

## 援助氾濫と経済成長：

### クロスカントリーデータによる分析\*

木村秀美<sup>†</sup>

澤田康幸<sup>‡</sup>

森悠子<sup>§</sup>

2007 年 6 月

#### 要約

本稿は、援助氾濫が援助の経済成長促進効果を阻害するか検証する。実証分析では、Roodman (2007a) が構築したクロスカントリーのデータセットを用いて、援助と成長に関する標準的な計量モデルを採用し、結果の頑健性を確認している。より具体的には、ドナー集中度指数をドナーの氾濫度の程度を把握する代理変数として用い、さらに援助との交差項も説明変数に加える。内生性バイアスの可能性を適切に除去した上で最も信頼性のある実証結果は、援助氾濫が被援助国の経済成長に負の影響を与えるという仮説を支持している。

キーワード: 援助、援助氾濫、経済成長

JEL codes: F35, O19, O40

---

\* 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京都大学教授をはじめとする参加者から有益な議論をいただいた。プロジェクトのメンバーの方々からも有益なコメントをいただいた。また、安齋裕子氏には素晴らしい研究補助をしていただいた。記して感謝したい。なお、論文中に示された意見は筆者達個人のものであり、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。

<sup>†</sup> 〒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.

<sup>‡</sup> 〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1 東京大学経済学研究科 Email: sawada@e.u-tokyo.ac.jp

<sup>§</sup> 一橋大学経済学研究科博士課程 Email: ed074003@srv.cc.hit-u.ac.jp

## 1. はじめに

ウォルフエンソン前世界銀行総裁は、タンザニアが毎年 2,400 もの報告書をドナーに提出し、ドナー国からの 1,000 に上る援助ミッションの訪問を受け入れていると述べている (Roodman 2006b)<sup>1</sup>。そのような状況においては、多数のドナーとプロジェクトの存在が被援助国政府の管理能力を超えてしまい、公的資金フローの効率性が大いに阻害されてしまうであろう。これが、「援助氾濫 (aid proliferation)」あるいは「援助の爆撃 (aid bombardment)」とよばれる状況である。援助氾濫がもたらす直接的な影響は、被援助国政府が外国からの援助を吸収する際に発生する取引費用の増加である (Acharya et al. 2006)。20 年以上も前に、Morss (1984) は“1970 年代の海外援助とそれ以前のプログラムを区別する最も重要な特徴は、ドナー国とプロジェクトの氾濫である”と述べている。Cassen (1994) もまた、“行き過ぎた数の援助プロジェクトがあちこちにほとんど無計画に立てられ、様々な異常な結果をもたらしている”と指摘している。にもかかわらず、図 1 から分かるように、被援助国で活動するドナーの平均数はこの 30 年間にわたって増加しており、援助氾濫の問題は更に悪化しているように思われる。

近年、Acharya et al. (2006)、Knack and Rahman (2007)、Roodman (2006a, 2006b) など、援助氾濫の問題に取り組む研究が出てきている。Acharya et al. (2006) は、援助流入が極端に分断されている国は、援助氾濫を引き起こしやすい傾向を持っているドナーの援助を受けやすいことを指摘している。またこのような状況に鑑み、Knack and Rahman (2007) はドナーの分断が被援助国政府の官僚制度の質に与える影響を分析している。さらに、Roodman (2006a) は援助プロジェクトの氾濫と被援助国の援助関連の行政負担の関係について理論的に議論している。しかし、我々の知る限り、援助氾濫が被援助国の経済パフォーマンスに与える影響について検証した研究はない。本稿は、援

---

<sup>1</sup> Roodman (2006b)によれば、これらの数字は van de Walle and Johnston (1996) によるものだが、現実の状況はもっとひどいということである。

助の有効性を計測する標準的なクロスカントリーの成長回帰を、説明変数に援助氾濫指数を加えることによって拡張し、この既存研究のギャップを埋めることを目的とする。

本稿で用いる分析手法は、援助と成長の関係について過去 30 年以上にわたって行われてきた多くの既存研究に則ったものである (Rajan and Subramanian 2005; Clemens 2005; Easterly, Levine and Roodman 2004; Roodman 2007a; Burnside and Dollar 2000)。最も有名な研究である Burnside and Dollar (2000) は、被援助国が健全な政策環境にある場合には援助が経済成長を促進することを示したが、Hansen and Tarp (2001) や Easterly, Levine and Roodman (2004)、Rajan and Subramanian (2005) によるその後の研究では、Burnside and Dollar (2000) の結果が頑健ではないことが示されている<sup>2</sup>。現在、少なくともこれらの研究の流れでコンセンサスが得られている分析結果は、「援助が与える成長効果は正ではあってもわずかであり、統計的には有意でない」ということである (Bourguignon and Sundberg 2007)。しかし、これらの研究に共通する特徴は、その様式に関わらず援助を均質的に扱っていることである。短期的な援助の効果を検討した Clemens (2005) は、援助の質の異質性を考慮に入れた数少ない研究の一つであるが、本稿では、海外援助に関するこの均質性の仮定から生じる潜在的なバイアスをできるだけ軽減する。

結果を先取りすれば、Roodman (2007a) のデータを用いて内生性バイアスの可能性を適切に除去して得られる最も信頼のおける実証結果では、援助氾濫が被援助国の経済成長を阻害するという仮説が支持される。ドナー集中度を考慮にいと、援助の経済成長促進効果は援助の集中度に関して逆U字型になっており、援助の集中度には最適点があることを示唆している。また別の結果によれば、援助氾濫が少なく援助の規模が大きいほど、援助は経済成長に正の効果をもつがその影響が逡減的であることが示唆

---

<sup>2</sup> Rajan and Subramanian (2005)の GMM 推計では、無制限にラグを取り入れたために操作変数が多すぎるという問題が生じているかもしれない。

される。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では検証可能な単純な理論モデルを提示し、その上で計量モデルを定式化する。第 3 節ではデータおよび援助氾濫指数を含む諸変数を説明し、推計結果と頑健性の検証結果を示す。最後に第 4 節で政策上の含意もあわせて結論を述べる。

## 2. 援助氾濫の理論モデル

援助氾濫が経済パフォーマンスを悪化させるというモデルとしていくつかの可能性が考えられる。第 1 に援助氾濫は、現地の専門家や援助担当職員の引き抜き競争、その援助に対する現地調達のリソースをめぐって獲得競争を促し、それにより被援助国における平均的な官僚制度の質や援助プロジェクトの有効性を引き下げる (Knack and Rahman 2007; Arimoto and Kono 2007)。大まかにいって、援助氾濫は取引費用の増加をもたらす、援助の有効性は著しく減退するのである (Acharya et al. 2006)。本稿では、既存研究とは若干異なり、被援助国における援助の成果は多数のドナーが提供する様々なリソースによる一種の共同成果物であるという事実から生じる「ただ乗り問題」に注目する。

被援助国におけるドナー国の努力水準を決定するために、Holmstrom (1982) のチーム生産モデルで考えてみよう。 $N$  国のドナー (エージェント) が共同で一つの生産物  $g$  を生産しているものとしよう。例えば、 $g$  として被援助国に対する援助の成長促進効果や“援助の有効性”、すなわち、成長率の援助フローに関する偏導関数を考えることができる。第  $i$  番目のドナーの努力水準は  $e_i$  で表される。それゆえ、この集団の生産関数は以下のようになる：

$$g = g(e_1, e_2, e_3, \dots, e_N; X), \quad (1)$$

ただし、 $X$  は被援助国に特有な変数の行列である。ドナー（エージェント） $i$  の効用関数を以下のように仮定しよう：

$$u_i = s_i - v_i(e_i), \quad (2)$$

ここで  $s_i$  はドナー  $i$  の生産物の受け取り分であり、 $v_i(e_i)$  はドナー  $i$  の努力水準に関して凸の単調増加関数であるとする。

この経済における効率的な努力水準は、以下の問題を解くことによって求められる：

$$\text{Max}_{\{e_i\}} g(e_1, e_2, \dots, e_N; X) - \sum_{i=1}^N v_i(e_i). \quad (3)$$

この問題の一階の条件は次のとおりである：

$$\frac{\partial g}{\partial e_i} = \frac{\partial v_i}{\partial e_i}. \quad (4)$$

パレート最適な努力水準  $e_i^*$  はこの一階条件を満たすものである。他方、ナッシュ均衡は個々のドナーの効用最大化問題を解くことにより導出される。すなわち、

$$\text{Max}_{\{e_i\}} s_i(g) - v_i(e_i). \quad (5)$$

という問題の解である。この問題の一階条件は、以下のようになる：

$$\frac{\partial s_i}{\partial g} \frac{\partial g}{\partial e_i} = \frac{\partial v_i}{\partial e_i}, \quad (6)$$

ただし、 $\frac{\partial s_i}{\partial g}$  は経済成長を促進することによってドナー  $i$  が得る私的な便益であり、

$\frac{\partial g}{\partial e_i}$  は経済成長に対するドナー  $i$  の援助努力の限界生産物である。(6) 式は個々のド

ナ一国にとって私的に最適な努力水準  $e_i$  を与える。ここでの問題は、エージェント間の非協力ゲームの結果がパレート最適なナッシュ均衡になるように、共同の生産物である  $g$  を割り当てる事が可能であるかどうかということである。このためには、パレート最適な条件 (4) とナッシュ均衡の条件 (6)を同時に満たすような配分ルール  $s_i$  を見出さなければならない。数学的には、以下の条件が満たされることを示す必要がある：

$$\frac{\partial s_i}{\partial g} = 1, \forall i. \quad (7)$$

(7) 式が満たされるかどうかは生産物  $g$  の特徴に依存する。例えば、個々のドナーが援助の有効性から得られる便益が私的財であると仮定するならば、(7) 式が満たされることはない。このことは、均衡予算の条件  $\sum_{i=1}^N s_i = g$  を微分することによって簡単に確認することができる：

$$\sum_{i=1}^N \frac{\partial s_i}{\partial g} = 1. \quad (8)$$

$N > 1$  であれば、パレート最適なナッシュ均衡の条件 (7) と均衡予算の条件 (8) が矛盾することは明らかである。ナッシュ均衡では、エージェントの努力水準  $e_i$  が社会的な最適水準  $e_i^*$  に比べて過少となってしまう。これは、チーム生産におけるモラルハザードの問題を数学的に表現したものである。この結果は、予算が均衡しているという意味での閉鎖的な組織において、ただ乗り問題の存在が生産投入物の過少供給につながる可能性があることを示している。

他方、ドナーが一国のみ、すなわち  $N=1$  の場合には、(7) 式と (8) 式は同時に満たされる。さらに、 $N$  が増えるにつれて、パレート最適な努力水準と私的に最適な努力水準の差は大きくなる。この結果は、援助氾濫の非効率性を描いている。また、ド

ナーが完全に利他的で援助の有効性  $g$  が純粋公共財である場合には、私的最適解が社会的最適解に一致する。換言すれば、ただ乗り問題は自己利益に動機づけられた複数のドナーが存在する場合に生じる。

### 3. データ・変数・基本モデル

#### 3.1 援助氾濫の指数

本稿で検証する仮説は、援助氾濫が援助の有効性と経済成長を阻害するというものである。詳細な説明に入る前に、援助氾濫の定義を明らかにする必要がある。既存研究には援助氾濫の標準的な定義はない。本稿では、援助氾濫の程度を数量化するために Knack and Rahman (2007) に従い、各ドナー機関がある援助受入国の総援助に占める割合の二乗を合計してドナー集中度のハーフィンダール指数を作成する。ある年のある被援助国に供与された援助総額を  $Q$  と表すことにしよう。ドナー  $i$  からこの被援助国への援助額を  $q_i$  で表す。この時、ハーフィンダール指数は

$$HI = \sum_{i=1}^N s_i^2, \quad (9)$$

と定義される。但し、 $s_i = q_i/Q$  はドナー  $i$  の援助のシェアである。ドナーのシェアの平均と分散をそれぞれ  $\mu$  と  $\sigma^2$  とすると、各々以下のような等式で書くことができる：

$$\mu \equiv \frac{\sum s_i}{N} = \frac{1}{N},$$

$$\sigma^2 \equiv \frac{\sum (s_i - \mu)^2}{N} = \frac{\sum s_i^2 - N\mu^2}{N} = \frac{HI}{N} - \frac{1}{N^2}.$$

よって、ドナー集中度のハーフィンダール指数は以下のように書き換えられる：

$$HI = N\sigma^2 + \frac{1}{N}. \quad (10)$$

もしすべてのドナーが同一のシェアをもつとすれば、分散はゼロになり  $HI$  は  $1/N$  に等しくなる。一方、ドナーの数を一定とすると、分散が大きいほどこの値は大きくなる。ゆえに、この指数は援助氾濫が深刻になるほど小さな値になる。

粗援助流入額が援助の効率的な運用に影響を与えるため、援助氾濫指数は純援助額ではなく粗援助額の文脈で考察すべきである。たとえ少額の無償援助や贈与性の低い譲許的融資であったとしても、被援助国政府の吸収能力に負担をかけ、政府の効率性を阻害するかもしれない。このような理由から、純援助変数は援助氾濫の状況を正確には描いていないものと思われる。

