

一橋大学経済学研究科  
博士学位申請論文

経済協力の有効性  
対タイ経済協力にみるエビデンス

Effects of Foreign Aid  
Evidence from Thailand

2019年7月

櫻井 宏明

Hiroaki Sakurai

## 目次

謝辞

はじめに	1
1. 対タイ経済協力の現状	2
1.1 タイ経済成長とその果実	2
1.2 対タイ経済協力の概要	3
1.3 本論文の方針	10
2. 経済協力に関する先行研究	11
2.1 はじめに	11
2.2 経済協力と経済成長	11
2.3 経済協力と財政	13
2.4 援助機関間の関係	14
3. タイの統計データ	16
3.1 タイの地域分類及び人口統計	16
3.2 タイの国民経済計算	19
3.3 経済協力データ	24
3.4 タイの財政データ	25
3.5 労働統計	25
3.6 物価統計と GDP デフレーター	26
3.7 入手元	26
3.8 まとめ	27
4. 経済協力と経済成長	28
4.1 先行研究とこれまでの推計手法	28
4.2 経済協力と生産力効果	30
4.3 地域別パネルデータを用いた対タイ円借款の生産力効果	45
4.4 結論	59

5. 経済協力と財政	60
5.1 ファンジビリティと財政への影響	60
5.2 先行研究の整理	61
5.3 分析手法及びデータ	63
5.4 1960年代と1970年代に関する分析	70
5.5 結論	73
6. 経済協力と援助機関間の関係	75
6.1 はじめに	75
6.2 分析手法及びデータ	77
6.3 推計結果	80
6.4 結論	88
7. 経済協力とオランダ病	90
7.1 はじめに	90
7.2 分析手法及びデータ	92
7.3 分析結果	94
7.4 結論	96
8. 研究の総括と提言	98
8.1 結論（各章のまとめ）	98
8.2 今回の研究成果と今後の課題	100
8.3 今後の経済協力への提言	102
参考文献（英文）	104
参考文献（和文）	109
付録（Appendix）	
付録1. 時系列分析の手法	111
付録2. 援助に起因する同時性に関する考察	118

## 謝辞

本論文の執筆にあたり、一橋大学の多くの先生からご指導をいただくことができた。

佐藤主光先生（一橋大学教授）からは主指導教官として博士論文となった主アイデアをいただくとともに、データ収集から分析手法まで丁寧に論文指導を行っていただいた。通常業務多忙に重なる時期があったため博士課程入学も遅れたが、その間も暖かく見守っていただいた。

真野裕吉先生（一橋大学准教授）は、副指導教官として後期博士課程入学直後から常に細かい点まで分析手法や文章の書き方など配慮すべき点について多数ご指導いただいた。また、研究者としての研究に対する真摯な姿勢からも多くを学ばせていただいた。今回提出した博士論文も隅々までご覧いただき、たくさんのご指導いただいた。

横山泉先生（一橋大学准教授）は、後期博士課程在籍中からお世話になった。特にパネルデータの計量分析に関する考え方から実際に推計を実施する際の技能まで細かい点を多数ご指導いただくことができた。また、中東雅樹先生（一橋大学非常勤講師、新潟大学准教授）からは時系列分析の手法や社会資本の生産力効果に関する分析方法について、実際に推計を実施する際の注意点などを具体的にご指導いただくことができた。

今回の大学院後期博士課程在籍は学部時代からの縁によるところは大きい。学部2年生時に当時存在していた前期ゼミナール指導教官としてご指導いただいた石川城太先生（一橋大学教授）にはその後の社会人時代にもお世話になった。今回の後期博士課程入学も石川先生の勧めなければ実現しなかったであろう。

また、学部3～4年生時の後期ゼミナールとしてご指導いただいた石弘光先生（元一橋大学長、一橋大学名誉教授）からは、論文の読み方、卒業論文の作成方法をはじめゼミナールの研究活動の原点を教えていただいた。また、佐藤先生をはじめゼミナール生の先輩・後輩には一橋大学をはじめ他大学及び官公庁にも多数の研究者が在籍し、常に刺激をいただいていた。博士論文完成の報告が石先生ご存命に間に合わなかったことが悔やまれる。

学部卒業後における国家公務員生活から今回の論文の構想を得ることができた。この間、アジア勤務経験者やタイ研究者の先輩・同僚からの叱咤激励にはおおいに助けられた。特に田口博之先生（埼玉大学教授）には研究活動を始めたころから論文執筆方法や投稿方法といった初歩からご指導いただいた。

今回の論文のうち、第7章「経済協力とオランダ病」にあたる部分は、以下論文を日本語にするとともに加筆修正を行ったものである。

Sakurai, H. (2017) “Foreign Aid and Dutch Disease in Thailand” , Bulletin of Applied Economics 4(2), pp. 57-64.

2019 年  
櫻井 宏明

## はじめに

世界中の人々が飢餓や疫病の恐怖から解放されることは人類の夢である。特に、今世紀に入り、世界約 70 億人の人口のうち、日々の衣食住に困る最貧困層は 10 億人を下回っている。こうした状況を受け、計算上は先進国が GNI のうち 0.7% を拠出し、受取国となる開発途上国がこれを適切に使用することで、最貧困層をなくすることができるようになったという。しかしながら、その 1 つの有力な手法である経済協力 (ODA) が生み出す効果については、経済学の中でも積極的な評価のみならず消極的な評価も多く、その効果についてはいまだに決着していない。

また、日本からの経済協力に関しては、アジア地域におけるインフラ整備が多く、その成果を疑問視する声も少なくない。他方で、こうしたインフラ整備が日本企業の進出を含む直接投資の増加等を通じて現地経済の活性化に貢献しているという主張も聞かれる。なかでも、伝統的に日本が中心となって支援してきたタイに関してはその後に進出した日系企業も多いことから援助関係者の間でも相対的に成功した事例と捉える向きが多いように感じる。

こうした問題認識の下、本論文では日本がある程度の主導権を保持しながら経済協力を実施してきた対タイ支援を舞台にその効果の検証を行うこととする。

まず、第 1 章ではこれまでの対タイ経済協力に関する経緯や評価、タイの経済成長の経緯といった動向を大きくまとめ、第 2 章で経済協力に関する先行研究をとりまとめる。第 3 章ではタイのデータ及びその特性についてとりまとめる。

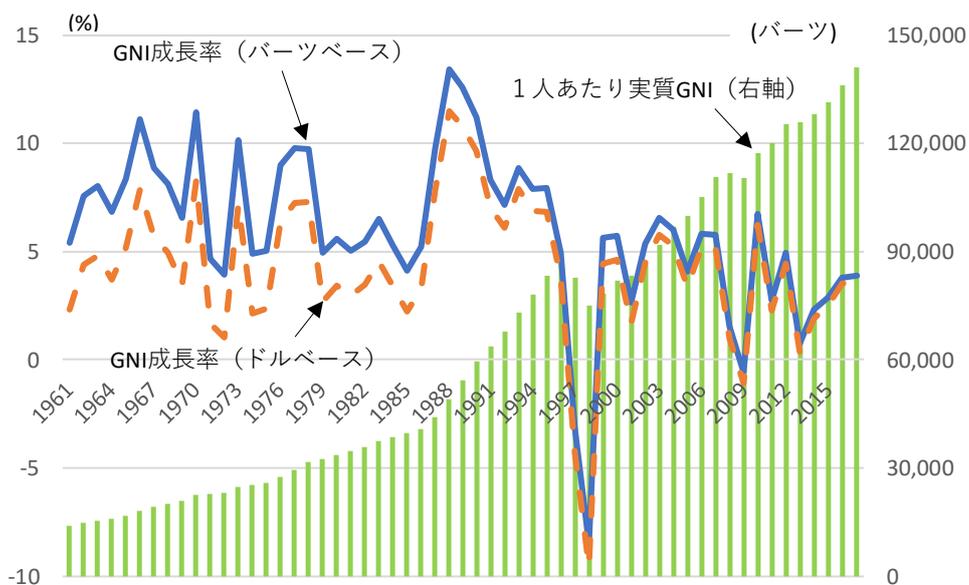
続く第 4 章では、対タイ経済協力がタイの生産力に与える影響について、これまで日本国内の社会資本整備効果について使用されてきた分析ツールを用いて分析を行う。第 5 章では経済協力がタイ政府の財政状況に与えた影響について、経済協力と財政支出、財政収入、借入を使用した VAR モデルを組み、経済協力が各変数に与える影響について分析を行う。第 6 章では、経済協力を行った主要援助機関同士の援助量の関係について回帰分析及び VAR モデルを使用して分析を行う。第 7 章では、経済協に伴う資本流入が為替の増価を通じて製造業を衰退させる「オランダ病」を起こしていないか分析を行う。最後に第 8 章として、研究の総括と提言についてとりまとめる。

# 1. 対タイ経済協力の現状

## 1.1 タイ経済成長とその果実

タイは、相対的に自由な経済活動が長年保証され、長期にわたり経済成長が続いている。図 1.1 はタイの経済成長率と 1 人あたり GNI の推移を示したものである。実質ベースで 5 % 成長が半世紀以上にわたって続いており、1 人あたり GNI は 14 万バーツ強となっている。1 バーツが 3 円程度であることを考えると 42 万円程度、購買力平価ではさらに 3 倍程度であるため、日本の感覚では 150 万円程度と日本の 1 人あたり GDP の約 3 分の 1 の水準まで上昇している。

図 1.1 タイの GNI 成長率と 1 人あたり GNI

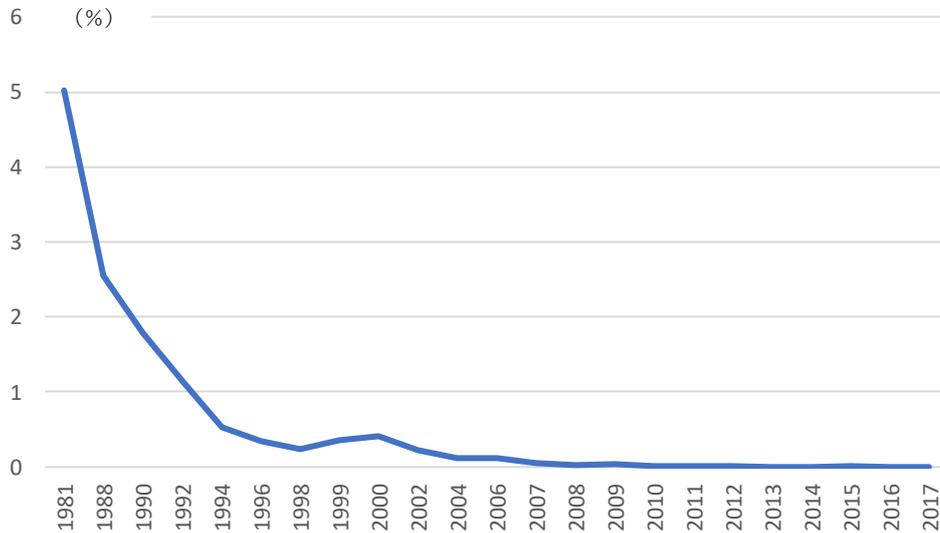


(備考) 1. 世界銀行「World Development Indicators」より作成。

2. 実質値は2010年基準。

長期にわたる経済成長を背景に、貧困者も低下を続けている。世界銀行は国際貧困ラインとして 1 日あたり 1.9 ドル未満で暮らす人々を貧困層としているが、タイにおいては 1981 年で約 5 %、1994 年には 1 % を下回り、2007 年以降は 0.1 % 未満と、ほぼゼロの状態が続いている (図 1.2)。

図 1.2 1日1.9ドル未満で暮らす人の割合



(備考) 1. 世界銀行「世界の貧困に関するデータ」より作成。

2. タイ国内において、1日あたり1.9ドル未満で暮らす人の割合。

## 1.2 対タイ経済協力の概要

経済協力の定義については、財務省ホームページに以下のとおりまとめられる。

開発途上国の経済発展を支援することを一般に「経済協力」と呼んでいるが、これは開発途上国への資金の流れという観点から、政府開発援助 (Official Development Assistance : ODA)、その他の政府資金 (Other Official Flows : OOF)、民間資金 (Private Flows : PF)、民間非営利団体による贈与に分類出来る。

このうち ODA とは、次の 3 つの要件を満たす資金の流れを示す。

- ① 政府ないし政府の実施機関によって供与されるものであること。
- ② 開発途上国の経済開発や福祉の向上に寄与することを主たる目的としていること。

③ 資金協力については、その供与条件が開発途上国にとって重い負担にならないようになっており、グラント・エレメント (G. E.) が 25% 以上であること。

グラント・エレメント (G. E.) は貸付条件の緩和度を示す指標である。金利が低く、融資期間が長いほど、グラント・エレメントは高くなり、借入人 (開発途上国) にとって有利であることを示す。例えば、贈与のグラント・エレメントは 100%。なお、ODA として認められるのは、グラント・エレメント 25% 以上である。

グラント・エレメントの公式は以下のとおり (小浜 2013)。

$$GE = 100 \left\{ 1 - \frac{\left(\frac{r}{a}\right)}{d} \right\} \frac{1 - \left\{ \frac{1}{(1+d)^{aG}} - \frac{1}{(1+d)^{aM}} \right\}}{d(aM - aG)}$$

GE: グラント・エレメント (%)

r: 金利 (年間)

a: 年間支払回数

d: 1 返済期あたり割引率 (半年賦払いの場合、4.8809%)

G: 据置期間。

M: 償還期間。

対タイ経済協力<sup>1</sup>を GDP 比で見ると、図 1.3 のとおりで、最盛期となる 1970 年代後半から 1980 年代にかけては GDP 比 1%以上の経済協力が流入していることがわかる。



(備考) DAC 統計より作成。

日本からの対タイ経済協力のこれまでの経緯は、JICA 国際協力総合研修所 (2003) 及び石井 (2016) に詳しいため、これらの先行研究をもとに対タイ経済協力の歴史をまとめると、①1968 年の開始から 1977 年までの草創期 (戦後賠償から反日デモ)、②1977 年から 1989 年までの戦略的拡大期 (ODA 倍増計画、1980

<sup>1</sup> 通常援助実績に使用される ODA 純額は、支出純額=支出総額-回収額 (被援助国から援助供与国への貸付の返済額) として定義される。

年のカンボジア侵攻による地政学的重要性)、③1989年から1996年までの質的転換期(ソフト支援化とインドシナ地域協力)、④1997年から2002年までの「危機への対応期」⑤その後(タクシン政権による周辺国への支援と日本のODA減少)に分類される(図1.4)。その内容はその場の課題に対応していることもあり、一貫した戦略性はなく、インフラ開発を中心としながら総花的な分野での支援となっている。

日本からの援助資金の配分に関する先行研究が、秋山他(2008)では、①受取国のニーズ、②援助国である日本側の関心事、③受取国のガバナンス、の観点からとりまとめられている。これによると、①受取国の1人あたり所得及び人口により援助配分が影響を受けているかを検証している研究があるが、貧困人口が多い国を重視しているという研究がある一方、中程度の所得を重視しているという研究があるなど、必ずしも一貫した研究結果はでていない。②援助国である日本側の関心事としては、アメリカの戦略的利害、国連総会において日本側に投票、輸出量や宗教・距離、が指摘されている。③受取国のガバナンスについて、日本はガバナンスを軽視しているという研究がある一方、必ずしもガバナンスを軽視しているとはいえないという研究もあり、一貫した結論はでていない、としている。



以上を踏まえ、対タイ経済協力の決定要因、すなわち予算がどのように決まっているか、について考えてみる。秋山他（2008）にもあるとおり、通常は様々な説明変数を用いてパネルデータを使用しているが、現場担当者としてはより直観的には対前年比をみながら予算を決めているように思われる。

そこで、この5期各々をダミー変数とした説明変数、DAC加盟国<sup>2</sup>及び日本からの政府開発援助金額<sup>3</sup>（ODA）を被説明変数とした回帰分析を行った。推計期間は日本が円借款を開始した1968年から現行でデータのとれる2016年までとしている。推計式は以下のとおり求められた。求められた推計値と経済協力の純額をグラフにしたものが図1.5のとおりである。

### DAC加盟国からの経済協力（純額）推計式

$$NET\_ODA_t = -154.00 + 567.72aid_{1t} + 1012.04aid_{2t} + 1359.37aid_{3t} + 1139.78aid_{4t} + u_t$$

(68.48)\*\* (114.13)\*\* (104.60)\*\* (118.60)\*\* (153.12)\*\*

Adj.  $R^2 = 0.784$  D. W. 1.873

### 日本からの経済協力（純額）推計式

$$NET\_JODA_t = -225.32 + 351.15aid_{1t} + 800.75aid_{2t} + 1066.56aid_{3t} + 1070.04aid_{4t} + u_t$$

(64.61)\*\* (107.68)\*\* (98.69)\*\* (111.90)\*\* (144.47)\*\*

Adj.  $R^2 = 0.734$  D. W. 1.951

（備考）1. DAC統計、世界銀行統計（消費者物価指数）及び図1.4の時代区分により作成。

2. ( )内は標準誤差。\*:10%有意、\*\*:5%有意、\*\*\*:1%有意。

3. 変数は以下のとおり。

$NET\_ODA_t$ : t年におけるDAC加盟国からの政府開発援助（ODA）純額

$NET\_JODA_t$ : t年における日本からの政府開発援助（ODA）純額

$aid_{1t}$ : 第1期ダミー（1967～1976年を1、その他を0としたダミー変数）

$aid_{2t}$ : 第2期ダミー（1977～1988年を1、その他を0としたダミー変数）

$aid_{3t}$ : 第3期ダミー（1989～2000年を1、その他を0としたダミー変数）

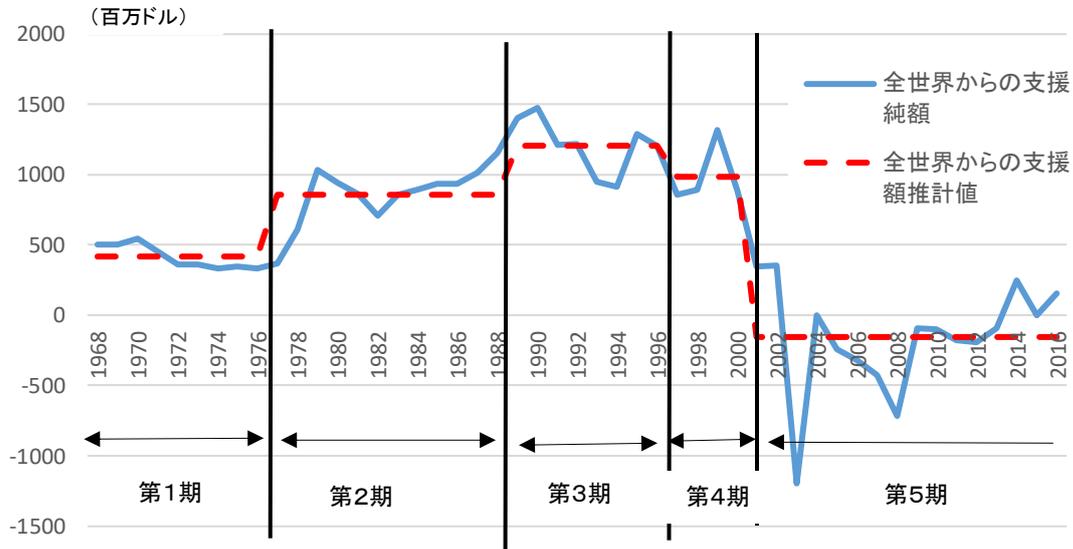
$aid_{4t}$ : 第4期ダミー（2001～2016年を1、その他を0としたダミー変数）

<sup>2</sup> DAC加盟国（30か国・地域）

豪, 澳, ベルギー, 加, チェコ, デンマーク, フィンランド, 仏, 独, ギリシャ, ハンガリー, アイスランド, アイルランド, 伊, 日本, 韓国, ルクセンブルク, 蘭, NZ, ノルウェー, ポーランド, ポルトガル, スロバキア, スロベニア, スペイン, スウェーデン, スイス, 英, 米, EU

