイツの将来の援助増大、英国の将

¹² ODAが全体として行政能力に負の影響を与え、後述の通り、行政能力が一人当たり成長に正の影響を与えるとの結果は、一人当たりGDP成長に対する正の援助効果を示した木原（2009）や本稿第V章との整合性に疑問が生じる。この点はデータ・定式化等を更に検討する必要があるが、定式3、4、5では援助の行政能力に与える負の効果は有意でなく、複数の援助説明変数を入れた定式6～9で負となっていることから、他の援助変数がODA/GNI比の係数に影響を与えている可能性も考えられる。

¹³ 「引き起こさない」という帰無仮説を10%の有意水準で棄却。他方、米国は行政能力の「低下」を引き起こすとの結果となった。

来の援助減少を引き起こすことが示される。

更に ODA/GNI 比と同時期の行政能力指数によりグレンジャー因果性テストを行ったところ、ODA/GNI 比は行政能力に影響するが¹⁴、行政能力が ODA/GNI 比に影響することは無いとの結果となった。これは Knack and Rahman(2007)の実証結果と整合的である。

(表 V-1)行政能力のパネル推定(被説明変数:KKM の「行政能力」指数)

説明変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9
定数項	8.636*** (10.66)	9.829*** (5.52)	0.203 (0.28)	9.490*** (18.50)	9.804*** (20.18)	7.280** (2.40)	6.393** (2.06)	5.311*** (2.74)	0.0517 (0.22)
Ln(援助細分化指数)	-0.127*** (-2.98)	-0.143*** (-2.14)	-0.128* (-1.94)	-0.175*** (-2.21)	-0.179** (-2.37)	-0.234*** (-3.45)	-0.241*** (-3.70)	-0.211** (-2.36)	-0.190** (-2.11)
Ln(ドナー拡散指数(援助総額)ダミー)			-0.136 (-1.01)	-0.0594 (-1.24)	-0.0247 (-0.91)	-0.0745* (-1.72)	-0.141*** (-2.90)	-0.0810*** (-3.22)	-0.131** (-2.42)
ODA(グロス)/GNI比			-0.0871 (-1.61)	-0.0574 (-1.44)	-0.0477 (-1.44)	-0.0808* (-1.88)	-0.0755** (-2.13)	-0.0709** (-2.27)	-0.0846** (-2.44)
Ln(一人当たりGNI)	0.0789* (1.87)	0.0767** (2.16)		0.0635*** (3.98)	0.0438*** (2.70)	-0.521* (-1.90)	-0.0332 (-0.81)	0.0615*** (2.99)	
一人当たりGDP成長率		0.903 (1.40)	0.371 (1.40)	0.793** (2.25)			0.249 (0.54)	1.005** (2.27)	0.797* (1.68)
LN(人口)	-0.612*** (-9.49)			-0.636*** (-15.41)	-0.651*** (-2.24)	-0.423*** (-2.48)	-0.361** (-2.03)	-0.373*** (-3.00)	
人口成長(log差)			1.565*** (3.02)	0.786 (1.61)			1.038 (1.63)	1.068* (1.94)	1.393*** (3.09)
内戦ダミー			-0.0744** (-2.13)	-0.0908*** (-2.65)	-0.125*** (-5.14)	-0.142** (-2.38)	-0.107* (-1.83)		
多国間援助シェア					-0.0920** (-2.24)	-0.107 (-0.76)	-0.102 (-0.72)		
IDA 援助シェア						-0.0987 (-0.74)	-0.084 (-0.61)		
二国間援助シェア						0.235* (1.68)	0.223 (1.51)		
Ln(日本の ODA)								0.0306 (1.42)	0.0297 (1.28)
Ln(米国の ODA)								-0.0270 (-1.35)	-0.0338* (-1.77)

¹⁴ 「影響しない」という帰無仮説を 10%の有意水準で棄却。

Ln(ドイツの ODA)								0.0646*	0.0812**
								(1.82)	(2.59)
Ln (英国の ODA)								-0.0297	-0.0371*
								(-1.38)	(-1.95)
Ln(フ ラ ン ス の ODA)								0.0337	0.0389*
								(1.65)	(1.86)
修正済み R2	0.752	0.755	0.756	0.763	0.762	0.672	0.670	0.768	0.767
国数/サンプル数	78/296	78/296	78/285	78/285	78/286	60/188	60/188	78/285	78/285

(注) 括弧内は t 値。有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

3、行政能力、内戦の一人当たり成長率への影響

行政能力や制度政策環境の向上は一人当たり成長率を上昇させるのであろうか。また、内戦の勃発は成長率を引き下げるのであろうか。アジアとサブサハラ・アフリカの途上国を対象に、一人当たり GDP 成長率のパネル回帰を行った。行政能力による回帰は、4 期のパネル（1990～95 年、96 年～2000 年、2001 年～05 年、2006 年）とし、同時期の行政能力指数（データの利用可能性から第 1 期については 1996 年だが、第 2 期は 1998 年、第 3 期は 2003 年、第 4 期は 2006 年）を別途作成し、説明変数とした。Wu-Hausmann 検定により、個別固定効果モデルで推定した。

(表 V-2) 行政能力、内戦の成長への影響(被説明変数: 一人当たり GDP 成長率)

説明変数	1	2
定数項	0.347*** (7.66)	0.305*** (4.31)
人口増加 (対数差)	-0.0880 (-0.78)	-0.0983 (-1.29)
一期前の一人当たり所得	-0.0491*** (-9.541)	-0.0380*** (-4.37)
行政能力指数 (同時期)	0.0118*** (3.59)	
Ln(Freedom House 指数)		-0.0227*** (-2.89)
内戦ダミー		-0.0207*** (-2.75)
修正済み R2	0.345	0.456
国数/サンプル数	77/288	78/346
(注) 括弧内は t 値。有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。		

制御変数の推定結果は、新古典派成長モデルの予想通り、人口増加の係数は負（ただし有意ではない）、「条件付き収斂」を表す一期前の所得水準の係数は有意に負となっている。行政能力指数の係数は有意に正、制度政策環境を表す Freedom House の民主化指標（政治的自由と経済的自由の平均値：大きい数値が悪い）の係数も「内戦」ダミーの係数も有意に負と、予想通りの結果となっている。グレンジャー因果性テストで一期前の行政能力指標と一人当たり GDP 成長率を検定したところ、5%の有意水準で行政能力が成長率に影響を与えていることが示された。

このように、行政能力や制度制作環境は一人当たり成長率に有意な影響を与えていると考えられる。特に援助分散化、援助拡散を避け、行政能力を向上させる援助は、

受益国の行政能力を高め、成長率に好ましい影響を与えよう。これまでの分析から、日本の援助はこのような成長促進ルートに整合的なものである。

VI、内戦・隣国・援助

内戦国や内戦終結後のポスト・コンフリクト国は、制度政策環境が悪く、通常の PBA (Performance-based Allocation: パフォーマンスに基づく国別配分) で援助配分を行った場合には極めて少額の援助しか配分されず、内戦終結後の高い成長機会を逃してしまう可能性がある。また、内戦勃発国の隣国には、負の外部効果が及ぶ可能性も指摘されている。そのため内戦当事国やその隣国には援助配分で特別な配慮をする必要性があり、世界銀行などでもポスト・コンフリクト国、脆弱国への特別な取り扱いが認められている。内戦国やその隣国の成長パターンはどのようなものであろうか。また、このような国にどのようなタイミングでどのような援助を出せば成長促進効果があるのか。ここでは、木原 (2007) (2009) 等で用いた人口動態に配慮した成長モデルを基にパネル推定を行うことにより、アジア (東アジア・太平洋、南アジア)、サブサハラ・アフリカの内戦終結後の一人当たり GDP 成長パターン、内戦国の隣国の成長パターン、ポスト・コンフリクト国及び隣国への援助効果を検証することとしたい。

1、内戦後の「超成長」

内戦が勃発した国は、内戦期間中や内戦終結直後には高い成長は見込めないが、終戦後 4～10 年以内に異例の「超成長」を達成するとの実証結果がある¹⁵。

ここではまず、先述の成長モデルに第 V 章の推定で用いた「内戦ダミー」(但し 4 年平均) もしくはその「ラグ項」を説明変数として加え、一人当たり成長率をパネル推定した。パネルは 60 カ国、1973 年～2004 年で 4 年間で 1 期とするデータ (最大 8 期) で構成される¹⁶。

推定結果は、表 VI-1 の通りである。二段階最小二乗法 (2SLS) での推定でも OLS の推定でも、内戦勃発期 (ラグ 0) の「内戦ダミー」の係数は負であり、内戦勃発期は成長率が低下することが示されている。しかし、その後、内戦ダミー (のラグ項) の係数はプラスに転じ、OLS では内戦後第 1 期から、2SLS では内戦後第 3 期から係数が有意となり、第 4 期で最大値を取るという推定結果となった。この係数の値は、他の説明変数 (人口動態、初期の所得水準、平均寿命、インフレ率、東アジア・ダミー、熱帯地方ダミー) で説

¹⁵ Collier and Hoeffler(2002), 木原 (2004) 参照。

¹⁶ 前述の通り、「内戦ダミー」には、スウェーデン・ウプサラ大学の UCDP/PRIO Armed Conflict Dataset (Version4) (2007 年版) に基づき、政府と反乱軍との紛争で、War と記載されている場合 (1 年に 1000 人以上の死者) は 3、Minor* と記載されている場合 (紛争期間で合計 1000 人以上の死者) は 2、Minor (それ未満の死者) の場合は 1 を、該当する国・年に与え、当該期間で平均した値を用いた。

明される平均的な成長を上回る部分であり、「内戦後の超成長」と言えよう¹⁷。

(表 VI-1)内戦後の超成長 (被説明変数：一人当たり実質 GDP 成長率、以下は各期の「内戦ダミー」の係数と t 値；*は 10%、**は 5%、***は 1%の有意水準を表す)

	内戦期	第 1 期 (1~4 年)	第 2 期 (5~8 年)	第 3 期 (9~12 年)	第 4 期 (13~16 年)	第 5 期 (17~20 年)
2 SLS	-0.00180** (-1.98)	0.00177 (0.84)	0.00265 (1.40)	0.00399** (2.11)	0.00908*** (5.91)	0.00885*** (4.50)
OLS	-0.00144 (-1.58)	0.00302* (1.76)	0.00395*** (2.74)	0.00493*** (3.24)	0.00870*** (7.66)	0.00838*** (3.66)

(注) 各期に対して 2 SLS、OLS それぞれのパネル推定を行った。制御変数は、Ln(就労年齢人口比率) (正)、就労年齢人口比率成長率 (正)、期初の一人当たり実質 GDP (負)、平均寿命 (正)、インフレ率 (負)、東アジア・ダミー (正)、熱帯地方ダミー (負) であり、いずれの係数も予想される符号 (カッコ内) で概ね有意であった。2 SLS の操作変数は、上記人口動態変数の 1 期ラグ、及びその他の説明変数を用いた。

2.内戦「隣国」の成長パターン

内戦勃発国の地域近隣諸国も、内戦の影響により一人当たり成長率の低下を経験する (Murdoch and Sandler(2002))。ここでは、アジア、サブサハラ・アフリカ各国について、国境を接している「隣国」の当該年の「内戦ダミー」値を足し合わせて、「隣国内戦ダミー」変数を作成し、その当該期間 (4 年間) 平均値を推定に用いた。推定手法は上記の「内戦ダミー」の係数推定と同様であり、人口動態を加味した成長モデルに各期の「隣国内戦ダミー」もしくはその「ラグ項」を説明変数として加えてパネル推定した。

推定結果は表 VI-2 の通りであり、5 期前までの各期 (4 年間) の「隣国内戦ダミー」の係数で見ると第 4 期まで負で、特に 2 期前 (5~8 年前) の隣国内戦ダミーの係数は 2 SLS、OLS とも有意に負となり値も大きい。内戦の隣国に対する「負の外部効果」の存在が示唆される¹⁸。

(表 VI-2)内戦の隣国への影響 (被説明変数：一人当たり実質 GDP 成長率、以下は各期の「隣国内戦ダミー」の係数と t 値；*は 10%、**は 5%、***は 1%の有意水準を表す)

	内戦期	第 1 期 (1~4 年)	第 2 期 (5~8 年)	第 3 期 (9~12 年)	第 4 期 (13~16 年)	第 5 期 (17~20 年)