以上の議論を踏まえ、本稿では OECD の Creditor Reporting System (CRS) データベースに基づいて、被援助国の援助氾濫の代理変数として(9) 式のドナー・ハーフィンダール集中度指数を計算する。CRS は、OECD/DAC 加盟国による援助活動に関して詳細な情報を提供するものである<sup>3</sup>。本稿では各被援助国の指数を計算するために、ドナー別・年別の二国間および多国間援助の供与約束額を用いることにする<sup>4</sup>。計算されたハーフィンダール指数は 0 から 1 の間をとり、値が高いほどドナーの集中度が高いことを示している。図 2 からわかるように、被援助国のハーフィンダール指数は 1973 年から低下傾向にあり、東アジア地域の指数はサブサハラ・アフリカ地域の指数よりも統計的に有意に高い。

援助氾濫は、近年の援助に関する議論の中でも中心的な話題のひとつであるが、

<sup>3</sup> CRS は OECD の開発援助委員会 (DAC) の 23 のメンバー国のほとんどと国際開発金融機関及び国連機関の個々の援助活動に関する詳細な情報を含んでいる。完全なデータセットは以下で利用可能である：<<http://www.oecd.org/dataoecd/20/29/31753872.htm>>。

<sup>4</sup> 我々は 900 番台に分類された援助活動は除く。なぜなら、この分類の援助は「ドナーの行政費用」や「開発協力の認知・興味を高めるためのドナー国での活動費用」を含むが、それらは被援助国の援助氾濫とは明らかに関係をもたないからである。Roodman (2006a)とは異なり、我々は贈与性が 25%以下の援助活動も含めている。なぜなら、これらの援助活動もより贈与性の大きい援助と同様な行政負担をもたらすからである。



本稿では援助氾濫の状況を 2 つの視点、すなわち地域的な相違およびドナーの相違という視点、から描くことにする。ここで用いるデータのほとんどは、CRS の ODA データに基づいている。図 1 は、1973-2002 の被援助国別の二国間 DAC ドナーの平均数が冒頭で述べたように上昇傾向にあることを示している。現実には二国間 DAC ドナーだけではなく、多国間ドナー（国際機関）や中国や OPEC 諸国<sup>5</sup>などの非 DAC 二国間ドナー、さらに無数の NGOs が存在するため、実際の援助氾濫はもっと深刻だと考えるべきであろう。ドナーの数が増えるにつれてプロジェクトの数も自然に増える。図 3 は、1973-2002 の被援助国における二国間 DAC ドナーの平均プロジェクト数が上昇傾向にあることを示している。総援助額とプロジェクトの数から計算されたプロジェクトの平均規模は図 4 に表されている。プロジェクトの平均規模は東アジア地域の方がサブサハラ・アフリカ地域よりも一貫して高い。この傾向は特に援助氾濫が激しくなり、両地域とも低下傾向にあった 1980 年代半ば以降に顕著に現れている。図 5 および図 6 は東アジア地域およびサブサハラ・アフリカ地域における主要な二国間ドナーの援助シェアを示している。東アジア地域では、日本が全期間を通じて主要ドナーである一方で、サブサハラ・アフリカ地域の援助は多くのドナーが同程度のシェアを占めている。図 7A から図 7D は東アジアとサブサハラ・アフリカにおける、年代別の援助集中のハーフィンダール指数の累積分布関数を示したものである。二つの地域のハーフィンダール指数の分布が差をもつか否かを知るために、コロモゴロフ＝スミルノフ検定を用いて検証した。この検定の結果によると、70 年代には東アジアとサブサハラ・アフリカ地域のハーフィンダール指標の分布には差が見られないが、その後サブサハラ・アフリカ地域における援助氾濫がより深刻であるという統計的に有意な差が存在している。

図 8 は、ドナー側から捉えたハーフィンダール指数であり、被援助国の数とそれぞれの被援助国が受け取る援助のシェアから計算されている。それらはかすかに減少

---

<sup>5</sup> OPEC は石油輸出国機構である。

傾向にあるように見える。1991 年の米国援助の数値が高いのは、湾岸戦争の後エジプトに多額の援助を供与したからであり、また 1992 年のドイツ援助の数値が高いのはベルリンの壁崩壊の後にポーランドに多額の援助を供与したからである<sup>6</sup>。図 9A から図 9E は、主要 5 ドナー各国が援助を供与した国の数と援助の総額を示している。すべてのドナーが援助を供与する国の数を大幅に増加させていることが分かる。

### 3.2 実証分析の方法

さて、本稿では上で定義したドナー集中度指数と最も包括的な Roodman (2007a) のクロスカントリーデータを用い、標準的な成長回帰の枠組みによって援助と経済成長の関係を分析する。Roodman (2007a) のデータは Burnside and Dollar (2000) や Easterly, Levine and Roodman (2004) のデータをさらに拡張したものである<sup>7</sup>。最終的なサンプルは 1970–2001 における 67 カ国のデータであり 440 の観測数からなる（付表 1）。Roodman (2007a) は Burnside and Dollar (2000)、Collier and Dehn (2001)、Collier and Dollar (2002)、Collier and Hoeffler (2002)、Hansen and Tarp (2000)、Hansen and Tarp (2001)、Dalgaard, Hansen, and Tarp (2004)、Guillaumont and Chauvet (2002) により提示された様々な仮説を検証し、援助と政策変数の交差項による説明力が弱いことを示している。Roodman (2007a) のデータはさらに、Burnside and Dollar (2000) と Easterly, Levine and Roodman (2004) にはなかった国土に占める熱帯地域の割合 (Tropicar)、援助と Tropicar の交差項 ( $Aid \times Tropic$ ) を含んだ推計も行っている。その結果、援助と熱帯地域割合の交差項 ( $Aid \times Tropic$ ) が一貫して統計的に有意な負の係数を持っている。この結果は、援助は熱帯地域以外で効果をもち、熱帯地域では効果をもたないことを示している。

<sup>6</sup> 米国は 1991 年に二国間援助の 51% をエジプトに供与し、ドイツは 1992 年に二国間援助の 52% をポーランドに供与した。

<sup>7</sup> Burnside and Dollar (2000) で利用されており、既に公開されている EDA データ (Chang et al. 1998) は 1975–95 年までしか網羅していない。Roodman (2007a) は EDA を ODA に回帰することで 1970–2001 年全期間における残りのデータを推定している。

本稿では、Roodman (2007a) に準じた実証モデルを想定し、そこに HI に関連したいくつかの変数を加え、三つの推計方法、すなわち、セミパラメトリック推計、OLS、システム GMM の手法を用いて分析を行う。具体的には、システム GMM については、以下のような推計式を前提としている：

$$Growth_{it} = (\alpha_1 + \alpha_2 HI_{it} + \alpha_3 HI_{it}^2) \times Aid_{it} + En_{it} \beta_{En} + Ex_{it} \beta_{Ex} + \alpha_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

ただし添え字の  $i, t$  はそれぞれ援助の受け取り国、期間を表す。被説明変数  $Growth$  は Roodman (2007a) と同様、一人当たり GDP 成長率を表す。右辺には援助 ( $Aid$ ) に関連した変数とハーフィンダール指数 ( $HI$ ) に関連した説明変数を含む。推計式にはさらに援助×政策、援助×熱帯割合といった他の援助に関連した変数も含まれる。 $En_{it}$  は先決変数と内生変数からなる行列であり、初期の一人あたり国内総生産、制度の質等がこれにあたる。 $Ex_{it}$  は地域ダミー、民族分断指数といった外生変数を表す。 $\alpha_i, \alpha_t, \varepsilon_{it}$  は各国の固定効果、期間効果、および確率的攪乱項である。

援助の経済成長回帰分析に関連する多くの既存研究は、援助がより貧しい国や経済状態が悪化した国に与えられていることによる内生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 (Rajan and Subramanian 2005; Roodman 2007a; Hansen and Tarp 2001; Burnside and Dollar 2000; Boone 1996)。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による内生バイアス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<sup>8</sup>。システム GMM は一階の階差をとって固定効果を排除することにより変数欠落バイアスを修正し、さらに内生変数のラ

---

<sup>8</sup> 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。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を行った。

グを有効な操作変数として用いることにより内生バイアスを取り除くものである<sup>9</sup>。ここでは、操作変数が撓乱項との直交条件を満たしているかどうかを Hansen J 統計量により検定し、撓乱項が自己相関しているかどうかを Arellano-Bond 統計量により検定する<sup>10</sup>。

### 3.3 変数

Roodman (2007a) のデータを用いたシステム GMM 推計において、地域ダミー、期間ダミー、熱帯に占める土地の割合 (Tropic)、民族分断指数 (Ethnic) は外生変数と考える。データ上、これらの変数は時間を通じて変化しない。また、初期の一人あたり GDP の対数値 (Log of initial GDP per capita)、政治的暗殺の割合 (Assassinations)、民族分断指数と政治的暗殺の交差項 (Ethnic×Assassinations)、金融深化の指数 (M2/GDP、ラグ付き) は先決変数とする。HI、HP<sup>2</sup>といった説明変数や、援助と HI に関する交差項 (Aid×HI、Aid×HP<sup>2</sup>、Aid<sup>2</sup>×HI) 及び HI と他の変数の交差項はすべて内生変数とする。

本稿の推計において注意しなければならない点は、制度の質 (Institutional Quality) の外生性に関する仮定である。制度の質は、PRS グループの International Country Risk Guide (ICRG) に基づいており、1982 年以降のデータが利用可能である。Burnside and Dollar (2000) は、制度的な要因は変化が遅いと考え ICRG 指数を固定値として扱っており、Easterly, Levine and Roodman (2004) は元となる ICRG のデータがより広範囲を網羅していることを知っていたものの同様の方法に従った。しかしながら、ICRG のデータは年度によって異なるので、Roodman (2007a) は 1982 年以前の観測値には 1982 年の値を割り振り、それ以降の観測値には各年の変化を反映させるために、対応する年度

---

<sup>9</sup> 階差による推計では、ラグをとった先決変数と内生変数を操作変数とし、レベルによる推計では 1 期ラグをとった階差変数を操作変数としている。先決変数は過去の撓乱項と相関し、内生変数は現在と過去の撓乱項と相関している。詳細は Blundell and Bond (1998) を参照。

<sup>10</sup> システム GMM の推計結果については、操作変数が全体として外生的であり、不均一分散に対して頑健かどうかを検証する過剰識別のテストとしての Hansen J statistic と自己相関テストを報告する。

の値を用いている。我々は成長回帰分析において制度の質は基本的には内生であると考えているが、値が時間を通じて変化しなければシステム GMM 推計において階差をとることはできない<sup>11</sup>。それゆえ、我々は両方の推計を試みる：ひとつは ICRG を内生変数とした推計、もうひとつは ICRG を外生変数とし、地域ダミーや民族分断と同様、レベルデータによる推計のみに用いる推計である。

本稿では、システム GMM 推計における過剰操作変数の問題を避けるためにラグを 1 期に限定する。Roodman (2007a) によれば、原則として操作変数の数が回帰分析に入っている国の数を超えないことが重要である。サンプルの大きさに対して操作変数の数が多すぎると内生変数が過適応し、結果が OLS に近づく。注意すべき点は、操作変数が多すぎる場合には Hansen *J* statistic の *p* 値が 1 に近づくことである<sup>12</sup>。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。

### 3.4 推計結果

本稿ではまず援助と HI の交差項 ( $Aid \times HI$ ) をノンパラメトリック変数として加え、部分線形回帰によるセミパラメトリック推計を行った<sup>13</sup>。ここでは国ダミー、期間ダミーも変数に加えている。結果を表 1 と図 10 に示す。ノンパラメトリック部分の結果において、曲線はわずかに山型の形状を示しており HI に最適値が存在することが推測される。ノンパラメトリック変数  $Aid \times HI$  は計測値の *p* 値が 0.02 であり、統計的に有意である。

さて、次に援助と HI の交差項を説明変数に加え、OLS と GMM を用いて援助が援助氾濫度と関連して経済成長を促進するかどうかについて検証しよう。さらに、援

---

<sup>11</sup> この意味では、Roodman (2007a) の ICRG は固定値と変化値が混ざっている。

<sup>12</sup> システム GMM の詳細については、Roodman (2007b) を参照。

<sup>13</sup> 部分線形によるセミパラメトリック推計は Lokshin (2006) が開発した STATA コマンド `plreg` を用いて行った。

助氾濫と他の変数の経済成長に対する連関効果も推計するために HI と政策、制度の質、地域ダミーといった変数との交差項も含めることにする。OLS による推計結果を表 2 の 列(1)-(3) に示してある。以下の変数の係数は 1%または 5%水準で統計的に有意であり、異なるモデルに対しても頑健である；熱帯割合 (負)、サブサハラ・アフリカダミー (負)、東アジアダミー (正)、制度の質 (正)、金融深化の指数 (負)、政策 (正)、援助 (正)、援助×熱帯割合 (負)。一方、援助と HI の交差項はいずれも統計的に有意ではない。