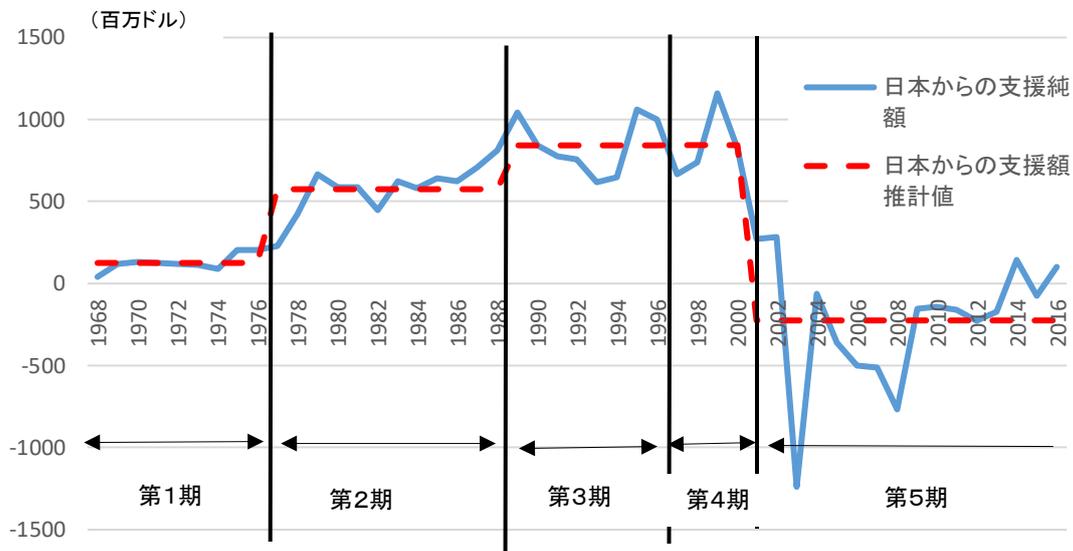
<sup>3</sup> 物価水準は消費者物価指数（2010年基準）で調整。

図 1.5 対タイ経済協力（純額）及び推計値  
 (1) 全世界からの経済協力と推計値



(備考) DAC統計及び世界銀行統計より作成。2010年を基準年とした実質値。

(2) 日本からの経済協力と推計値



(備考) DAC統計及び世界銀行統計より作成。2010年を基準年とした実質値。

この回帰式から、以下のことがわかる。

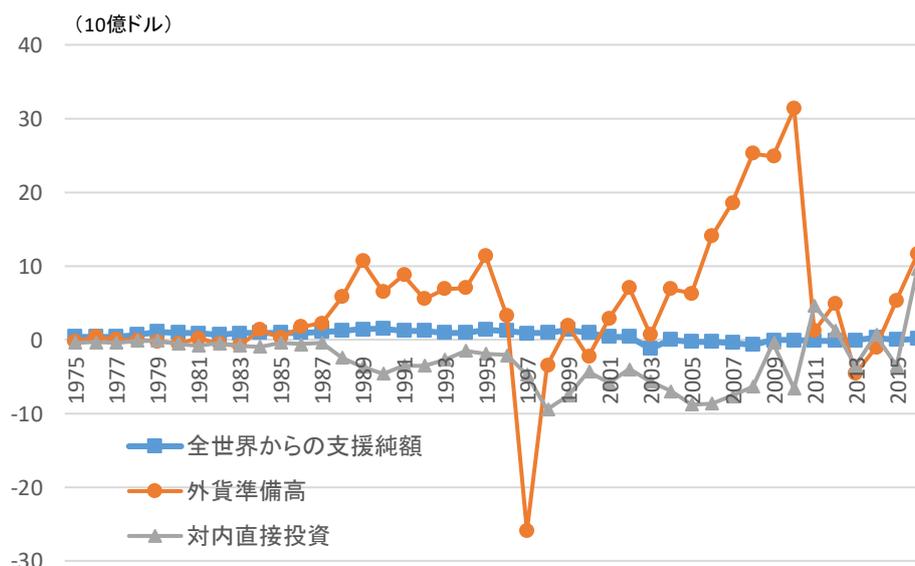
まず第1に、主要援助国である日本をはじめ国際的な援助金額は、タイをめぐる政情が大きく変化したと主要援助国が判断するまでは前例踏襲、新しいステージに入ったと認識した段階で大きく変化することである。符号条件のみな

らず、係数も類似していることから、この判断はDAC全体でも日本でも大きく変わらないことを示している。

第2に、このほかの決定要因が大きくは貢献していないことである。先行研究に使用される貿易量や直接投資、外貨準備高などを入れ込んで説明しようとしたが、有意に説明することはできなかった。図1.6は経済協力金額とGDP、輸出、直接投資、外貨準備高を1つのグラフにまとめたものであるが、経済協力供与額は他の経済変数に比べ、景気変動に左右される面が小さく、経済協力金額を他の経済変数で説明することが困難であることは明らかであろう。

第3に、援助国の予算総額などがあまり決定要因として重要でないことである。たとえば、日本の経済協力予算は1998年までは増加傾向、その後減少傾向にあり、2014年に底入れしている。しかしながら、減少期間にダミー変数を加えても有意にはならなかった。

図 1.6 対タイ経済協力金額とタイの主要経済指標



(備考)DAC統計及び世界銀行統計より作成。2010年を基準年とした実質値。

最後に、経済協力の使途について確認しておく。タイへの経済協力は個別プロジェクトへの支援が中心である。また、特に対タイ支援では経済成長への貢献を念頭においたインフラ整備に重点をおいた。首都バンコクの架橋や高速道路、地下鉄などが建設されたほか、首都バンコクの東南80~200kmに位置する東部臨海地域(チャチェンサオ、チョンブリ、ラヨンの3県)に工業を中心に開発する東部臨海開発計画に1982~1993年の円借款の約2割を割り当てている。こうして経済協力から得られた具体的成果例は表1.7のとおり。

表 1.7 対タイ経済協力の具体的成果例

運輸建設分野	・ バンコク国際空港やチャオプラヤ川にかかる 14 橋梁を建設。 ・ 東部臨海工業地域では 50 万人以上の雇用を創出。
電力分野	21 世紀初頭における全国発電容量の約 15%を建設・改修。
灌漑	21 世紀初頭における全国の農家の約 30%に水を供給。

(備考) JICA 国際協力総合研修所 (2003)、在タイ日本国大使館他 (2008) より作成。

### 1.3 本論文の方針

以上を踏まえ、本論文の目標は、対タイ経済協力の効果を定量的に示すことで経済協力の価値を経済学的に示すことにある。その過程における本論文の方針は以下 3 点に集約される。

第 1 に、本来活用できるが図書館の片隅などに埋もれている統計データをできるだけ確実に使用することである。第 3 章で議論するとおり、タイの統計は今世紀に入ってから整備されたものが多く、インターネットなどでは入手も難しいものが少なくない。タイ駐在時に現地統計に慣れ親しんだ経験を活かし、背景事情なども理解しつつ収集したデータを中心に分析に使用していくことにより、長期間のデータを得ることを目標としている。

第 2 に、援助関係の実務担当者で議論されていること、素朴に信じられていることについて、定量的な証拠を得ることである。特に日本からタイへはインフラ整備を中心とした経済開発を目的とした支援が多く、タイの経済成長に貢献してきたという議論を目にすることが多かった。実際にタイ駐在や外務本省の勤務を通じ、援助は現地に貢献しているという確信を共有するとともに、定量的なエビデンスを有する研究は決して多くはないことも理解するに至った。実務的な援助手法なども理解した上で、モデル選定などを行っていくことを考えると同時に、現在活発に支援している国、これから支援が活発化するであろう国などにも類似の分析手法を活用できることを念頭においた分析としていくことである。

第 3 に、学際的な研究に貢献することである。タイでは政治学や社会学のアプローチから研究を行う地域研究が盛んであり、様々な研究成果があがっている。このため、本論文ではタイの基本的なマクロ経済分析をフレームワークとしつつも、様々な研究分野の先行研究を参考としながら成果を共有できるよう整合性を得られる研究成果をあげることを目標とする。

## 2 経済協力に関する先行研究

### 2.1 はじめに

経済協力に関する先行研究を展開する前に、どのように貧困削減を実施するかについて考えておく。これまでの研究成果から経済発展が貧困層を縮小した、という観点については頑健に推計されている（黒崎，2009；Dollar and Kraay, 2002；Ravallian, 2001；Besley and Burgess, 2003 など）。従って、世界の貧困からの解放には経済成長が必要である、という観点はほぼ疑いがない。次に、経済成長を誘発するルートである。先行研究からは、直接投資は経済成長に貢献する、という推計が多い（Borensztein et al., 1998；Hsiao and Hsiao, 2006）。また、交通などインフラ整備が経済成長に貢献するという推計もある（Canning and Pedroni, 2008）。

以上を踏まえ、経済協力が被援助国に与える影響はどのようなものか。本章では経済協力が経済成長に与える影響、国内借入や財政支出など財政面に与える影響、援助機関間の関係が経済協力が与える影響、の3点について各章の議論に有用な先行研究をとりまとめる。

### 2.2 経済協力と経済成長

#### 2.2.1 経済協力の効果に関する議論

経済協力と経済成長の関係については、過去70年にわたり議論されてきたが、今世紀に入りその議論が発展したことと、いまだ統一的な見解には至っていないことに特徴がある。このうち、20世紀の先行研究や議論についてはMcGillvray et al. (2006)、Doucouliagos and Paldam (2009)に詳しく記載されている。

まず、21世紀に入ってから経済協力が経済成長などマクロ経済に与える効果については、World Bank (1998) 及びBurnside and Dollar (2000)を基本とした「経済協力の受取国の政策が適切なら援助は有効に機能する」とした条件付賛成論が多い（Alesina and Dollar, 2000；Collier and Dollar, 2002）。条件付賛成でも熱帯地域では援助効果の発現がしにくいとしたDalgaard et al. (2004)や、人的資本を操作変数に加えると援助の効果が発現しなくなるとしたHansen and Tarp (2001)などがある。

これに対し、推計期間や対象国を少し変更するだけでも推計結果は成立しない、実際には援助の中身が援助機関の生活費など中間支援に向けられる費目が多い、などから経済協力は全く経済成長に効かないとしたEasterlyを中心とし

た議論が存在している (Easterly, 2003; Easterly et al., 2004; Easterly, 2006; Easterly, 2007)。このほか、Nwaogu and Ryan (2015)ではアフリカ、中南米各国に関する誤差修正モデルを推計し、経済協力に効果が認められないことを示している。

このように、経済協力の効果は議論が続いているが、相対的に、短期では経済協力の効果は測定しやすい一方、長期では効果の測定が困難とされている (Nowak-Lemann et al., 2012)。また、産業別にみると第2次、第3次産業において効果の発現がみられる (Salaya and Thiele, 2010) など、一国レベルより小さい単位での援助の発現効果は地域別よりも産業別の方が効果の発現がみられるようである (Addison et al., 2017)。

最後に Addison and Tarp (2015)により近年の経済協力と経済成長の関係に関する研究を確認する。パネルデータ分析では、Arndt et al. (2015)では、1970～2007年までの78か国データを使用して援助と成長の関係を再度推計した結果、援助が経済成長にプラスの影響を与えているとしている。また、時系列分析では Juselius et al. (2014)ではアフリカ36か国の長期データ(1960年代～2007年)を使用し、各々の国における、援助、実質GDP、実質設備投資、実質民間消費、実質政府消費(いずれも対数値)から構成されるVARモデルを作成、Granger因果分析を用いて経済協力の効果を検証した結果、経済協力がGDPや設備投資にマイナスの影響を与えたのは2か国(Comoros、Ghana)に対して、プラスの影響を与えたのは12か国であるなど、総じてプラスの影響を与える、としている。

### 2.2.2 社会資本整備の効果に関する議論

社会資本の生産性計測は1990年代に日本国内で議論が発展している。以下、本論では岩本(2005)、宮川他(2013)をもとに先行研究を整理する。

アメリカでは高速道路や学校の整備が一巡した1970年代以降に社会資本成長率が鈍化しており、全要素生産性の動きと符合していることが問題認識であった。Aschauer(1989)はアメリカのマクロデータを用いて生産関数を推定し、社会資本には生産力効果があることを示した。

日本では、高度成長が終了し、社会資本整備が進む中で、適正規模の社会資本が提供されているかを示すために計測が行われてきたものであり、岩本(1990)、浅子・坂本(1993)、三井・井上(1995)、など、生産力効果が観測される研究が大勢を占めている。また、地域別にみると、都市部の社会資本が過小である(吉野・中野、1994)、産業別にみると、第1次産業への生産力効果が小さい(吉野・中島・中東、1999)などの分析も行われている。

## 2.3 経済協力と財政

せっかく支援しても援助を受けた側が浮いたお金を無駄遣いするなら支援の意味はない。わかりやすい例としては、第2次世界大戦後の欧州復興に関連して、供与国側が発電所の建設を支援したところ、受取国側は本来発電所を建設する費用を使用し、受取国側が以前から欲しいと思っていたオペラ座を建設したようなケースである (Nurkse, 1953)。この問題は供与国側と受取国側の思惑の相違から発生しているものであり、供与国側からみれば当初想定した生産力増強効果を得られないことになる。これを「ファンジビリティ」(資金流用可能性)と呼び、昔から議論されてきた。

「ファンジビリティ」は経済協力が財政支出に与える影響であり、教育や衛生など個別分野に与える影響と、財政支出全体に与える影響に分類される。また、経済協力が財政に与える影響は財政支出のみならず、国内借入や税収を中心とした財政収入へも影響しうる (Morrissey 2015)。このうち本稿では、援助が増加することにより被援助国の予算制約が緩くなり、結果として国内借入の維持ないし支出増を招く、という経済協力と財政の反応に関する先行研究を紹介する。

まず、理論モデルでは、Fiscal Response Models (FRMs) と呼ばれる公共部門の予算制約式の下で政策当局の効用関数<sup>4</sup>を最大化するモデルを組み、最適解を解いたうえで具体的な数値を代入することで、経済協力が財政に与える影響を確認することができる (Franco-Rodriguez et al. 1998)<sup>5</sup>。他方、そもそも財政に関する目的関数や最適値は存在するのか (目的関数に対する批判)、及び、経済協力が財政に与えるルートはさらに複雑ではないか (制約式に関する批判)、という考え方から、VAR モデルを使用し、経済協力が国内借入、財政支出、財政収入に与える影響について分析する手法も広がった。特に、これらの指標が共和分関係にある際には共和分 VAR モデル (Cointegrated VAR model, CVAR) を組み合わせることが可能となり、共和分関係を使用した収入、支出、借入の長期均衡と VAR モデルを使用した長期均衡に向かう短期的な状態を分析することになった (McGillvray and Morrissey, 2004; Morrissey, 2015)。

Osei et al. (2005) は 1966~1998 年までガーナの政府支出 (政府投資支出+政府消費支出)、税収、経済協力、国内借入 (米ドル実質値) について、CVAR モデル及びインパルス反応関数を使用して短期的及び長期的な関係を分析した結

---

<sup>4</sup> 効用関数は、政府消費、公共部門投資、税収その他収入、国内借入、経済協力の理想と現状の乖離を各々 2 乗したもの。

<sup>5</sup> また、同論文ではパキスタンの 1956~1995 年データを用いてパラメータを推計した結果、政府消費は支援金額の 2 倍減少、政府投資は 5% 程度の増加となった。従って、政府支出全体では支援金額以上のマイナスとなることを示した。

果、短期的には経済協力が匹敵する金額が政府消費支出として増加されており、援助の大部分は日々の生活費になってしまうようにみえるが、長期的には経済協力は国内借入の肩代わりになり、支出面ではより減少させやすい投資支出を抑制していることを示した。VAR モデルを類似の分析に Lloyd et al., 2009; Morrissey et al., 2007; Martins, 2010 など)。

こうした先行研究の大部分は相対的に経済協力が効果を得ていないと考えやすいアフリカ諸国を対象としている。アジア諸国についてはファンジビリティの規模が小さいため、研究成果が多くはない (Aiyar and Ruthbah, 2008)。

## 2.4 援助機関間の関係

援助協調は複数の援助機関が共同してプロジェクトを実施するものである。援助国・援助機関からみると、全額を負担しなくてすむことから安価な費用で援助効果を引き出す方策の1つである。援助協調が進展すると、効率的に援助が実施されるため、受取国にとって望ましい状況となるはずである。

Torsvik (2005)は、2ドナー1開発途上国モデルを用いて協力ゲームの場合と非協力ゲームの場合にわけて援助量及び途上国内での再分配に関する理論モデルを解いている。これによると、協力ゲームのほうが非協力ゲームに比べ援助量は増加する一方、再分配は小さくなるといった点を示している。また、もう少し簡便な先行研究として、木原 (2011)、有本、高野 (2007) があげられる。各々ナッシュ均衡を想定して協力ゲームと非協力ゲームにおける均衡解の相違から、協力した場合のほうが相対的に効率性が向上することを示している。

援助の効果を低下させる要因の一つとして、被援助国に複数の援助機関が大量に援助を行う「援助氾濫」があるといわれる (有本・高野、2007、木村他、2007)。有本・高野 (2007) をもとにまとめると、援助氾濫は取引費用を高め実質的な援助額を減価させてしまうこと、受入国の経常予算や外貨、専門家などを奪い合ってしまうこと、があげられる。

援助機関同士の関係については、東西冷戦が現実的であった1980年代から分析が行われ、1990年代には、非協力的な解となるクールノー均衡か、協力的な解となるリンダール均衡か、という理論的枠組みが整理され、実証でもどちらの枠組みに近いのか、という議論が行われた (Sandler and Murdoch, 1990、Sandler, 1992、千明・深尾 1993 など)。政治的に近いアプローチは、今世紀にはテロとの戦いや、援助協調などに発展している (Mascarenhas and Sandler, 2006、木原 2011 など)。

加えて、援助機関同士の関係については援助金額が内生的に決定するとの前提に、各援助機関の拠出する援助金額の変動から援助機関間の関係を研究する

分野が存在する。具体的には、2008年に世界金融危機が発生し、援助金額が変動した経験から、2国間援助を念頭に長期的な支援目標額と景気変動などによりその年の支援額が異なる場合に、自援助機関内でどのように調整されるかを研究した Jones (2015)、他援助機関と自援助機関の援助金額の関係を分析した De Matteis (2018) などがあげられる。

### 3 タイの統計データ

統計データの活用にあたっては、各統計データの調査対象数、調査方法などを知ったうえで、公表元のホームページからデータをダウンロードする、もしくは統計冊子入手することになる。この際、特に時系列分析を行う上では、調査手法や対象数の変化による接続性などについて注意を払わなければならないことは言うまでもない。

このデータ活用法はタイの統計データに関しても不変である。タイの統計データはその一部は ICT 省国家統計局 (National Statistical Office: NSO) で作成しているが、大部分は所管する各省にて作成・公表している。これら統計の大部分は冊子のみの公表となっており、インターネットでの入手は困難、あってもタイ語のホームページに埋め込まれていることが多い。逆に、タイ中央銀行のホームページでは多くの統計が転記されて公表されているが、冊子がなく、ホームページに掲載される統計の公表期間や内容が不定期的に入れ替わるため、注意が必要である。