¹⁷ ラグは内戦を含む紛争状態を表す「内戦ダミー」(0~3)からのラグであり、内戦終了後の期間を表すものではない。「内戦ダミー」は紛争の大きさも加味した変数であるので、1 時点をとって「終結」とすることができない。そこで、サンプルに使った 82 カ国の 1 年間の平均値を見てみると 0.35 となっている。すなわち、平均的に見て、ある国で 1 年間に Minor な紛争が起こる確率が 0.35 (=0.35/1)、内戦 (War) の状態になる確率が 0.12 (=0.35/3) であり、逆に、ある国で Minor な紛争が起こるのは約 3 年に一年 (=1/0.35)、内戦状態になるのは 9 年に 1 年 (=3/0.35) と考えられる。4 期目 (13~16 年) は平均的に 2 度の内戦 (0 年と 9 年) を経た後、4~7 年の期間に当たり、Collier and Hoeffler(2002)が推定した内戦終了後の「超成長」の期間 (4~7 年) に合致する。

¹⁸ 但し、内戦後の超成長のスピルオーバーが見られない点、第 2 期に有意に負となる理由については更に検討する必要がある。

2 SLS	-0.00061 (-1.12)	-0.00029 (-0.47)	-0.00138*** (-3.29)	-0.00096* (-1.70)	-0.00068 (-0.98)	0.00059 (1.26)
OLS	-0.00051 (-1.04)	-0.00015 (-0.27)	-0.00118*** (-3.57)	-0.00079 (-1.49)	-0.00069 (-0.96)	0.00060 (1.27)

(注) 各期に対して2 SLS、OLS それぞれのパネル推定を行った。制御変数は、Ln(就労年齢人口比率) (正)、就労年齢人口比率成長率 (正)、期初の一人当たり実質 GDP (負)、平均寿命 (正)、インフレ率 (負)、東アジア・ダミー (正)、熱帯地方ダミー (負) であり、いずれの係数も予想される符号 (カッコ内) で概ね有意であった。2 SLS の操作変数は、上記人口動態変数の1期ラグ、及びその他の説明変数を用いた。

ちなみに「内戦ダミー」と「隣国内戦ダミー」の係数は、双方を説明変数として推定式に含んだ場合も上記の表 VI-1、表 VI-2 に類似した推定結果であった(表 VI-3 参照)。

(表 VI-3)「内戦ダミー」、「隣国内戦ダミー」双方を説明変数とした場合 (被説明変数：一人当たり実質 GDP 成長率、括弧内は t 値；*は 10%、**は 5%、***は 1%の有意水準を表す)

		内戦期	第 1 期 (1~4 年)	第 2 期 (5~8 年)	第 3 期 (9~12 年)	第 4 期 (13~16 年)	第 5 期 (17~20 年)
2 SLS	内戦ダミー	-0.00152 (1.52)	0.00185 (0.89)	0.00240 (1.31)	0.00392** (2.11)	0.00886*** (6.04)	0.00840*** (3.47)
	隣国内戦ダミー	-0.00054 (-0.93)	-0.00034 (-0.58)	-0.00137*** (-3.35)	-0.00084 (-1.58)	-0.00055 (-0.76)	0.00038 (0.69)
OLS	内戦ダミー	-0.00114 (-1.17)	0.00306* (1.81)	0.00382*** (2.80)	0.00505*** (3.43)	0.00839*** (7.86)	0.00816*** (3.21)
	隣国内戦ダミー	-0.00046 (-0.91)	-0.00019 (-0.36)	-0.00110*** (-3.73)	-0.00069 (-1.36)	-0.00063 (-0.86)	0.00038 (0.67)

(注) 各期に対して2 SLS、OLS それぞれのパネル推定を行った。制御変数は、Ln(就労年齢人口比率) (正)、就労年齢人口比率成長率 (正)、期初の一人当たり実質 GDP (負)、平均寿命 (正)、インフレ率 (負)、東アジア・ダミー (正)、熱帯地方ダミー (負) であり、いずれの係数も予想される符号 (カッコ内) で概ね有意であった。2 SLS の操作変数は、上記人口動態変数の1期ラグ、及びその他の説明変数を用いた。

3、内戦国・隣国への援助効果

内戦経験国の「超成長期」に援助を供与すると、援助吸収能力が通常の 2 倍以上になっているため、成長率を通常より相当高める (2%程度) ことが Collier and Hoeffler(2002) の実証分析により示されている。アジア、サブサハラ・アフリカの内戦経験国や隣国に援助を出した場合、その成長促進 (減退) 効果はどのようなものであろうか。ここでは、上記の分析から内戦ダミーや隣国内戦ダミーの係数が有意となる第 3 期の内戦経験国、及び第 2 期の隣国に、「ネットの援助」 (ODA)、「グロスの援助」、もしくはインフラ支援

等の「短期成長促進援助」(Short Impact Aid)¹⁹を提供した場合の効果を検証する。

(表 VI-4)内戦国・隣国への援助の効果 (被説明変数：一人当たり実質 GDP 成長率、括弧内は t 値；*は 10%、**は 5%、***は 1%の有意水準を表す)

		援助なし (基準)	ネット援助 (一次)	グロス援助 (一次)	短期成長促進 援助 (一次)	ネット援助 (二次)	グロス援助 (二次)	短期成長促進 援助 (二次)
2 SLS	内戦ダミー (第3期)	0.00369** (1.99)	0.0462*** (4.22)	0.0419*** (4.73)	0.0835*** (4.93)	0.0723** (2.10)	0.0666** (2.08)	0.132*** (2.20)
	(援助二乗)					-0.0829 (-0.77)	-0.0744 (-0.83)	-0.255 (-0.79)
	隣国内戦ダミー (第2期)	-0.00161*** (-4.77)	-0.00744*** (-3.01)	-0.00702*** (-3.37)	-0.0160*** (-3.63)	-0.0197 (-0.65)	-0.0252 (-0.89)	-0.0214 (-0.76)
	(援助二乗)					0.0705 (0.44)	0.0919 (0.65)	0.0607 (0.26)
OLS	内戦ダミー (第3期)	0.00460*** (3.07)	0.0486*** (6.44)	0.0442*** (6.89)	0.0967*** (7.79)	0.0805*** (3.73)	0.0739*** (3.79)	0.172*** (4.70)
	(援助二乗)					-0.109* (-1.81)	-0.0917* (-1.81)	-0.435** (-2.08)
	隣国内戦ダミー (第2期)	-0.00135*** (-4.93)	-0.00459* (-1.87)	-0.00499*** (-2.19)	-0.0110*** (-2.71)	-0.0140** (-2.51)	-0.0135*** (-2.74)	-0.0115 (-1.34)
	(援助二乗)					0.0453** (2.31)	0.0391** (2.40)	0.0169 (0.33)

(注) 各期に対して 2SLS、OLS それぞれのパネル推定を行った。制御変数は、Ln(就労年齢人口比率) (正)、就労年齢人口比率成長率 (正)、期初の一人当たり実質 GDP (負)、平均寿命 (正)、インフレ率 (負)、東アジア・ダミー (正)、熱帯地方ダミー (負) であり、いずれの係数も予想される符号 (カッコ内) で概ね有意であった。2SLS の操作変数は、上記人口動態変数の 1 期ラグ、及びその他の説明変数を用いた。

内戦後第 3 期には、援助がなくても内戦経験国は 0.3~0.4%増の超成長を経験する (第 3 列の「援助なし」の列)。しかし、ここで援助が入れば成長率のかさ上げは極めて大きくなる。第 4 列以降の各項の数値は内戦ダミー (もしくは隣国内戦ダミー) と各援助変数との交差項の係数である。ネット援助やグロス援助をこの期に提供すれば、一人当たり成長率は 4~5%かさ上げされる。また、インフラ支援等の「短期成長促進援助」を提供すれば一人当たり成長率のかさ上げは 8~9%にも達する。このように、短期成長促進援助は内戦後の状況でもネットやグロスの援助平均の 2 倍の成長促進効果を有する²⁰。

¹⁹ 木原 (2009) 参照。

²⁰ 今回の推定では援助は内戦後 1 期目から内戦経験国の成長に有意な正の影響を与えるとの結果が出たが、短期成長

他方、内戦国の隣国で 2 期目の国は、援助がなければ 0.1~0.2%、成長率が引き下げられる。今回の推定では、ここで内戦国の隣国に援助を出しても逆効果で、グロスやネットの援助平均で 0.4~0.7%、短期成長促進援助で 1.1~1.6%だけ成長率を低下させるとの結果となった。2 SLS 推定で隣国内戦ダミーと短期成長促進援助との交差項の係数は、第 0 期から 4 期までは負で、第 5 期には正となるが有意ではない。第 6 期になって初めて有意な正の係数 (0.0594) となる。

援助が二次式で成長率に影響する場合の係数を 7~9 列目に示しているが、やはり短期成長促進援助の内戦国での成長促進効果は (一次項で見て) ネットやグロス援助平均の 2 倍強と大きい。他方、短期成長促進援助を内戦国の隣国に第 2 期に出す場合の交差項の係数は一次も二次も有意でなく、短期成長促進援助の隣国への効果は定かでない。

このように、内戦経験国は一定の時間の経過後、一人当たり実質 GDP の超成長を経験し、その隣国は、長期に渡る成長率の低迷という負の外部効果を被る。これまでの分析から、内戦経験国に対しては、内戦後一定期間の後、短期成長促進援助を提供することにより、極めて高い成長率を享受できることが示される。他方、内戦国の隣国に対する援助は、その構成 (短期成長促進援助か、長期成長促進援助か、緊急支援か等) を含めて、慎重な対応が必要となろう。

促進援助でも 1 期目の係数は 3 期目の半分程度 (0.0441) となっており、係数は小さい。他方、内戦期 (0 期) に短期成長促進援助を出しても効果がない (係数が有意でない) との結果も得ている。

VII, 援助提供関数と援助協調

1, 先行研究・推定法・データ

本稿のこれまでの分析を踏まえ、主要な援助ドナーの援助提供関数の推定を試みたい。Allesina and Dollar(2000)等の実証分析、木原(2003)等のモデル分析から、二国間の開発援助は、一般に、貧困削減など「慈善」(人道的配慮)の観点のみならず、国際公共財を提供するドナーの「負担分担」、受益国の経済活性化に伴う「経済的利益」、国際場裏での支援獲得などの「政治的利益」の観点も相まって提供されていることが明らかになっている²¹。他方、援助が成長促進等の効果を発揮するため「制度政策環境の良い貧困国」に選択的援助を行うことが、近年の国際援助潮流となっており、Dollar and Levin(2004)の実証結果では各ドナーとも「選択度」を高めているとされる。また、木原(2009)等では各ドナーの援助の「選択度」は、アジアやサブサハラ・アフリカ(SSF)など受益地域により異なることを明らかにした。

そのため本稿の推定では、「選択的援助」を各ドナーの援助提供関数の「基本形」として、Dollar and Levin(2004)に倣い、まず、各受益国の「ドル建て一人当たりGDP」(貧困度の代理変数)、民主化や市民の自由を表わす「Freedom House(FH)指標」(制度政策環境の代理変数(1がよく7が悪い))、及び「人口」の対数値を説明変数として、援助総額、多国間・二国間援助額、主要ドナー国であるG5(日本、米国、英国、ドイツ、フランス)の各ドナー国の「ドル建てグロス援助額」の対数値を推定した。従って、「ドル建て一人当たりGDP」の対数値の係数は「貧困弾性値」、「FH指標」の係数は「政策弾性値」を表わし、選択的援助の下ではいずれも負の値が期待される。推定は、アジア(37カ国)、SSF(48カ国)それぞれの受益国、1981~2006年の期間、6期(1981~2005年までの各5年間平均の5期と2006年)の時系列によるパネル・データを用いた。各期によりドナーの援助総額や援助政策の変更があり得るため、時間固定効果によるパネル推定とした(内生性を考慮し、2SLSで推定)。

加えて、本稿では、援助に伴う「経済的利益」の代理変数として、それぞれの受益国向け輸出の各ドナーの輸出総額に占める比率(「輸出シェア」)を説明変数とした²²。データはIMF・DOT(Direction of Trade)から各受益国の各ドナー輸出総額に対する比率を算出した。

また、援助の拡散・細分化に伴う「取引費用」(「援助提供コスト」)の代理変数として「援助細分化指数」(IAF)(の対数値)を説明変数に加えた。援助提供コストが高まれば

²¹ 木原(2003)では、受益国への援助に伴うドナーの効用関数(広義の「国益」関数)を、特定ドナー国の効用(広義の「国益」) $U=F$ (公共便益、私的便益) $=F$ (慈善、義務、政治的利益、経済的利益; 援助以外の支出)と定式し、援助を準公共財としてドナー国の所得、他のドナーの援助(スビルイン)、ドナーの(狭義の)国益、援助効果、援助提供コストを用いコブダグラス型効用関数でモデル化することにより、特定ドナーの所得、狭義の国益、援助効果が高まれば当該ドナーの援助が増え、スビルイン、援助提供コストの増大が援助の増大を妨げることを示した。