表 2 の 列(4)-(11) に示す GMM による結果をみると、OLS の結果と大きく異なることがわかる。撓乱項が操作変数と直交しているかどうかを示す Hansen J 統計量の  $p$  値と撓乱項が自己相関しているかどうかを示す Arellano-Bond 統計量を下段 2 行に表示する<sup>14</sup>。ほとんどのシステム GMM 推計でこれらの条件が満たされているため、本稿では OLS の結果より GMM の結果を重視することにする。表 2 の列(4)-(11) の結果によれば援助と HI の交差項 ( $Aid \times HI$ ) は 列(8) を除いて正で有意であり、より援助が集中した状況（つまり、援助が氾濫していない状況を意味する）において援助は経済成長に正の効果をもつことが示唆される。本稿の基準となる結果である 列(5) は、援助と HI を 2 乗した値の交差項 ( $Aid \times HI^2$ ) は負で有意であり、援助が経済成長に与える効果は HI の関数として最適点をもつ逆 U 字の関係で表すことができる。

推計値を用いると、HI を通じた援助の経済成長促進効果を計算することができる。その効果は次式のように書けるだろう；( $Aid$  の係数)  $\times Aid$  + ( $Aid \times HI$  の係数)  $\times Aid \times HI$  + ( $Aid \times HI^2$  の係数)  $\times Aid \times HI^2$ 。図 11 は 列(5) の推定値を用い、援助を観測値の平均で評価したもとで上述の関数を描いたものである。成長促進効果と HI の関係は逆 U 字で表わされ、 $HI=0.5$  の周辺で最大値をとることがわかる。HI は 0-1 の間で定義されるため、援助氾濫を考慮した援助の効果は、HI が中間付近の値をとる時

<sup>14</sup> 有意水準の境界は 0.05 とした。

に最大になる。このパラメトリック回帰による結果は図 10 のノンパラメトリック回帰の結果とも整合的である。但し、HI が総じて経済成長に与える効果が正であるかは他の変数の係数にも依存するので注意が必要である。この結果は、低い HI で表される援助の氾濫が高い取引費用によって経済成長を阻害している一方、HI が極端に高すぎることもドナー間の競争を低下させることで援助の経済成長促進効果が阻害される可能性を示唆している。また、この基準となる結果は、推計式から援助×政策、援助 2 乗×政策を除いても[列(7)]、また援助の二乗項を変数に加えても[列(10)] 頑健であった。

さらに、表 2 の列(6) によれば、援助の 2 乗と HI の交差項は負で有意であることから、援助氾濫が少なく援助の規模が大きいほど援助が経済成長に正の効果をもつものの、その影響が逓減的であることが示唆される。しかし、この結果は援助×政策、援助 2 乗×政策 を推計式から除いた場合[列(8)]や援助の 2 乗を含めた場合[列(11)] では保持されない。

### 3.5 頑健性の検証

これらの結果の頑健性や援助氾濫が経済成長に与える様々な効果を検証するため、本稿ではいくつかの異なる特定化を試みる。表 3 は政策、制度の質、地域ダミーなどの他の変数と HI の交差項を説明変数に加えた GMM による推計結果を示している。援助と HI の交差項 ( $Aid \times HI$ ) は、表 3 の列(6) の結果を除いては一貫して正で統計的に有意である。ただし、列(6)の結果は自己相関検定における  $p$  値が低いので信頼性が低い。これらの結果は表 2 の基準結果と一致するものであり、援助氾濫が被援助国の経済成長に負の効果をもつという結果を強調したものである。

HI の最適水準については、基本結果と同様に表 3 の列(4) では「援助×HI の 2 乗」についての係数は負で有意である。しかしながら、列(5)-(6) は有意ではない。列(6)

の結果は AR(2) の  $p$  値が低く信頼できるものではないが、多重共線性の問題も考えられる。一方、援助の 2 乗と HI の交差項は列(7)-(9) においていずれも負で有意であり、援助の経済成長に与える効果が逡減的であることを示唆している。また、東アジアの地域ダミーも多くの場合に正かつ統計的に有意な結果を示していることがわかる (表 3 の列(2)、(3)、(4)、(5)、(7)、(8))。援助と熱帯割合の交差項 ( $Aid \times Tropic$ ) は Roodman (2007a) と異なり頑健な結果が得られていない。

本稿では Burnside and Dollar (2000)、Easterly, Levine and Roodman (2004) で使われているデータを用いて同様の推計を行ったが、これら代替的なデータに基づいた推計では統計的に有意な結果は得られなかった<sup>15</sup>。しかし、Burnside and Dollar (2000) や Easterly, Levine and Roodman (2004) のデータは Roodman (2007a) のデータより小さいのでサンプルセレクションバイアスが生じている可能性が考えられるだろう (付表 1)。このサンプルバイアスの程度を検証するため、我々は Burnside and Dollar (2000)、Easterly, Levine and Roodman (2004) のそれぞれのデータに含まれるサンプルを 1 としそれ以外のサンプルを 0 とする 2 値変数を定義し、プロビットモデルでサンプルセレクションに関する推計を行った。説明変数として、GDP、人口、制度の質、地域ダミー、これらの変数の交差項や 2 乗項、3 乗項を含めた。結果は表 4 に示されている。人口、熱帯割合、制度の質の係数は統計的に有意であり、Burnside and Dollar (2000) や Easterly, Levine and Roodman (2004) のデータセットにサンプルセレクションバイアスが生じていることがわかる。

#### 4 政策上の含意及び結論

本稿は、既存研究の主要な成長回帰分析である Burnside and Dollar (2000)、

---

<sup>15</sup> 紙面の都合上、これらの結果については省略するが、著者に連絡を頂ければ入手可能である。



Easterly, Levine and Roodman (2004)、Roodman (2007a) のデータに、ドナー集中度とそれに関連する交差項を加えることによって、援助氾濫が被援助国の経済成長に与える影響を検証する。Roodman (2007a) のデータはこれら 3 つのデータの中で最も包括的なものであり、Burnside and Dollar (2000)と Easterly, Levine and Roodman (2004)のデータにはサンプルセレクションの問題があるという結果が得られたことから、Roodman (2007a) のデータに基づいた結果を本稿の主要な結果とする。ここで得られた実証結果から、援助の経済成長促進効果と援助集中度との関係が逆 U 字で表されることがわかった。このことは、援助氾濫に最適水準が存在することを示唆している。また、援助氾濫の程度が小さい状況では援助の規模が大きくなるほど援助が経済成長に与える影響が大きいが、その効果が逡減的であることも示された。

援助の協調問題は近年の国際的な援助の枠組みにおいて最も重要な事柄の一つとなっている。東アジアの経済成長とサブサハラ・アフリカの停滞に対比されるように援助に関する公の議論は二つの事柄を焦点にしている。第一点としてあげられる援助の量の増加については、2002 年のモンテレー合意以降特に強調されている。しかしながら、過去の援助の有効性や援助の様式についてのきめ細かな考察なしには、援助を際限なく増加するという合意に達することは難しいだろう。もう一つの焦点としてあげられるのが、多くのドナー国の間で認識されている援助氾濫と援助の協調に関する問題である。ここで重要な点は、国際的な協調の欠如が被援助国の主体性や能力の欠如を促し、潜在的な経済成長の可能性を阻害してしまうことである。

現在の DAC ドナーに限らず、国際的な援助協調の枠組みの外で援助を行うドナーも誕生しており、このようなドナーも近い将来援助コミュニティーにおいて重要な役割を果たすようになると考えられるため、援助協調の問題は無視することはできない。本稿の主要な結論、つまり援助が集中しているほど経済成長を促す効果があり、また最適な援助集中の水準が存在するというメッセージが援助協調議論の流れと必ずしも一

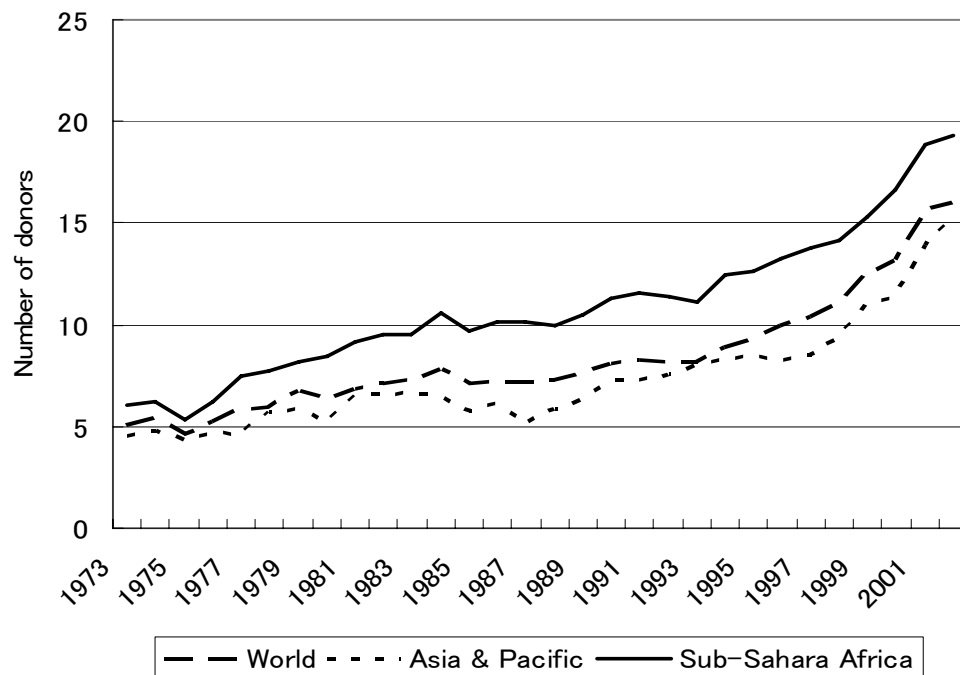
致しているとはいえない。例えば、援助協調が取引費用の減少を促し、援助が最適に集中している場合と同様に機能すれば、経済成長を促進するかもしれない。しかしながら、援助協調を通じて「ただ乗り問題」が生じれば援助の協調が経済成長を促進するとは限らない。今後、援助協調の役割に関する詳細な分析が求められるのは必至であろう。

## 参考文献

- Acharya, Arnab, Ana Teresa Fuzzo de Lima, and Mick Moore (2006), "Proliferation and Fragmentation: Transaction Costs and the Value of Aid." *Journal of Development Studies*, vol. 42, no. 1, pp. 1-21.
- Arimoto, Yutaka and Hisaki Kono (2007), "Foreign Aid and Recurrent Cost: Donor Competition, Aid Proliferation and Conditionality," *mimeographed*, RIETI.
- Bailey, Richard M. (1970), "Economies of Scale in Medical Practice," in *Empirical Studies in Health Economics*, ed. Klarman, H., Baltimore: Johns Hopkins Press.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, vol. 87. pp. 115-143.
- Boone, Peter (1996), "Politics and the Effectiveness of Foreign aid," *European Economic Review*, vol.40, pp. 289-329.
- Bourguignon, Francois and Mark Sundberg (2007), "Aid Effectiveness: Opening the Black Box," *mimeographed*, World Bank.
- Burnside, Craig and David Dollar (2000), "Aid, Policies, and Growth." *American Economic Review*, vol.90, pp. 847-868.
- Cassen, Robert and Associates (1994), *Does Aid Work?*, 2<sup>nd</sup> ed., Oxford: Clarendon Press.
- Chauvet, Lisa and Patrick Guillaumont (2002), "Aid and Growth Revisited: Policy, Economic Vulnerability and Political Instability," paper present at the Annual Bank Conference on Development Economics: Toward Pro-Poor Policies, Oslo (June).
- Chang, Charles, Eduardo Fernandez-Arias, and Luis Servén (1998), "Measuring Aid Flows: A New Approach," *mimeographed*, World Bank.
- Clemens, Michael. (2005), "Counting Chickens When They Hatch," Center for Global Development Working Paper, 44.
- Collier, Paul and J. Dehn (2001), "Aid, Shocks, and Growth," Working Paper 2688, the World Bank.
- Collier, Paul and David Dollar (2002), "Aid Allocation and Poverty Reduction," *European Economic Review*, vol. 46, pp. 1475-1500.
- Collier, Paul and Anke Hoeffler (2002), "Aid, Policy and Growth in Post-Conflict Societies," Policy Research Working Paper 2902, World Bank.
- Dalgaard, Carl Johan, Henrik Hansen, and Finn Tarp (2004), "On the Empirics of Foreign Aid and Growth," *Economic Journal*, 114(496), pp. 191-216.
- Deaton, Angus (2006), "An Evaluation of World Bank Research, 1998-2005," *mimeographed*, World Bank.
- Easterly, William, Ross Levine, and David Roodman M. (2004), "Aid, Policies, and