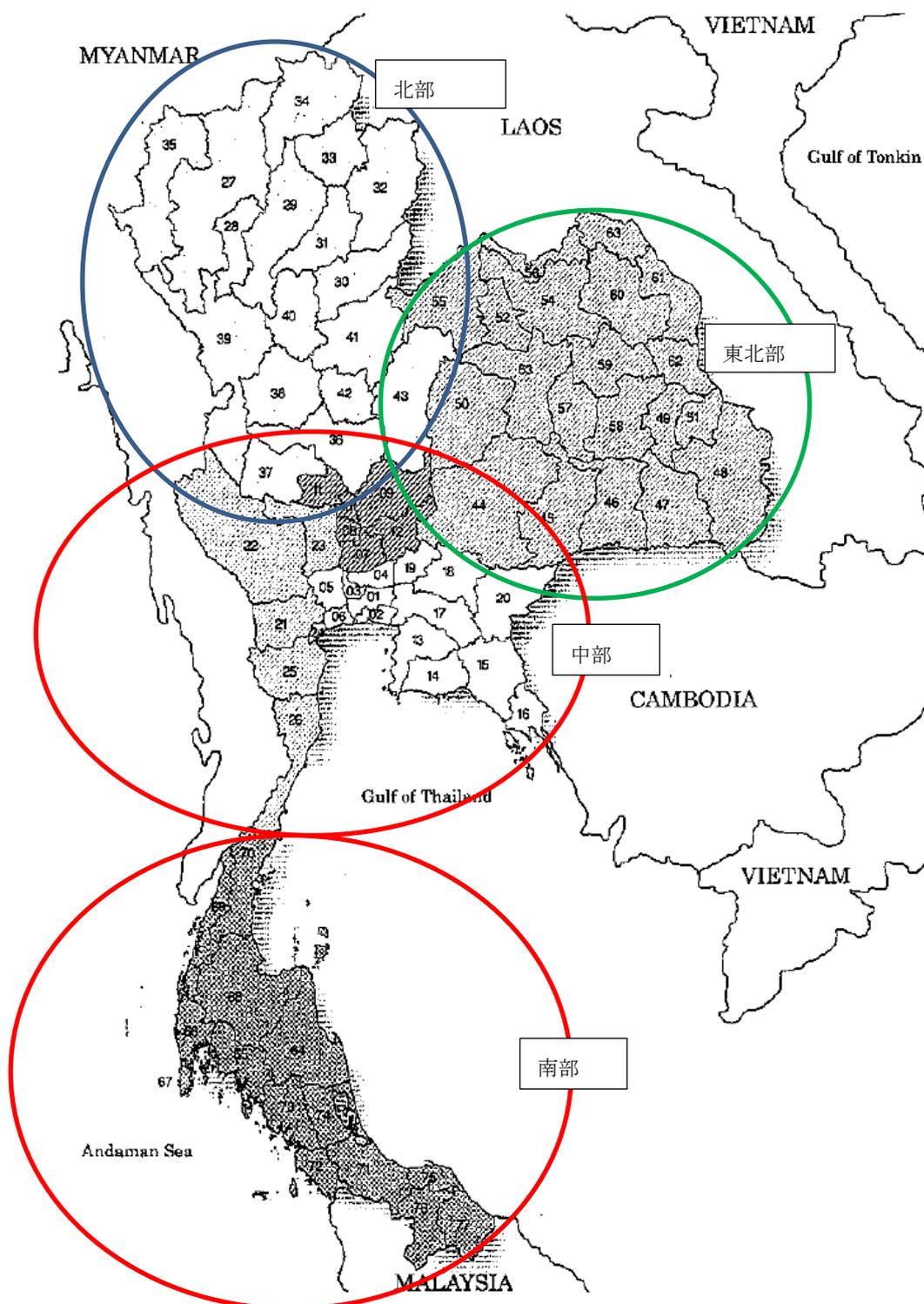
加えて、タイ統計は資金不足などにより、1997 年危機以前の統計データは必ずしも信頼性の高いものばかりとはいえなかった。しかしながら、1997 年危機を経てデータ収集の重要性が広く共有され、近年のタイの統計データは格段に詳しくなっている。このため、タイ統計データを使用して 1980 年代半ばに始まるタイ経済の高度成長期以前から始まる長期時系列分析を行う場合には、接続性が担保されるよう注意が必要である。ここでは、1997 年危機以前のタイの統計情勢について詳しくまとめている末廣 (1998)、近年のタイ統計情勢についてまとめている石井 (2013)、タイのマクロ統計について最近の動きと考え方をまとめ連載している熊谷 (2011a, 2011b, 2012a, 2012b, 2014) を参考に、第 4 章以降で使用する統計データを中心に解説する。

#### 3.1 タイの地域分類及び人口統計

タイの地域は、大きく東北部、北部、中部、南部の 4 地域に分類できる。この地域境は山地による分水嶺などにより古くから決まっているものであり動くことはない。古くから継続的に入手できる統計資料も全国データ以外に東北部、北部、中部、南部に分割されて公表されることが多い。このほか、ここ数十年で発展した中部は近年、東部、中央部、西部、バンコク首都圏に分割された合計 7 地域で公表されることが多い。いずれにせよ、1970 年代から継続的なデータを活用する場合には 4 地域データが確実である。

また、タイには2018年現在で77県が存在する。県の数には1970年代から分割により増加しているため、県別統計を使用する場合には注意が必要である。

図 3.1 タイ地域区分及び県名一覧



(備考) National Statistical Office (2015)に加筆。

タイの人口統計は、全数調査となる「人口家計調査」が10年おきに実施されている。この調査は1909年に開始され、第2次世界大戦中に調査年が少しずれたものの、1960年以降は西暦で下一桁がゼロの年に実施されている。

2010年調査結果概要は表3.2のとおりであり、全国に約6550万人が居住している。このうち、都市と地方という観点からは、バンコク首都圏には1割以上が居住すると同時に、タイ人口の過半は田園地帯に居住していることがわかる。また、地域別にみると、3分の1近くが東北部（雨量が少ないため1年に1期作）に居住しており、これはチャオプラヤ川沿岸で肥沃な平野が広がる中部（1年に2～3期作が可能）よりも多い。

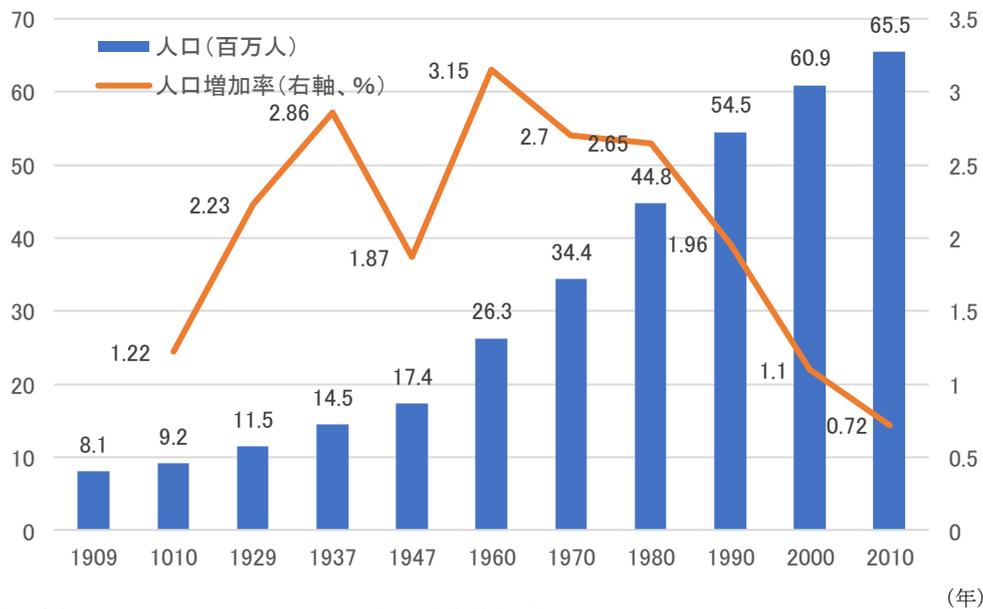
表 3.2 2010 年タイ人口家計調査結果概要

	世帯		人口					割合(%)
	世帯数	割合(%)	総計	うち男性	うち女性	うちタイ人	うち外国人	
全国	20.3	100	65.5	32.1	33.4	62.3	3.2	100
うち都市部	9.6	47.5	28.9	14	14.9	27.2	1.7	44.1
うち郡部	10.7	52.5	36.6	18.1	18.5	35.1	1.5	55.9
地域								
バンコク首都圏	2.8	14	8.2	4	4.2	7.4	0.8	12.6
中央部	6	29.4	18.1	8.9	9.2	17	1.1	27.7
北部	3.7	18.1	11.5	5.6	5.9	10.9	0.6	17.5
東北部	5.3	26.2	18.8	9.2	9.6	8.6	0.2	28.7
南部	2.5	12.3	8.9	4.4	4.5	8.4	0.5	13.5

(備考)National Statistical Office (2011) より作成。

また、人口家計調査は全数調査という性質上、時系列に分析を行うことも可能である。第1回調査となる1909年からの調査結果をならべたものが図3.3である。タイの人口は第2次世界大戦時にはその勢いは減少したものの一貫して増加してきた。1990年代からこの傾向が変化し、少子高齢化時代を迎えていることがわかる。

図 3.3 タイ人口家計調査による人口の推移



### 3.2 タイの国民経済計算

タイの国民経済計算データはタイ国家経済社会開発庁（NESDB: National Economic and Social Development Board）において作成されている。同庁では経済社会開発5か年計画を策定している他、タイ国内の経済や社会、国土開発に関する長期計画のとりまとめを行っている。

タイ国民経済計算の内容は、大きく国民所得、資本ストック、県民経済計算、資金循環、投入産出表にわけられる。このうちよく使用されるのが、国民所得統計、県民経済計算、資本ストック統計であり、本論文でもこの3つのデータを使用している。これらのデータは1970年代から、SNA基準は異なるにせよ公表を続けており、ホームページでも比較的簡単に入手できる。このため、長期間の時系列分析を行う際には便利な統計である。しかしながら、国民経済計算を作成する原データである一次統計が不足気味ということもあり、使用上の注意点がいくつかある。以下では、国民所得統計、県民経済計算、資本ストック統計に絞って解説を行う。

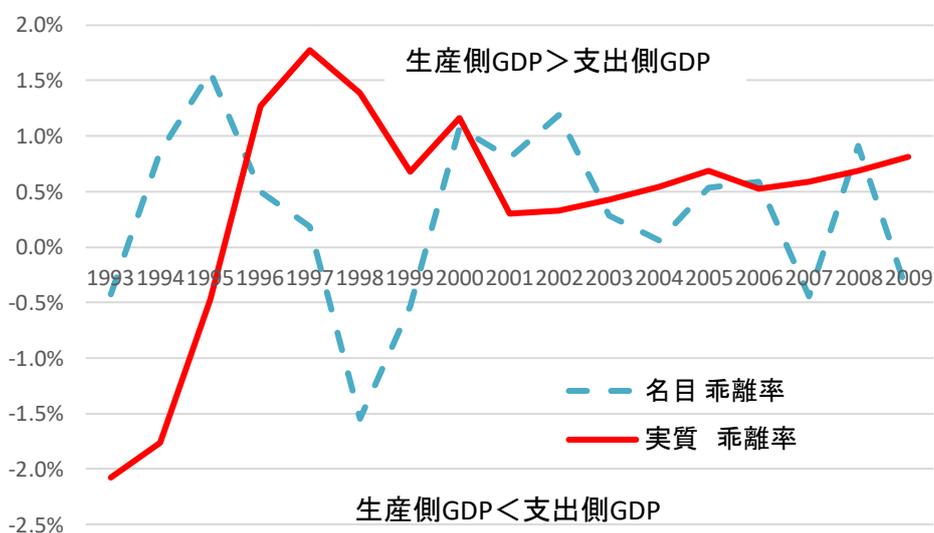
#### 3.2.1 タイの国民所得統計

タイの国民所得統計は1951年から公表されている。ただし、四半期データが公表されるようになったのは1997年の通貨危機後の2001年からであり、現在1993年以降のデータが公表されている。また、1970年代までは産業別の付加価

値を積み上げる形での GDP、つまり、生産面のみを考慮した統計となっている。1980 年からは支出面、分配面からも公表されているが、現在もタイの SNA は生産面を真値としている。これは、生産活動が捕捉しやすいこと、生産が国力の源泉であることなどが原因であろう。日本の国民経済計算は、家計調査が充実していることもあり支出面を真値としていることとは異なる点である。

長期にみたタイの経済成長率及び1人あたり GNP の推移は図 1.1 で示したので、ここでは熊谷 (2011b) にならって生産面からみた GDP と支出面からみた GDP を比較する (図 3.4) と、基本的には生産側 GDP のほうが大きく推計されていることが確認できる。

図 3.4 タイの国民所得における生産面と支出面の乖離率の推移



(備考)熊谷(2011b)を参考にタイ経済社会開発庁(NESDB)「国民経済計算」より作成。

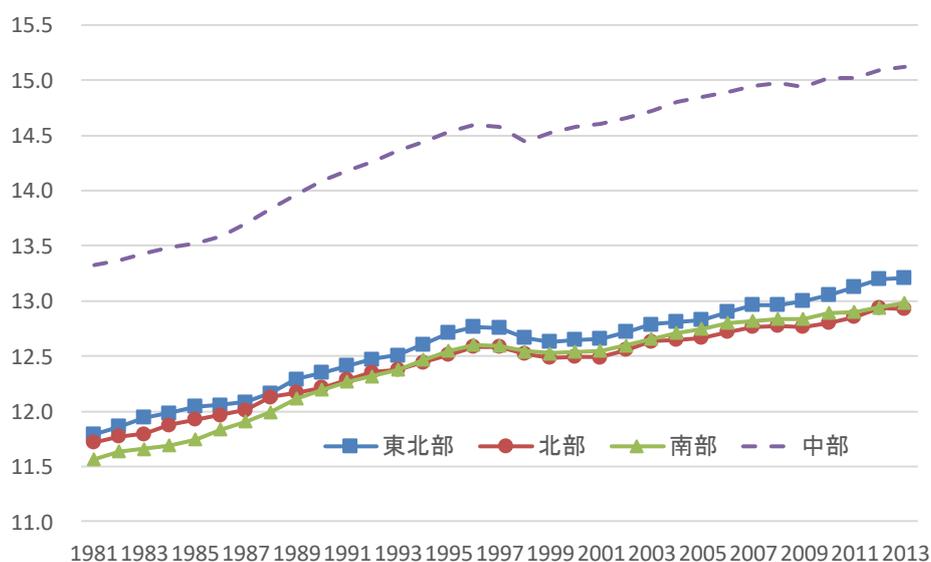
### 3.2.2 タイの県民経済計算

タイの県民経済計算は、1951年から各県の産業別にみた生産付加価値額(名目、実質)を算出し公表している。これは県内で行われる全ての生産を記録するもので、県内概念と呼ばれる。これに対し、家計等による最終消費支出等は県内とは限らないため、県民概念により作成する必要がある。県内概念と県民概念は移入、移出により調整されるが、タイでは統計データが存在しないため、移入、移出を推定することができない。このため、県民概念となる支出側の統計は非公表である。従って、例えば、バンコクに出稼ぎに来ている若者が東北地方に居住する家族に仕送りする資金などは県民経済計算には反映されていない。以上を前提として、以下で推移をみていくこととする。

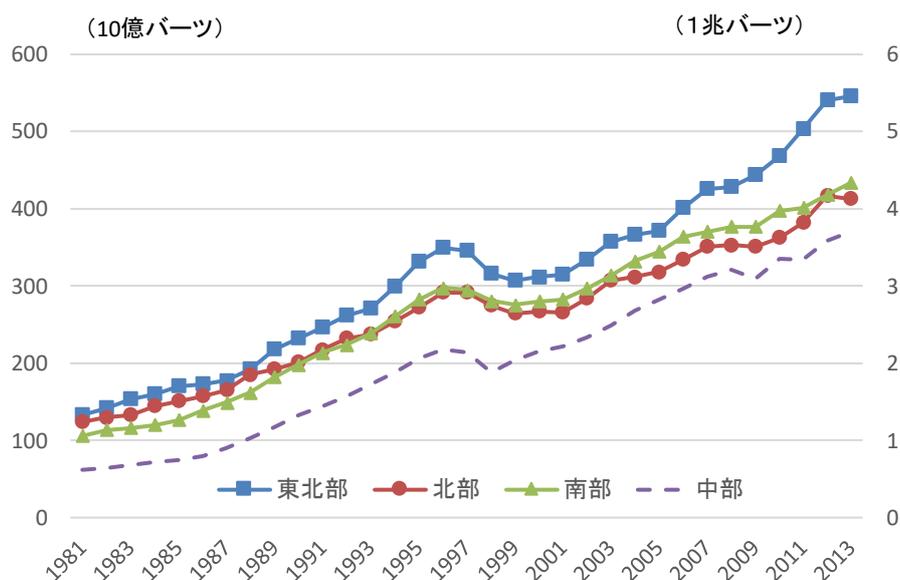
まず、地域別にみた付加価値の推移を示したのが図 3.5 である。タイ湾東部

の工業地帯やバンコク首都圏を有する中部の付加価値額が一番大きい。次に、相対的に人口が少ない中で生産額が大きい南部が目立つ。南部は熱帯気候かつ豊富な雨量を背景にゴム園などプランテーション作物や漁業などが盛んである。これに対し、人口が相対的に多い東北部は相対的に生み出される付加価値額が小さいことがわかる。

図 3.5 地域別にみた付加価値の推移  
(1) 対数値



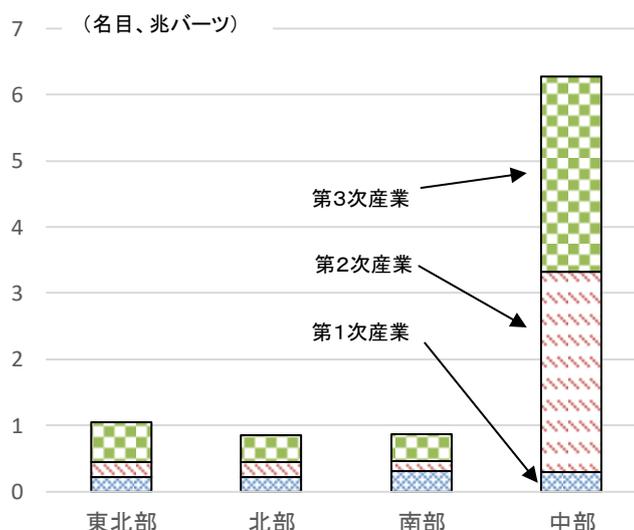
(2) 実質値



(備考)タイ経済社会開発庁(NESDB)「国民経済計算」より作成。

また、2009年における地域別産業構成をみると、図3.6のとおり中部において第2次産業が盛んであることがわかる。これに対し、その他地域では第3次産業中心の産業構成になっている。この点、タイは伝統的に農業国であるが、近年は農業が付加価値に占める割合は低い。

図3.6 地域別にみた産業別付加価値額（2009年）



（備考）タイ経済社会開発庁（NESDB）「国民経済計算」より作成。

図3.7 家計社会経済状況調査と県民経済計算の比較（2009年）

	原数値(パーツ)		比率	
	県民経済計算	家計社会経済状況調査	県民経済計算	家計社会経済状況調査
バンコク首都圏	329,885	37,732	1.00	1.00
東北部	45,766	15,358	0.14	0.41
北部	70,105	15,727	0.21	0.42
南部	93,616	22,926	0.28	0.61
全国	135,145	20,903	0.41	0.55

- （備考）1. タイ経済社会開発庁（NESDB）「国民経済計算」、タイ国家統計局（NSO）「家計社会経済状況調査」より作成。  
 2. 県民経済計算は各地域における1人あたり1年間に生み出した付加価値。家計社会経済状況調査は世帯平均月所得。

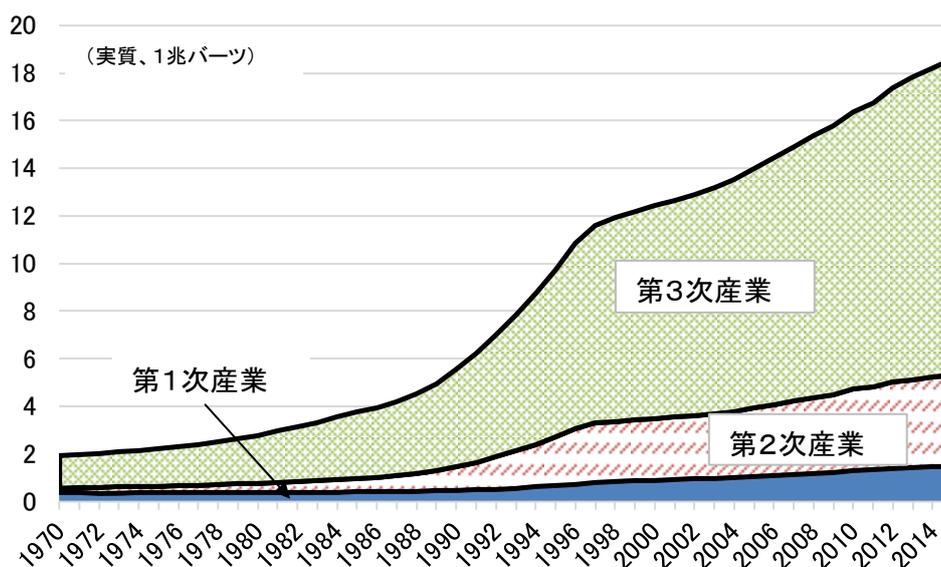
次に、各地域の生活水準と県民経済計算の相違についてみてみよう(図 3.7)。この点、タイでは 1988 年からほぼ隔年で全国 4000 世帯に対して収入や支出に関する家計簿をつける「家計社会経済状況調査」を公表しており、各地域の生活水準の様子を窺うことができる。2009 年データで県民経済計算と家計社会経済状況調査を比較すると、県民経済計算における東北地方の 1 人あたり県民所得はバンコク首都圏の 14%となっているのに対し、家計調査における東北地方の 1 世帯あたり平均月所得はバンコク首都圏の 41%となっている。