²² ドナーの経済的利益には輸出機会のみならず、直接投資機会や希少資源の確保等の利益もあり得る。本稿では、このような直接投資や確保された希少資源も最終的には我が国の「輸出」増大に寄与すると考え「輸出シェア」で代替したが、「輸入シェア」等も含めた「貿易シェア」の方がこれらの経済的利益を表わすより適切な指標との考えもあろう。

ばドナーの効用最大化の観点から援助額を減額すべきである²³、援助細分化の大きい受益国に援助を出し過ぎると行政能力を低下させることになるため、この係数は負であることが望ましい。

更に、前章で示した通り、内戦経験国は内戦後一定期間経てば「超成長」を達成するが、「内戦期」にはマイナスの成長、マイナスの援助効果となる。そのためここでは当期の「内戦ダミー」を説明変数に加え、内戦期に援助を減らしているかを検証した。

これらの変数に加えて、ここでは G5 ドナー諸国の援助「優先国ダミー」を説明変数とすることにより、上記の各説明変数で説明できない援助配分の「政治的配慮」（「政治的利益」）があるかどうか、また「優先国」で制御した上でも各ドナー国の援助説明変数が有意となる傾向はあるかを検証した。各ドナーの「優先国」は OECD・DAC や各援助機関の資料から、

①我が国は「国別援助計画策定国」（策定国に 1、その他の国は 0 を付与）、

②米国は USAID の「総合援助プログラム」「成果評価制度」策定国（策定国に 1、その他に 0）と MCA（ミレニアム挑戦勘定）の「協定締結国」（2）・「可能国」（1）（その他は 0）との合計、

③英国は 2008～2010 年国際貧困削減公務協定（Public Service Agreements）による「優先国」（優先国に 1、その他に 0）、

④ドイツは 2006 年の開発協力の「アンカー国」（3）、（アンカー国以外の）「国別計画国」（2）、「地域・テーマ計画国」（1）（その他に 0）、

⑤フランスは、2004 年の ZSP（「優先連帯地域」）（1）、「新興留保国」（1）、「C2D（債務削減）開発協約受益国」（1）（その他は 0）の合計とした。

これらの「優先国ダミー」は各ドナーの最近の優先国が過去も優先国であったと仮定している²⁴。

最後に、これらの説明変数とともに、「当該ドナー以外の援助」（スピルイン）、及び「多国間援助」、「他の国の二国間援助」（二国間スピルイン）を説明変数に加えた。これにより、多国間援助、他の二国間援助などの全体的な援助配分と異なる当該ドナーの援助配分の有意な特徴を浮き彫りにするとともに、当該ドナー以外の援助が増える時に当該ドナーの援助が増えるか（戦略的補完）、減少するか（戦略的代替）を推定できる。また、二段階最小二乗法で内生性をコントロールすることにより多国間援助等の「先導性」を見ることができよう。

2. 援助総額、多国間・二国間援助、G5 ドナーの援助提供関数(推定)

(1) 援助総額

²³ 木原（2003）参照。

²⁴ 各ドナーの優先国は経年的に変化しているが、第 1 次近似としてここでは現在の優先国が変化しないものとした。

アジア各国の援助総額で見ると、「基本形」は「選択的援助」が求めるとおり、「貧困弾性値」、「政策弾性値」とも有意に負である。他方、「援助細分化」や「内戦ダミー」などの変数の説明能力は乏しく、総額で見てこれらの要因は援助提供に考慮されていない。

対 SSA 各国への援助配分は、基本形で「貧困弾性値」、「政策弾性値」がともに有意に負で「選択的」となっているが、対アジアに比べ政策弾性値は小さい(-0.5 に対して-0.27)。アジア同様、「内戦ダミー」、「援助細分化」の係数は有意ではない。

全体として見れば、1980 年以降、ドナーは「選択的援助」を実践してきたと言えよう。しかし、多国間援助と二国間援助に分けてみると、その様相は異なる。

(2) 多国間援助

対アジア各国への多国間援助は、基本形で「貧困弾性値」は有意に負で 1.1 程度と大きい、「国際経済機構の政治中立性」を反映して、「政策弾性値」は係数が負ではあるものの有意でない。しかし、「細分化指数」（有意に正）、「内戦ダミー」（負）、「二国間援助」（有意に正）などでコントロールすると、「政策弾性値」は有意に負となり政策の悪い国への援助を減らす傾向が出ている。二国間援助に比べ、多国間援助はより貧困弾力的、政策弾力的であり、内戦国への援助は少ないが、援助細分国にはより多くの援助を出し取引費用を引き上げている可能性がある。

対 SSA 各国への多国間援助は、対アジアと異なり、基本形で「貧困弾性値」、「政策弾性値」とも有意に負で、「選択性」が高い。「援助細分」国の係数が有意に正（多くの援助配分）となり、対アジア援助同様、二国間援助に比べ、拡散・細分化を助長してきた可能性がある。二国間援助総額は多国間援助総額を増大させる効果を持つ（有意に正）。

(3) 二国間援助全体

対アジア二国間援助全体で見ると、基本形では、「政策弾性値」は負であるが、「貧困弾性値」は有意でない。多国間援助でコントロールすれば、「細分化指数」の係数はマイナスで、多国間援助に比べ援助の拡散・細分化が生じている国への援助はより少ないが、「内戦ダミー」の係数は正で内戦国により多くの援助を出していると言える。

対 SSA 各国への二国間援助も、基本形で「政策弾性値」は有意に負だが、「貧困弾性値」は有意ではない。「多国間援助」（有意に正）でコントロールすると、多国間援助に比べ所得の高い国に二国間援助を出している（貧困弾性値が有意に正）が、「援助細分」国への援助は減額される傾向がうかがえる（係数は有意に負）。

対アジアでも対 SSA でも、多国間援助全体と二国間援助全体との間では双方が正の影響を与えている（戦略的補完関係にある）と見られる²⁵。

(4) 日本

日本の対アジア援助の基本形は、「政策弾性値」は有意に負だが「貧困弾性値」は有意に正（逆貧困弾力的）である。この関係は、「優先国」（国別援助計画策定国）などで

²⁵ グレンジャー因果性テストでは、多国間援助、二国間援助いずれも、因果性がないとの帰無仮説を有意水準 5%で棄却している。

コントロールしても変わらない。受益国への「輸出シェア」の係数は有意に正で、我が国の対アジア援助に経済的利益の様相があることを伺わせる。援助細分化が進む国に多額の援助を出す傾向は薄い。基本形や輸出、細分化、内戦等の受益国説明変数に「優先国ダミー」を加えて推定すると、他の説明変数の有意性にもかかわらず、「優先国ダミー」は有意に正であり、これらの説明変数以外の「政治的配慮」も援助配分要因として働いていると見られる。「日本以外からの援助」でコントロールすると、日本の援助は他のドナー国・機関に比べ、逆貧困弾力的、より政策弾力的で、日本の輸出シェアの大きい国、内戦国、優先国に多くの援助を配分していると見られる。多国間援助及び他の二国間援助双方に影響を受けているようである²⁶。

日本の対 SSA 各国への援助は、基本形で「政策弾性値」が有意に負となっているが、「貧困弾性値」は対アジアと異なり有意ではないものの負となっている（但し、変数を加えていけば正の有意な係数に転化）。対アジアと異なり、「輸出シェア」の係数は有意に負で、経済的利益の観点からは薄いことが伺われる。また、「援助細分」国への援助配分は有意に正となっているが、「内戦」国には援助配分を削減（有意に負）する傾向がある点も、対アジアと異なる。「優先国」への援助配分は有意に正で、他の要因の政治的配慮による援助配分の傾向も見られる。他のドナー・機関に比べても、援助細分国、優先国への援助は多いが、内戦国への援助は少ないと見られる。多国間援助が日本の対 SSA 援助に大きな影響を及ぼしている²⁷。

(5) 米国

米国の対アジア援助は、基本形で「貧困弾性値」、「政策弾性値」とも有意に負で「選択性」が高い（特に政策弾性値は -1.7 程度と大きい）。ただし、「輸出シェア」（有意に負）、「細分化指数」（正）、「内戦ダミー」（有意に正）などでコントロールすると、貧困弾性値は正となる。「優先国ダミー」は有意に正で、政治的配慮も働いていると見られる。米国の対アジア援助の特徴は、「多国間援助」からは正の影響を受け（係数が有意に正）「戦略的補完関係」にあるが、「他の二国間援助」からは負の影響を受け（係数が有意に負）「戦略的代替関係」にある（その結果「当該国以外の援助」も係数が有意に負となる）ことである²⁸。

米国の対 SSA 援助は基本形では対アジア同様に「貧困弾性値」、「政策弾性値」とも有意に負で選択的だが、係数の値は対アジアに比べ小さい（変数を加えるに従い政策弾性

²⁶ 「基本形」（貧困弾性値、政策弾性値、人口の各対数値）に多国間援助、他の二国間援助を説明変数として加え、それぞれの援助変数が多重共線関係により Redundant（過剰定式）となっていないかどうかを F 検定 (Redundant Variable Test) したところ、「多国間援助」、「他の二国間援助」の「過剰性」は棄却されている。また、双方の援助変数の係数が等しいとする帰無仮説で Wald 検定を行うと、両係数の同一性は棄却されず、多国間援助、他の二国間援助が同様に日本の対アジア援助に影響を与えているとの検定結果となった。

²⁷ 多国間援助の過剰性は棄却されるが、二国間援助は 5% の有意水準で棄却されない。また Wald 検定でも双方の係数の同一性は棄却。但し多国間援助を加えると優先国ダミーが有意でなくなるため、多国間機関と同様の国を優先援助国としている可能性ある。また「他の二国間援助」の係数が負であることから、他の二国間援助と「戦略的代替関係」にある可能性がある。

²⁸ F 検定で双方の援助変数の過剰性は棄却され（但し多国間援助はほぼ 5% の有意水準）、Wald 検定でも両係数の同一性は棄却。

値は正に転化)。「輸出シェア」の係数は有意に負、「援助細分化」の係数は有意に正となっている。他のドナー・機関に比べ援助細分国や内戦国への援助が多い。多国間援助が米国の対 SSA 援助に正の効果を与えている²⁹。

(6)英国

英国の対アジア援助の「貧困弾性値」、「政策弾性値」は基本形でも有意に負で、特に貧困弾性値は極めて高い。これに「優先国」(係数は正で 0.7 と高い)を加えると英国援助額の多くを説明することになり、英国は「選択的援助」を実践していることが伺える。ただし基本形、援助細分化指数などの受益国説明変数に優先国ダミーを加えると、優先国ダミーは有意でない。また、基本形では、多国間援助、他の二国間援助(及び「英国以外からの援助額」)の「過剰性」は棄却されず(両方の係数合計がゼロとの帰無仮説は Wald 検定で棄却されるものの「英国以外からの援助額」の係数は有意ではないので)、英国の対アジア援助は他の援助機関からの影響をあまり受けていなかったと見られる。

英国の対 SSA 各国への援助は、基本形で「政策弾性値」は有意に負であるが、対アジア援助とは異なり、「貧困弾性値」は負ではあるが有意でない(他の変数を加えると正に転換)。また「優先国」の係数は有意に正で大きく(1.4~1.6 程度)、優先国で制御した場合、ほぼ「人口」に比例した援助を行っている(人口弾性値は 1 程度)。「輸出シェア」、「内戦ダミー」とも係数は有意ではないが、「援助細分」国の係数は有意で大きく(1.7 程度)、英国の対 SSA 援助は援助の拡散・細分化を助長している可能性がある。すべての説明変数で推定すると「英国以外の援助額」は英国の対 SSA 援助に影響しないが、基本形では「多国間援助」の方が他の二国間援助よりも英国の対 SSA 援助に正の影響を及ぼしていると見られる³⁰。

(7)ドイツ

ドイツの対アジア援助は「貧困弾性値」は負であるが、「政策弾性値」が正となっている。「輸出シェア」は有意に負で、輸出利益はドイツの対アジア援助にあまり関係が無いと見られる。当該国以外の援助でコントロールすると、他の援助に比べドイツの対アジア援助は、制度政策の悪い国、輸出シェアの少ない国、優先国に多く配分されている。「基本形」では他の二国間援助、多国間援助の「過剰性」は棄却され、双方の援助変数の係数が等しいとする帰無仮説で Wald 検定を行うと、両係数の同一性は棄却されず、多国間援助も他の二国間援助同様にドイツの対アジア援助に影響を与えているとの検定結果となった。

ドイツの対 SSA 各国への援助の「基本形」は、アジアと異なり、「貧困弾性値」も「政策弾性値」も有意に負となっている。ただし、「輸出シェア」(有意に負)、「援助細分化」(有意に正)、「内戦ダミー」(対アジアと異なり有意に負：内戦国への援助減額)