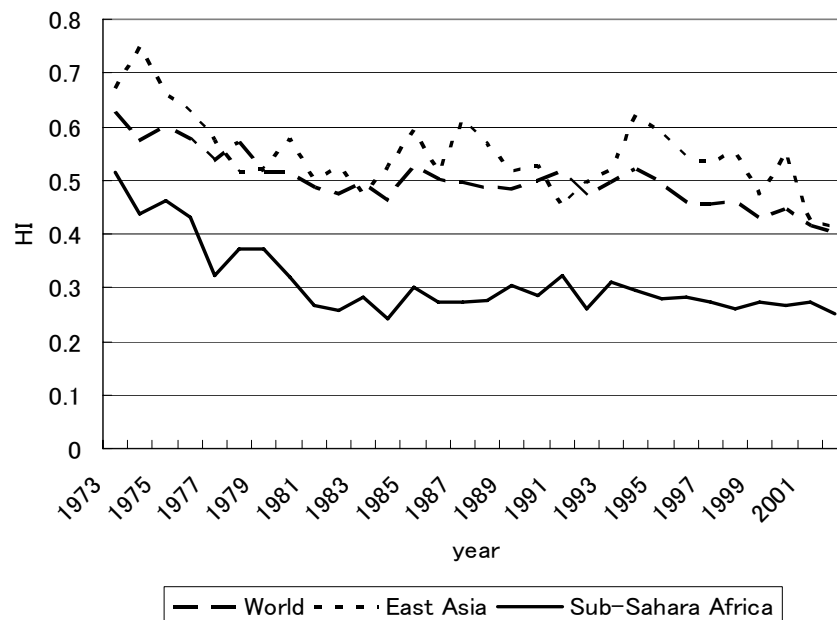
- Growth: Comment,” *American Economic Review*, vol. 94, pp. 774-780.
- Gaynor, Martin and Mark V. Pauly (1990), “Compensation and Productive Efficiency in Partnerships: Evidence from Medical Group Practice,” *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp.544-573.
- Hansen, Henrik and Finn Tarp (2000), “Aid Effectiveness Disputed,” *Journal of International Development*, vol.12, pp. 375-398.
- Hansen, Henrik and Finn Tarp (2001), “Aid and Growth Regressions,” *Journal of Development Economics*, vol.64, pp. 547-570.
- Holmstrom, Bengt (1982), “Moral Hazard in Teams,” *The Bell Journal of Economics*, vol. 13, pp. 324-340.
- Knack, Stephen and Aminur Rahman (2007), “Donor Fragmentation and Bureaucratic Quality in Aid Recipients,” *Journal of Development Economics*, vol.83, pp.176-197.
- Leibowitz, Arleen A. and Robert D. Tollison (1980) “A Theory of Legislative Organization: Making the Most of Your Majority,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, pp. 261-277.
- Lokshin, Michael (2006), “Semi-Parametric Difference-Based Estimation of Partial Linear Regression Models,” *Stata Journal*, vol. 6, pp. 377-383.
- Morss, Elliott R. (1984), “Institutional Destruction Resulting from Donor and Project Proliferation in Sub-Saharan African Countries,” *World Development*, vol. 12, pp. 465-470.
- Newhouse, Joseph P. (1973), “The Economics of Group Practice,” *Journal of Human Resources*, vol. 8, pp. 37-56.
- Prendergast, Canice (1999), “The Provision of Incentives in Firms,” *Journal of Economic Literature*, vol. 37 (1), pp.7-63.
- Rajan, Raghuram and Arvind Subramanian (2005), “Aid and Growth: What Does the Cross-Country Evidence Really Show?” IMF Working Paper, WP/05/127.
- Roodman, David M. (2006a), “Aid Project Proliferation and Absorptive Capacity,” Center for Global Development Working Paper, no. 75.
- Roodman, David M. (2006b), “Competitive Proliferation of Aid Projects: A Model,” Center for Global Development Working Paper, no. 89.
- Roodman, David M. (2007a), “The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and Cross-Country Empirics,” forthcoming, *World bank Economic Review*.
- Roodman, David M. (2007b), “How to Do xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata,” Center for Global Development Working Paper, no. 103.
- van de Walle, Nicolas and Timothy A. Johnston (1996), *Improving Aid to Africa*, John Hopkins University Press, Washington, D.C.

図 1：各被援助国における二国間 DAC ドナー数の平均



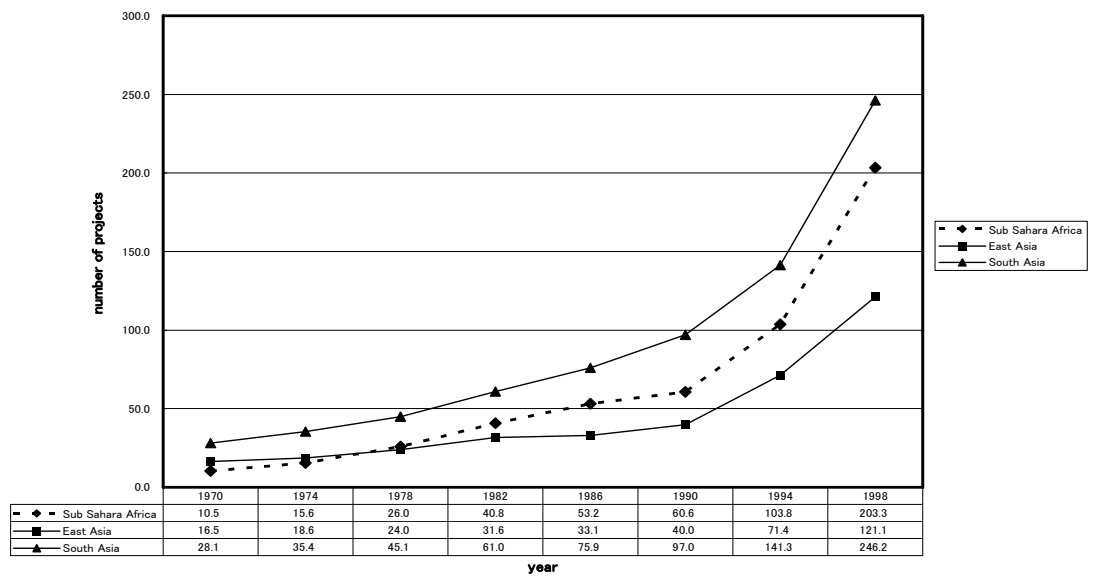
source: CRS / OECD, Commitment Base

図 2：被援助国におけるハーフィンダール指数の推移



Source: CRS/OECD, Commitment Base. Calculated by recipient countries and shown as regional averages.

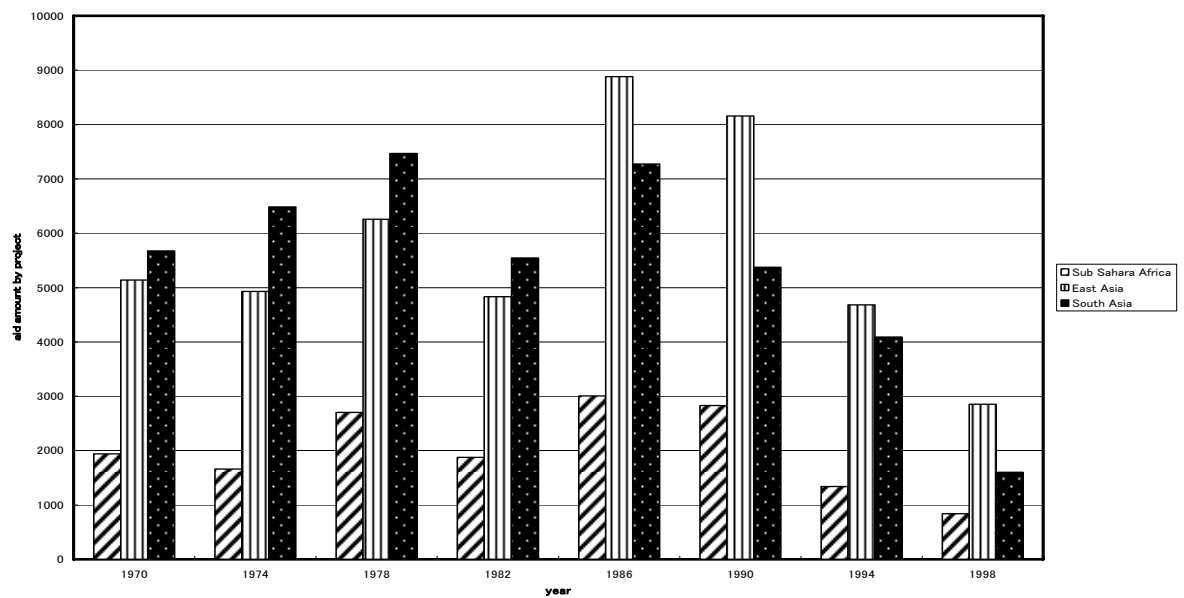
図 3：一国あたりの平均プロジェクト数（二国間 DAC 援助）



Source: CRS / OECD, Commitment Base

Note: The year shown in the table represents the starting year of four-year averages.

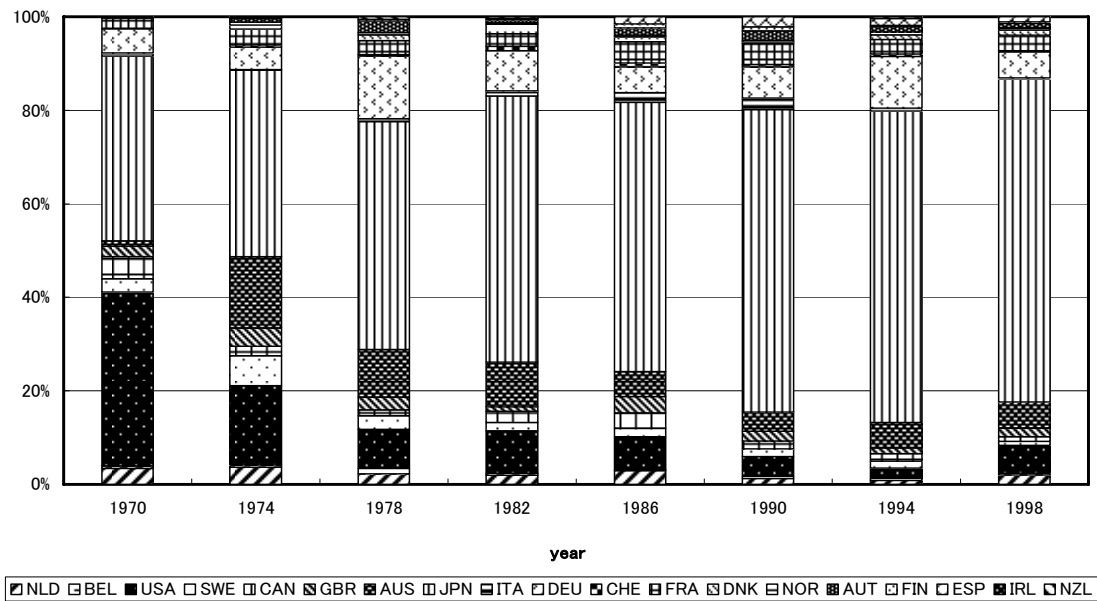
図 4：平均プロジェクト数（二国間 DAC 援助）



Source: CRS / OECD, Commitment Base

Note: The year shown in the table represents the starting year of four-year averages.

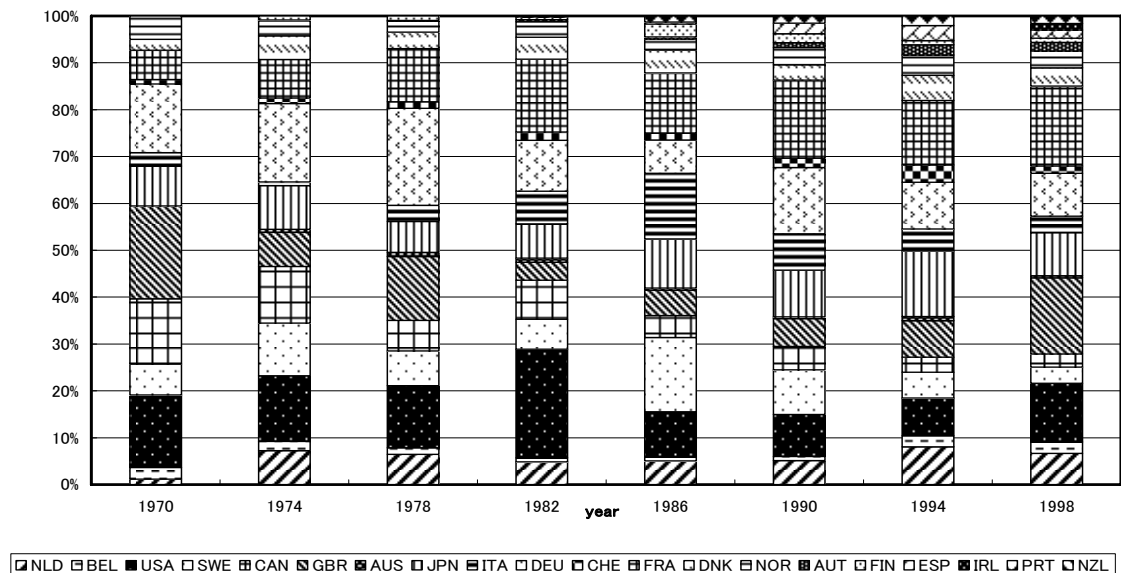
図 5：二国間 DAC 援助に占める各ドナーの割合（東アジア）



Source: CRS / OECD, Commitment Base

Note: The year shown in the table represents the starting year of four-year averages.