### 3.2.3 タイの資本ストック統計

資本ストック統計はタイ全国の産業別にみた資本ストック(名目、実質)を公表している。公表期間は 1970 年からホームページでも取得できる一方、地域別・県別の資本ストックは公表されていない。このため、地域別や県別にみた成長力の計測を行ううえでのネックとなっている。

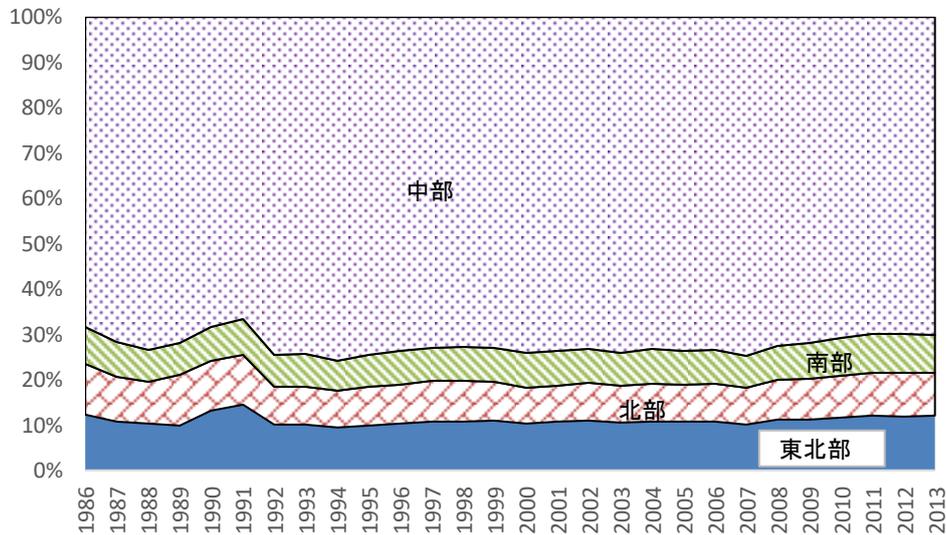
ここでは、全国ベースの資本ストック統計を産業別にみていくこととする。第 1 次産業から第 3 次産業まで分類したものは図 3.8 のとおりである。第 3 次産業のウエイトが高いが、これは不動産や運輸・通信が資本ストックのうち一定の割合を占めていることに起因している。また、その推移をみると、1980 年代後半から勾配が急になっており、タイの高度成長とともに資本ストックも急速に増加したことを反映している。

図 3.8 資本ストックデータの推移  
(1) 産業別にみた資本ストック



(備考)タイ経済社会開発庁(NESDB)「資本ストック統計」より作成。基準年は1988年。

図 3.8 資本ストックデータの推移（続き）  
（2）地域別にみた資本ストック割合



（備考）タイ経済社会開発庁（NESDB）「資本ストック統計」より筆者推計。

また、第 4 章で推計作業に使用するために作成した地域別資本ストックデータによる地域別ウェイトは図 3.8（2）図のとおりである。ここから、大都市や工業地域を多く抱える中部の占める割合が高いことがわかる。

### 3.3 経済協力データ

経済協力データは国際機関の公表データが中心となる。OECD の DAC が公表している ODA データでは、ODA 供与純額や貸付額などをインターネットから入手できる（ODA の GDP 比は図 1.4 を、ODA 純額の推移は図 1.6 を各々参照）。このデータは長期間である一方、国ごとに分類した分野別援助額を収集することはできない。近年は分野別援助額を公表し始めたものの、ごく数年間にとどまっている。

この点、経済協力は古くから事業評価を行っている。このため、評価書から個別事業に関する情報を収集し、集計することでデータ化することができる。たとえば、金額ベースで大きなウェイトを占める円借款については 1980 年代半ばから事業規模 2 億円以上の案件について事業終了後に評価を行っている。このため、日本からの経済協力に関する大きな案件についてはこれらを 1 件ずつ分類していくことでおおまかな分野別、地域別の傾向をみることができる。表 3.9 はタイの東部に大規模工業開発を行った代表的プロジェクトであるレムチャバン

深海港の貸付終了年である 1993 年における大規模な円借款貸付終了額であるが、運輸建設分野のウェイトが大きいことがわかる（累積供与額の推移は図 4.13 参照）。

この他、タイ財政データの中には主要援助機関別にみたタイの援助受入額などが掲載されている（推移は図 6.1 参照）。

表 3.9 1993 年に貸付終了年を迎えた主要プロジェクト

案件名	貸付金額（億円）
バンコク・チョンブリ道路建設事業	134.35
地方農村開発信用事業（BAACローン）	50.00
地方・農村等電化事業	68.19
新ラーマ6世橋建設業	38.11
地方公衆電話網拡充事業	10.24
マプタプット工業港建設事業	30.17
レムチャバン商業港建設事業	80.21
メクワン灌漑農業開発事業	65.98
計	477.25

（備考） 1. 円借款終了評価より筆者分類。いずれも名目値。  
2. 円借款累積額の推移は図4.11参照。

### 3.4 タイの財政データ

タイの財政データは、タイ財務省（Ministry of Finance）が毎年発行する「Fiscal Budget in Brief」に詳しい。加えて、タイ中央銀行（Bank of Thailand）が発行する「Economic Bulletin」（時代により書名は少しずつ変化する）にも財政に関する基礎データが掲載されている。

タイ王国の統治機構は中央集権制であり、公共支出の大部分は各省が直轄事業として実施する。このため、執行面では各省予算の一部が各県の事業に回っており、この内訳をこれらの統計から知ることはできない。また、各県の予算や執行状況が必ずしも当該県の公共事業の大きさを表しているものではないことに注意が必要である。

### 3.5 労働統計

タイの労働統計は労働省（Ministry of Labour）の出先機関が調査を行っており、雇用者数や事業所数などが公表される。このデータは 1980 年代から比較的安定した統計となっており、比較的長期にわたる時系列比較を行うことができる。本論文では、雇用者数や事業所数などに労働統計を使用している。本章では、

本論文で分析を行う上での注意点として、事業所統計に絞って議論を行う。

タイでは、10年に一度、商務省が全数調査の商業センサスを、工業省がやはり全数調査の工業センサスを実施することになっているが、予算や人員の問題から実際にその結果を使用できる形になったのは今世紀に入ってからである。このため、工業センサスは時系列分析には使用できない。この点、労働省が公表している事業所統計は1980年代からの時系列分析で使用できる統計と考えられる。

### 3.6 物価統計と GDP デフレーター

物価統計は、消費者物価、企業物価、GDP デフレーターに大別される。このうち、タイの物価統計は消費者物価がタイ商務省、企業物価がタイ中央銀行、GDP デフレーターがタイ経済社会開発庁にて作成、公表されている。このうち、本章では本論文で使用されている消費者物価指数及び GDP デフレーターについて簡単に触れておく。

消費者物価統計の作成方法が公表されていないため、以前商務省の統計担当部署からヒアリングしたところ、タイの消費者物価統計はタイ商務省の各県出先機関がランダムに選択した商店などに毎週ヒアリングを行う形で作成されており、翌月の第3業務日に前月の指標が公表されるという早期性を保てるとのことであった。

最後に、タイの国民経済計算の実質値は従来の固定基準年方式から連鎖指数にするべく改定作業を行っており、2018年現在で1990年以降のデータは1988年の固定基準年方式から連鎖指数を使用したデータに置き換えられている。連鎖方式を使用すると、基準年が前年となり、基準年から遠いほど歪みが大きいという問題が解決される。しかしながら、このデータは1990年以前には使用できないため、本稿では旧データで統一した推計を行っている。

### 3.7 入手元

基本的な統計データのうち、近年の主要データに関してはタイ中央銀行が関係省庁のデータを入力しているため、タイ中央銀行の英語版ホームページから入手することが可能である。しかしながら、タイ中央銀行のホームページは不定期的に内容やデータ時期が替わるため、継続的に同一の指標を観察し続けることは困難である。また、統計の作成方法についても特段まとめられていない。

タイ国家経済社会開発庁やタイ商務省ではホームページでも公表しているが、一部がタイ語となっており、慣れていないと見づらいかもかもしれない。

しかしながら、大半の統計データは前にも述べたとおり、各省窓口や各省図書館に行って冊子を購入ないし複写して入手することが基本となる。この他、事前に統計の有無を確認できればタイの大学図書館でも入手できる。また、日本国内では千葉市にあるアジア経済研究所の図書館に過去からの大量の統計書が所蔵されており、著作権法の範囲内での複写が可能である。

### 3.8 まとめ

データ不足は開発途上国の分析を行ううえでの悩みである。国勢調査など基本統計が100年前から実施され、1997年危機を経て経済統計が拡充されたタイにおいてもその例外ではない。特に、セミマクロの長期時系列データを分析しないと、中所得国まで発展したタイに関する分析としては不十分である。本論文においてデータ不足に起因する分析不足は以下の3点にまとめられる。

第1に、公表されているストック統計が全国の産業別のみとなっていることである。このため、地域別・県別にみた成長会計アプローチをとりにくいという難点を抱えていることである。

第2に、公表されている県民経済計算はすべての生産を記録する県内概念から算出されているものであり、移出入に関する統計データが存在しないため、県民概念となる支出側統計は公表されていない。こうした事情は、家計社会経済状況調査における収入と県民1人あたり生産額を地域別の比率でみた際に大きな差が出ていることにも反映されている。このように、県民経済計算を使用して各県や地域の生活水準を考える際には注意が必要である。

第3に、経済協力データが少なくとも長期間に関しては、分野別、地域別の内訳をとれないことである。このため、無償資金協力や技術協力などに関しては援助の効果の発現について細かくみられないという制約が存在している。また、金額が大きく評価書から内容の確認がとれる円借款についても、大半が社会資本建設であり、業種別の生産関数は計測しにくい。

こうした制約下ではあるが、入手した長期時系列データから、経済面、財政面、援助主体面から確認したのが第4～第6章である。

## 4 経済協力と経済成長

第2章でみたとおり、経済協力が経済成長に与える効果については議論が収束していない。しかしながら、対タイ経済協力については経済成長をある程度念頭においたプロジェクトを実施しているため、比較的経済成長に対する効果があるように思われる。

これまでの経済協力支援が経済成長に与える影響としては多国間パネルデータをもとに、被援助国のガバナンスに依存するというものであった。これは全体的な傾向を大まかに把握することは説得的な考え方である一方、日本が中心的に支援してきたアジア諸国への経済協力についてももう少しあてはまりのよいモデルがあるように考えられる。

また、タイについては地域研究も盛んであるが、主たる分析は政治学や社会学のアプローチから定性的なものが多い。従って、世界の中のデータの一つとしてみるというよりは、もう少しこの国で発生したことを考慮に入れつつ、この国のデータを独自に収集し、対アジア経済協力の一つのモデルとして実施してきた成果を分析し、今後追随するであろうベトナムやミャンマー、バングラデシュなどにも応用できる結果を導出していきたい。

1か国データに関する評価の手法として、成長論を用いることとする。この点、社会資本整備の生産力効果に関する議論が日本では活発に行われ、手法やデータに関する蓄積が進んでいる。タイのデータはここまで進んでいないため少し粗い分析となるものの、応用は可能である。

本章では、このような問題認識から、国内社会資本整備が生産力効果に与える効果を推計する手法を用いて、対タイ経済協力が生産力増強に与えた効果について検証する。このうち、第1節では先行研究の提示及び分析手法に関するこれまでの議論を整理する。続く第2節では全国データを用いて借款が生産力効果に与えた影響に関する推計を行う。第3節では地域別パネルデータを作成し推計作業を行うことで、円借款が与えた生産力効果について推計を行う。

### 4.1 先行研究とこれまでの推計手法

#### 4.1.1 先行研究

経済協力が経済成長に与える影響に関する分析手法として成長論の手法をもちいたものは、Nowak-Lemann et al. (2012)がある。また、社会資本に関する支出が生産力などに与える影響については、Aschauer (1989)にみられるアメリカでの社会資本の生産力効果計測が日本でも行われたものであり、岩本

(1990)、浅子・坂本(1993)、吉野・中野(1994)、三井・井上(1995)、吉野・中島・中東(1999)など、生産力効果が観測される研究が大勢を占めている。近年ではインフラ老朽化や東日本大震災の発生を経て、宮川他(2013)において再評価されている。

地域研究としてのタイ研究も重要な観点を示す。JICA 国際協力総合研修所(2003)では在日のタイ研究者を中心に、それまでのタイ情勢及び経済協力についてまとめており、第1章でみたようにこれまでの援助動向について有益な情報を提供している。このほか、タイ政府(国家経済社会開発庁)は、5年に一度決定される経済社会開発計画の期間にあわせ、5年間の成長会計を計測し、TFP、労働、資本の寄与度を計算しており、指標の選択方法など示している。

本章では、宮川他(2013)に示された社会資本整備の評価(生産力効果及び限界効果)を対タイ経済協力にあてはめることにより、経済協力が経済成長に与える効果を検証する。これまで議論してきたとおり、対タイ経済協力はインフラ整備に使用している割合が高く、社会資本整備の評価手法を使用することは正当化されるものと考えられる。データはタイ政府公表のものを中心に使用した。

#### 4.1.2 これまでの推計手法

先行研究のうち特に社会資本の生産力効果に関しては膨大な研究成果があり、その論点も多岐にわたる。ここでは本章の分析に関する点として、宮川他(2013)、林(2003)、岩本(2005)、三井他(1995)をもとに、スピルオーバー効果及び同時性についてこれまでの研究成果をまとめることとする。

第1に、スピルオーバー効果と呼ばれる問題がある。これまでの研究成果から、社会資本の生産力効果を計測すると、時系列分析の推計結果がクロスセクション分析の推計結果よりも高くなることが知られている。この原因として、整備された社会資本は、公共財としての性質(非競合性と非排除性)が他地域にも生産力効果を与える一方、クロスセクションでの生産関数は地域毎に計算されるため、他地域に与えた生産力効果を計測できないことが考えられている。実証分析では何らかの形でこの効果を考慮する必要がある。具体的には、三井他(1995)では、各地域の生産関数に距離に応じた他地域の社会資本を算入、宮川他(2013)では全要素生産性から産業構造及び資本の類似性に関する要素を説明変数として取り出して分析している。

第2に、同時性に関する問題である。同時性は説明変数が被説明変数に与える効果のみならず、被説明変数が説明変数に与える効果があることをいう。本章の内容に照らしてより具体的に捉えると、経済協力が経済成長に影響を与え

るといふ効果のみならず、経済成長著しい国に対して支援を増額しようという可能性のあることを指す。同時性については社会資本の生産力効果分析でも検討されている。一つの方法として、説明変数が被説明変数よりも以前の数値を使うことである。例えば年次データの場合、説明変数が年初、被説明変数が年末という場合である。説明変数に1年前のデータを使用する場合もある。ただし、より長期にわたる経済協力の懐妊期間や将来の経済成長を期待した当年の経済協力を仮定すると、より複雑でダイナミックな生産関数の特定が必要かもしれない。もう一つの方法は、操作変数法を使用することである。時系列分析の場合には説明変数の前期や前々期の値などをみて今期の数値を確定させるとの考え方から、説明変数の前期の値は説明変数と相関するが誤差項と相関しないと仮定する。

この他、除外された変数 (omitted variables) による問題も考えられる。これは、本来含まれるべき説明変数が回帰モデルから除外されているため、説明変数が誤差項と相関し、最小二乗法は一致性を失っているケースである。この場合にも操作変数法を使用することでバイアスを除くことが可能である<sup>6</sup>。

## 4.2 経済協力と生産力効果

### 4.2.1 推計手法

生産関数をコブダグラス関数と仮定し、経済協力と資本を別に考えると、成長会計から以下のとおり定式化できる。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad \text{①}$$

ただし、 $A_t$  : 全要素生産性、 $K_t$  : 経済協力以外の資本、 $L_t$  : 人口、 $Y_t$  : 産出量、添字の  $t$  は年を表す。このうち、経済協力は供与国である先進国から受取国である開発途上国に対して生産ノウハウなどの技術移転を伴うことから全要素生産性に直接影響を与えるものと考えられる。また、全要素生産性のうち産業構造が変化することにより、時系列分析ではこの効果が強く示されることが知られている。推計ではこの効果を時代による産業構造の変化を示す指標 (類似性指標 : Similarity Index) と呼び、分離して推計することとする。全要素生産性はこれら2つの効果を織り込んだ

$$A_t = G(AID_t, SI_t) \quad \text{②}$$

を想定しているものと考えられる。ただし、 $AID_t$  :  $t$  期までの累積経済協力、 $SI_t$  : 時代による産業構造の変化を示す指標である。

<sup>6</sup> なお、除外された変数のみが問題となる場合、除外された変数が既知で観測可能であれば説明変数に加えて推計を行うことは可能である。この他、当該変数が時系列的に固定されている際には固定効果モデルを使用することでその効果を除去することが可能である。

実際の推計は②式中の中身は線形という仮定の下、②式を①式に代入し、 $L_t$ で除し、対数をとることで得られる

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = \text{const.} + \beta(SI_t) + \gamma \ln(AID_t) + \alpha \ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) + u_t \quad ③$$

について行う。ここで $SI_t$ は以下のとおり定義される。

$$SI_t = \frac{\sum_{n=1}^3 Y_{t-5,n} Y_{t,n}}{(\sum_{n=1}^3 Y_{t-5,n}^2)^{1/2} (\sum_{n=1}^3 Y_{t,n}^2)^{1/2}} = \frac{Y_{t-5,1} Y_{t,1} + Y_{t-5,2} Y_{t,2} + Y_{t-5,3} Y_{t,3}}{(Y_{t-5,1}^2 + Y_{t-5,2}^2 + Y_{t-5,3}^2)^{1/2} (Y_{t,1}^2 + Y_{t,2}^2 + Y_{t,3}^2)^{1/2}} \quad ④$$

ただし、 $n$ は産業を示す。つまり、第1次産業、第2次産業、第3次産業各々の5年前と当年の産出量から得られる産業構造の変化を勘案した。

この指標は元来「コサイン類似度 (Cosine Similarity)」と呼ばれる指標で、2つのベクトル $\vec{a} = (a_1, a_2, \dots, a_n)$ 、 $\vec{b} = (b_1, b_2, \dots, b_n)$ に対して

$$\frac{a_1 b_1 + \dots + a_n b_n}{\sqrt{a_1^2 + \dots + a_n^2} \sqrt{b_1^2 + \dots + b_n^2}}$$

と定義される。コサイン類似度は2本のベクトルがどの程度同じ方向を向いているのかを表す。コサイン類似度は1から-1の範囲をとり、1に近いと2つのベクトルは同じ向きに近く、-1に近いと反対の向きに近くなる。

Wolff(2002)では、各産業における資本ストックや雇用に占める経済全体の割合を用いてコサイン類似度を計算した。各産業におけるICT投資を説明変数、算出したコサイン類似度を産業構造変化指標として被説明変数とおき回帰分析を行ったところ、ICT投資が産業構造の変化を招いていることを示した。

この指標は宮川他(2013)で公共投資による産業構造変化指標として応用された。時間が変化しても産業構造が変化しない場合には $SI$ は1に近づく一方、産業構造が大きく変化すると0に近づく<sup>7</sup>。これは、推計式での係数である $\beta$ の符号が負となるときに産業構造の変化により生産性を向上させることを意味している。

$SI_t$ は3つの産業からの構造変化を勘案する指標である一方、1地域3産業の産業構造の変化を示すにはやや煩瑣な数式となる。このため、より簡単に示すことができる、第2次産業GDP比、第3次産業GDP比及び各比率の経済協力の交差項を使用した推計も行った。これは、経済発展とともに主要産業は第1次産業から第2次産業、第3次産業へと移行していくペティ・クラークの法則による成長率への貢献要因を除去するためである。推計式は⑤式のとおり。

<sup>7</sup> 産出量は非負の値となるため、この指標は非負となる。

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = const. + \alpha \ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) + \beta_1 \left(\frac{SECOND_t}{Y_t}\right) + \beta_2 \left(\frac{SECOND_t}{Y_t}\right) \ln(AID_t) \\ + \beta_3 \left(\frac{THIRD_t}{Y_t}\right) + \beta_4 \left(\frac{THIRD_t}{Y_t}\right) \ln(AID_t) + \gamma \ln(AID_t) + u_t \quad \text{⑤}$$