²⁹ 多国間援助の過剰性は棄却されるが、二国間援助の過剰性は棄却されない。双方の係数の同一性はほぼ 5%の有意水準で棄却。

³⁰ 双方の援助変数の過剰性は棄却(5%の有意水準であれば二国間援助は採択)されるが、双方の係数の同一性も棄却される。二国間援助の符号はマイナスなので「戦略的代替関係」にある可能性もある。

を変数に加えると貧困弾性値が正に転じる。対アジアと異なり、「優先国ダミー」を加えるとその係数は有意に正となるが、「ドイツ以外からの援助額」で制御すると「優先国」の係数は有意でなくなるため、ドイツは他の援助機関からの資金配分が多い受益国を優先国としている可能性がある。「多国間援助」、「他の二国間援助」とともにドイツの対 SSA 援助に正の有意な影響を与えていると見られる³¹。

(8)フランス

フランスは、貧困弾性値、政策弾性値、人口のみで回帰すると他のドナー国と全く異なる係数が推定されるため、最も「選択的でない」ドナーの一つとされる。しかし、対アジア援助の「基本形」を、「優先国」（係数は正で 1.5 程度と大きい）、「輸出シェア」（係数は負）、「細分化指数」（係数は正で 2 程度と大きい）、「内戦ダミー」（係数は負で紛争激化に伴い援助減少）でコントロールすると、「政策弾性値」の係数は有意に負となる（ただし、「貧困弾性値」は有意に正）。フランスも、優先国等を考慮したうえで政策の良い国に多くの援助を行ってきたと考えられる。他の援助機関と比べて、所得の高い国、制度政策の良い国、援助細分化の進んだ国、優先国に多くの援助を出し、内戦国への援助は少ないことが示される。またフランスの対アジア援助には多国間援助と二国間援助が正の影響を与えている³²。

フランスの対 SSA 各国への援助は、「基本形」でも「逆選択的」で貧困弾性値、政策弾性値いずれも正となっており、政治的配慮に基づく「優先国」（有意に正）への配分重視が伺われる。対アジアと異なり「援助細分」国への配分は少なく（有意に負）、また「内戦」国への配分も少ない（有意に負）点では、望ましい援助配分となっている（これらの変数を加えると貧困・政策弾性値の符号は負となるが、有意ではない）。他の援助機関に比べて、援助細分国への配分は少なく、優先国への配分が多いことが示唆される。多国間援助がフランスの対 SSA 援助の増大に大きな影響を及ぼしている³³。さらに「他の二国間援助」の係数は負となっており、米国の対アジア援助同様、他の二国間援助はフランスの対アフリカ援助と「戦略的代替関係」にあるとも考えられる。

3. 援助効果を高める援助協調

これまでの分析のとおり、主要ドナー国・機関は必ずしも援助の取引費用を削減し開発効果を高める援助を行っている訳ではない。国際機関を含め、むしろ援助の拡散を高めているドナーも多い。輸出シェアなどの経済的利益や特定の援助「優先国」に対する政治的配慮に基づき、必ずしも貧困度、制度政策環境の良さに係わりなく援助を出している国もある。援助効果の疑われる内戦の最中に援助を増やす傾向を示す国もある。

このような中、取引費用の削減や援助効果の増大により、受益国のみならず各ドナーの

³¹ 双方の援助変数の過剰性は棄却され、Wald 検定でも両係数の同一性は棄却されず。

³² 双方の援助変数の「過剰性」は棄却され、Wald 検定でも両係数の同一性は棄却されず。

³³ 基本形に多国間援助、他の二国間援助を加えた変数で推定した場合、双方の援助変数の過剰性、双方の係数の同一性はともに棄却される。

(広義の)「国益」をも増大させる「パレート優位」な状況を達成するには、どのような援助協調手法があるのであろうか。

(1) 協調・SWAps・財政支援

Acharya.et.al(2006)によれば、援助の取引費用を引き上げる「拡散・細分化」問題への対処は、これまで主として以下の4形態で行われている。

第1に「援助協調」が挙げられる。この形態では、各ドナーは自らの国別援助計画に則って援助を行うが、ドナー間・受益国間で協力し、シナジー効果を最大化し、競合・重複を最小化するものである。これらの手法には、ラウンド・テーブル会合、CG会合から複雑な「パートナーシップ・グループ」(小規模のドナー委員会が特定セクターの活動を主導する)まで様々な形態を含む。

第2に、「セクター・ワイド・アプローチ(SWAps)」が挙げられる。これは、ドナーが集団で受益国の特定活動、特定セクターの資金支援の「プール」に合意することと定義され、原則として、受益国政府と協調して取引費用の削減に合意することも含む。SWApsについては多くのアイディアが出されているが、未だに小規模なものに止まっているという。

第3に「財政支援」が挙げられる。古くは1960年代に英仏がアフリカの旧植民地に財政支援を行ったが、「新植民主義」と言われて取りやめた経緯がある。しかしこの手法は近年、「オーナーシップ」の問題を含めすべての問題を解決する可能性がある援助手法として、再び脚光を浴びている。この手法では、ドナーは個別のプロジェクトやプログラムへの支援をやめ、事前に合意した開発事業全般を支援するため、援助により受益国の財政資金を補填するものである。財政支援への各ドナーの関心は高いものの、その危険性が危惧され進展は遅い。最貧国、脆弱国の支援に「財政支援」を用いるには自ずと制約があるというのが多くのドナーの見方である。

Knack and Rahman (2007)によれば、近年取引費用を削減するためのドナー協調の改善が試みられており、報告制度・モニタリング制度の標準化など援助政策・手続きの調和化や、Webによる調査分析結果の公表などととともに、プロジェクト支援に替わる「財政支援」の増加が求められている。しかし、「財政支援」のために、ドナーがより複雑な援助管理・大きな改革・詳細な報告を要求するのであれば、取引費用はさほど減少しない可能性がある。また、モザンビークやザンビアではSWApsなど、より限定された範囲の「プール資金」でさえ、交渉や管理に係る取引費用が莫大なものとなっているとの指摘もある³⁴。また、Acharya.et.al (2006)によれば、パートナーシップ・グループが進展しているベトナムでは、どの援助機関が援助協調の事務局機能を果たすかについてドナー間で見解の相違があり、グループの構成を少人数にすると、除外される国が出てくるなどの問題が指摘されている。

個々の援助機関は自らの援助目的を達成するため自らの政策を追求しており、その一方

³⁴ Acharya.et.al (2006)によれば、SWApsが極めて多いモザンビークでは、「実施段階に入るまでの交渉に7年も係るなど、SWApsなどのプール資金計画を実施するコストは極めて大きく、おそらく潜在的な利益を相殺している」とされる。

で、ドナー・サイドのスタッフの頻繁な異動が行われる。このような状況下で、「援助協調を改善するための交渉が極めて困難になっていることは想像に難くない」(Acharya.et.al (2006))。

(2)受益国・援助セクターの「特化」と「分業」(Division of Labor)

援助の拡散・細分化を防ぐ第4の手法は、ドナー国間での「特化」と「分業」である。

OECD/DAC(2008)によれば、援助の「分業」(Division of Labor)を進める手法には、①各受益国の中で援助セクターを絞る、②少数の受益国に集中しその中で大きな役割を果たす、③受益国が対応せねばならないドナーの数を減らすため、他のドナーに一部援助を委託する(delegating cooperation)などがあり得る。セクター・レベルでの援助の「特化」については、例えばベトナムで援助総額では0.04%しか占めていないオーストリアが「保健・医療」部門(24ドナーが関与)では9.3%(3位)を占め、総額では0.9%しか援助していないスイスが「経済インフラ」部門(16ドナーが関与)では3.8%のシェア(9位)を占めるなど、援助セクターの「特化」を進めている。Knack and Rahman(2007)によれば、日本は「東アジア太平洋」に焦点を当て、「インフラ・経済部門」に焦点を当てた援助を行っており、欧州のドナーは「アフリカ」に焦点をあて、「社会セクター」と「ガバナンス・人権問題」に焦点を当てた支援を行っていると評価される。Acharya.et.al(2006)は、各ドナーの援助国は多いままで援助「混雑」の悪影響を緩和するため、各受益国で各ドナーが少数のセクターに特化する「特定部門への特化」は、「アイディアとしては良いが、実際には特化は進んでいない」という。そのため、個別受益国での協調ではなく、より「広域的・世界的アプローチ」により、援助総額は変えずに、援助国を削減し、より少数の国に集中(受益国の「特化」)することにより、取引費用を引き下げることと提案している。

Knack and Rahman(2007)も、援助拡散に伴う「責任の不明確性」に対処する「急進的な手法」として、各受益国で特定の「リード・ドナー」(Lead Donor)を指定し、受益国の開発成果全体に対する評価の責任(Reputational stake)を負わせることを提案している。リード・ドナーになりたいドナー国は援助の条件を緩和して他の援助国と競争せねばならないので、受益国の拮抗力を減じることにはならない。但し、現在の援助手法で利益を得ている受益国官僚が反対する可能性がある。

ドナー国・機関側にも、このような「特化」を妨げる強力な政治的対抗力や利益集団が存在する。他のドナーに特定の援助課題や特定受益国を任せた援助機関は、NGOやメディアに、「極めて重要な開発問題に対して無責任な態度をとっている」として責められかねない³⁵。この場合、エチオピアの教育・保健部門支援で実施しているノルウェーとスウェーデンの「援助機関間ファンディング」(スウェーデンはノルウェーを通じて保健部門の援助資金を支援し、ノルウェーはスウェーデンを通じて教育部門の援助資金を支援する)は一つの解決策となろう(Knack and Rahman(2007))。

³⁵ 豪州は「エイズ・マラリア・結核世界基金」に全く援助していないことをワシントン・ポストに叩かれたという。

地球規模での援助機関間の競争も特化を妨げる。世界銀行は出来る限り多くの開発課題や開発分野で「知的リーダーシップ」をとろうとしているし、比較的利他的な「同志国」グループでさえ、大規模は二国間・多国間ドナーと同様の世界的プレゼンスを維持することによる権威と影響力を保つために、多くの受益国に援助を「拡散」している。

Knack and Rahman(2007)は、OECD/DAC や CGD による「ドナー・パフォーマンス指標」の公表が、援助機関のインセンティブ改善に資するであろうとしている。多数のドナー、受益国が参加し、援助効果向上のため、援助協調の原則と指標を設定し、2年毎にサーベイを行って各ドナー・受益国の進展を評価する「パリ宣言」とハイレベル会合によるフォローアップはこの典型であろう。

(3)望ましい援助協調を目指して

このように、援助協調（パートナーシップ）、SWAps、財政支援などの協調手法に加え、近年、各ドナーの援助する受益国・支援分野の「特化」と「分業」による援助拡散・細分化の防止が提案されている。「受益国の特化」は援助の集中とリード・ドナーの責任を明確化するメリットはあるが、①リード・ドナーのみで十分な援助資金を確保できるか、②ドナー国内で特定国のみに関与し、他の途上国に関与しないことを許容できるかといった問題をクリアする必要がある。また、③受益国の開発成果は本来受益国自身が責任を持つべきものであり、リード・ドナーであっても責任の範囲は限られており、関与が強すぎると1960年代の「新植民地主義」に逆戻りしかねない。

そのため、「特化」を進めるとしても、受益国を限定するのではなく、各受益国の中で各ドナーが「比較優位」を持つ分野、もしくは「目に見えて優位な成果」³⁶を挙げるのできる分野を、その分野のリード・ドナーとして「選択的」に支援していくことが、現実的であろう。これは現在行われている「パートナーシップ」や「SWAps」を進展させていくことに等しい。また、SWApsであっても資金プールが不可欠というわけではなく、各セクターでリード・ドナーを中心に援助活動の協調を進めていくことが、援助の拡散・分散化の弊害を防ぐために重要である。

これらは現在2005年の援助効果に関する「パリ宣言」により進められている方向である。パリ宣言は、「オーナーシップ」（受益国は開発政策・戦略に係るリーダーシップを発揮し、開発活動を調整する）、「アラインメント」（ドナーは受益国の開発戦略・制度・手続きに基づいた援助を行う）、「調和化」（ドナーの援助活動は、より調和し、透明性を高め、より効果的なものとする）、「成果重視」（援助成果を目指した資金管理、意思決定の改善）、「相互責任」（ドナーと受益国は開発成果に対する共同説明責任をもつ）の5原則からなり、12の指標でその進展をモニターしている。受益国のオーナーシップの下

³⁶ 2009年3月にアフリカ開発銀行（AfDB）を訪問した際のEichenberger副総裁の指摘。AfDBでは、中期戦略で優先分野として、①インフラ支援、②民間セクター、③地域統合、④制度政策構築などを挙げている。