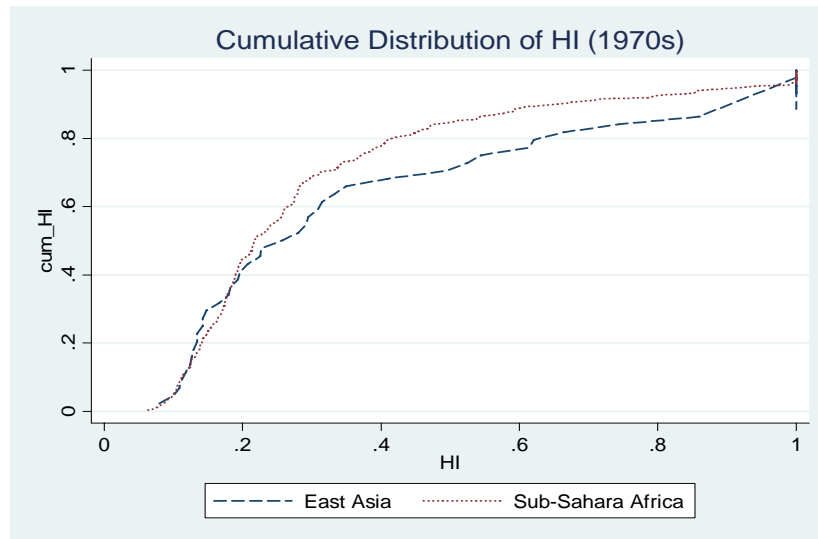
図 6：二国間 DAC 援助に占める各ドナーの割合（サブサハラ・アフリカ）



Source: CRS / OECD, Commitment Base

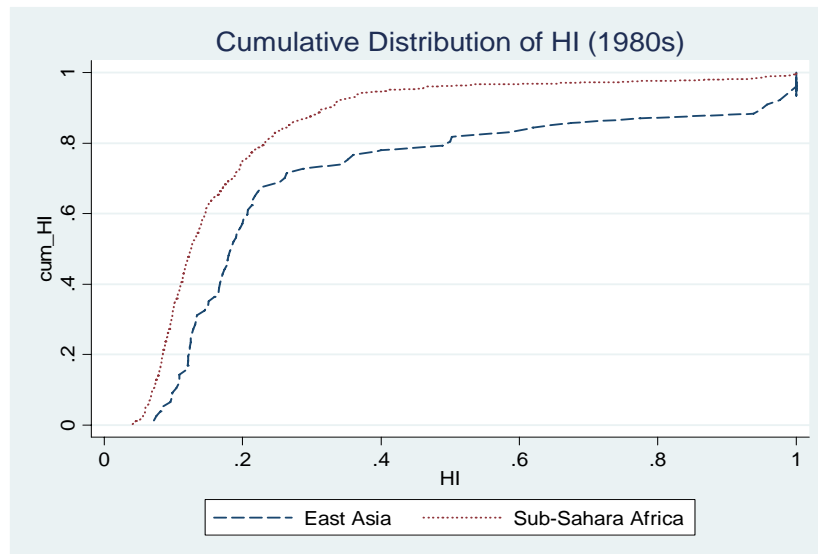
Note: The year shown in the table represents the starting year of four-year averages.

図 7-A : 地域別ハーフィンダー指数の累積分布 (1970 年代)



Note: The two-sample Kolmogorov-Smirnov tests of the equality of distributions cannot reject the equality between these two probability distributions of Herfindahl index ( $p$ -value is 0.277).

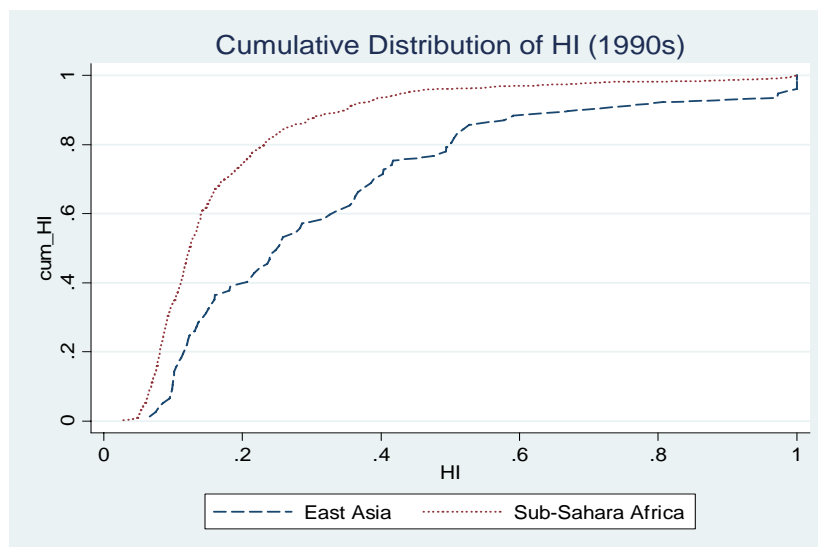
図 7-B : 地域別ハーフィンダー指数の累積分布 (1980 年代)



Note: The two-sample Kolmogorov-Smirnov tests of the equality of distributions reject the equality between these two probability distributions of Herfindahl index strongly ( $p$ -value is 0.000).

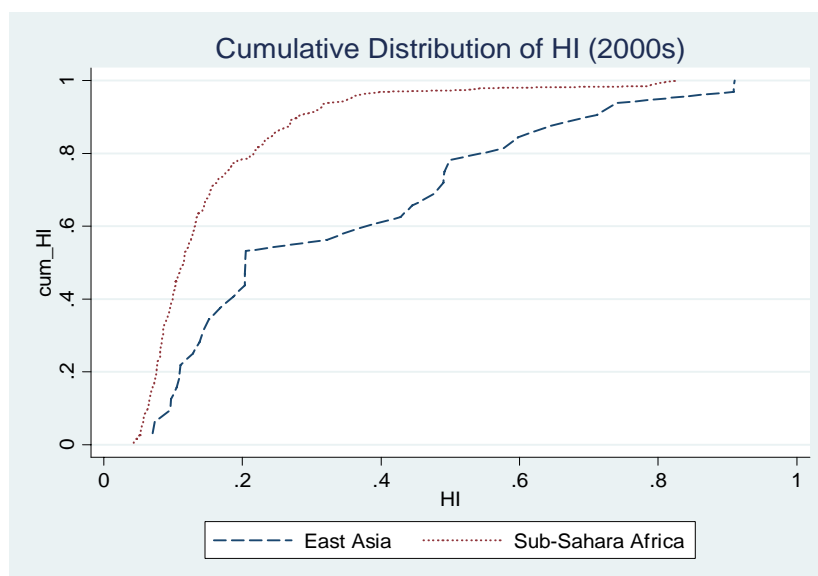


図 7-C : 地域別ハーフィンダール指数の累積分布 (1990 年代)



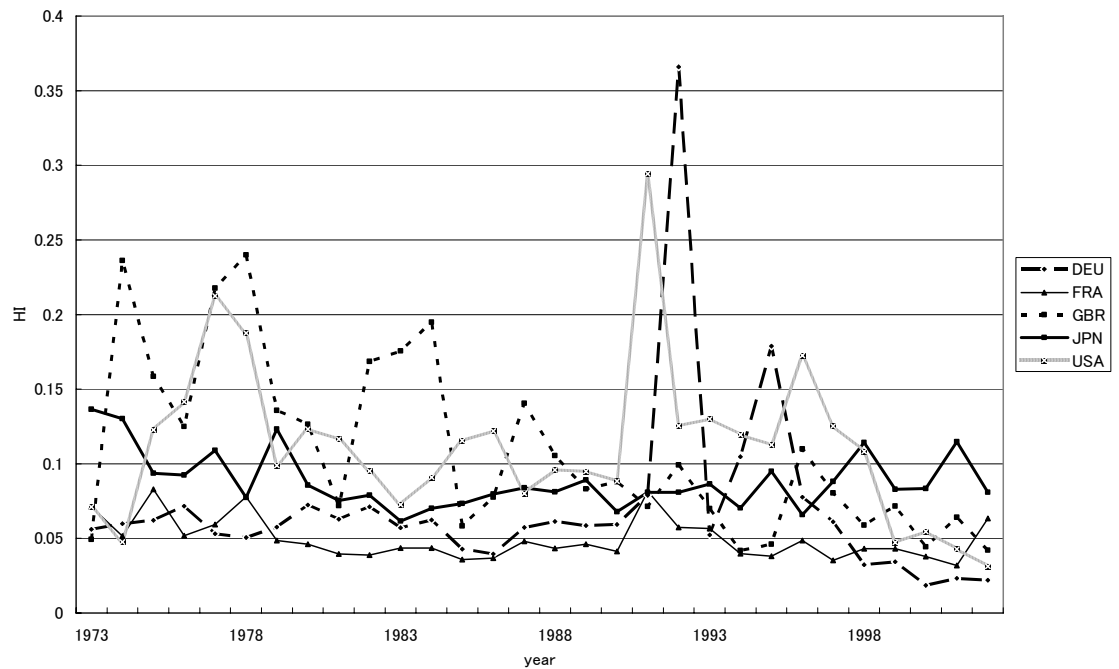
Note: The two-sample Kolmogorov-Smirnov tests of the equality of distributions reject the equality between these two probability distributions of Herfindahl index strongly ( $p$ -value is 0.000).

図 7-D : 地域別ハーフィンダール指数の累積分布 (2000 年代)



Note: The two-sample Kolmogorov-Smirnov tests of the equality of distributions reject the equality between these two probability distributions of Herfindahl index strongly ( $p$ -value is 0.000).

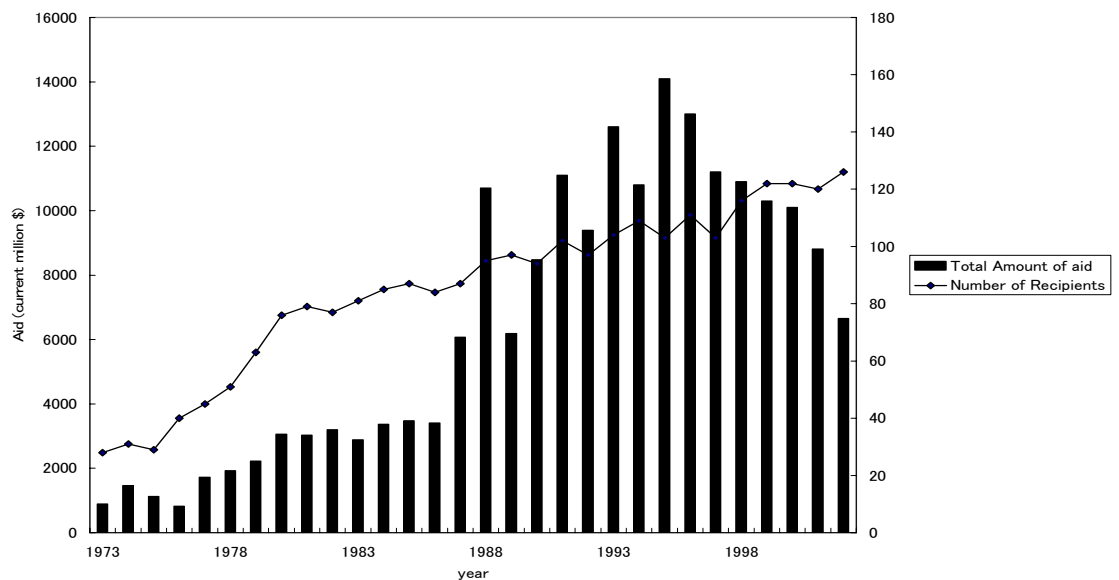
図 8：ドナーごとのハーフィンダール指数の推移



Source: CRS / OECD, Commitment Base. Calculated for five major donor countries.