ここで、 $SECOND_t$ は第2次産業産出量、 $THIRD_t$ は第3次産業産出量である。

#### 4.2.2 データ

本節で使用したデータは以下のとおり。推計期間は後述するデータ制約から1971～2013年としている。

産出量 ( $Y_t$ )、資本ストック ( $K_t$ ) 及び産業構造変化効果 ( $SI_t$ ) は、タイ国家経済社会開発庁 (National Economic and Social Development Board, NESDB) が公表する「国民経済計算」を使用している。ただし、GDP 及び産業構造変化効果については、40年の間に2回 (1990年及び2009年) に2回基準改定による段差が存在している。このため、1990年以前及び2010年以降については、1990年時の比率で按分した数値を用いている。他方、資本ストック統計についてはそのような段差は存在しないため、グロスの実質値を用いている。データ期間については、公表されている資本ストック統計が1971年からとなっており、推計も1971年から行っている。

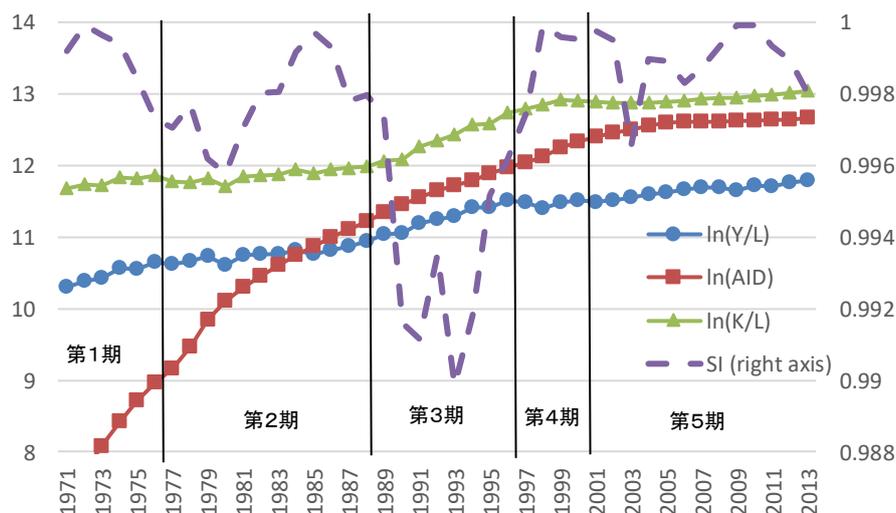
雇用者人口 ( $L_t$ ) は、タイ労働省が公表する「労働統計」を使用している。雇用者人口は15歳以上人口のうち、学生や家事など非労働人口及び失業者を除いた数値であり、タイなどでよくいる季節労働者や農業従事者を含んでいる。

経済協力 ( $AID_t$ ) は OECD が公表する「DAC 統計」を使用している。この統計を使用する際の注意点はフローとストックの考え方である。通常は ODA の数値は純 ODA (Net ODA) を使用することが多い。この場合、借款が供与された段階ではプラスに計上する一方、その後の返済額はマイナスに計上するもので、タイのように数十年前に借款を供与し、その後返済が進んでいる国については全体額もマイナスとなることが多い。このため、本節の分析では、借款のディスバースベースを使用している。また、ODA で供与されたインフラなどはストックとして使用され続けることから累積値としている。また、GDP や資本ストックにあわせ、GDP デフレーターにて実質化している。

指標の推移及び記述統計量は図 4.1 のとおりである。第1章図 1.4 でみたタイの経済協カステージを影で表している。この中で特徴的な動きをしているのが時代による産業構造変化を示す  $SI_t$  である。 $SI_t$  はタイのバブル期ともいえる1993年に最小値を示し、最も産業構造が変化していることを示している。他方、タイの金融危機が発生した1980年代初頭及び1997年から数年間にはほぼ1と

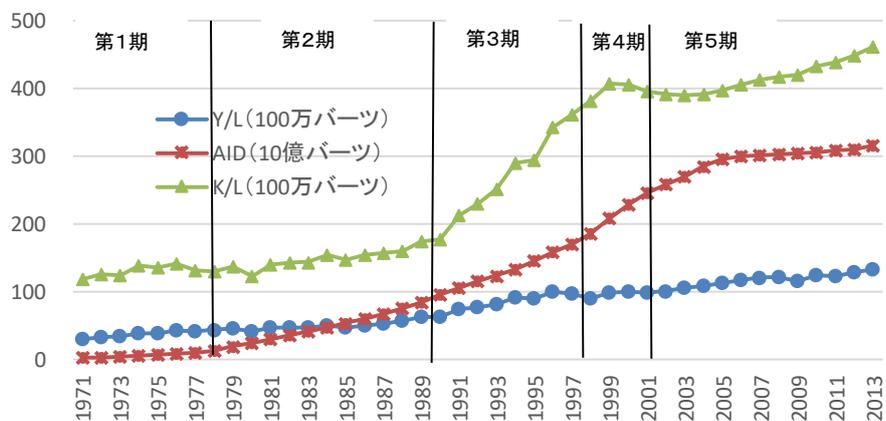
産業構造に動きがないことを表している。この他の指標は、1人あたりGDPや1人あたり資本ストックはタイの高度成長期である第3期を中心に増加している。経済協力は第5期に入り供与額が減少しているため、21世紀に入ってから停滞している。

図 4.1 指標の推移及び記述統計量



	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(Y/L) 1人あたり産出量(対数值)	11.153	0.453	10.310	11.796
ln(AID) 経済協力(対数值)	11.164	1.507	7.490	12.664
SI 産業構造変化に関する類似性指標	0.998	0.003	0.990	1.000
ln(K/L) 資本装備率(対数值)	12.368	0.503	11.683	13.041

(参考) 1人あたり産出量、資本装備率、経済協力(実質値)



### 4.2.3 推計結果

#### (1) 単位根検定

本節の推計に使用するデータを単位根検定すると、表 4.2 のとおりである。特徴的なことは、すべての指標が I(1)、I(2) のいずれかとなっており、単純な推計結果は見せかけの相関を招く可能性があることを示している。このため、今回の推計は水準で行いつつ、誤差項の単位根検定を行うなど、その使用には注意する。

表 4.2 単位根検定の結果

1人あたり産出量対数値( $\ln(Y/L)$ ): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-1.342	-2.207	-1.457	-2.261
first difference	-8.764***	-8.890***	-8.472***	-8.605***

借款のディスパース累積額対数値( $\ln(AID)$ ): I(2)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-5.057***	-3.902**	-13.245***	-3.450*
first difference	-	-	-	-3.212*
				-11.710***

資本装備率対数値( $\ln(K/L)$ ): I(2)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-0.509	-2.445	-0.520	-1.691
first difference	-2.360	-2.323	-7.092***	-7.030***
	-3.409**	-3.359*		

産業構造変化に関する類似性指標(SI): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-3.634***	-3.682**	-2.414	-2.407
first difference	-	-	-6.279***	-6.232***

第2次産業産出量が総産出量に占める割合(SECOND/GDP): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-1.616	-0.647	-1.594	-0.816
first difference	-6.203***	-6.454***	-6.219***	-6.456***

第2次産業割合と経済協力対数値の交差項(SECOND/GDP\* $\ln(AID)$ ): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-2.401	0.343	-2.310	0.545
first difference	-5.782***	-6.616***	-5.855***	-6.614***

第3次産業産出量が総産出量に占める割合(THIRD/GDP): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-1.533	-1.658	-1.392	-1.481
first difference	-7.756***	-8.409***	-7.756***	-12.790***

第3次産業割合と経済協力対数値の交差項(THIRD/GDP\*ln(AID)): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-4.519***	-1.136	-4.519	-1.149
first difference	-	-7.763***	-5.137***	-10.774***

(備考)\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

## (2) 生産力効果

4.2.1で述べた②式の推計結果は表4.3のとおりである。推計式は、時代に伴う産業構造変化の効果である $SI_t$ を説明変数に加えない(1)式と加えた(2)式、推計期間を2013年までとしたうえで2001年以降をダミー変数とした

(3)式、推計期間を多額の経済協力が行われた2000年までに限定した(4)式、(5)式について行った<sup>8</sup>。また、推計式そのままではDW比が小さく、系列相関が疑われることから、AR、MAを挿入した。

表4.3における推計結果からは、経済協力が1人あたり生産力に与える効果は(5)式を除きいずれもプラスで有意となっていることがわかる。ただし、通期で推計している(1)式、(3)式は10%有意、産業構造変化を説明変数に加えた(2)式では5%有意となっているが、1%有意はみられなかった。これは、累積経済協力の減少期が含まれているため、標準誤差が大きくなっていることが考えられる。

また、推計期間を2000年までに限定した(4)式では、経済協力の係数が示すプラス効果は通期である(1)、(2)、(3)式よりも大きく、初期の経済協力効果は通期に比べ大きいことが示唆される。この時期は工業化を中心に産業構造変化が生産性を向上させたことを示していることから産業構造変化を表す $SI_t$ は有意にマイナスとなっている。

さらに、経済協力の生産力効果と、資本装備率の生産力効果を比較すると、資本装備率の生産力効果のほうが大きく、特に通期である(1)式、(2)式、(3)式については10倍近くとなっている。これは、経済協力よりも設備投資のほうが大きい効果を得られることを示している。また、前世紀に限定した(4)式においては1人あたり資本の与える効果は経済協力の約5倍となっており、経済協力の効果は初期においてより大きな効果を与えることを裏付けている。

<sup>8</sup> 2001年から2013年の推計はデータ数が少ないこともあり、有意な推計結果を得られなかった。

これまでみてきたとおり、推計結果は経済協力が有意にプラスとなったが、見せかけの相関があるかどうかを確認する必要がある。表 4.3 の誤差項はすべて I(0) となり、いずれも見せかけの相関というよりは共和分関係であることが考えられる。また、ヨハンセン検定にて共和分は 1 つであることを別途確認した。

次に、産業構造変化に関する指標である  $SI_t$  にかわり、第 2 次産業及び第 3 次産業が生み出す産出量が総産出量に占める割合（以下第 2 次産業割合、第 3 次産業割合）にて⑤式のとおり推計を行った。各々の指標の推移は図 4.4 のとおりで、第 3 次産業割合は 45~50% 程度と安定しているのに対し、第 2 次産業は工業化に伴い、1970 年代初頭の 25% 弱から 21 世紀には 40% 強まで増加傾向にある。

表 4.3 対タイ経済協力の生産力効果

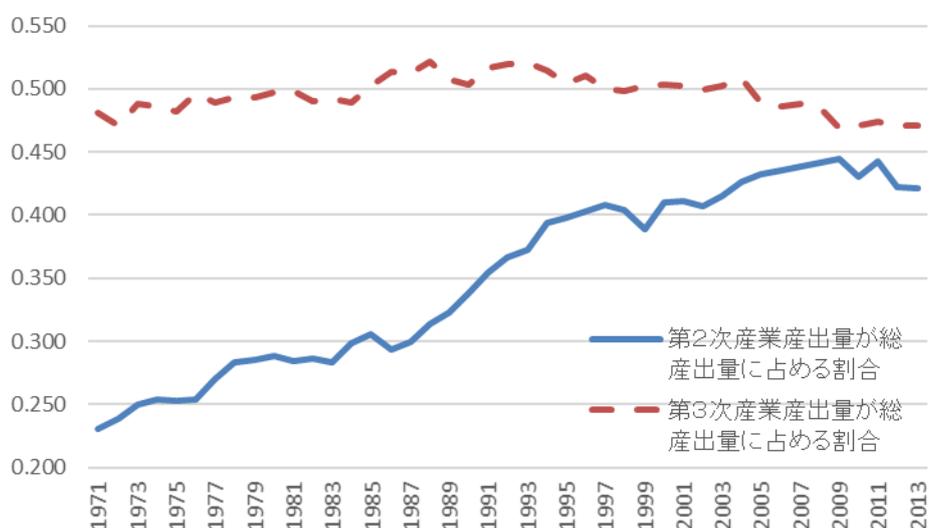
被説明変数	ln(Y/L)				
推計式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
推計期間	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2000	1971-2000
ln(AID)	0.066 (0.037)*	0.067 (0.031)**	0.069 (1.888)*	0.095 (0.010)***	0.051 (0.066)
ln(K/L)	0.802 (0.106)***	0.787 (0.094)***	0.799 (0.107)***	0.590 (0.031)***	0.859 (0.112)***
SI		-4.625 (4.415)		-14.371 (3.028)***	
POST2001			-0.016 (0.088)		
const.	0.488 (1.111)	5.277 (1.165)	0.507 (1.138)	17.111 (3.003)***	-0.068 (1.383)
AR(1)	0.838 (0.138)***	0.818 (0.159)***	0.832 (0.145)***	-0.386 (0.313)	0.880 (0.110)***
MA(1)	0.336 (0.189)*	0.273 (0.214)	0.327 (0.192)*	1.000 (67.726)	0.606 (0.181)***
adjusted R <sup>2</sup>	0.994	0.995	0.994	0.994	0.991
D.W.	1.902	1.942	1.880	1.880	1.887

(備考) 1. ( ) 内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. Ln(Y/L): 1人あたり産出量(対数)、ln(AID): 借款のディスバース金額(対数)、ln(K/L): 資本装備率(対数)、SI: 時間による構造変化効果、POST2001: 2001年以降を1としたダミー変数。

3. 残差項はいずれもI(0)となったことから共和分関係と考えられる。

図 4.4 第 2 次産業産出量及び第 3 次産業産出量が産出量に占める割合



	平均値	標準偏差	最小値	最大値
SECOND/GDP 第2次産業産出量が総産出量に占める割合	0.351	0.070	0.231	0.445
THIRD/GDP 第3次産業産出量が総産出量に占める割合	0.496	0.014	0.469	0.521

これらの推計結果は表 4.5 のとおりである。このうち、(1)～(7)式までは 1971～2013 年までの通期に関する推計、(8)～(13)式は経済協力が多かった 1971～2000 年までに関する推計としている。

まず、通期に関する推計結果について確認する。第 2 次産業割合を説明変数とした(1)式では各説明変数の符号条件が合致し有意に推計できている。これに対し、第 2 次産業割合を説明変数としても援助との交差項を加えた(2)式では経済協力が有意には推計できていないことから、援助と第 2 次産業割合が生産力に与える効果はともに正の比例的関係を有していることが考えられる。また、第 2 次産業割合を説明変数からはずし第 3 次産業割合を説明変数に加えると、(3)式、(4)式のとおり経済協力の及び第 3 次産業に関する項目が有意に推計できていない。このため、第 3 次産業割合は生産力効果を得ているわけではないことがわかった。さらに、第 2 次産業割合及び第 3 次産業割合の両方を説明式に加えると、(6)式のとおり、第 2 次産業割合及びその交差項は 10% 有意で推計できるが、第 3 次産業割合及びその交差項は非有意であり、第 2 次産業 GDP 比率が生産力に貢献していることが窺える。最後に、(1)式から(7)式までのすべての推計式において残差項は I(0)であり、共和分関係であった。

表 4.5 対タイ経済協力の生産力効果 (産業割合による推計: 1971~2013年)

被説明変数	ln(Y/L) (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
推計期間	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2013
ln(AID)	0.110 (0.030)***	0.323 (0.199)	0.061 (0.038)	0.078 (0.220)	0.110 (0.033)***	0.451 (0.263)*	0.337 (0.161)**
ln(K/L)	0.846 (0.089)***	0.934 (0.105)***	0.819 (0.091)***	0.820 (0.091)***	0.840 (0.074)***	0.936 (0.090)***	0.916 (0.082)***
SECOND/GDP	-1.569 (0.492)***	9.656 (8.218)			-1.583 (0.372)***	10.828 (6.386)*	9.938 (6.325)*
SECOND/GDP*ln(AID)		-0.928 (0.680)				-1.033 (0.544)*	-0.959 (0.540)*
THIRD/GDP			1.001 (0.625)	1.382 (5.103)	0.851 (0.445)***	3.032 (4.870)	0.684 (0.344)*
THIRD/GDP*ln(AID)				-0.035 (0.456)		-0.206 (0.412)	
const.	0.022 (0.889)	-3.657 (2.964)	-0.158 (1.100)	-0.352 (2.723)	-0.034 (0.748)	-5.464 (3.431)	-3.913 (2.071)*
AR(1)	0.726 (0.161)***	0.765 (0.109)***	0.847 (0.135)***	0.846 (0.138)***	0.717 (0.151)***	0.810 (0.082)***	0.806 (0.087)***
MA(1)	0.744 (0.153)***	0.851 (0.147)***	0.359 (0.195)*	0.359 (0.196)*	0.848 (0.119)***	1.000 (1.365.582)	1 (1155.188)
adjusted R <sup>2</sup>	0.995	0.996	0.995	0.995	0.995	0.996	0.997
D.W.	1.877	1.935	1.872	1.872	1.944	1.845	1.905

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。  
 2. ln(Y/L): 1人あたり産出量(対数)、ln(AID): 借款のデリスバース金額(対数)、ln(K/L): 資本装備率(対数)、  
 SI: 時間による構造変化効果、SECOND/GDP: 第2次産業産出量が総産出量に占める割合、  
 THIRD/GDP: 第3次産業産出量が総産出量に占める割合。  
 3. 残差項はいずれもI(0)となったことから共和分関係と考えられる。

表 4.5 対タイ経済協力の生産力効果（産業割合による推計：1971～2000年）

被説明変数	ln(Y/L) (8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
推計期間	1971-2000	1971-2000	1971-2000	1971-2000	1971-2000	1971-2000
ln(AID)	0.092 (0.036)**	0.399 (0.161)**	0.050 (0.067)	0.246 (0.257)	0.095 (0.033)***	0.630 (0.340)*
ln(K/L)	0.823 (0.102)***	0.911 (0.100)***	0.849 (0.105)***	0.887 (0.125)***	0.803 (0.093)***	0.945 (0.129)***
SECOND/GDP	-1.130 (0.583)***	14.188 (7.614)*			-1.185 (0.492)**	14.556 (8.168)*
SECOND/GDP*ln(AID)		-1.302 (0.634)**				-1.342 (0.700)*
THIRD/GDP			0.748 (0.674)	4.732 (5.908)	0.586 (0.750)	5.509 (5.769)
THIRD/GDP*ln(AID)				-0.411 (0.529)		-0.466 (0.557)
const.	0.318 (1.068)	-4.361 (2.654)	-0.302 (1.357)	-2.655 (3.358)	0.263 (1.015)	-7.492 (4.026)*
AR(1)	0.745 (0.151)***	0.570 (0.269)**	0.883 (0.124)**	0.896 (0.115)***	0.696 (0.171)***	0.633 (0.269)**
MA(1)	0.851 (0.123)***	1.000 (3641.282)	0.533 (0.213)**	0.636 (0.169)***	0.914 (0.167)***	1.000 (6448.118)
adjusted R <sup>2</sup>	0.991	0.994	0.994	0.991	0.991	0.994
D.W.	1.918	1.946	1.946	1.821	1.975	1.724

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。  
 2. ln(Y/L): 1人あたり産出量(対数)、ln(AID): 借款のデリス・ベース金額(対数)、ln(K/L): 資本装備率(対数)、  
 SI: 時間による構造変化効果、SECOND/GDP: 第2次産業産出量が総産出量に占める割合、  
 THIRD/GDP: 第3次産業産出量が総産出量に占める割合。

次に、推計期間を経済協力が増加していた2000年までとした。この結果は表4.5(8)式から(13)式までのとおりである。経済協力の符号はいずれも正であるが、有意であるのは説明変数に第2次産業割合が加わった(8)、(9)、(12)、(13)式のみである。経済協力の係数の大きさは各推計式により異なり、結果については少し幅をもってみる必要がある。また、第2次産業の説明変数はいずれも減少ないし逡減を示しており、第2次産業割合が低い初期のほうが生産力

効果が大きいことが示唆される。また、資本との関係はいずれも資本の係数のほうが大きくすべての推計式で有意に推計できている。このため、資本の効果のほうが大きいという結果は変わっていない。

以上より、産業構造の変化を示す $SI_t$ を説明変数に加えても、産業割合を説明変数に加えても、経済協力の効果は一定程度みられるもののその他資本ほど大きくないこと、経済協力が大きく経済成長の初期段階であった2000年までのほうが効果が大きいこと、など大きな傾向が変わらないことがわかった。