で策定された分野別開発戦略に、ドナー各国がアラインし、ドナー各国間で援助手法・手続きを調和させ、開発成果を重視するとともに、各「分野」の開発成果について受益国・（リード）ドナー双方が説明責任を果たすことが求められる方向であろう。但し、これらの原則に付随する 12 指標の中には必ずしも適切でない指標も含まれており³⁷、成長促進・貧困削減等の開発目標達成を適切に反映する指標とするよう見直していく必要がある。

IDA(2007)によれば、「パリ宣言」の中には、援助細分化の問題に直接対応する目標が含まれている。「①技術協力の 50%は受益国の開発戦略と整合的で他のドナーと協調したプログラムで実施されるべき」（指標 4、「アラインメント」の中）との目標と、「②援助の 66%はプログラム型援助の形で提供されるべき」（指標 9「調和化」の中）との目標である。

「2008 年サーベイ」（OECD(2008a)）では、サーベイを行った 33 カ国で見ると、指標 4 は 2007 年時点ですでに 50%を超える 60%に達しており、「予想通りの進展」が見られる分野とされている。しかし、指標 9 は 2007 年で 47%であり、2005 年の 43%に比べあまり進展しておらず（進展していない理由の一部はプログラム型援助の定義が厳格になったことによる）、「極めて特別な努力を要する目標」に分類されている。

このように、パリ宣言に代表される「援助協調手法」は、ドナー国、受益国の様々な障害により、急速に進展しているわけではない。これは、開発戦略策定・財政管理等に係る受益国の能力（援助吸収能力）への配慮とともに、ドナーの援助提供行動・援助動機への配慮が不足したままに、パリ宣言等により援助協調の原則と指標を設定したことにもその一因があると考えられる。受益国の開発に必要な資金をドナーからの援助により補充するには、各ドナーの援助行動様式（動因、説明変数）をよく考慮する必要がある。今回の援助提供関数の計測は、（不完全ではあるものの）各ドナーの行動様式を示すものであり、今後更に精緻化（各説明変数のシステム推定、シミュレーションの成果を示し、ドナー・受益国双方の広義の国益を改善するような「戦略的援助協調モデル」を提示）していくことにより、どのような誘因を各ドナーに与えれば援助量の増大が得られるか、援助の拡散・細分化・「混雑」を防げるか、脆弱国に援助を回せるか等の問題に対して、地域別に検討することが可能となろう。特に、多国間援助機関の援助に追随していると見られる二国間ドナー国も多く、援助量増大の「呼び水」、枠組み構築に対する「国際機関」（特に MDB s）の役割は、これまでの二国間ドナーの援助提供様式からも、期待できるものであろう。

VIII. 結語

本稿では、援助ドナーの拡散度、受益国の援助細分化度を Theil 指数、Hirschman-Herfindhal 指数を用いて計測するとともに、パネル回帰等の実証分析により援助細分化の行政能力、行政能力の一人当たり成長に与える影響を推定した。またドナーの

³⁷ 2008 年 3 月、8 月、2009 年 3 月に訪問した欧米ドナー、国際機関でも、共同ミッションの割合など現在の指標の妥当性についての疑問が示された。

援助拡散に関連する「内戦国」や内戦国の「隣国」の成長や援助効果についても推定した。更に、これらの実証分析を踏まえ、主要二国間ドナーの援助提供関数を推定し、ドナーが望ましい援助配分をしているのかを検証するとともに、望ましい援助配分に導くための援助協調のあり方についての検討を行った。

第 I 章で、近年進展している援助の拡散・細分化の現状と、拡散・分散化に伴う「取引費用」（政府職員の時間と労力を奪う「直接費用」と職員の開発インセンティブを低下させる「間接費用」）の増大を指摘した。

第 II 章では「援助の拡散・細分化」にかかる近年の先行研究を概観した。先行研究では、援助を多数の国に薄く拡散させているドナーが、受益国の援助細分化の主因となっていること、モデル分析・実証分析から、援助の細分化は受益国の「官僚の質」に影響することなどが示されている。

その上で、第 III 章、第 IV 章では、拡散度・細分化度の計測を行い、第 V 章でその影響に関する実証結果を示した。本稿の拡散度の計測（Theil 指数の逆数）と実証（パネル分析）によれば、我が国の拡散度はむしろ他のドナー国に比べて低いこと、また、援助の拡散・細分化（Hirschman-Herfindhal 指数の逆数）が行政能力に負の影響を与え、行政能力の低下が一人当たり成長率を引き下げることが示された。従って、効果的援助のためには援助の拡散・細分化を避け、援助提供コストを引き下げる必要がある。

第 VI 章では、援助配分に特別な配慮が必要な「内戦国」について、その成長経路と援助効果について検証した。内戦が勃発した国や内戦直後は多額の援助を行っても効果は薄いですが、内戦終結後 4～10 年程度経った国は「超成長」を経験するとの実証結果があり、この時点で援助を増やすべきとの指摘がある。本稿で行った実証分析でも「内戦後の超成長」が示唆され、内戦後一定期間経ったところでの援助効果（特に「短期成長促進援助」の効果）が大きいことが示された。また、内戦国の隣国の成長パフォーマンスにも内戦の負の外部効果が及ぶとの実証結果があるが、アジアとサブサハラ途上国をサンプルとした筆者の分析でも内戦後 4～8 年で隣国に有意な負の影響が及ぶことが示されている。

これらの実証結果を踏まえて、第 VII 章では、我が国、米国、英国、ドイツ、フランスの援助提供関数の推定を試みた。各ドナーの援助配分は優先地域により異なることから、アジアとサブサハラ・アフリカに分け、「選択的援助」を表す変数や、受益国の特性を表す変数（ドナーの経済的利益を表す輸出シェア、援助提供コストを表す援助細分化度、内戦状況）などで援助提供関数を推定した結果、各ドナーとも、受益地域により援助行動が異なることが示唆された。ドナーの中には、援助細分化度の高い受益国や内戦下の国に多くの援助を出す傾向を持つ国もある。また、ドナーにより明示された「優先国ダミー」等で制御すると、制度政策環境の良い国に「選択的援助」を行う国も見られる。更に、多国間機関・他の二国間機関の援助の先導性、戦略的代替・補完関係等の実証も行った。

援助の拡散・細分化を避け、援助効果を高めるための「援助協調手法」には、パートナ

ーシップ、SWAps、財政支援などの協調手法に加え、近年、各ドナーの援助する受益国・支援分野の「特化」と「分業」による援助拡散・細分化の防止が提案されている。受益国の「特化」は、資金量、ドナー国内の反応、リード・ドナーの責任の限界等から、困難なものと考えられ、「特化」を進めるとしても、各受益国の中で各ドナーが「比較優位」等を持つ分野を「選択的」にリード・ドナーとして支援していくことが、現実的であろう。これは援助効果向上のための「パリ宣言」により進められている方向であるが、「パリ宣言」に代表される援助協調手法も、受益国の援助吸収能力、ドナーの「広義の国益」に対する配慮不足等から、急速に進展しているわけではない。その意味で、本稿で推定した、各ドナーの「広義の国益」等を加味した「援助提供関数」は、今後の精緻化により、どのような誘因を各ドナーに与えれば「パレート優位な援助協調」が可能となるかといった戦略的援助協調モデルを構築するための前提となり得るものである³⁸。特に、多国間援助機関に追随する行動を取る二国間機関も多く、援助量増大の呼び水、枠組み構築に対する「国際機関」の役割が期待される。

³⁸ 本稿は、援助の拡散・分散化、内戦の影響、援助提供に関する「実証分析」の成果を中心に展開してきたが、筆者が近年行ってきた欧米ドナーの援助配分、ラオス、ケニア等の援助協調に係るケース・スタディーの成果を必ずしも全面的に取り入れたものとはなっていない。欧米ドナーや受益国に対するインタビューで示された各アクターの援助・開発目的、嗜好等を踏まえ、援助提供関数をより精緻化した「戦略的援助協調モデル」を、別稿で展開していくこととした。

(稿末参考 I) 援助総額・多国間・二国間・主要ドナーの援助提供関数

1、対アジア援助総額・多国間援助・二国間援助

被説明変数	Ln(援助総額)		Ln (多国間援助)			Ln(二国間援助)		
	1	2	1	2	3	1	2	3
定数	-1.248*** (-2.64)	-1.568 (-1.20)	4.748*** (7.49)	-2.669*** (-3.82)	-0.187 (-0.15)	-3.287*** (-6.14)	-1.987 (-1.23)	-0.963 (-0.59)
Ln(一人当たり GNI)	-0.181*** (-4.83)	-0.127 (-1.14)	-1.131*** (-17.72)	-0.434*** (-4.95)	-0.541*** (-4.20)	0.036 (0.89)	-0.060 (-0.42)	0.187 (1.14)
Ln(FH 指数)	-0.496*** (-6.38)	-0.550*** (-3.27)	-0.171 (-0.88)	-0.587*** (-3.54)	-0.296** (-2.02)	-0.610*** (-7.77)	-0.567*** (-2.67)	-0.303 (-1.48)
Ln(人口)	0.548*** (29.54)	0.543*** (21.55)	0.450*** (39.05)	0.542*** (39.51)	0.258*** (6.94)	0.569*** (30.32)	0.543*** (18.81)	0.274*** (7.79)
Ln(援助細分化 指数)		0.120 (0.60)		1.233*** (10.15)	1.048*** (5.01)		-0.149 (-0.57)	-0.727*** (-2.69)
内戦ダミー		-0.053 (-0.69)		-0.146 (-1.27)	-0.144* (-1.79)		-0.016 (-0.23)	0.076*** (3.32)
Ln(多国間援助 総額)								0.512*** (7.96)
Ln(二国間援助 総額)					0.478*** (5.38)			
修正済み R2	0.856	0.893	0.840	0.885	0.915	0.830	0.874	0.902
国数/サンプル	32/129	32/127	32/129	32/127	32/127	32/129	32/127	32/127

(注) 時間固定効果 (不均一分散修正) ・二段階最小二乗法によるパネル推定 (操作変数は、一人当たり GNI, 輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助 (すべて対数値) の 1 期ラグと、その他の説明変数)。括弧内は t 値、有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

2、対 SSA 援助総額・多国間援助・二国間援助

被説明変数	Ln(援助総額)		Ln (多国間援助)			Ln(二国間援助)		
	1	2	1	2	3	1	2	3
定数	-2.512*** (-2.69)	-3.241*** (-5.81)	-0.384 (-0.43)	-2.086** (-2.01)	1.546 (1.33)	-4.770*** (-3.57)	-5.325*** (-7.75)	-3.776*** (-3.92)
Ln(一人当たり GNI)	-0.137*** (-2.80)	-0.071 (-1.53)	-0.393*** (-6.29)	-0.277*** (-3.81)	-0.303*** (-3.77)	-0.008 (-0.17)	0.054 (1.31)	0.277*** (0.55)
Ln(FH 指数)	-0.268*** (-3.35)	-0.195*** (-2.84)	-0.402*** (-3.69)	-0.225* (-1.90)	-0.097 (-0.88)	-0.218*** (-3.83)	-0.171*** (-3.86)	0.038 (0.55)
Ln(人口)	0.601*** (9.92)	0.614*** (13.10)	0.517*** (12.33)	0.523*** (18.74)	0.042 (0.67)	0.650*** (8.25)	0.667*** (10.73)	0.272*** (3.69)
Ln (援助細分化 指数)		0.046 (1.18)		0.378*** (3.69)	0.438*** (3.52)		-0.051 (-0.74)	-0.307*** (-2.17)
内戦ダミー		-0.024 (-0.43)		-0.025 (-0.35)	-0.0001 (-0.003)		-0.021 (-0.61)	-0.018 (-0.79)
Ln(多国間援助 総額)								0.722*** (7.83)
Ln(二国間援助 総額)					0.737*** (12.28)			
修正済み R2	0.653	0.699	0.666	0.706	0.828	0.608	0.663	0.782
国数/サンプル	46/214	46/212	46/214	46/212	46/212	46/214	46/212	46/212

(注) 時間固定効果 (不均一分散修正) ・二段階最小二乗法によるパネル推定 (操作変数は、一人当たり GNI, 輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助 (すべて対数値) の 1 期ラグと、その他の説明変数)。括弧内は t 値、有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