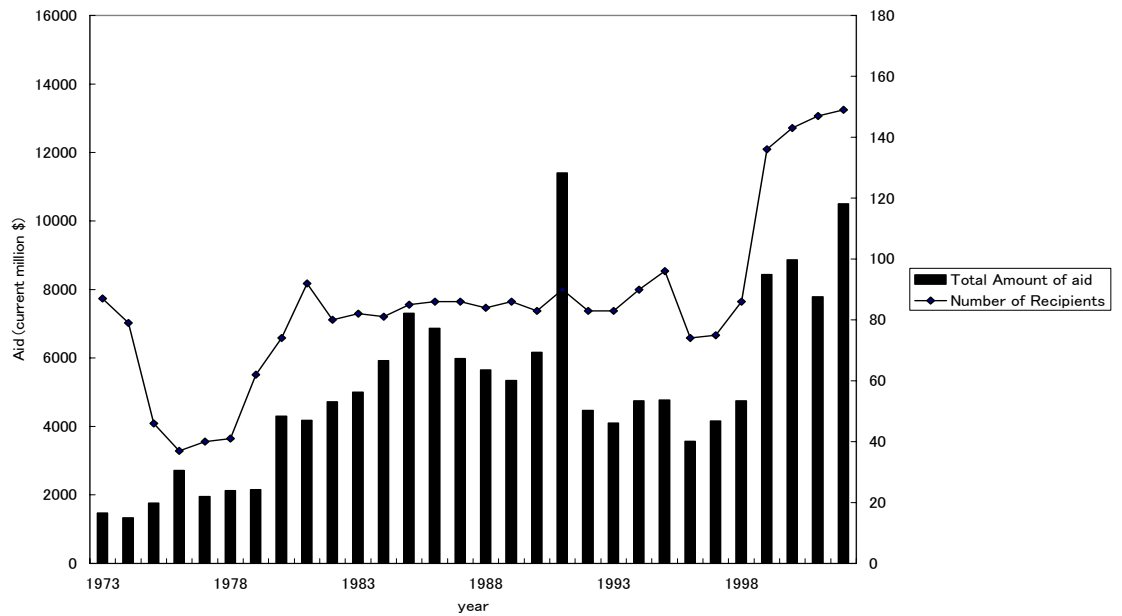
The hike for US in 1990 is due to the gulf war and the provision of aid to Egypt. The spike for Germany in 1992 is due to the collapse of Berlin Wall and the provision of aid to Poland

図 9-A：援助供与国の数と総援助額の推移（日本）



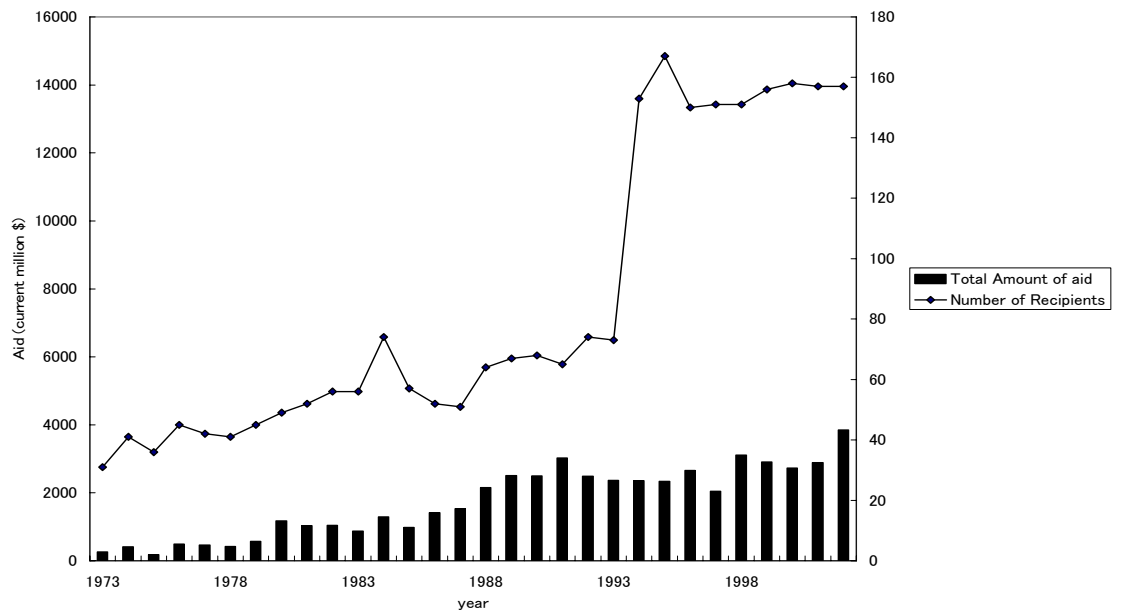
Source: CRS / OECD, Commitment Base.

図 9-B：援助供与国の数と総援助額の推移（アメリカ）



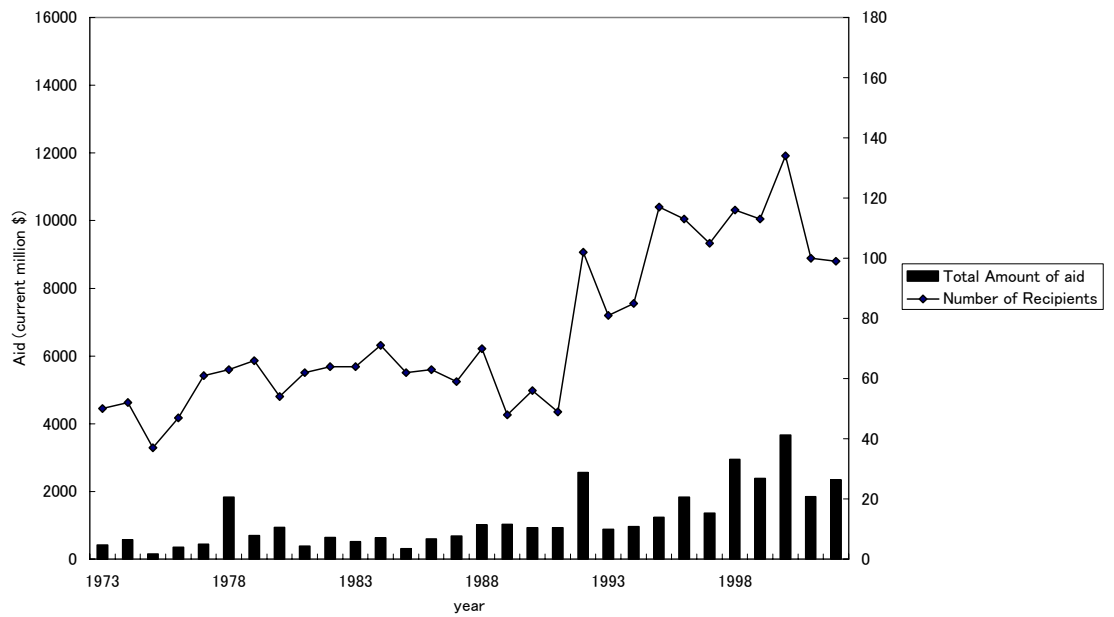
Source: CRS / OECD, Commitment Base.

図 9-C：援助供与国の数と総援助額の推移（フランス）



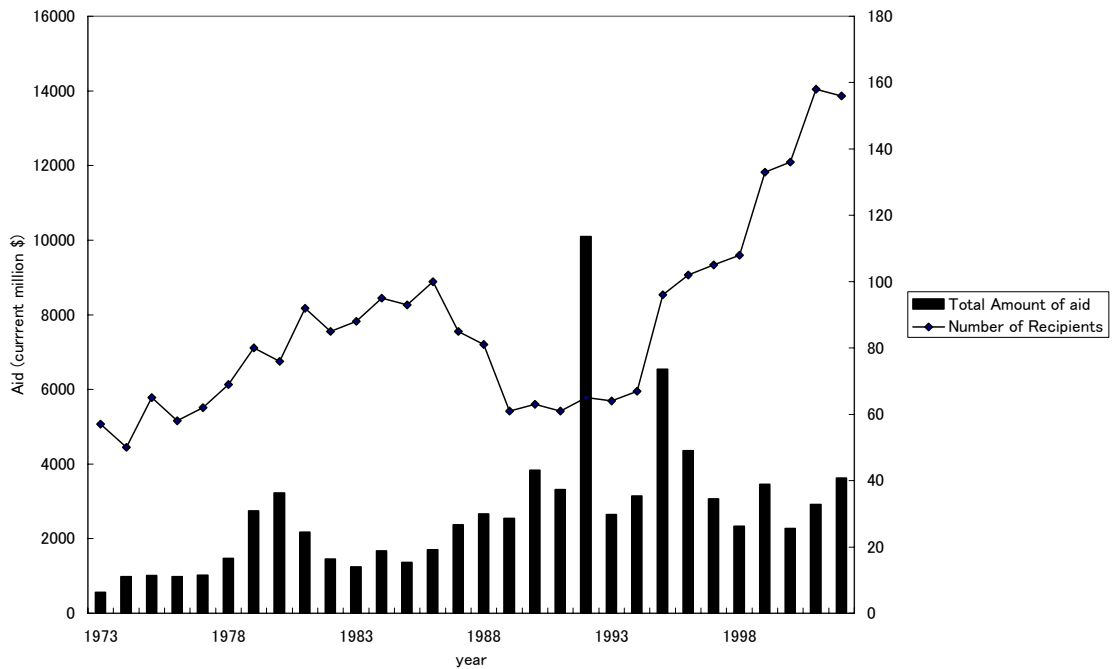
Source: CRS / OECD, Commitment Base.

図 9-D : 援助供与国の数と総援助額の推移 (イギリス)



Source: CRS / OECD, Commitment Base.

図 9-E : 援助供与国の数と総援助額の推移 (ドイツ)



Source: CRS / OECD, Commitment Base.

表 1 : Roodman (2007a) の拡張  
セミパラメトリック推計

Dependent Variable: per capita GDP growth

	semi-par
ralgdp	-0.518 (0.930)
raethnf	0.93 (1.911)
ratropicar	-1.167 (1.748)
raassas	-0.02 (0.281)
raethnfassas	-0.006 (0.621)
raicrge	0.43 (0.188)*
ram21	0.005 (0.024)
rassa	1.506 (2.868)
raeasia	7.346 (2.975)*
rapolicy1	1.109 (0.256)**
raaid	1.101 (0.532)*
ratropaid	-0.938 (0.467)*
raaidpolicy	-0.138 (0.165)
raaid2policy	0.004 (0.022)
HI	-3.857 (4.938)
HI2	4.229 (4.610)
Observations	439
R-squared	0.54
P value	0.02

Note: Standard errors are in parentheses. \*\*, \* and + signify statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively. All variables except HI are taken from Roodman's homepage [<http://www.cgdev.org/content/experts/detail/2719/>]. Variables including a HI index are constructed from CRS.