#### 4.2.4 限界生産力効果

ここまで、経済協力が経済成長に与える生産力効果を推計してきた。こうして求められた生産効果から、経済協力に対する限界効果を求めることができる。具体的には、4.2.1②式で求めた経済協力の生産力効果は各々が対数であることから1%の経済協力増加が何%の産出量を増加させるかを示しており、

$$\gamma = \frac{\partial Y}{\partial AID} \frac{AID}{Y} \quad \text{とおける。これを移行させると} \quad \frac{\partial Y}{\partial AID} = \gamma \frac{Y}{AID} \quad \text{となる。つまり、}$$

$\frac{Y}{AID}$  を算出することで経済協力が生産力に対する限界効果を算出できることになる。

$\frac{Y}{AID}$  は、1971～2000年で21.10、1971～2013年で16.75である。このため、 $\gamma$ を表4.3(4)式の $\ln(AID)$ の係数である0.095にあてはめると、経済協力の限界効果は1971～2000年で2.005、(1)式の係数である0.066にあてはめると1971～2013年で1.105となる(表4.6)。ここから、経済協力の収益率は第4期までで約200%、通期で約110%といえる。

通期の限界生産力効果が前世紀に比べ低下している原因としては、経済協力の供与が開始された1970年代に比べ、近年はタイの中でも社会資本整備が進み全体的に規模の経済が失われるなかで経済協力も例外にならないこと、産業構造の変化により資本を大量に使用する第2次産業のみならず相対的に資本を使用しない第3次産業の経済規模も拡大していることが、経済協力の限界生産性に影響を与えていることが考えられる。

表 4.6 限界生産力効果

	1971～2000年	1971～2013年
Y/AID	21.10	16.75
$\gamma$ (表 4.3、 $\ln(AID)$ の推計値)	0.095(表 4.3(4))	0.066(表 4.3(1))
経済協力の収益率	200.5%	110.5%

#### 4.2.5 タイ公共資本の生産性

##### (1) 推計手法及びデータ

これまで経済協力の効果について考えてきた。次に、比較対象として、タイの公共資本ストックが与える生産力効果について検証を行った。

生産関数は①と同じコブダグラス関数を想定し、公共資本の供給により生産技術の向上など技術移転が発生することから全要素生産性に直接影響を与えるものとする。また、全要素生産性のうち産業構造が変化することにより、時系列分析ではこの効果が強く示されることが知られている。この効果を時代による産業構造の変化を示す指標として推計する。全要素生産性はこれら2つの効果を織り込んだ

$$A_t = G(PUBLIC\_K_t, SI_t) \quad (2)'$$

を想定する。ただし、添字の  $t$  は  $t$  年を表し、 $A_t$  は全要素生産性、 $PUBLIC\_K_t$  は公共資本、 $SI_t$  は産業構造の変化を示す効果である。 $SI_t$  は④式として定義される。

推計式は4.2.1で推計した③式と類似した考え方として公共資本と民間資本に分割し、公共資本は全要素生産性を通じて生産性を向上させると想定している。実際の推計式は以下⑥式による。

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right) = const. + \beta SI_t + \gamma \ln(PUBLIC\_K_t) + \alpha \ln\left(\frac{PRIVATE\_K_t}{L_t}\right) + u_t \quad (6)$$

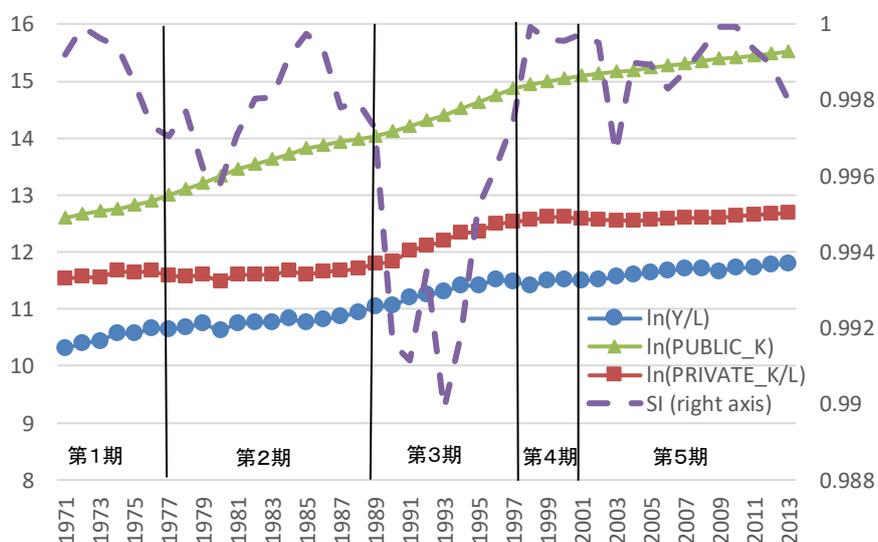
ただし、 $PRIVATE\_K_t$  は  $t$  期の民間資本、 $PUBLIC\_K_t$  は  $t$  期の公共資本である。その他の変数は4.2.1②式と同じであり、 $L_t$ :人口、 $Y_t$ :産出量、添字の  $t$  は年を表す。

⑥式の推計に使用する公共資本及び民間資本の推移及び記述統計量は図4.7のとおり。もともと民間資本のほうが多いが、民間資本は雇用者数で除しているため、グラフでは公共資本のほうが大きな値となっている。また、⑤式の推計に使用する推移及び記述統計量は図4.7のとおり。

推計期間は経済協力効果の推計と同様、1971年から2013年までの通期と1971年から2000年までの前世紀の間との2種類とした。また、各々の推計期間について、時代による産業構造変化を示す  $SI$  を説明変数に加えた推計と加えていない推計の両方を行った。さらに、推計結果から自己回帰を必ずしも行う必要が認められないことから、AR(1)を説明変数に付加した推計と付加しない推計を行った。

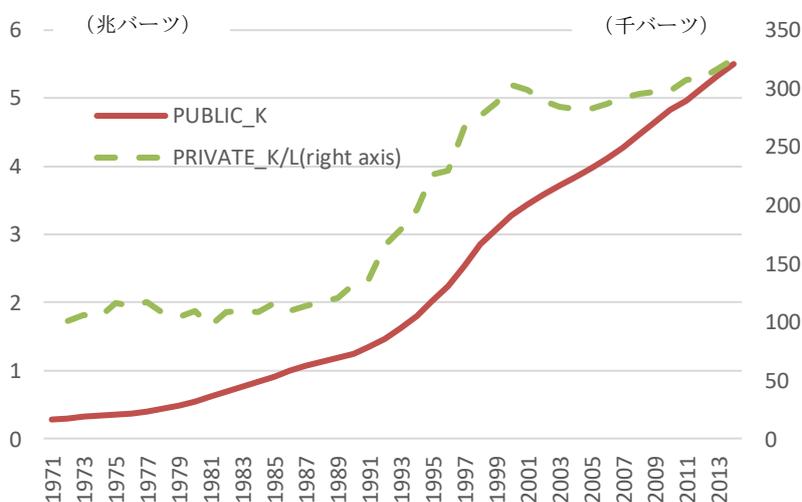
さらに、⑥式については、産業構造変化を示す  $SI_t$  の代わりに、第2次産業比率、第3次産業比率も説明変数に使用し、推計を行った。

図 4.7 タイ公共資本等の推移及び記述統計量



	平均	標準偏差	最小値	最大値
ln(Y/L) 1人あたり産出量対数値(図4.1再掲)	11.153	0.453	10.310	11.796
SI 産業構造変化に関する類似性指標 (図4.1再掲)	0.998	0.003	0.990	1.000
ln (PUBLIC_K) 公共資本対数値	14.252	0.943	12.602	15.519
ln (PRIVATE_K/L) 1人あたり民間資本対数値	12.096	0.461	11.474	12.691
SECOND/GDP GDP第2次産業割合(図4.4再掲)	0.351	0.070	0.231	0.445
THIRD/GDP GDP第3次産業割合(図4.4再掲)	0.496	0.014	0.469	0.521

(参考) 実質値による資本ストックの推移



## (2) 推計結果

まずは、⑤式、⑥式を推計するために追加した指標である公共資本と民間資本について単位根検定を行った。結果は表 4.8 のとおりである。いずれも I(2) となったため、I(1)と同様であるものとして議論を進めた。

表 4.8 公共資本、民間資本に関する単位根検定

1人あたり民間資本対数値(ln(PRIVATE_K/L)): I(2)				
	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-0.562	-2.715	-0.543	-1.717
first difference	-2.281	-2.251	-6.738***	-6.682***
	-3.313**	-3.264*		

公共資本対数値(ln(PUBLIC_K)): I(2)				
	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-2.504	-0.703	-2.054	0.175
first difference	-1.954	-3.028	-1.523	-2.032
	-4.383***	-4.454***	-4.395***	

(備考)\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

続いて、⑥式の推計を行った。これらの推計結果は表 4.9 のとおりで、以下のことがいえる。

第1に、通期での推計からは、説明変数に産業構造変化である $SI_t$ を含まない(1)式、 $SI_t$ を含む(2)式で示されるとおり、自己回帰 (AR) を説明変数に加えた推計では有意ではない。他方で、説明変数から AR をはずし、移動平均 (MA) を加え、 $SI_t$ を含まない(3)式、 $SI_t$ を含む(4)式にみられるように、公共投資の係数が有意にプラスで推計されており、公共資本増加は生産力効果を有する可能性があることを示している。また、公共資本は経済協力よりその金額が大きいこともありその係数は経済協力より大きく、生産力増加に与える効果は経済協力よりも大きいことが考えられる。

第2に、前世紀に限定した推計からは、自己回帰を行わない(7)式、(8)式は誤差項が I(0)とならなかつたことから見せかけの回帰であると考えられ、自己回帰のある(5)式、(6)式に絞ってその結果を検討することにする。公共資本の係数は産業構造の変化が説明変数に入る(6)式に限り有意である。ここでも公共資本が与える効果は経済協力よりも大きいことがわかる。

第3に、産業構造の変化を勘案した $SI_t$ の符号はいずれも負となっており、構造変化が発生すると負になるという考え方と一致する。また、(5)式、(6)式を比較した場合、 $SI_t$ を説明変数に加えると公共資本が有意に推計されるなど、産

業構造の変化を考慮したほうが安定した推計にも貢献していることが考えられる。

表 4.9 公共資本の生産力推計

被説明変数	ln(Y/L)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
推計期間	1971-2013	1971-2013	1971-2013	1971-2013
ln(PUBLIC_K)	0.102 (0.067)	0.101 (0.067)	0.268 (0.043)***	0.284 (0.030)***
ln(PRIVATE_K/L)	0.889 (0.123)***	0.892 (0.123)***	0.452 (0.097)***	0.421 (0.065)***
SI		-3.430 (3.644)		-12.415 (3.718)***
const.	-1.079 (1.059)	2.306 (3.704)	1.861 (0.613)***	14.390 (3.612)***
AR(1)	0.909 (0.088)***	0.908 (0.085)***		
MA(1)	0.438 (0.194)**	0.420 (0.203)**	1.000 (2018.188)	0.586 (3.395)***
adjusted R <sup>2</sup>	0.994	0.994	0.990	0.991
D.W.	1.839	1.868	1.751	1.868

被説明変数	ln(Y/L)			
	(5)	(6)	(7)	(8)
推計期間	1971-2000	1971-2000	1971-2000	1971-2000
ln(PUBLIC_K)	0.070 (0.091)	0.285 (0.030)***	0.272 (0.055)***	0.278 (0.034)***
ln(PRIVATE_K/L)	0.892 (0.103)***	0.384 (0.062)***	0.447 (0.117)***	0.400 (0.071)***
SI		-16.391 (4.201)***		-15.865 (3.687)***
const.	-0.718 (1.238)***	18.794 (4.192)***	1.869 (0.729)**	18.174 (3.668)***
AR(1)	0.924 (0.101)***	-0.430 (0.412)		
MA(1)	0.632 (0.210)***	1.000 (3534.063)	1.000 (9834.241)	0.425 (0.276)
adjusted R <sup>2</sup>	0.990	0.986	0.982	0.984
D.W.	1.890	1.927	1.534	1.932

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. Ln(Y/L): 1人あたり産出量(対数)、ln(PUBLIC\_K): 公共資本(対数値)、  
ln(PRIVATE\_K/L): 1人あたり民間資本、SI: 時間による構造変化効果。

3. (2)、(7)、(8)式はいずれも残差項がI(0)とならなかったことから、  
見せかけの回帰と考えられる。

#### 4.2.6 まとめ

ここまで、本節では主にインフラ整備に費やされた対タイ経済協力の生産力効果や限界効果を公共投資の分析ツールを使用して検証した。ここからわかったことは以下3点に集約できる。

第1に、対タイ経済協力は表4.3にみられたように公共資本の生産性を計測する生産力アプローチを使用することで生産力効果が計測されたことである。また、表4.5(5)、(7)式にみられるように、産業構造の変化指数を産業割合に置き換えても類似の結果を得ることができた。ただし、いくつかの推計式では有意に推計できていないこと、有意に推計できたものも係数に開きがあることから、その計測結果は幅をもってみる必要がある。

第2に、経済協力の限界効果は前世紀には今世紀より大きかったことである。この理由として、タイ全体の資本量が増加しており、経済協力の限界効果も逡減していることが考えられる。

第3に、同じ手法を用いてタイの公共資本に関する生産力効果が計測されたことである。また、推計結果の係数は概して経済協力より大きいことからその効果は経済協力より大きいことが想定されることである。これは、公共資本のほうが規模の経済が働くことなどが考えられる。

### 4.3 地域別パネルデータを用いた対タイ円借款の生産力効果

第2節では、全国データを用いた経済協力の効果を確認した。より頑健な推計を行うためにはパネルデータを用いてもう少し精緻に分析を行うほうがよい。しかしながら、タイの県民経済計算は生産面のみを考慮したものであるうえに、県別・地域別資本ストック統計は公表されていない。

このようなデータ制約がある中で、可能な限りで経済協力が地域ごとに分割した際にも経済成長に効果を与えていたのか、確認することは今後発展が期待される別の国の支援として横展開する上でも重要な要素となるだろう。本節ではこうした問題認識に立脚し、タイを大きく4地域に分割し、中央部に主に供与された経済協力であるが、経済成長に影響を与えたかを確認する。

#### 4.3.1 モデル

第2節でも推計を行った宮川他(2013)の手法により、 $r$ 地域  $t$ 期の成長会計に関するパネルデータを用い、③式を変形した以下⑧式を推計する。

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{rt}}{L_{rt}}\right) = & \text{const.} + \alpha \ln\left(\frac{K_{rt}}{L_{tr}}\right) + \beta_1 SI\_LOAN_{rt} + \beta_2 SI\_K_{rt} + \beta_3 SI_{rt} \\ & + \gamma \ln(YEN\_LOAN_{rt}) + u_t \end{aligned} \quad \text{⑧}$$

$Y_{rt}$ 、 $L_{rt}$ 、 $K_{rt}$ 、 $YEN\_LOAN_{rt}$ は各々  $r$  地域  $t$  年の産出量、人口、資本、累積円借款である。また、地域別パネルデータを使用したときに、全国データと比較して大きな変化は横断面の効果が加わったことである。宮川他 (2013)、Wolff (2002) にならって定式化する。 $SI\_LOAN_{rt}$  は、他地域  $j$  の累積円借款が当該地域  $r$  の生産効率に影響を与えている効果、 $SI\_K_{rt}$  は、他地域  $j$  のストックが当該地域  $r$  の生産効率に影響を与えている効果を各々表している。より具体的な定式化は、

$$SI\_LOAN_{rt} = \sum_{j \neq r}^4 \omega_{r,j} YEN\_LOAN_{rt}, \quad SI\_K_{rt} = \sum_{j \neq r}^4 \omega_{r,j} K_{rt} \quad (9)$$

である。ただし、 $j$ 、 $r$  は地域を示している ( $j \neq r$ )。

ここで $\omega_{r,j}$ は地域ごとの産業構造の類似性を示す指標として算出しており、

$$\omega_{r,j} = \frac{\sum_{n=1}^3 Y_{j,n} Y_{r,n}}{(\sum_{n=1}^3 Y_{j,n}^2)^{1/2} (\sum_{n=1}^3 Y_{r,n}^2)^{1/2}} = \frac{Y_{j,1} Y_{r,1} + Y_{j,2} Y_{r,2} + Y_{j,3} Y_{r,3}}{(Y_{j,1}^2 + Y_{j,2}^2 + Y_{j,3}^2)^{1/2} (Y_{r,1}^2 + Y_{r,2}^2 + Y_{r,3}^2)^{1/2}} \quad (10)$$

である。ただし、 $Y_{r,n}$ は地域  $r$  における第  $n$  次産業の付加価値を表す。 $\omega_{r,j}$ は地域  $j$  と地域  $r$  の産業構造が類似しているほど 1 に近づき、産業構造が類似しているほど、他地域の経済協力や資本ストックが取引などを通じて生産力効果を得やすいものと想定している<sup>9</sup>。

$SI_{rt}$ は  $r$  地域において時代による産業の構造変化を示すもので、第2節の③式で推計した指標④式の地域版ともいえるものである。具体的な定式化は⑩式のとおりで、全国の定式化と同様、地域  $r$  の  $t-5$  年第  $n$  産業と  $t$  年第  $n$  産業 ( $n$  は 1 ~ 3) の付加価値から定式化されている。

$$SI_{rt} = \frac{\sum_{n=1}^3 Y_{r,(t-5),n} Y_{r,t,n}}{(\sum_{n=1}^3 Y_{r,(t-5),n}^2)^{1/2} (\sum_{n=1}^3 Y_{r,t,n}^2)^{1/2}} = \frac{Y_{r,(t-5),1} Y_{r,t,1} + Y_{r,(t-5),2} Y_{r,t,2} + Y_{r,(t-5),3} Y_{r,t,3}}{(Y_{r,(t-5),1}^2 + Y_{r,(t-5),2}^2 + Y_{r,(t-5),3}^2)^{1/2} (Y_{r,t,1}^2 + Y_{r,t,2}^2 + Y_{r,t,3}^2)^{1/2}} \quad (11)$$

ただし、 $Y_{r,t,n}$ は、地域  $r$  における  $t$  年第  $n$  次産業の付加価値を表す。

全国データ同様、⑦式の意味をより簡便に示すべく、産出量の第2次産業割合、第3次産業割合でも推計を行った。この場合の推計式は以下⑫式のとおり。

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{Y_{rt}}{L_{rt}} \right) &= const. + \alpha \ln \left( \frac{K_{rt}}{L_{rt}} \right) + \beta_1 \left( \frac{SECOND_{rt}}{Y_{rt}} \right) \\ &+ \beta_2 \left( \frac{SECOND_{rt}}{Y_{rt}} \right) \ln(YEN\_LOAN_{rt}) + \beta_3 \left( \frac{THIRD_{rt}}{Y_{rt}} \right) \\ &+ \beta_4 \left( \frac{THIRD_{rt}}{Y_{rt}} \right) \ln(YEN\_LOAN_{rt}) + \beta_5 SI_{rt} + \gamma \ln(YEN\_LOAN_{rt}) + u_t \quad (12) \end{aligned}$$

<sup>9</sup> なお、日本での資本ストックに関する地域毎の類似性は、本来、機械資本のみを抜き出すのが適切な処理である。しかしながら、タイのデータは全国業種別に分類されているのみである。このため、資本ストック全体に関する類似性指標を算出している。

また、⑧式の推計にあたってはパネルデータを用いることになる。このため、推計手法は最小二乗法（OLS）のみならず、固定効果モデル（FE）も使用した。大きな特徴として、OLSは誤差項と説明変数が相関しない前提があるが、FEは誤差項と説明変数が相関しない前提がない違いがある。