3、被説明変数;Ln(日本の対アジア援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%。

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-8.047*** (-19.63)	-10.78*** (-5.78)	-9.838*** (-4.84)	-8.341*** (-6.08)	-5.981*** (-6.93)	-10.217*** (-10.42)	-8.260*** (-9.84)
Ln(一人当たり GNI)	0.335*** (7.14)	0.624*** (3.87)	0.659*** (3.79)	0.891*** (4.22)	0.336*** (3.68)	1.232*** (4.63)	0.841*** (4.95)
Ln(FH 指数)	-0.568*** (-4.02)	-0.625** (-2.39)	-0.675** (-2.57)	-0.462*** (-3.61)	-0.746*** (-4.74)	-0.649*** (-4.83)	-0.432*** (-3.59)
Ln(人口)	0.673*** (64.02)	0.669*** (20.39)	0.570*** (13.65)	0.126* (1.74)	0.517*** (17.81)	0.198 (1.36)	0.143** (2.19)
輸出シェア		0.071* (1.86)	0.087** (2.18)	0.156** (2.41)	0.077** (2.19)		0.132** (2.29)
Ln(援助細分 化指数)		0.593 (1.52)	0.589 (1.50)	0.298 (1.13)			0.590* (1.80)
内戦ダミー		0.063 (0.69)	0.589 (0.61)	0.135* (1.82)			0.063 (0.75)
優先国ダミー			0.730*** (4.88)	1.146*** (7.07)	0.944*** (4.25)	1.145*** (5.11)	1.311*** (10.07)
Ln(日本以外か らの援助)				0.733*** (4.26)			
Ln(多国間援 助)						0.748** (2.71)	-0.092 (-0.44)
Ln(他の二国間 援助)							0.787*** (3.58)
修正済み R2	0.818	0.834	0.846	0.872	0.817	0.823	0.877
国数/サンプル	32/129	30/122	30/122	30/122	30/122	30/122	30/122

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+
C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対アジア	6.931	0.0096 (棄却)	18.791	0.0000 (棄却)	1.268	0.2625 (採択)

4、被説明変数;Ln(日本の対 SSA 援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内は t 値、有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

	1	2	3	4	5	6
定数	-7.168** (-2.22)	-18.339*** (-5.36)	-15.455*** (-4.38)	-11.34*** (-3.19)	-9.680*** (-2.75)	-12.494*** (-2.71)
Ln(一人当たり GNI)	-0.078 (-0.44)	0.530** (2.52)	0.488** (2.18)	0.438* (1.89)	0.769*** (2.99)	0.774*** (2.87)
Ln(FH 指数)	-1.158*** (-6.30)	-0.596*** (-2.67)	-0.408* (-1.93)	-0.168 (-1.01)	-0.451*** (-2.76)	0.014 (0.17)
Ln(人口)	0.730*** (5.39)	1.002*** (8.03)	0.823*** (6.46)	0.203 (1.31)	0.082 (0.34)	0.201 (0.40)
輸出シェア		-7.138*** (-3.45)	-5.007** (-2.11)	-1.473 (-0.35)		0.058 (0.01)
Ln(援助細分 化指数)		1.517*** (4.24)	1.332*** (3.85)	1.358*** (4.14)		0.757** (2.44)
内戦ダミー		-0.729*** (-7.67)	-0.722*** (-9.70)	-0.692*** (-9.31)		-0.658*** (-9.82)
優先国ダミー			1.078*** (7.90)	0.476** (2.18)	0.189 (0.63)	0.284 (1.40)
Ln(日本以外か らの援助)				0.971*** (8.27)		
Ln(多国間援 助)					1.818*** (3.35)	1.552*** (4.51)
Ln(他の二国間 援助)					-0.447 (-1.50)	-0.384 (-1.22)
修正済み R2	0.316	0.445	0.502	0.555	0.447	0.553
国数/サンプル	46/214	46/212	46/212	46/212	46/214	46/212

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+
C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」と Wald 検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対 SSA	31.806	0.0000(棄却)	2.944	0.0877(10%で棄却)	8.613	0.0037 (棄却)

5、被説明変数;Ln(米国の対アジア援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%。

	1	2	3	4	5	6
定数	-2.112 (-1.58)	-17.232*** (-3.30)	-16.236*** (-3.77)	-17.944*** (-5.94)	-6.266*** (-5.97)	-0.365 (-0.43)
Ln(一人当たり GNI)	-0.545*** (-3.33)	0.596 (1.17)	0.655 (1.64)	0.627* (1.69)	0.514*** (4.09)	-0.514*** (-3.35)
Ln(FH 指数)	-1.655*** (-9.11)	-1.268** (-2.62)	-0.990** (-2.16)	-1.286*** (-3.43)	-2.250*** (-11.74)	-1.975*** (-13.97)
Ln(人口)	0.615*** (15.64)	0.921*** (11.32)	0.763*** (9.02)	1.081*** (9.39)	0.510*** (3.95)	0.704*** (5.25)
輸出シェア		-1.233** (-2.45)	-0.858** (-2.38)	-0.822** (-2.40)		
Ln(援助細分化指数)		1.439 (1.49)	1.492* (1.95)	1.735*** (3.07)		
内戦ダミー		0.360 (1.38)	0.371** (2.10)	0.287 (1.28)		
優先国ダミー			0.831*** (6.64)	0.840*** (5.91)		
Ln(米国以外からの援助額)				-0.564* (-1.78)		
Ln(多国間援助)					0.758*** (5.24)	
Ln(他の二国間援助)					-1.110*** (-5.71)	-0.880*** (-4.35)
修正済み R2	0.412	0.602	0.654	0.651	0.593	0.532
国数/サンプル	32/129	30/122	30/122	30/122	32/129	32/129

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対アジア	13.204	0.0004 (棄却)	3.691	0.0571(約5%で棄却)	48.931	0.0000 (棄却)

6、被説明変数;Ln(米国の対 SSA 援助額) (時間固定効果 (不均一分散修正) ・二段階最小二乗法によるパネル推定) (操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助 (すべて対数値) の 1 期ラグと、その他の説明変数)。括弧内は t 値、有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-7.023*** (-2.90)	-18.339*** (-5.36)	-15.455*** (-4.38)	-11.34*** (-3.19)	-6.149*** (-5.69)	-13.314*** (-7.61)	-5.886*** (-4.65)
Ln(一人当たり GNI)	-0.296*** (-2.48)	0.530** (2.52)	0.488** (2.18)	0.438* (1.89)	0.013 (0.16)	0.166*** (3.61)	0.012 (0.14)
Ln(FH 指数)	-0.460*** (-3.70)	-0.596*** (-2.67)	-0.408* (-1.93)	-0.168 (-1.01)	-0.166*** (-4.58)	-0.159 (-0.83)	-0.168* (-1.71)
Ln(人口)	0.777*** (5.72)	1.002*** (8.03)	0.823*** (6.46)	0.203 (1.31)	0.343*** (3.14)	0.827*** (7.67)	0.323*** (2.91)
輸出シェア		-7.138*** (-3.45)	-5.007** (-2.11)	-1.473 (-0.35)		-3.919* (-1.93)	
Ln(援助細分化指数)		1.517*** (4.24)	1.332*** (3.85)	1.358*** (4.14)		1.243*** (5.74)	
内戦ダミー		-0.729*** (-7.67)	-0.722*** (-9.70)	-0.692*** (-9.31)			0.204*** (3.63)
優先国ダミー			1.078*** (7.90)	0.476** (2.18)			0.090* (1.93)
Ln(米国以外からの援助額)				0.971*** (8.27)			
Ln(多国間援助)					0.649*** (3.91)		0.536*** (2.79)
Ln(他の二国間援助)					0.107 (0.73)		0.194 (1.22)
修正済み R2	0.546	0.445	0.502	0.555	0.680	0.605	0.690
国数/サンプル	46/214	46/212	46/212	46/212	46/214	46/212	46/214

・ Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+C6・Ln(他の二国間援助) (基本形) とした場合の「過剰変数検定」と Wald 検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対 SSA	6.490	0.0118 (棄却)	0.297	0.5865 (採択)	3.681	0.0564 (約 5%で棄却)

7、被説明変数;Ln(英国の対アジア援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%。

	1	2	3	4	5	6
定数	-6.595*** (-5.729)	-13.783*** (-5.14)	-12.099*** (-4.56)	-9.683*** (-3.02)	-7.084*** (-6.66)	-7.485*** (-3.08)
Ln(一人当たり GNI)	-0.965*** (-9.85)	-0.257 (-1.14)	-0.320 (-1.44)	-0.375** (-2.05)	-0.793*** (-8.89)	-0.502** (-2.17)
Ln(FH 指数)	-0.535** (-2.16)	-0.845** (-2.18)	-0.743* (-1.94)	-0.507 (-1.65)	-0.450* (-1.81)	-0.292 (-0.98)
Ln(人口)	0.912*** (10.47)	0.976*** (10.36)	0.914*** (10.46)	0.627** (2.32)	0.849*** (11.19)	0.541** (2.33)
輸出シェア		-0.062 (-0.50)	-0.146 (-1.26)	0.109 (0.38)		
Ln(援助細分化指数)		1.219*** (3.62)	0.856** (2.10)	0.613* (1.81)		
内戦ダミー		0.042 (0.42)	0.066 (0.67)	0.093 (0.81)		
優先国ダミー			0.477 (1.25)	0.553* (1.83)	0.722*** (2.88)	
Ln(英国以外からの援助額)				0.447 (1.45)		
Ln(多国間援助)						0.424** (2.46)
Ln(他の二国間援助)						0.310 (1.08)
修正済み R2	0.753	0.745	0.743	0.744	0.763	0.756
国数/サンプル	32/129	30/122	30/122	30/122	30/122	30/122

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数合計が 0)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対アジア	2.417	0.1226 (採択)	0.936	0.3353 (採択)	7.860	0.0059 (棄却)

8、被説明変数:Ln(英国の対 SSA 援助額) (時間固定効果 (不均一分散修正) ・二段階最小二乗法によるパネル推定) (操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助 (すべて対数値) の 1 期ラグと、その他の説明変数)。括弧内は t 値、有意水準は***が 1%、**が 5%、*が 10%。

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-16.381*** (-5.23)	-26.089*** (-14.62)	-22.845*** (-12.22)	-21.801*** (-5.65)	-14.920*** (-4.98)	-17.287*** (-5.37)	-22.613*** (-5.44)
Ln(一人当たり GNI)	-0.156 (-0.94)	0.564** (2.54)	0.592** (2.35)	0.541* (1.90)	0.0779 (0.42)	0.561** (1.97)	0.620* (1.90)
Ln(FH 指数)	-0.856*** (-3.13)	-0.258 (-0.63)	-0.375 (-0.98)	-0.369 (-1.25)	-0.843*** (-3.04)	-0.434 (-1.23)	-0.349 (-1.04)
Ln(人口)	1.274*** (7.99)	1.287*** (9.74)	1.106*** (10.40)	1.005*** (3.78)	1.046*** (6.70)	0.824*** (4.03)	1.067*** (3.94)
輸出シェア		-0.900 (-1.27)	-0.952** (-2.50)	-0.601 (-0.67)			-0.677 (-0.67)
Ln(援助細分化指数)		2.298*** (15.78)	1.792*** (12.07)	1.785*** (12.43)			1.656*** (6.67)
内戦ダミー		0.053 (0.69)	-0.070 (-0.71)	-0.059 (-0.71)			-0.059 (-0.81)
優先国ダミー			1.387*** (9.80)	1.359*** (9.98)	1.624*** (18.03)	1.423*** (19.65)	1.367*** (12.31)
Ln(英国以外の援助額)				0.150 (0.40)			
Ln(多国間援助)						1.120** (2.55)	0.268 (0.72)
Ln(他の二国間援助)						-0.590 (-1.63)	-0.170 (-0.44)
修正済み R2	0.523	0.557	0.654	0.662	0.633	0.629	0.665
国数/サンプル	46/214	46/212	46/212	46/212	46/214	46/214	46/212

・ Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+C6・Ln(他の二国間援助) (基本形) とした場合の「過剰変数検定」と Wald 検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B の係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対 SSA	10.241	0.0016 (棄却)	3.369	0.0679 (5%で採択)	4.723	0.0309 (棄却)

9、被説明変数:Ln(ドイツの対アジア援助額) (時間固定効果 (不均一分散修正) ・二段階最小二乗法によるパネル推定) (操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助 (すべて対数値) の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%。

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-9.916*** (-19.16)	-13.830*** (-5.10)	-13.805*** (-5.15)	-10.736*** (-3.23)	-10.619*** (-17.07)	-14.16*** (-7.72)	-10.96*** (-3.17)
Ln(一人当たり GNI)	-0.487*** (-4.41)	-0.068 (-0.22)	-0.039 (-0.12)	-0.022 (-0.07)	-0.382*** (-3.04)	0.557 (1.11)	-0.088 (-0.28)
Ln(FH 指数)	0.502*** (7.49)	0.310 (1.37)	0.330 (1.32)	0.749*** (3.80)	0.341*** (5.22)	0.682*** (3.04)	0.684*** (3.59)
Ln(人口)	0.898*** (21.78)	0.952*** (24.63)	0.935*** (16.08)	0.494*** (3.42)	0.918*** (27.6)	0.479** (2.31)	0.610*** (4.81)
輸出シェア		-0.485*** (-2.23)	-0.519** (-2.08)	-0.456* (-1.77)	-0.364*** (-2.75)		-0.552** (-2.32)
Ln(援助細分化 指数)		0.456 (1.24)	0.428 (1.11)	0.032 (-0.08)			0.163 (0.42)
内戦ダミー		-0.077 (-1.22)	-0.071 (-1.01)	-0.015 (-0.26)			-0.049 (-0.92)
優先国ダミー			0.062 (0.57)	0.189*** (3.10)			0.180*** (3.31)
Ln(ドイツ以外 からの援助額)				0.663*** (3.09)			
Ln(多国間援助)						0.897** (2.38)	
Ln(他の二国間援 助)							0.470** (2.53)
修正済み R2	0.851	0.846	0.845	0.862	0.831	0.846	0.860
国数/サンプル	32/129	30/122	30/122	30/122	30/124	32/129	30/122