図 10 : Roodman (2007a) の拡張  
セミパラメトリック推計

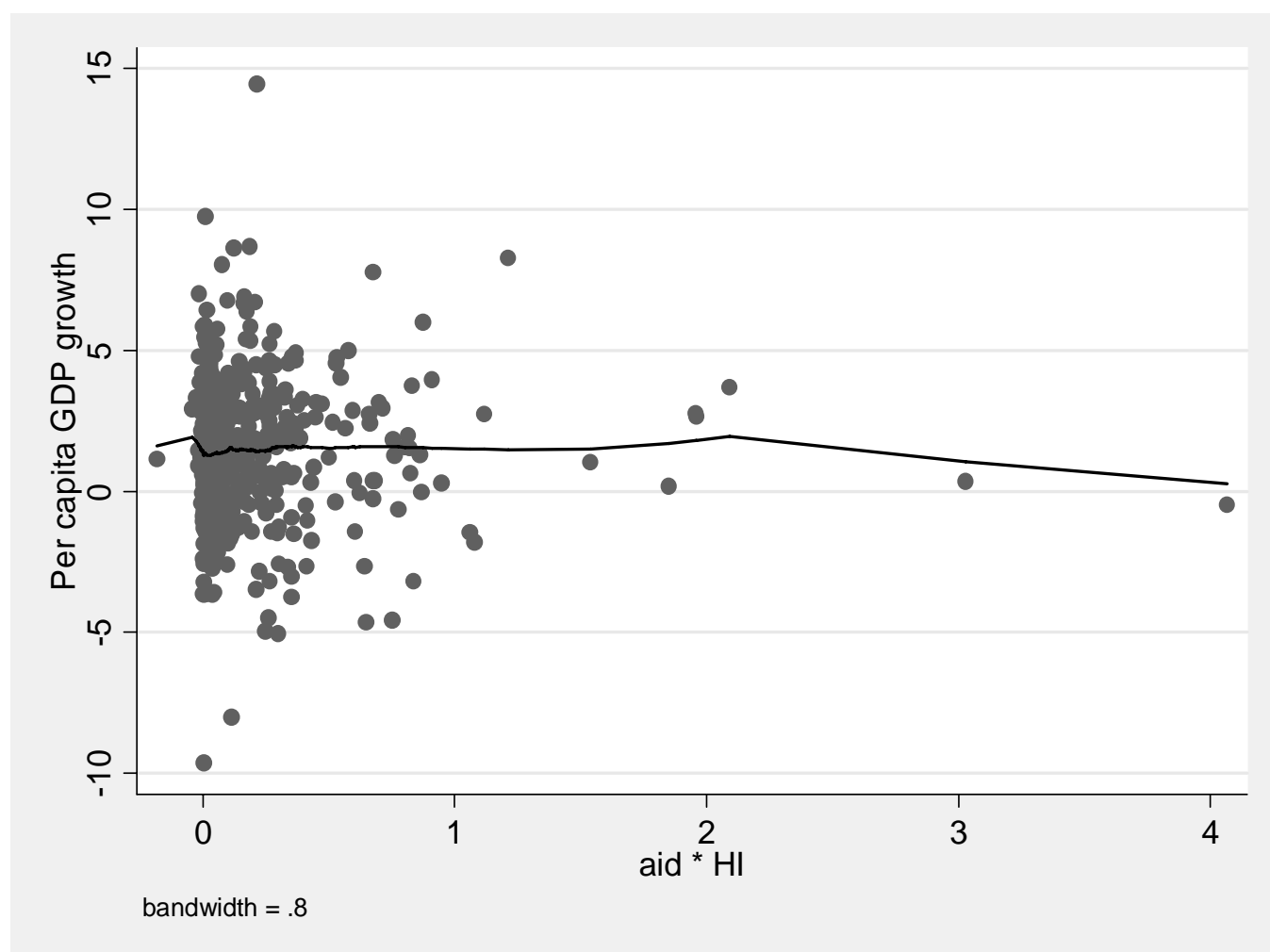


表 2 : Roodman (2007a) の拡張 (1)  
Dependent Variable: per capita GDP growth

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	OLS	OLS	OLS	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
ralrdn (Pre)	-0.489 (0.437)	-0.49 (0.437)	-0.516 (0.440)	4.144 (1.493)*	3.993 (1.357)*	3.93 (1.371)*	4.316 (1.074)**	4.233 (1.079)*	3.796 (1.092)*	3.982 (1.036)*	4.107 (1.060)*
raethnf (Ex)	-0.063 (0.701)	-0.063 (0.703)	-0.053 (0.703)	-2.522 (2.266)	-2.342 (1.963)	-1.136 (2.460)	0.083 (1.945)	-0.192 (1.925)	-1.161 (1.968)	-1.135 (1.850)	-0.618 (2.040)
ratronicar (Ex)	-1.05 (0.389)*	-1.015 (0.400)*	-1.059 (0.389)*	-0.37 (1.242)	-0.987 (1.129)	-1.191 (1.084)	-0.048 (0.997)	0.263 (0.946)	0.26 (0.986)	-0.291 (1.020)	0.439 (0.997)
raassas (Pre)	-0.192 (0.210)	-0.187 (0.212)	-0.185 (0.212)	-0.606 (0.417)	-0.587 (0.400)	-0.417 (0.472)	-0.387 (0.373)	-0.383 (0.374)	-0.403 (0.371)	-0.428 (0.369)	-0.322 (0.394)
raethnfassas (Pre)	-0.088 (0.614)	-0.098 (0.615)	-0.094 (0.612)	0.754 (1.298)	0.726 (1.285)	0.556 (1.362)	0.353 (1.175)	0.388 (1.142)	0.463 (1.115)	0.491 (1.180)	0.322 (1.192)
raicree (En)	0.458 (0.116)*	0.455 (0.116)*	0.469 (0.117)*	0.342 (0.454)	0.424 (0.422)	1.084 (0.427)*	0.483 (0.368)	0.477 (0.399)	0.4 (0.394)	0.469 (0.380)	0.671 (0.391)+
ram21 (Pre)	-0.031 (0.011)*	-0.03 (0.011)*	-0.031 (0.011)*	-0.064 (0.036)+	-0.064 (0.031)*	-0.096 (0.031)*	-0.037 (0.034)	-0.039 (0.035)	-0.017 (0.032)	-0.024 (0.030)	-0.036 (0.030)
raeasia (Ex)	2.254 (0.479)*	2.258 (0.480)*	2.203 (0.485)*	2.941 (1.724)+	2.528 (1.533)+	1.843 (1.242)	1.668 (1.203)	1.757 (1.285)	1.192 (1.305)	1.159 (1.220)	1.239 (1.197)
raassa (Ex)	-1.319 (0.617)*	-1.314 (0.619)*	-1.322 (0.618)*	1.07 (1.704)	1.352 (1.605)	1.23 (1.720)	0.914 (1.218)	0.735 (1.368)	1.223 (1.387)	1.635 (1.379)	1.653 (1.408)
rapolicv1 (En)	1.02 (0.192)*	1.011 (0.192)*	1.072 (0.205)*	-0.508 (0.646)	-0.076 (0.568)	0.898 (0.860)	0.402 (0.362)	0.338 (0.368)	0.483 (0.360)	0.525 (0.367)	0.386 (0.385)
raaid (En)	0.779 (0.319)*	0.936 (0.480)+	0.804 (0.307)*	-0.571 (0.907)	-2.928 (1.649)+	-0.502 (0.939)	-0.559 (0.960)	1.067 (0.902)	-0.412 (1.270)	-3.581 (1.897)+	-2.045 (1.793)
ratroaid (En)	-0.879 (0.284)*	-0.931 (0.310)*	-0.873 (0.281)*	-1.012 (0.755)	0.028 (0.923)	-0.364 (0.745)	-0.851 (0.490)+	-1.522 (0.805)+	-1.008 (0.675)	-0.032 (0.794)	-1.35 (0.729)+
raaidbolicv (En)	-0.006 (0.111)	0.004 (0.111)	-0.085 (0.155)	0.274 (0.378)	-0.12 (0.362)	-2.325 (0.934)*					
raaid2bolicv (En)	-0.008 (0.017)	-0.009 (0.017)	0.005 (0.023)	0.001 (0.052)	0.051 (0.055)	0.405 (0.158)*					
HI (En)	-3.194 (3.160)	-2.645 (3.320)	-3.265 (3.138)	-69.264 (22.074)	-72.231 (19.283)	-72.422 (21.664)	-46.301 (17.511)**	-46.016 (17.715)	-49.375 (16.978)	-59.459 (16.891)	-56.661 (18.772)
HI2 (En)	2.989 (3.200)	2.368 (3.483)	3.089 (3.178)	53.634 (20.437)	59.085 (19.254)	60.084 (21.596)	35.897 (17.628)*	33.591 (16.989)	34.517 (15.512)	47.147 (16.843)	43.023 (17.980)
raaidHI (En)	0.042 (0.509)	-1.034 (2.675)	0.496 (0.652)	3.168 (1.350)*	17.231 (7.317)*	24.937 (9.826)*	11.201 (6.425)+	2.691 (3.347)	2.204 (1.059)*	19.447 (7.268)*	14.887 (8.587)+
raaidHI2 (En)		1.491 (3.633)			-17.335 (8.381)*		-12.107 (7.215)+			-20.668 (8.164)*	
raaid2HI (En)			-0.12 (0.099)			-4.02 (1.761)*		-0.252 (0.602)			-2.284 (1.479)
raaid2 (En)									0.084 (0.073)	0.146 (0.076)+	0.421 (0.246)+
Observations	440	440	440	440	440	440	440	440	440	440	440
R-squared	0.39	0.39	0.39								
Hansen				0.74	0.57	0.38	0.59	0.63	0.69	0.72	0.85
AR2				0.11	0.1	0.23	0.1	0.1	0.07	0.08	0.12

Note: Standard errors are in parentheses. \*\*, \* and + denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively. All variables except HI are taken from Roodman's homepage [<http://www.cgdev.org/content/experts/detail/2719/>]. The HI index is constructed by committed amounts of aid by bilateral donors and multilateral donors recorded in the CRS data of the OECD. Variables labeled (Pre) are considered to be predetermined in the system GMM estimations. Likewise variables labeled (EX) are considered to be exogenous and variables labeled (En) are considered to be endogenous in the system GMM estimations.

図 11：HI を通じた援助の効果  
(Roodman (2007a)の拡張推計である表 2・列(5)に基づく')

Growth facilitation effect of aid through HI = (the coefficient of Aid)  $\times$  Aid + (the coefficient of Aid\*HI)  $\times$  Aid\*HI+ (the coefficient of Aid\*HI<sup>2</sup>)  $\times$  Aid\*HI<sup>2</sup>  
(Mean aid = 1.204, Low 25%=0.105, High 25%=1.575)

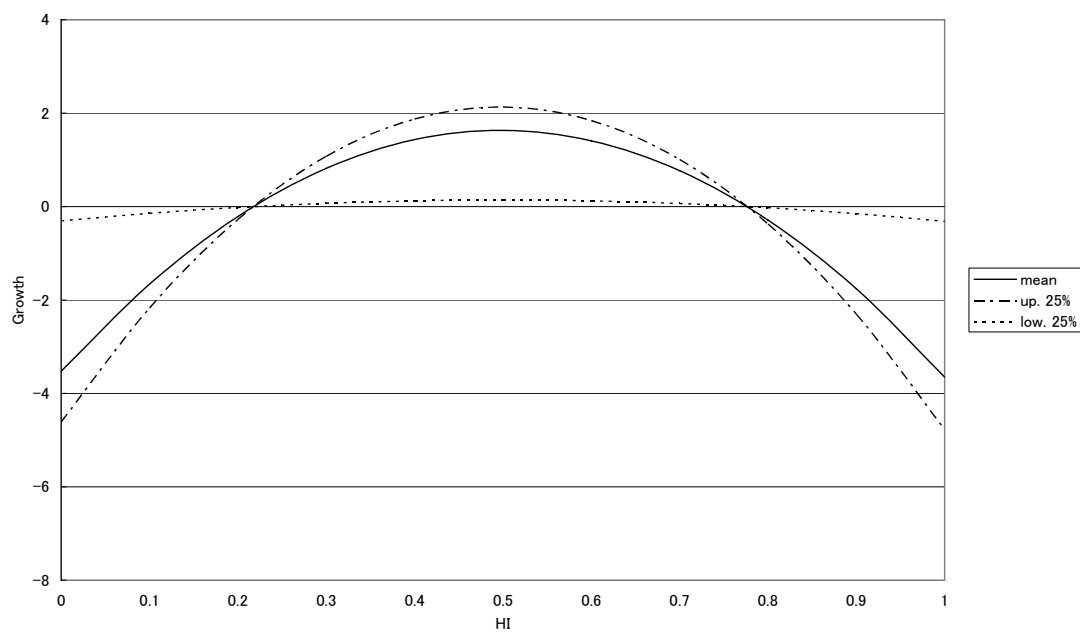




表 3 : Roodman (2007a) の拡張 (2)

Dependent Variable: per capita GDP growth

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
ralordn (Pre)	2.128 (1.101)+	4.415 (1.496)**	4.144 (1.493)**	3.054 (1.229)*	2.818 (1.250)*	0.676 (1.241)	2.724 (1.422)+	2.721 (1.294)*	0.443 (1.270)
raethnf (Ex)	-0.987 (1.650)	-2.447 (2.269)	-2.522 (2.266)	-1.774 (1.855)	-1.516 (1.723)	-1.437 (1.646)	-0.425 (2.392)	-0.639 (2.057)	-0.423 (1.750)
ratrooncar (Ex)	-0.416 (0.868)	-0.139 (1.246)	-0.37 (1.242)	-1.122 (0.977)	-1.336 (0.828)	-1.557 (0.720)*	-1.324 (0.984)	-1.525 (0.881)+	-1.685 (0.733)*
raassas (Pre)	-0.648 (0.337)+	-0.517 (0.418)	-0.606 (0.417)	-0.559 (0.376)	-0.551 (0.356)	-0.595 (0.356)+	-0.375 (0.486)	-0.464 (0.408)	-0.529 (0.387)
raethnfassas	0.743 (0.947)	0.608 (1.308)	0.754 (1.298)	0.556 (1.249)	0.475 (1.227)	0.494 (1.174)	0.308 (1.390)	0.404 (1.290)	0.458 (1.173)
raicree (En)	0.414 (0.365)	0.286 (0.465)	0.342 (0.454)	1.103 (0.868)	0.882 (0.909)	1.436 (0.810)+	2.32 (1.240)+	1.531 (0.920)+	1.872 (0.806)*
ram21 (Pre)	-0.042 (0.032)	-0.062 (0.039)	-0.064 (0.036)+	-0.08 (0.033)*	-0.07 (0.033)*	-0.057 (0.029)+	-0.122 (0.039)**	-0.1 (0.033)**	-0.078 (0.031)*
raeasia (Ex)	2.072 (1.431)	2.862 (1.711)+	2.941 (1.724)+	3.218 (1.514)*	2.702 (1.333)*	-4.691 (4.505)	3.204 (1.652)+	2.436 (1.346)+	-4.117 (4.170)
rassa (Ex)	-0.09 (1.168)	1.079 (1.721)	1.07 (1.704)	0.469 (1.433)	0.434 (1.415)	-0.559 (2.596)	0.153 (1.437)	0.354 (1.393)	0.255 (2.495)
rapolicv1 (En)	0.447 (0.488)	-0.596 (0.640)	-0.508 (0.646)	0.117 (0.534)	-0.657 (1.395)	0.077 (1.418)	1.142 (0.861)	0.215 (1.626)	1.193 (1.732)
raaid (En)	0.15 (0.685)	0.223 (0.713)	-0.571 (0.907)	-2.512 (1.536)	-2.244 (1.525)	-1.794 (1.555)	-0.449 (1.015)	-0.339 (0.822)	-0.334 (0.681)
ratroonaid (En)	-0.907 (0.608)	-1.307 (0.737)+	-1.012 (0.755)	-0.041 (0.857)	-0.111 (0.856)	-0.269 (0.788)	-0.353 (0.752)	-0.456 (0.624)	-0.494 (0.497)
raaidpolicv (En)	0.035 (0.369)	0.306 (0.369)	0.274 (0.378)	-0.14 (0.335)	-0.034 (0.354)	-0.263 (0.361)	-2.337 (0.857)**	-1.858 (1.000)+	-1.904 (0.989)+
raaid2policv	0.012 (0.053)	-0.014 (0.050)	0.001 (0.052)	0.051 (0.051)	0.044 (0.052)	0.06 (0.051)	0.405 (0.146)**	0.333 (0.160)*	0.31 (0.153)*
HI (En)	-18.435 (5.288)**	-70.17 (21.005)**	-69.264 (22.074)**	-51.528 (19.639)**	-53.942 (16.696)**	-28.717 (17.499)	-40.858 (27.558)	-53.189 (18.282)**	-23.757 (16.772)
HI2 (En)		56.047 (20.365)**	53.634 (20.437)**	47.201 (17.297)**	45.534 (14.720)**	33.961 (14.872)*	46.141 (19.794)*	49.711 (16.266)**	32 (13.754)*
raaidHI (En)			3.168 (1.350)*	15.111 (6.812)*	12.999 (6.953)+	9.835 (6.883)	24.354 (8.869)**	20.544 (9.532)*	18.436 (8.698)*
raaidHI2 (En)				-14.657 (8.094)+	-12.725 (8.284)	-8.132 (8.175)			
raaid2HI (En)							-3.915 (1.634)*	-3.291 (1.747)+	-2.839 (1.560)+
raicreeHI (En)				-1.75 (2.001)	-1.438 (2.174)	-3.81 (2.171)+	-3.524 (2.995)	-2.028 (2.265)	-3.757 (2.122)+
rapolicvHI (En)					3.421 (5.443)	1.498 (5.203)		3.411 (5.511)	0.999 (5.606)
raeasiaHI (En)						29.698 (18.391)			25.364 (16.499)
rassaHI (En)						-1.276 (11.199)			-5.718 (11.675)
Observations	440	440	440	440	440	440	440	440	440
Hansen	0.4	0.72	0.74	0.38	0.55	0.51	0.61	0.57	0.62
AR2	0.1	0.1	0.11	0.09	0.1	0.06	0.25	0.19	0.14