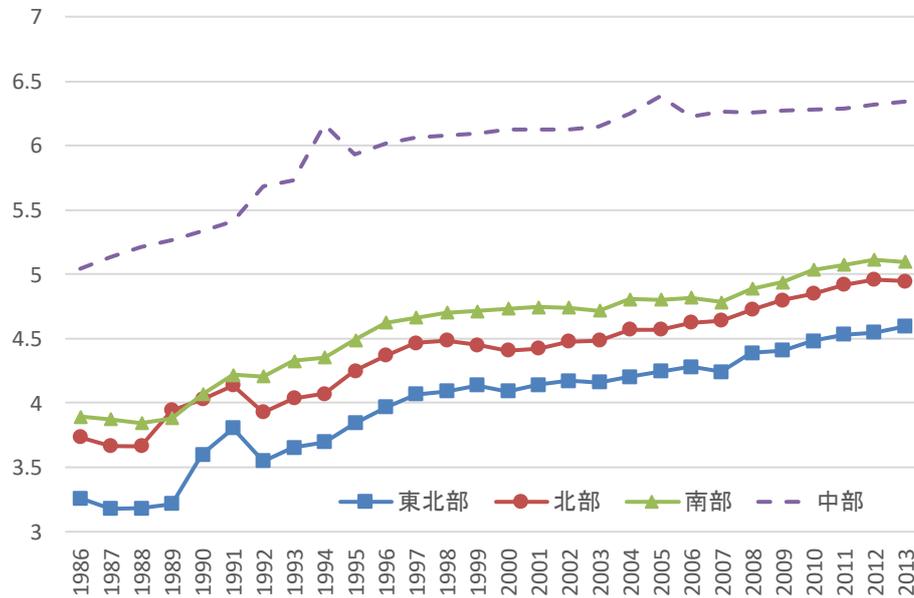
#### 4.3.2 データ

地域データは全国データよりも制約が大きい。このため、今回の推計では資本ストックと経済協力金額は公表データをもとに自作した。今回の推計では、全国を東北部、北部、南部、中部の4地域に分類した。

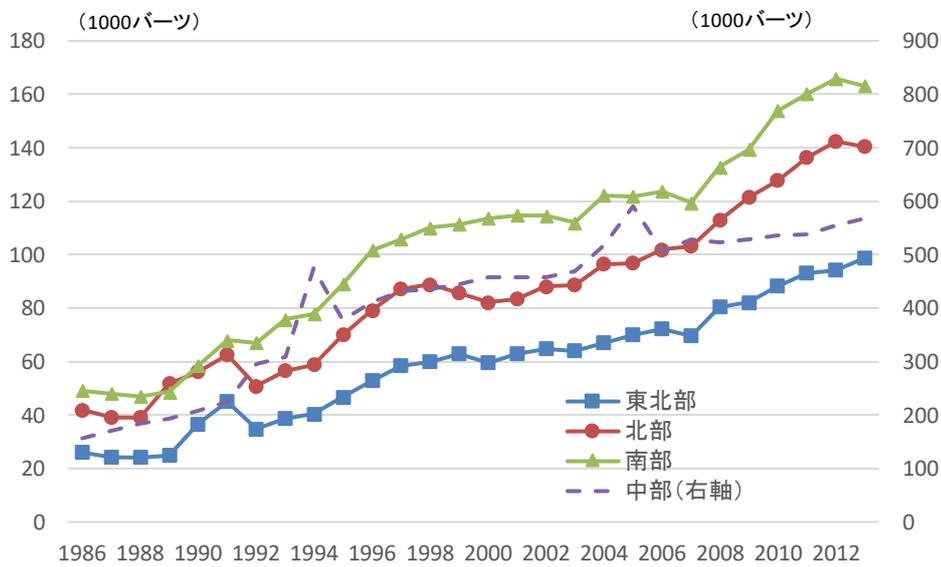
タイの資本ストック統計は全国の業種別のみが公表値であり、地域別には公表されていない。このため、今回の推計では、全国の資本ストック統計から農林水産業については耕地面積により按分、非農林水産業については事業所に勤務する雇用者数により按分、2つの数値を足し合わせることで各地域の資本ストックを算出した。このデータ作成方法では地域毎の生産性の違いが反映していないことに注意が必要である。事業所統計は第2次、第3次産業に関する1980年代から存在し、比較可能なほぼ唯一の時系列データである。耕地面積は4地域、事業所統計は中部をバンコク都、バンコク周辺5県、その他中部に分割したデータが存在する。この推計結果によると、首都バンコクや多くの工業地帯を抱える中部の資本ストック割合が高い（図4.10）。

地域別経済協力金額も地域別の数値は存在しない。このため、相対的に簡便に識別でき、日本からの累積援助額の8割を占める円借款に対象を限定し、事業終了後に公表された評価書から対象地域と実施年を推計した。鉄道や送電線など地域にまたがる供与は地域別におおよその比率で按分している。また、中小企業ローンや農業支援などの円借款などは、とりあえず4地域ないし、特定できる地域内で等分した。また、円借款のプロジェクトは終了まで数年かかることも多く、計上年は、建設プロジェクトが終了し、実際に業務を開始する年になるべくあわせるため貸付終了年とした。評価書は1970年代終わりに開始された事業から公表されているが、評価書の合計値とODA供与金額が大きな乖離を示さなくなった1985年以降をデータとして使用した。こうした作業の結果、1985年から2014年までの円借款供与額のうち乖離率は8%程度となった。ただし、計上年が貸付終了年としたことから、ディスバースとして工期途中に支払われる金額よりは遅く計上されるため、内訳として数年の計上ずれは発生している可能性がある。タイの地域別円借款は、バンコク首都圏や東部臨海開発を含む中部に多く、約3分の2を占めている。それに対し、東北部、北部、南部は各々1割強となっている（図4.11）。

図 4.10 地域別にみた 1 人あたり資本ストックの推移  
 (1) 推計に使用する対数値

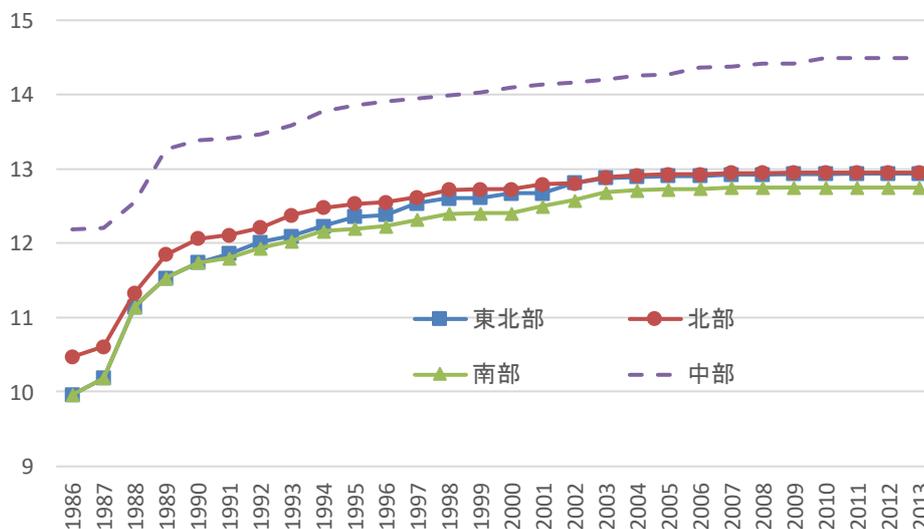


(2) 地域別にみた実質値の推移 (千パーツ)

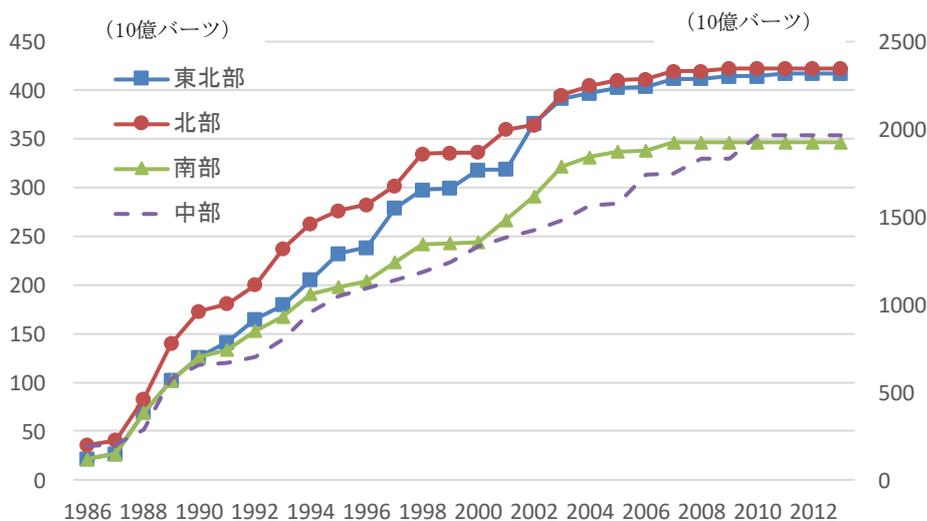


(備考) タイ国家経済社会開発庁「資本ストック統計」等より筆者推計

図 4.11 地域別にみた円借款累積額  
 (1) 推計に使用する対数値



(2) 実質値

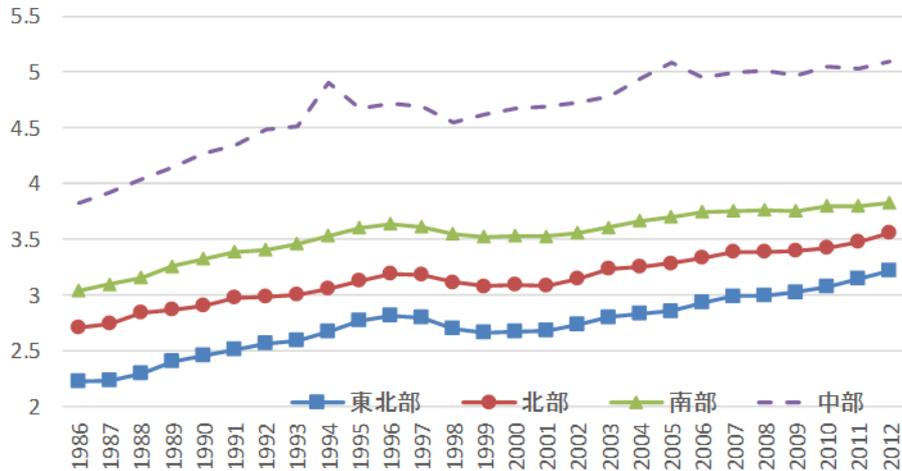


(備考) 円借款終了時評価より筆者分類。

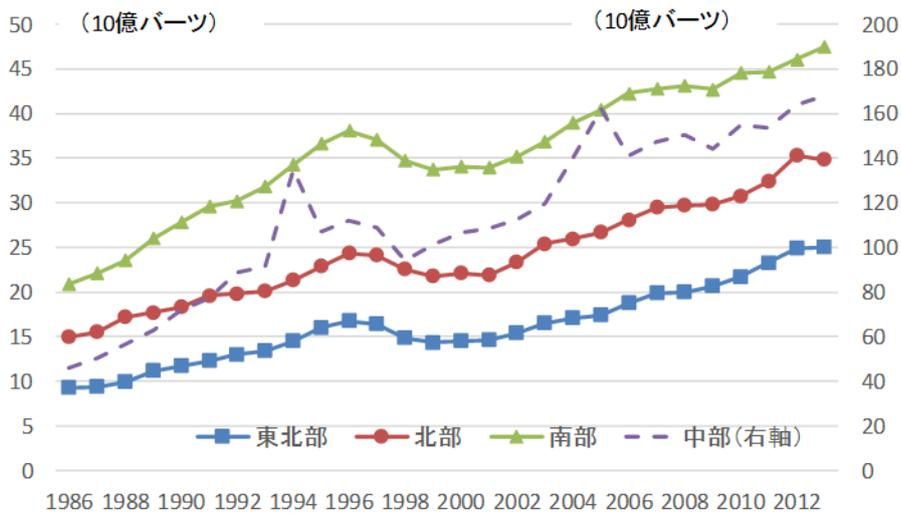
産出量については地域別（県別）GDPを使用する。ただし、1995年及び2009年に基準改定が行われており、前後のデータは1995年及び2009年の比率で伸ばしている。こうして算出された1人あたりGDP（生産ベース、対数値）が図4.12のとおりである。地域別にみると、中部の1人あたりGDPが大きいことがわかる。

図 4.12 地域別 1 人あたり産出量の推移

(1) 推計に使用する対数値



(2) 実質値 (百万パーツ)



(備考) タイ国家経済社会開発庁「県民経済計算」より作成。

労働統計についてもいわゆる出稼ぎを行う季節労働者が多いため、地域別の統計を使用する際には注意が必要である。労働統計における地域別雇用者数は第2次産業、第3次産業については公表されているが、第1次産業については公表されていない。ここでは、雇用者数ではなく人口で推計した。

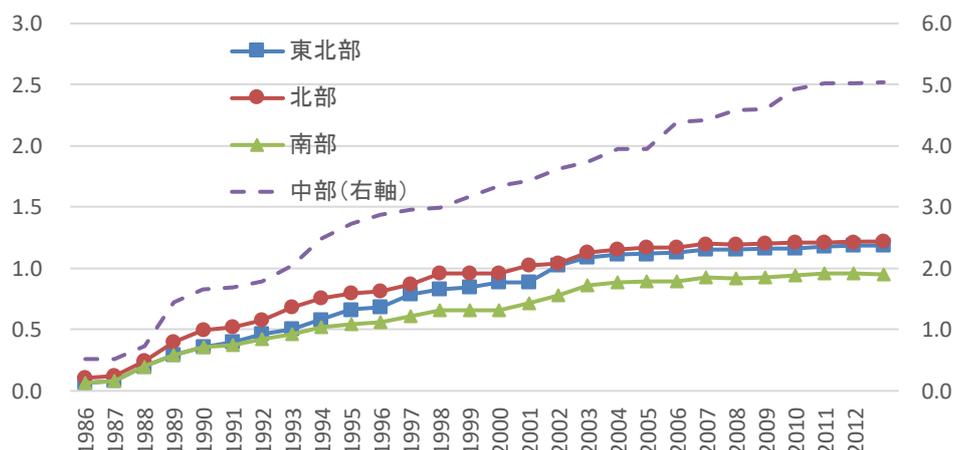
推計期間は、円借款評価書が確実に入手できる1986年からとした。また、対象地域は東北部、北部、南部、中部の4地域に絞った。これは、統計データが存在しない地域において、細かい単位になるほど推計結果に乖離が大きくな

る可能性が高まるためである。最後に、すべてのデータは実質化している。円借款については、性質の類似した資本ストックデフレーターで実質化した。

各地域の円借款及び資本ストック、5年前の産業構造変化効果に関するデータの推移は図 4.13 のとおりである。円借款及び資本ストックに関する類似性効果は中部で大きく、他3地域は同じような推移となっている。産業構造変化効果については北部、東北部では1990年代半ばにかけて変化が大きく進んだものの、その後停滞していることがわかる。他方、産業が発展している中部の構造変化効果は1990年代前半までみられたが、北部や東北部ほど大きくなく、相対的に早期に変化効果は落ち着いていることがわかる。

最後に、推計に使用したデータの記述統計量は表 4.14 のとおりである。

図 4.13 地域別にみた構造変化 (SI) の推移  
(1) 円借款 (SI\_LOAN)



(2) 資本ストック (SI\_K)

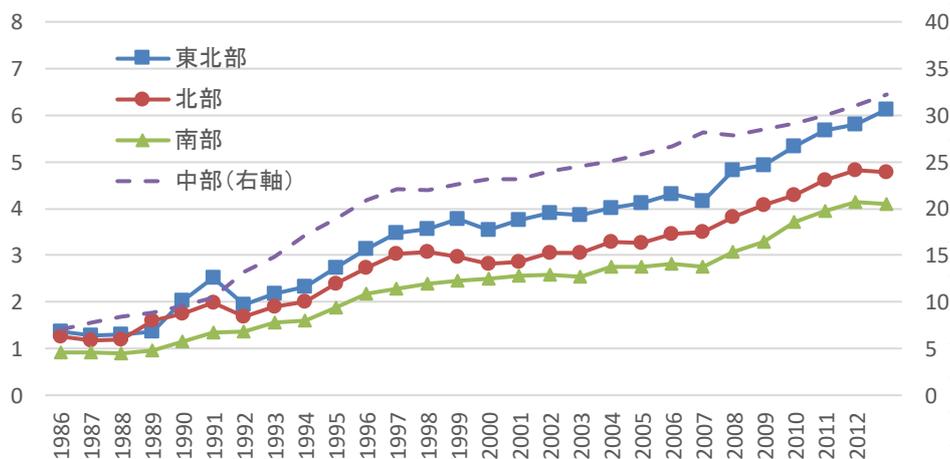


図 4.13 地域別にみた構造変化 (SI) の推移 (続き)  
 (3) 5年前との産業構造変化 (SI)

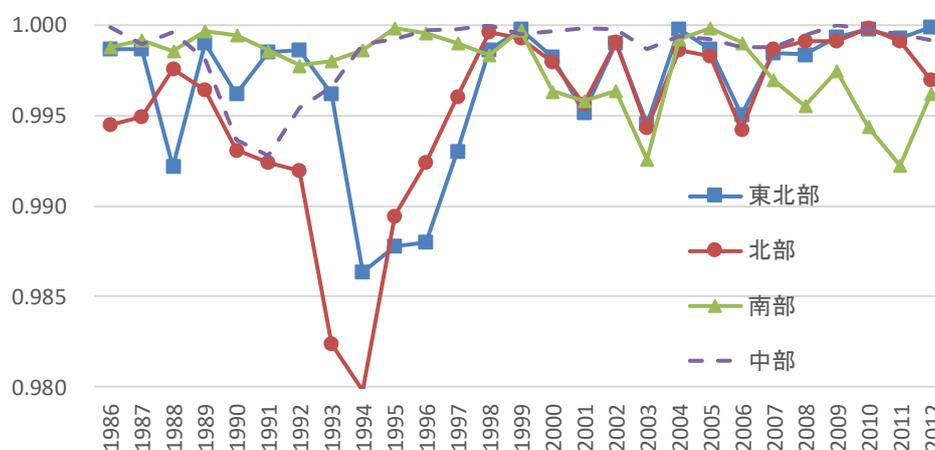


表 4.14 記述統計量

Variable	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
ln(Y/L) 1人あたり地域産出量(対数)	112	3.532	0.772	2.227	5.124
ln(YEN_LOAN) 累積円借款(対数)	112	12.721	0.979	9.963	14.490
ln(K/L) 資本装備率(対数)	112	4.724	0.843	3.176	6.382
SI_LOAN 円借款が与える構造変化効果	112	1.357	1.277	0.060	5.048
SI_K 資本が与える構造変化効果	112	7.381	8.777	0.909	32.193
SI 時間による構造変化効果	112	0.997	0.004	0.980	1.000
SECOND/Y 第2次産業が地域産出量に占める割合	112	0.276	0.127	0.133	0.527
(SECOND/Y)*ln(YEN_LOAN) 第2次産業割合と円借款交差項	112	3.613	1.917	1.334	7.634
THIRD/Y 第3次産業が地域産出量に占める割合	112	0.522	0.053	0.439	0.636
(THIRD/Y)*ln(YEN_LOAN) 第3次産業割合と円借款交差項	112	6.617	0.655	4.989	8.018

### 4.3.3 推計結果

⑧式の推計結果は表 4.15 のとおり。基本推計として累積円借款（経済協力）、1人あたり資本の2つの説明変数、1人あたりGPPを被説明変数として推計を行う(1)式、(2)式に加え、産業構造の類似性効果を含む推計である(3)式、(4)式、経済協力の類似性効果を含む推計である(5)式、(6)式、資本の類似性効果を含む推計である(7)式、(8)式、経済協力の類似性、資本の類似性の双方を説明変数に加えた(9)式、(10)式、その3つの説明変数に加えた(11)式、(12)式と各々Pooled OLSと固定効果モデルで推計を行った。最小二乗法と固定効果モデルの推計結果には違いがあり、F検定の結果でも固定効果モデルが望ましいものとされている。最小二乗法は誤差項と説明変数に相関がないことを前提としており、その条件を満たさない結果、推計に歪みが生じている可能性がある。このため、固定効果モデルの推計結果が正しいものとして議論を進める。

推計結果について、固定効果モデルの中でも経済協力が有意に推計できているのは円借款の生産力効果に限定して検出した(2)式、他地域への資本が産業構造の類似性を通じて影響を与えた(SI\_K)説明変数に加えた(8)式のみである。また、標準誤差をみると、経済協力の効果を示す係数に比べて相対的に大きくなっている。ここから、中部に多く配分された円借款に関する生産力効果を検出しにくいことが考えられる。これに対して1人あたり資本についてはすべての推計式においてプラスで有意となっており、1人あたり資本が生産力増強に貢献していると考えられる。

この点、新たに推計を行った円借款が地域間産業構造の類似性を通じて与える効果(SI\_LOAN)は、単独で推計した(6)式では有意に推計されているが、他の変化効果を考慮すると有意に推計できていない。同様に、資本の地域間産業構造の類似性が与える効果(SI\_K)についても、単独で推計した(8)のみが有意となっている。データセットが小さいこともあり、2つの効果を一度に検出するのは困難であるかもしれない。