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+
C6・Ln(他の二国間援助) (基本形) とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B との係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対アジア	9.333	0.0028 (棄却)	3.136	0.0792 (10%で棄却)	0.141	0.7084 (採択)

10. 被説明変数;Ln(ドイツの対 SSA 援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%。

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-8.594*** (-3.59)	-15.980*** (-17.05)	-13.304*** (-15.97)	-11.120*** (-10.19)	-6.560*** (-2.98)	-8.316*** (-10.54)	-10.256*** (-11.00)
Ln(一人当たり GNI)	-0.192* (-1.86)	0.275*** (4.65)	0.216*** (3.56)	0.216*** (3.26)	-0.233** (-2.40)	0.175*** (3.72)	0.257*** (4.17)
Ln(FH 指数)	-0.826*** (-9.94)	-0.615*** (-5.79)	-0.671*** (-6.47)	-0.373*** (-4.16)	-0.727*** (-5.84)	-0.240* (-1.91)	-0.307** (-2.58)
Ln(人口)	0.865*** (7.18)	1.061*** (15.29)	0.914*** (15.84)	0.435*** (10.31)	0.723*** (6.78)	0.254*** (4.65)	0.376*** (7.19)
輸出シェア		-5.454*** (-3.40)	-5.655*** (-3.76)	-2.648*** (-4.02)			-2.071*** (-4.39)
Ln(援助細分化 指数)		0.741*** (8.11)	0.583*** (5.89)	0.667*** (6.03)		0.502*** (4.24)	0.557*** (4.83)
内戦ダミー		-0.216*** (-5.07)	-0.223*** (-6.95)	-0.205*** (-3.22)	-0.148** (-2.24)	-0.185*** (-2.77)	-0.189*** (-2.76)
優先国ダミー			0.334*** (10.01)	0.032 (0.44)	0.309*** (8.43)		-0.023 (-0.56)
Ln(ドイツ以外 からの援助額)				0.880*** (9.38)			
Ln(多国間援助)						0.522*** (5.92)	0.492*** (5.38)
Ln(他の二国間援 助)						0.561*** (6.56)	0.512*** (5.45)
修正済み R2	0.624	0.704	0.725	0.819	0.642	0.825	0.827
国数/サンプル	46/214	46/212	46/212	46/212	46/214	46/212	46/212

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+
C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定 (H0:M と B との係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対 SSA	10.134	0.0017 (棄却)	7.198	0.0079 (棄却)	0.728	0.3947 (採択)

11、被説明変数;Ln(フランスの対アジア援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%

	1	2	3	4	5	6
定数	-12.911*** (-12.42)	-25.592*** (-6.71)	-28.69*** (-6.26)	-26.243*** (-7.09)	-26.833*** (-6.26)	-25.262*** (-6.66)
Ln(一人当たりGNI)	0.106 (0.917)	1.269*** (3.62)	1.711*** (4.03)	1.687*** (4.82)	1.930*** (4.82)	1.709*** (5.54)
Ln(FH指数)	0.487 (1.43)	-0.449 (-1.38)	-1.041*** (-2.97)	-0.675* (-1.84)	-0.763*** (-2.76)	-0.444 (-1.03)
Ln(人口)	0.782*** (38.04)	0.976*** (11.53)	0.976*** (9.53)	0.603*** (4.20)	0.669*** (6.03)	0.540*** (4.23)
輸出シェア		-0.474 (-1.05)	-1.166 (-1.63)	-0.969 (-1.46)	-1.030 (-1.43)	-0.843 (-1.24)
Ln(援助細分化指数)		2.150*** (3.96)	2.527*** (5.00)	2.281*** (6.00)	1.853*** (3.99)	2.026*** (3.84)
内戦ダミー		-0.490*** (-2.70)	-0.519*** (-3.90)	-0.464*** (-3.69)	-0.394*** (-3.17)	-0.438*** (-3.75)
優先国ダミー			1.594*** (5.89)	1.472*** (5.95)	1.654*** (7.00)	1.373*** (5.40)
Ln(フランス以外からの援助額)				0.632*** (3.52)		
Ln(多国間援助)					0.524*** (7.86)	0.270* (1.75)
Ln(他の二国間援助)						0.459 (1.55)
修正済み R2	0.674	0.681	0.740	0.753	0.752	0.747
国数/サンプル	32/129	30/122	30/122	30/122	30/122	30/122

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald検定(H0:MとBとの係数が同一)	
	F値	P値	F値	P値	F値	P値
対アジア	10.17	0.0018 (棄却)	4.97	0.0276 (棄却)	0.568	0.4526 (採択)

12、被説明変数;Ln(フランスの対 SSA 援助額)(時間固定効果(不均一分散修正)・二段階最小二乗法によるパネル推定)(操作変数は、一人当たり GNI,輸出シェア、援助細分化指数、多国間援助、他の二国間援助(すべて対数値)の1期ラグと、その他の説明変数)。括弧内はt値、有意水準は***が1%、**が5%、*が10%

	1	2	3	4	5	6	7
定数	-5.779** (-2.31)	1.495 (0.56)	1.149 (0.48)	7.519** (2.37)	3.000 (0.92)	-8.041*** (-3.87)	4.442 (1.36)
Ln(一人当たり GNI)	0.166 (1.47)	-0.290 (-1.61)	-0.185 (-1.16)	-0.255 (-1.51)	-0.297 (-1.58)	0.784*** (4.21)	-0.008 (-0.04)
Ln(FH 指数)	0.288*** (5.64)	-0.219 (-0.69)	-0.275 (-0.97)	-0.104 (-0.40)	0.128 (1.29)	0.699*** (5.34)	-0.006 (-0.03)
Ln(人口)	0.460*** (3.82)	0.529*** (2.73)	0.459*** (2.64)	-0.231 (-1.06)	0.030 (0.21)	-0.011 (-0.09)	-0.172 (-0.80)
輸出シェア		0.320 (0.08)	-1.279 (-0.34)	1.015 (0.34)	7.525* (1.95)		2.314 (0.90)
Ln(援助細分化 指数)		-2.558*** (-4.47)	-2.368*** (-4.50)	-2.919*** (-5.60)			-2.295*** (-4.18)
内戦ダミー		-0.106 (-0.95)	-0.242** (-2.57)	-0.168 (-1.60)		-0.374*** (-9.45)	-0.164* (-1.66)
優先国ダミー			0.695*** (8.97)	0.588*** (6.81)	0.627*** (10.00)	0.761*** (5.71)	0.555*** (6.76)
Ln(フランス以外 からの援助額)				1.011*** (3.51)			
Ln(多国間援助)						1.976*** (5.88)	1.215*** (2.90)
Ln(他の二国間援 助)						-1.006*** (-6.47)	-0.194 (-0.85)
修正済み R2	0.104	0.252	0.331	0.360	0.290	0.239	0.379
国数/サンプル	46/214	46/212	46/212	46/212	46/214	46/214	46/212

・Ln(援助額)=C1+C2・Ln(一人当たり GNI) +C3・Ln(FH 指数) +C4・Ln(人口) +C5・Ln(多国間援助)+
C6・Ln(他の二国間援助) (基本形)とした場合の「過剰変数検定」とWald検定

	H0:多国間援助 (M) が過剰変数		H0:他の二国間援助 (B) が過剰変数		Wald 検定(H0:M と Bとの係数が同一)	
	F 値	P 値	F 値	P 値	F 値	P 値
対 SSA	36.50	0.0000 (棄却)	18.93	0.0000 (棄却)	40.30	0.0000 (棄却)

(稿末参考 II) Knack and Rahman(2007)のモデル

1,モデル

ドナー数(D)により支援される(N+1)の援助プロジェクトが存在するものとする ((N+1) ≥ D)。(N+1)、D、及びドナー間のプロジェクト配分は外生的に決定されるものとする。受益国の厚生は全プロジェクトの総産出量にとともに増大する。典型的なプロジェクトの産出量 Q_i は、プロジェクトに雇用される質の高いマネージャー(M_i)の数、及び政府に雇用される質の高いマネージャー(M_g)(純粹公共財となる)の数と共に逡減的に増大する。ドナーか政府に雇用される質の高いマネージャーの総数(M)は、長期間一定であるものとする。Mは十分に大きく、あるドナーdによるプロジェクトiへの雇用が他のドナー(D-1)によるプロジェクトjの雇用には影響を与えないものとし、政府はドナーによって雇用されなかったすべての質の高いマネージャーを雇用する(ドナー間のマネージャーの引き抜きはない)ものと仮定する。従って、

$$M_g(M_i) = M - M_i - \sum_{j \neq i} M_j, \text{ with } M_g > 0, \frac{\delta M_g}{\delta M_i} = -1, \text{ and } \frac{\delta M_j}{\delta M_i} = 0$$

すべての質の高いマネージャーの生産性は同一で、ドナーに雇用されれば W^D の賃金を、政府に雇用されれば W^G の賃金 ($W^G < W^D$) を稼ぐ。生産関数(技術)はすべてのプロジェクトについて同一であるとする。

$$Q_i = f(M_i, M_g(M_i)), \text{ with } f_{M_i}' > 0, f_{M_i}'' < 0 \quad (1)$$

M_g による限界生産性を $f_{M_g}' = \gamma > 0$ と置く。当面、 γ はすべてのプロジェクトについて同一であるとする。ドナーdがプロジェクトiのために政府からマネージャーを引き抜いて雇用した場合、プロジェクトiの産出量は $f_{M_i}' - \gamma$ だけ増えるが、他のプロジェクトjの産出量はそれぞれ γ だけ減少する。マネージャーをプロジェクトに雇用する(限界)機会費用は W^D と γ であり、他のプロジェクトの(限界)機会費用合計は、 γN である(Nはプロジェクトi以外のプロジェクト数)。

複数のプロジェクトを実施するドナーは、他のプロジェクトjに対するシェアに応じて、 M_i の選択に伴うプロジェクトiの外部費用の一部を内部化する。 N_d をプロジェクトi以外でドナー $d \in D$ により援助されるプロジェクト数とし $S_d = (N_d / N)$ と定義する。また「利他主義」パラメーターを A_d ($0 \leq A_d \leq 1$) とし、ドナーdが他のドナー(D-1)の支援するプロジェクトの成功にどれくらい重きを置くかを示すパラメーターとする。ドナーdが自らのプロジェクトのみに関心がある場合は $A_d = 0$ 、誰が支援するかに関わらずすべてのプロジェクトの成功を同等に評価する場合は $A_d = 1$ となる。プロジェクトiに雇用するマネージャー数 M_i を決定するに当たり、ドナーdは以下の価値関数を最大化する；

$$\max_{M_i} V_i^d = f(M_i, M_g(M_i)) - W^D M_i - \gamma M_i N_d - \gamma M_i (N - N_d) A_d \quad (2)$$

もしくは、

$$\max_{M_i} V_i^d = f(M_i, M_g(M_i)) - W^D M_i - \gamma M_i N S_d - \gamma M_i N (1 - S_d) A_d \quad (2')$$

(2')式の右辺第3項はドナーdが M_i を雇用したことにより生じるドナーdの他のプロジェクトの外部費用であり、最終項は他のドナーの外部費用のドナーdの評価である。

2、比較静学

A_d に関する種々の仮定の下で、 S_d の M_i に対する影響を見ることにより、 $S_d=1$ もしくは $A_d=1$ の場合に社会的に最適な M_i となることを示す。

(命題1)「利己的」なドナー($A_d=0$)の場合、 M_i の最適な選択 M_i^* は、 γ 、 W^D 、 N 、 S_d と逆相関する。

(証明) $A_d=0$ であれば、(2')式の最終項は消えるので、

$$\max_{M_i} V_i^d = f(M_i, M_g(M_i)) - W^D M_i - \gamma M_i N S_d \quad (3)$$

となる。最大化一階の必要条件は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} + \frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_g} \frac{\delta M_g}{\delta M_i} = W^D + \gamma N S_d$$

左辺第二項は $-\gamma$ であるので、この式は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \gamma + W^D + \gamma N S_d \quad (3')$$