Note: Standard errors are in parentheses. \*\*, \* and + denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively. All variables except HI are taken from Roodman's homepage [<http://www.cgdev.org/content/experts/detail/2719/>]. The HI index is constructed by committed amounts of aid by bilateral donors and multilateral donors recorded in the CRS data of the OECD. Variables labeled (Pre) are considered to be predetermined in the system GMM estimations. Likewise variables labeled (EX) are considered to be exogenous and variables labeled (En) are considered to be endogenous in the system GMM estimations.

表 4 : サンプルセクションに関するプロビット推計

	(1)	(2)
	Probit	Probit
Dep. Variable	BD=1	ELR=1
ralgdp	14.219 (23.556)	-23.734 (31.609)
ralpop	-13.633 (11.628)	-61.258 (21.085)**
rassa	0.288 (0.288)	-0.399 (0.424)
raeasia	-0.115 (0.356)	-0.35 (0.430)
ratropicar	1.189 (0.281)**	0.825 (0.345)*
raicrge	-0.22 (0.063)**	-0.364 (0.092)**
ralgdp2	-1.494 (3.144)	3.782 (4.274)
ralpop2	0.777 (0.698)	3.736 (1.265)**
ralgdp pop	0.096 (0.102)	-0.162 (0.165)
ralgdp3	0.043 (0.140)	-0.178 (0.188)
ralpop3	-0.015 (0.014)	-0.074 (0.025)**
Observations	319	382
Pseudo R2	0.20	0.32

Note: Standard errors are in parentheses. \*\*, \* and + denote statistical significance at the 1%, 5% and 10% levels respectively.

付表 1：本稿で拡張した3つの論文の要旨

Estimation	Countries	Period	Number of observations
(1) BD	56	70-93	275
(2) ELR	62	70-97	356
(3) Roodman	67	70-02	440

付表 2：記述統計量

	Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
BD	bdgdp	275	1.173	3.599	-12.204	12.270
	bdaid	275	1.625	2.069	-0.008	12.724
	bdaidpolicy	275	1.616	4.867	-26.569	39.940
	bdaid2policy	275	7.780	45.773	-224.543	508.196
	HI_all	275	0.267	0.181	0.049	1
	bdaidHI	275	0.295	0.361	-0.003	2.970
	bdaid2HI	275	1.074	2.924	0.000	35.370
	bdpolicyHI	275	0.302	0.376	-1.185	1.759
	bdicrgeHI	275	1.244	0.972	0.171	6.089
	bdssaHI	275	0.060	0.116	0	0.850
	bdeasiaHI	275	0.023	0.076	0	0.533
	bdlgdp	275	7.514	0.702	5.743	9.339
	bdethnf	275	0.464	0.301	0	0.930
	bdassas	275	0.432	1.235	0	11.500
	bdethnfassas	275	0.171	0.605	0	7.360
	bdssa	275	0.305	0.461	0	1
	bdeasia	275	0.109	0.312	0	1
	bdicrge	275	4.563	1.237	2.271	7
ELR	bdm21	275	28.664	13.278	7.235	98.387
	bdpolicy	275	1.173	1.262	-4.504	4.525
	elrgdp	356	1.395	3.592	-12.693	16.550
	elraid	356	1.308	1.864	-4.591	12.745
	elraid2policy	356	1.753	3.947	-18.556	27.808
	elraidpolicy	356	7.265	30.604	-117.040	354.415
	HI_all	356	0.263	0.180	0.064	1.000
	elraidHI	356	0.232	0.429	-2.511	4.106
	elraid2HI	356	0.905	2.807	0.000	25.251
	elrpolicyHI	356	0.348	0.367	-1.246	1.604
	elricrgeHI	356	1.162	0.958	0.174	6.033
	elrssaHI	356	0.059	0.112	0	0.850
	elreasiaHI	356	0.022	0.076	0	0.533
	elrgdp	356	7.510	0.754	5.598	9.339
	elrethnf	356	0.467	0.298	0	0.9
	elrassas	356	0.483	1.255	0	11.5
	elrethnfassas	356	0.185	0.596	0	7.36
	elrssa	356	0.309	0.463	0	1
ROODMAN	elreasia	356	0.098	0.298	0	1
	elricrge	356	4.326	1.553	1.58	8.233
	elrm21	356	26.394	14.620	4.580	120.308
	elrpolicy	356	1.374	1.167	-5.345	3.725
	ragdp	440	1.428	3.549	-12.742	16.487
	raaid	440	1.204	1.781	-4.545	12.608
	raaidpolicy	440	1.637	3.524	-20.842	23.529
	raaid2policy	440	6.205	25.488	-140.671	296.644
	HI_all	440	0.260	0.181	0.064	1
	raaidHI	440	0.206	0.388	-2.486	4.064
	raaid2HI	440	0.765	2.514	0.000	24.709
	raicrgeHI	440	1.212	1.170	0	8.414
	rassaHI	440	0.056	0.109	0	0.850
	raeasiaHI	440	0.033	0.116	0	0.952
	ralgdp	440	7.528	0.785	5.224	9.711
	raethnf	440	0.457	0.299	0	0.9
	raassas	440	0.429	1.161	0	11.5
	raethnfassas	440	0.162	0.543	0	7.36
	rassa	440	0.307	0.462	0	1
	raeasia	440	0.116	0.320	0	1
	raicrge	440	4.435	1.749	0	10
	ram21	440	28.535	16.665	4.183	120.308
	rapolicy1	440	1.496	1.101	-6.021	3.607
	ratropaid	440	0.993	1.590	-4.545	11.370
	ratropicar	440	0.727	0.415	0	1

付表 3：国のリスト

code	countryname	Freq. in the Obs.			List of countries		
		BD	ELR	RO	BD	ELR	RO
ARG	Argentina	6	7	8	Y	Y	Y
BFA	Burkina Faso		4	8		Y	Y
BGR	Bulgaria			2			Y
BOL	Bolivia	6	7	8	Y	Y	Y
BRA	Brazil	6	5	8	Y	Y	Y
BWA	Botswana	3	6	7	Y	Y	Y
CHL	Chile	6	7	8	Y	Y	Y
CHN	China			4			Y
CIV	Cote d'Ivoire	1	5	6	Y	Y	Y
CMR	Cameroon	5	6	7	Y	Y	Y
COG	Congo, Rep.		2	3		Y	Y
COL	Colombia	6	7	8	Y	Y	Y
CRI	Costa Rica	6	7	8	Y	Y	Y
DOM	Dominican Republic	6	7	8	Y	Y	Y
DZA	Algeria	2	1	2	Y	Y	Y
ECU	Ecuador	6	7	8	Y	Y	Y
EGY	Egypt, Arab Rep.	5	6	7	Y	Y	Y
ETH	Ethiopia	2	4	5	Y	Y	Y
GAB	Gabon	6	6	6	Y	Y	Y
GHA	Ghana	6	7	7	Y	Y	Y
GMB	Gambia, The	6	5	5	Y	Y	Y
GTM	Guatemala	6	7	8	Y	Y	Y
GUY	Guyana	6	1		Y	Y	
HND	Honduras	6	7	8	Y	Y	Y
HTI	Haiti	5	7	8	Y	Y	Y
HUN	Hungary			3			Y
IDN	Indonesia	6	7	8	Y	Y	Y
IND	India	6	7	8	Y	Y	Y
IRN	Iran, Islamic Rep.		5	6		Y	Y
JAM	Jamaica	3	5	6	Y	Y	Y
JOR	Jordan		6	7		Y	Y
KEN	Kenya	6	7	8	Y	Y	Y
KOR	Korea, Rep.	6	7	7	Y	Y	Y
LKA	Sri Lanka	6	7	8	Y	Y	Y
MAR	Morocco	6	7	8	Y	Y	Y
MDG	Madagascar	4	5	6	Y	Y	Y
MEX	Mexico	6	7	8	Y	Y	Y
MLI	Mali	1	3	4	Y	Y	Y
MMR	Myanmar		7	8		Y	Y
MWI	Malawi	4	4	4	Y	Y	Y
MYS	Malaysia	6	7	8	Y	Y	Y
NER	Niger	2	2	2	Y	Y	Y
NGA	Nigeria	6	7	8	Y	Y	Y
NIC	Nicaragua	6	7	8	Y	Y	Y
PAK	Pakistan	6	7	8	Y	Y	Y
PER	Peru	6	7	8	Y	Y	Y
PHL	Philippines	6	7	8	Y	Y	Y
PNG	Papua New Guinea		5	6		Y	Y
POL	Poland			2			Y
PRY	Paraguay	6	6	8	Y	Y	Y
ROM	Romania			2			Y
SEN	Senegal	4	4	6	Y	Y	Y
SGP	Singapore			8			Y
SLE	Sierra Leone	6	7	8	Y	Y	Y
SLV	El Salvador	6	7	8	Y	Y	Y
SOM	Somalia	2			Y		
SYR	Syrian Arab Republic	5	6	7	Y	Y	Y
TGO	Togo	4	6	7	Y	Y	Y
THA	Thailand	6	7	8	Y	Y	Y
TTO	Trinidad and Tobago	5	7	4	Y	Y	Y
TUN	Tunisia	3	4	8	Y	Y	Y
TUR	Turkey	1	7	8	Y	Y	Y
TZA	Tanzania	2			Y		
UGA	Uganda		4	5		Y	Y
URY	Uruguay	6	7	8	Y	Y	Y
VEN	Venezuela, RB	6	7	8	Y	Y	Y
ZAF	South Africa		1	3		Y	Y
ZAR	Congo, Dem. Rep.	5	7	8	Y	Y	Y
ZMB	Zambia	6	3	7	Y	Y	Y
ZWE	Zimbabwe	3	5	5	Y	Y	Y
Total		275	356	440	56	62	67

付表 4 : 変数の定義と出所

Variable	Code	Original data source	Notes
Per-capita GDP growth	gdpg	World Bank, 2003	
Initial GDP per capita	lgdp	Summers and Heston, 1991	Natural logarithm of GDP/capita for first year of period; constant 1985 dollars
Ethno-linguistic fractionalization	ethnf	Roeder, 2001	Probability that two individuals will belong to different ethnic groups
Tropical area fraction	tropicar	Gallup and Sachs, 1999	
Assassinations/capita	assas	Banks, 2002	
Institutional quality	icrg	PRS Group's IRIS III dataset (see Knack and Keefer, 1995)	Revised version of variable. Computed as the average of the three components still reported after 1997
M2/GDP, lagged one period	m21	World Bank, 2003	
Sub-Saharan Africa	ssa	World Bank, 2003	
East Asia	easia	Burnside and Dollar (2000)	Dummy for China, Indonesia, South Korea, Malaysia, Philippines, and Thailand, following Burnside and Dollar
Aid (Effective Development Assistance)/PPP GDP	aid	Chang et al., 1998; DAC, 2002; IMF, 2003; World Bank, 2003; Summers and Heston, 1991	Available values for 1975–95 from Chang et al. Missing values extrapolated based on the regression of EDA on Net ODA. Converted to 1985 dollars with World Import Unit Value index from IMF, series 75. GDP computed like LGDP above
Policy index	policy	Roodman, 2004	
Population	lpop	World Bank, 2003	Natural logarithm
Herfindahl index	HI	CRS	

Note: All variables except HI are taken from Roodman's homepage [<http://www.cgdev.org/content/experts/detail/2719/>]. The HI index is constructed by committed amounts of aid by bilateral donors and multilateral donors recorded in the CRS data of the OECD. Prefixes, such as bd-, elr-, and ra- are added to codes corresponding dataset of Burnside and Dollar (2000), Easterly, Levine and Roodman (2004), Roodman (2007a) respectively.