となる。右辺は M_i を雇用する限界費用と解釈でき、この限界費用は γ 、 W^D 、 N 、 S_d とともに増大する。限界生産力は逓減すると仮定したので、少ない M_i のほうが限界生産力は高くなるため、ドナーの M_i の最適な選択 M_i^* は、 γ 、 W^D 、 N 、 S_d と逆相関する。

(命題2)「利他的」なドナー($A_d=1$)の場合には、 M_i の最適な選択 M_i^* は、 γ 、 W^D 、 N と逆相関するが、 S_d とは独立である。

(証明) $A_d=1$ であれば、(2')式は、

$$\max_{M_i} V_i^d = f(M_i, M_g(M_i)) - W^D M_i - \gamma M_i N \quad (4)$$

となる。この場合、最大化一階の条件は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} + \frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_g} \frac{\delta M_g}{\delta M_i} = W^D + \gamma N \quad \text{もしくは、} \quad \frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \gamma + W^D + \gamma N \quad (4)$$

「利他的」なドナーは、そのプロジェクト・シェアに拘わらず、 M_i の雇用に係る他のドナーの外部費用を完全に内部化するため、「利己的」なドナー同様に、 M_i の最適な選択 M_i^* は γ 、 W^D 、 N と逆相関するが、 S_d とは独立になる。 $\gamma N \geq \gamma N S_d$ であるので、**最適な選択 M_i^* における M_i の限界生産力は、 $S_d=1$ とならない限りは、 $A_d=1$ の場合の方が $A_d=0$ の場合より高い。**従って、利己的なドナー ($A_d=0$) の場合、 M_i^* は、 $S_d=1$ でない限りは、社会的に最適な M_i のレベルを上回っている。社会的最適値は、①当該国のすべてのプロジェクトを唯一のドナーが支援する ($S_d=1$) 場合か、②ドナーが自らのプロジェクトと他のドナーのプロジェクトを区別しない ($A_d=1$) 場合に確保される。

(命題 3) ドナーが「不完全に利他的」である場合 ($0 < A_d < 1$)、 M_i^* は、 γ 、 W^D 、 N 、 S_d 、及び A_d と逆相関する。

(証明) ドナーが、他のドナーのプロジェクトの成功を評価するが、自らのプロジェクトの成功により重きを置く場合、最大化一階の条件は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} + \frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_g} \frac{\delta M_g}{\delta M_i} = W^D + \gamma N S_d + \gamma N (1 - S_d) A_d \quad (5) \quad \text{もしくは、}$$

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \gamma + W^D + \gamma N S_d + \gamma N (1 - S_d) A_d \quad (5')$$

この場合、最適値 M_i^* は、完全に利己的な場合同様に γ 、 W^D 、 N 、 S_d と逆相関するのみならず、利他主義パラメーター A_d とも逆相関する。唯一のドナーが存在する特別な場合 ($S_d=1$) には右辺最終項は消え、完全に利他的なドナーのケースと同一になる。しかし、 $S_d < 1$ で不完全に利他的 ($A_d < 1$) な場合は、最適な選択 M_i^* は社会的最適値よりも多くなるが、完全に利己的な場合よりも M_i^* は少ない。

3、準公共財としてのマネージャー

これまで M_g は排除不可能性、完全非競合性を満たす純粋公共財として扱ってきた。この

ような仮定は、財務・計画省のように決定がすべてのプロジェクトに等しく影響する政府職員に最もよく当てはまろう。しかし、一定の政府職員の決定が保健、農業、エネルギーなどの特定セクターのプロジェクトにのみ影響することもあるし、特定プロジェクトにのみ影響することもある。そこで、 M_g を (少なくとも部分的に) 競争性を持つ公共財 (あるいは「混雑による外部性」がある) として扱い、 M_i の雇用により生じる他のプロジェクトの外部費用がプロジェクトに比例しては増加しないもモデルを考える。

「セクターに特定の外部性」があれば、プロジェクト i と同じセクターであれば $\gamma > 0$ だが、他のセクターであれば $\gamma = 0$ となる。ここでは、(2)式を特定セクターに当てはまる式として再定義し、 M 、 M_g 、 N 、 S_d を例えば保健セクターの職員数とプロジェクト数として定義する。より一般的に、 γ は特定のセクターの中でもプロジェクトごとに異なりうる。プロジェクト i 以外にドナー d が支援するプロジェクトを j 、他のドナーのプロジェクトを k とすると、(5)式に相当する最大化一階の条件式は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \gamma_i + W^D + \sum_{j \neq i} \gamma_j^d + A_d \sum_k \gamma_k^{-d} = \gamma_i + W^D + N_d \overline{\gamma_j} + A_d N_{-d} \overline{\gamma_k} \quad (5'')$$

となる。ここで、 $\overline{\gamma_j}$ はプロジェクト i 以外にドナー d が支援する N_d プロジェクトに対する

M_g の限界生産力の平均値、 $\overline{\gamma_k}$ は他のドナーが支援する N_{-d} プロジェクトに対する M_g の限界生産力の平均値である。(5'')式は、(5''')式のように表せる。

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \gamma_i + W^D + \overline{\gamma_j} N S_d + \overline{\gamma_k} N (1 - S_d) A_d \quad (5''')$$

以前の分析と同様に、 M_i^* は W^D 、 N 、 S_d 、 A_d 、及び $\overline{\gamma_j}$ 、 $\overline{\gamma_k}$ とともに変動する。

M_g が完全に競争する極端なケースで、各職員が職務時間の $(1/N)$ を N プロジェクトに均等に配分するとした場合、 M_g の限界生産力は (γ/N) となり、ドナー d は以下の式を最大化する；

$$\max_{M_i} V_i^d = f\left(M_i, \frac{M_g(M_i)}{N}\right) - W^D M_i - \frac{\gamma}{N} M_i N S_d - \frac{\gamma}{N} M_i N (1 - S_d) A_d \quad (6)$$

(命題4) M_g が完全に競争する場合、 M_i^* は N と正の相関を持つ。

(証明) 最大化一階の条件から、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \frac{\gamma}{N} + W^D + \gamma S_d + \gamma (1 - S_d) A_d \quad (6')$$

プロジェクト i 以外のプロジェクト数 N は、 M_i の限界生産力は逆比例し、従って M_i^* とは

正比例する。他のプロジェクトに対する外部費用は N と共に増大することはなく、 M_g に競合性がある場合、 N の増加に伴い一人のマネージャーの産出量への影響 ($1/N$) は減少するため、ドナー d 自らの M_g 一人を引き抜くことによるコストは減少する。

(命題5) M_g が完全に競合するか、全く競合しないかの中間的なケースの場合、 N の M に対する影響は不定である。

(証明) M_i が完全には「混雑」していない場合、外部性 γ は N プロジェクトに含まれる n ($n < N$) で分割されることになる。 n は N の単調増加関数 (たとえば \sqrt{N}) である。従って、最大化一階の条件は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \frac{\gamma}{n} + W^D + \gamma S_d \frac{N}{n} + \gamma(1-S_d)A_d \frac{N}{n} \quad (6'')$$

(6'')式を N に関して微分した値は、パラメーターの値によって正にも負にもなる。右辺第3項、第4項は、 n の増加が N の増加より常に小さいため、 N の増加に伴い増加するが、第1項は N の増加、従って n の増加に伴い減少する。例えば、 $n = \sqrt{N}$ の場合、最大化一階の条件は、

$$\frac{\delta f(\bullet)}{\delta M_i} = \frac{\gamma}{\sqrt{N}} + W^D + \gamma S_d \frac{N}{\sqrt{N}} + \gamma(1-S_d)A_d \frac{N}{\sqrt{N}} = \frac{\gamma}{\sqrt{N}} + W^D + \gamma S_d \sqrt{N} + \gamma(1-S_d)A_d \sqrt{N} \quad (6''')$$

(6''')式を \sqrt{N} で微分すると、

$$-\frac{\gamma}{N} + \gamma S_d + \gamma(1-S_d)A_d$$

となり、 $\frac{1}{N} < S_d + (1-S_d)A_d$ の場合に、 \sqrt{N} (従って N) の増加とともに M_i の限界生産

力は増加し、 M_i^* は減少する。この条件は、 $N_d > 1$ の場合は必ず成立し ($(1-S_d)A_d$ は非

負で、 $N_d > 1$ のときは $\frac{N_d}{N} = S_d > \frac{1}{N}$)、 $N_d = 1$ でも $A_d > 0$ なら成立する。ドナー d がプ

ロジェクト i 以外にプロジェクトがない場合 ($N_d = 0$)、 $S_d = 0$ となり、 $A_d > \frac{1}{N}$ の場合のみこの条件が満たされる。また、 M_g に競合性がある場合、 M_i^* での M_i の限界生産力は競

合性がない場合に比べて、常に ($0 < A_d < 1$ 、 $A_d = 0$ 、 $A_d = 1$ いずれの場合も) 低い。これは他のプロジェクトに対する外部費用が N 倍されないからである。従って、 M_i^* 、及び M_i の

社会的最適水準は競合性がない場合より高い；官僚の質は低くなるが、官僚の質の社会的最適水準もまた低くなる。

(主要参考文献)

- Acharya, Arnab, Ana Teresa Fuzzo de Lima, and Mick Moore (2006) “Proliferation and Fragmentation: Transaction Costs and Value of Aid” *Journal of Development Studies*, Vol, 42, NO.1, 1-21, January 2006 Routledge
- Collier, Paul and Anke Hoeffler (2002) “Aid, Policy and Growth in Post-Conflict Societies” World Bank
- Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2008). "Governance Matters VII: Governance Indicators for 1996-2007". World Bank Policy Research June 2008
- Dollar, David and Victoria Levin (2004) “The Increasing Selectivity of Foreign Aid, 1984-2002” World Bank
- German Federal Ministry for Economic Cooperation and Development (BMZ) (2008) “German bilateral development cooperation”
- IDA(2007) “Aid Architecture: an Overview of the Main Trends in Official Development Assistance Flows”
- IMF (2008) *Direction of Trade Statistics* CD-ROM (November 2008)
- Knack, Stephen and Aminur Rahman (2003) “Aid Intensity, Donor Fragmentation and the Quality of Governance” (Mimeo) World Bank
- Knack, Stephen and Aminur Rahman (2007) “Donor fragmentation and bureaucratic quality in aid recipients” *Journal of Development Economics* 83(2007) pp.176-197 Elsevier
- Knack, Stephen and Aminur Rahman (2008) “Donor Fragmentation” *Reinventing Foreign Aid* Edited by William Easterly, The MIT Press
- Lancaster, Carol(2007) *Foreign Aid – Diplomacy, Development, Domestic Politics* The University of Chicago Press
- Millennium Challenge Corporation (MCC) Web site (<http://www.mcc.gov/>)
- Murdoch, James C. and Todd Sandler (2002) “Civil Wars and Economic Growth: A Regional Comparison” World Bank
- OECD(2008a) “Better Aid – 2008 Survey on Monitoring the Paris Declaration; Making Aid More Effective by 2010”
- OECD(2008b) *International Development Statistics* –CD-ROM
- OECD(2009) “Development Cooperation Report 2009 –Summary”
- OECD/DAC(2004) “Peer Review of France”
- OECD/DAC(2008) “Scaling Up; Aid Fragmentation, Aid Allocation and Aid Predictability – Report of 2008 Survey of Aid Allocation Policies and Indicative Forward Spending Plans”

- OECD/DAC (2006) "Peer Review of Germany"
- Roodman, David (2006a) "Aid Project Proliferation and Absorptive Capacity" Center for Global Development Working Paper Number 75
- Roodman, David (2006b) "Competitive Proliferation of Aid Projects: A Model" Center for Global Development Working Paper Number 89
- Roodman, David (2008) "An Index of Donor Performance" Center for Global Development Working Paper Number 67 December 2008 Edition
- USAID (2006) *USAID Primer: What we do and how we do it*
- World Bank (2008) *World Development Indicators Online*

- 外務省 Web site (<http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/seisaku/enjyo.html>)
- 木原隆司 (2003) 「援助協調 (International Aid Coordination) の理論と実際」『開発金融研究所報』第 17 号、国際協力銀行
- 木原隆司 (2004) 「内戦の開発経済学とカンボジア」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 04A-10
- 木原隆司 (2007) 「高齢化・成長・金融市場－東アジアの政策課題」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series 07A-10
- 木原隆司 (2009) 「効果的な開発援助－我が国の援助は東アジアの開発に貢献していないのか？－」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』平成 21 年第 1 号 (通巻 93 号) (近刊)
- 東郷賢・和田義郎 (2006) 「2006 年版 Index of Donor Performance (援助供与国成績指標) : Selectivity と Project Proliferation について」経済産業研究所 (RIETI)