最後に、時系列にみた各地域の産業構造変化が与える効果(SI)に関する推計結果は、(4)式、(12)式ともにマイナスと符号条件は満たすものの非有意である。また、SIが説明変数に加わった推計式における経済協力の説明変数は非有意である。

表 4.15 地域別パネルデータを使用した生産効果の推計結果

被説明変数	ln(Y/L)		(3)		(4)☆		(5)		(6)☆	
	(1)	(2)☆	Pooled OLS	Pooled OLS	FE	FE	Pooled OLS	Pooled OLS	FE	FE
推計式	1986-2013		1986-2013		1986-2013		1986-2013		1986-2013	
推計期間	1986-2013		1986-2013		1986-2013		1986-2013		1986-2013	
ln(YEN_LOAN)	-0.202 (0.033)***	0.061 (0.025)*	-0.217 (0.027)***	0.048 (0.045)	0.048 (0.045)	0.048 (0.045)	-0.228 (0.013)***	-0.228 (0.013)***	0.037 (0.027)	0.037 (0.027)
ln(K/L)	1.096 (0.023)***	0.551 (0.080)***	1.125 (0.032)***	0.578 (0.127)**	0.578 (0.127)**	0.578 (0.127)**	1.053 (0.047)***	1.053 (0.047)***	0.431 (0.058)***	0.431 (0.058)***
SI_LOAN							0.052 (0.028)	0.052 (0.028)	0.112 (0.005)***	0.112 (0.005)***
SI_K										
SI							-10.138 (8.706)	-10.138 (8.706)	-3.821 (5.398)	-3.821 (5.398)
const.	0.927 (0.375)*	0.158 (0.398)	11.082 (8.427)	3.999 (5.342)	3.999 (5.342)	3.999 (5.342)	1.391 (0.126)***	1.391 (0.126)***	0.881 (0.010)***	0.881 (0.010)***
F-test	0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。  
 2. ln(Y/L): 1人あたり地域産出量(対数)、ln(YEN\_LOAN): 累積円借款(対数)、ln(K/L): 資本装備率(対数)、SI\_LOAN: 円借款が与える構造変化効果、SI\_K: 資本が与える構造変化効果、SI: 資本が与える構造変化効果、SI: 時間による構造変化効果。

表 4.15 地域別パネルデータを使用した生産効果の推計結果 (続き)

被説明変数 推計式 推計方式 推計期間	(7) $\ln(Y/L)$ Pooled OLS 1986-2013		(8) ☆ FE 1986-2013		(9) Pooled OLS 1986-2013		(10) ☆ FE 1986-2013		(11) Pooled OLS 1986-2013		(12) ☆ FE 1986-2013	
	$\ln(YEN\_LOAN)$	-0.209	(0.029)***	0.071	(0.027)*	-0.234	(0.044)**	0.023	(0.046)	-0.253	(0.038)***	0.008
$\ln(K/L)$	1.045	(0.068)***	0.414	(0.058)***	1.059	(0.073)***	0.442	(0.072)***	1.088	(0.056)***	0.472	(0.119)**
SI_LOAN					0.071	(0.115)	0.153	(0.101)	0.078	(0.109)	0.157	(0.094)
SI_K	0.006	(0.005)	0.018	(0.002)***	-0.003	(0.018)	-0.007	(0.018)	-0.003	(0.016)	-0.008	(0.017)
SI									-10.712	(8.631)	-4.334	(4.040)
const.	1.208721	(0.209)**	0.544	(0.114)**	1.434	(0.275)**	0.992847	(0.272)**	12.206	(8.501)	5.363	(4.246)
F-test			0.000				0.000				0.000	

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2.  $\ln(Y/L)$ : 1人あたり地域産出量(対数)、 $\ln(YEN\_LOAN)$ : 累積円借款(対数)、 $\ln(K/L)$ : 資本装備率(対数)、 $SI\_LOAN$ : 円借款が与える構造変化効果、 $SI\_K$ : 資本が与える構造変化効果、 $SI$ : 時間による構造変化効果。

このように、地域別パネルデータを用いた円借款の効果は、(2)式のように単独の効果を得ることも、(6)式のように、他地域に供与された円借款が地域間産業構造の類似性を通じて与えられる効果も得ることができた。また、(8)式のとおり、資本の類似性効果を除くと円借款の生産力効果を検出できた。ただし、複数の効果を一度に推計する(10)式、5年前の産業構造との類似性を説明変数に加えた(4)式、(12)式では効果を検出できなかった。これは、データセットが小さくない中で複数の効果を区別して検出しにくいこと、地域内の産業構造変化効果については図 4.15 (3) に示されたとおり、97 年金融危機で産業構造変化が止まったため非有意になることが考えられる。

産業構造変化を示す説明変数がやや複雑だったため、もう少し簡便化し、地域における第 2 次産業の産出量や第 3 次産業の産出量が地域内総生産量に占める割合（第 2 次産業割合及び第 3 次産業割合）に置き換えた⑫式に関する推計を行った。基本推計として累積円借款（経済協力）、1 人あたり資本の 2 つの説明変数に加え、第 2 次産業割合及び第 2 次産業割合と経済協力の交差項、第 3 次産業割合及び第 3 次産業割合と経済協力の交差項を選定した。また、各々の推計式を Pooled OLS 及び固定効果モデルで推計した。F 検定の結果、これらすべての推計結果において固定効果モデルが最適との結論を得た。このため、以下では固定効果モデルに絞って議論を行う。

推計結果は表 4.16 のとおりであり、ここから以下 2 点について指摘できる。

まず第 1 に、円借款自体が直接生産力効果を有していると考えられる推計結果は(8)式のみであり、決してその効果はしっかりみられるものではない。これは、資本装備率が生産性に与える効果がプラスで有意に推計されていることと対照的である。

第 2 に、円借款の効果は(4)式や(12)式にみられるように第 2 次産業割合、第 3 次産業割合との交差項で有意にみられることである。これは、表 4.17(6)式と比較しても整合的であり、全国の推計ではわからなかった生産力効果は第 2 次産業を中心とした生産が増加する中で効果があがったことが考えられる。これは、円借款の使用目的が第 2 次産業増強であったことと整合的である。

表 4.16 地域別パネルデータ（産業割合）による生産力効果の推計結果

被説明変数	ln(Y/L)			
	(1)	(2)☆	(3)	(4)☆
推計式	Pooled OLS	FE	Pooled OLS	FE
推計方式	1986-2013	1986-2013	1986-2013	1986-2013
ln(YEN_LOAN)	-0.206 (0.038)**	0.024 (0.027)	-0.263 (0.023)***	-0.039 (0.029)
ln(K/L)	1.051 (0.052)***	0.526 (0.065)***	1.029 (0.068)***	0.461 (0.044)***
SECOND/Y	0.371 (0.366)	1.565 (0.926)	-4.090 (2.076)	-5.575 (1.402)**
SECOND/Y*ln(YEN_LOAN)			0.328 (0.150)	0.506 (0.067)***
const.	1.086 (0.338)**	0.311 (0.331)	1.967 (0.395)**	1.563 (0.278)**
F-test		0.000		0.000

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. ln(Y/L): 1人あたり地域産出量(対数)、ln(YEN\_LOAN): 累積円借款(対数)、  
ln(K/L): 資本装備率(対数)、SECOND/Y: 第2次産業・地域所得比、  
SECOND/Y\*ln(YEN\_LOAN): 第2次産業割合と累積円借款の交差項。

被説明変数	ln(Y/L)			
	(5)	(6)☆	(7)	(8)☆
推計式	Pooled OLS	FE	Pooled OLS	FE
推計方式	1986-2013	1986-2013	1986-2013	1986-2013
ln(YEN_LOAN)	-0.080 (0.020)**	0.052 (0.017)*	0.297 (0.143)	0.524 (0.290)***
ln(K/L)	0.856 (0.028)***	0.552 (0.064)***	0.821 (0.035)***	0.527 (0.049)***
THIRD/Y	-2.692 (0.156)***	-1.066 (1.176)	6.027 (3.394)	10.470 (6.557)
THIRD/Y *ln(YEN_LOAN)			-0.703 (0.271)*	-0.862 (0.540)
const.	1.904 (0.163)***	0.814 (0.449)	-2.620 (1.794)	-5.382 (3.638)
F-test		0.000		0.000

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. ln(Y/L): 1人あたり地域産出量(対数)、ln(YEN\_LOAN): 累積円借款(対数)、  
ln(K/L): 資本装備率(対数)、THIRD/Y: 第3次産業が地域所得に占める割合、  
THIRD/Y\*ln(YEN\_LOAN): 第3次産業割合と累積円借款の交差項。

表 4.16 地域別パネルデータによる生産力効果の推計結果  
(産業割合を使用：続き)

被説明変数 推計式 推計方式 推計期間	ln(Y/L)			
	(9)	(10)☆	(11)	(12)☆
	Pooled OLS	FE	Pooled OLS	FE
	1986-2013	1986-2013	1986-2013	1986-2013
ln(YEN_LOAN)	-0.075 (0.032)	0.024 (0.022)	-0.453 (0.099)**	-0.049 (0.203)
ln(K/L)	0.749 (0.051)***	0.529 (0.066)***	0.719 (0.035)***	0.450 (0.058)***
SECOND/Y	0.686 (0.150)**	1.396 (0.928)	-5.786 (2.353)*	-6.013 (1.833)**
SECOND/Y *ln(YEN_LOAN)			0.488 (0.162)*	0.554 (0.092)***
THIRD/Y	-2.946 (0.192)***	-0.475 (1.145)	-9.781 (1.671)**	0.589 (4.241)
THIRD/Y *ln(YEN_LOAN)			0.547 (0.135)**	0.008 (0.299)**
const.	2.29 (0.183)***	0.587 (0.646)	7.212 (1.140)***	1.336 (2.693)
F-test		0.000		0.000

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. ln(Y/L): 1人あたり地域産出量(対数)、ln(YEN\_LOAN): 累積円借款(対数)、  
ln(K/L): 資本装備率(対数)、SECOND/Y: 第2次産業が地域所得に占める割合、  
SECOND/Y\*ln(YEN\_LOAN): 第2次産業割合と累積円借款の交差項、  
THIRD/Y: 第3次産業が地域所得に占める割合、  
THIRD/Y\*ln(YEN\_LOAN): 第3次産業割合と累積円借款の交差項。

#### 4.3.4 まとめ

第3節では資本ストックや経済協力などに統計上の制約がある中で地域別データセットを作成し、パネルデータとして円借款の生産力効果を推計した。

この結果、円借款が経済成長にプラスの影響を与えているという生産力効果がある程度検出することができた。ただし、その定量的効果は表 4.15 (2)式、(8)式、表 4.16 (8)式の係数をみても推計式によりばらつきがあるため、一概にどのくらい、ということとは困難であった。

また、産業に関する付加価値との交差項が有意に推計できていることから他地域に供与された円借款が産業構造の類似性を通じて与える影響(表 4.15(6)式)や第2次産業GPP比との交差項(表 4.16(4)式、(12)式)のように円借款

が産業発展とともに間接的に影響を与えた影響が一定程度想定されることが確認できた。

これらの推計結果は、固定効果モデルでは効果を見出すことはできたものの、Pooled OLS では係数がマイナスになるなど、結果については幅をもってみる必要があると考えられる。

他方で、今回の分析では、援助の結果として地域毎に何が起きたのか、についてはまだ分析できていない。この点について今後の課題としていきたい。

#### 4.4 結論

本章では、対タイ経済協力のうちでも一定の割合を占めると考えられる社会資本整備を中心に、社会資本整備の生産力効果に関する推計手法を使用して、対タイ経済協力の生産力効果について考察した。

その結果、全国データを使用し、生産力効果を想定する成長会計を用いて推計を行った場合、経済協力が生産力効果を有する推計結果を得ることができた。このため、経済協力は生産性の向上に貢献していることが想定される。

また、データに限りがあり、精度は高くないものの、タイ4地域のパネルデータを作成し、円借款の生産力効果を一定程度あるが確認することができた。また、この結果が直接的なものに限らず、産業発展とともに効果があがる効果が想定されることもわかった。ただし、地域別パネルデータの推計結果は、産業構造の変化を説明変数に加えても推計結果が安定的に有意ではなく、最小二乗法と固定効果モデルで推計結果の符号が変化するなど、必ずしも安定的に符号条件及び有意性を満たすものではなく、推計結果の精度は幅をもって解釈する必要がある。

## 5 経済協力と財政

### 5.1 ファンジビリティと財政への影響

経済協力の効果が減殺される要因のひとつに、援助の受取国が余裕の出た資金を使用して別のものを購入してしまい、供与国が意図した援助効果が発現しないという問題がある。この問題を「ファンジビリティ」と呼び、World Bank (1998)でも大きくとりあげられているが、この問題自体については半世紀以上前から言及されている。Nurkse (1953, p. 67) において「疑わしい話」として紹介されているファンジビリティの例は以下のとおりである。

第2次世界大戦直後、アメリカを中心とする欧州復興計画を通じ復興支援を行っていたところ、オーストリアから実施部隊である経済協力局 (Economic Cooperation Administration, E. C. A.) にオペラ座復興支援を依頼があった。経済協力局はこれを断ったが、オーストリア政府は発電所建設に支援すると以前説明を受けていたことを覚えていて、今度は発電所建設を依頼し、経済協力局の了承を得た。オーストリア政府は発電所支援を受け、浮いた予算でオペラ座の復興を行ったとのことである。

このように、ファンジビリティは供与国と受取国が異なることを考えている際に発生し、プロジェクトの枠外で発生した誘発効果に問題があることがわかる。より一般化した場合、援助を受けた政府が支援を受けたことにより本来必要だった投資支出を減少させるかわりにすぐに必要とは必ずしもいえない消費支出を増加させ、あるいは減税をすることで支援の内容が実質的に生産性を増強しないものに入れ替わってしまうことである。このため、供与国側から見た場合、個別援助が適切に使用されたかを確認することのみならず、受取国側の財政状態等、国内資源配分を注視していくことが必要であることを意味している。

では、実際にどこをファンジビリティと認定するか、ファンジビリティは悪いことなのか、ということ議論する必要があるだろう。この点、Bwire (2012)及びMcGillvray and Morrissey (2004)によるとファンジビリティの判断基準は投資的支出比率が援助前後で変化しているかどうかの一つの判断基準としている。しかしながら、援助が受取国に与える影響は財政支出のみではない。援助はその大部分が受取国政府部門に入ることにより国内借入や税収にも影響を与えることが考えられる。このため、援助が財政支出に影響を与えるファンジビリティよりも範囲を広げ、支援助取国が政府支出（さらに政府消費支出と政府投資支出）、税収、借入（主に国内借入）へ与える影響を考える Fiscal Response Studies が研究対象となっている。実際には援助がこれら財政指標に与える影響をみな

から各国の状況を勘案して援助が財政に与える影響の有無を判断することとしている。ただし、その前提として同じ国でもデータにより分析結果が変化しやすいこと、援助と税収とは無関係になる推計結果が多いこと、財政支出は予算編成プロセスにおいて援助は歳出の代替となる一つの材料であり援助と財政支出の関係のみを直接的にみると大きな関係を見失う可能性があること、これに対して国内借入は相対的に制約がかかりやすいことから相対的に関係を確認しやすいことを指摘している。最後に、援助が財政支出の代わりになることなどから、ファンジビリティが存在しても最終的に援助は有効に活用されているとの報告も多い (Morrissey, 2015)。

## 5.2 先行研究の整理

経済協力を受け取った国の財政状態がどうなるか、を実証分析する上での手法は、効用最大化モデルを形成し、その最適解を解く手法と、明確なモデルを有さず援助を受けた後に財政指標に対しどのような影響を与えるかを分析する手法に大別される。

このうち前者については、Fiscal Response Models (FRMs) と呼ばれる公共部門の予算制約式の下で政策当局の効用関数<sup>10</sup>を最大化する問題を解くモデルが存在する。Franco-Rodriguez et al. (1998) でモデルは完成、同論文ではパキスタンモデルにカリブレーションを行っている。この推計結果ではパキスタン (1956～1995 年) では、経済協力の増加により政府消費は支援金額の2倍近く減少するのに対し、政府投資は5%程度増加、財政全体は縮小することとなり、縮小する財政の分が民間消費支出に回っている可能性を示唆している。

このような効用最大化アプローチはその後も活用されている一方、①そもそも財政に関する目的関数や最適値は存在するのか、という目的関数に対する批判、及び、②経済協力が財政に与えるルートはさらに複雑ではないか、という考え方もある。このため、その後の研究では、後者のアプローチに従い VAR モデルなどを使用したうえで、経済協力と財政収入、財政支出、借入の関係を示す手法が主流となっている。

また、地域的にみると、これまで多額の経済協力投資を行いながら、経済成長がみられないアフリカを中心に発生しているといわれる (Aiyar and Ruthbah, 2008)。先行研究でも表 5.1 のように、援助1%増加に対し、全世界では消費が短期的には0.56%、長期的にも1.6%増となっているのに対し、アフリカでは短期的には0.79%、長期的には2.14%と高い割合となっていることが報告され

---

<sup>10</sup> 効用関数は、政府消費、公共部門投資、税収その他収入、国内借入、経済協力の理想と各々現状の乖離を2乗したもの。

ている。

表 5.1 GDP 援助比が 1 %ポイント増加した際に各指標に与える影響

	full sample		Africa		Aid dependent	
	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run	Short-run	Long-run
Absorption	0.30***	0.83***	0.41***	1.11***	0.45***	1.13***
Spending	0.56***	1.60***	0.79***	2.14***	0.68***	1.48***
Reserves	0.05	0.05	0.01	0.00	0.06	0.00
Investment	0.14***	0.26***	0.15***	0.26***	0.19***	0.33***

(備考) 1. Aiyar and Ruthbah (2008)、Martins(2010)より作成。

2. \*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

特に、VAR モデルを組み、グレンジャー因果分析及びインパルス応答関数を推計した例として、Osei et al. (2005)があげられる。Osei et al. (2005)では、ガーナのデータを使用して共和分 VAR モデルを組み、経済協力が増加した際に国内借入、財政収入、財政支出に与える影響を推計している。このうち、短期的には経済協力が 1 標準偏差増加した際に国内借入、政府消費支出、政府投資支出、財政収入に与える影響についてインパルス応答関数を用いて推計している。経済協力の増加は財政収入と財政支出双方の増加につながっており、国内借入は大きくは減少しないことがわかる。また、財政支出を財政消費支出と投資支出に分類すると消費支出の増加が大きい一方、投資支出はほぼ増加していないため、経済協力の大部分が日々の消費にまわってしまい、次世代に重要な投資支出につながっていない。また、長期的には経済協力と国内借入、財政支出、財政収入が共和分関係にあることから経済協力増加が国内借入を減少させることを証明した。この解釈としては、構造調整下で国内借入に制限のあった当時のガーナにおいて、実際には国内借入が減少するなかで、国内借入とより関連性の深い投資支出が減少、政府消費が拡大しているようにみえるため、ファンジビリティがあるようにみえていて実際には国内借入の減少に貢献しているものとしている。

このほか、VAR モデルを使用した先行研究には、Martins(2010)があげられる。Martins(2010)ではエチオピアに関する独自の 1993 年～2008 年四半期データをもとに、援助と投資支出の間には長期的関係がある一方、消費支出との間には長期的関係がないことからファンジビリティがないとしている。

アジア地域については、汚職が蔓延していた(末廣, 2000)といわれる 1980 年代までを対象にした論文が 1990 年代にみられた(表 5.2)。具体的にはパキスタンについて分析を行った Franco-Rodriguez et al. (1998)の他、インド、パキスタン、バングラデシュ、スリランカ、マレーシアの 1955～1976 年データから経済協力が増加すると税収は増加するが、それ以上に政府支出が増加するため、少なくとも援助金額の一部は消費支出に回るとした Khan and Hoshino (1992)、

フィリピンの1960～1992年データを使用し、経済協力が増加すると政府支出は増加するが政府投資支出が減少し、政府消費支出が増加するとともに借入が減少することを示した McGillivray and Ahmed (1999) などがある。

表 5.2 アジア地域における経済協力が財政に与える影響に関する先行研究

先行研究	対象国	経済協力増加による影響			
		政府収入	政府投資 支出	政府支出	借入
Khan and Hoshino (1992)	アジアクロス セクション	1.2	1.2	0.3	
Franco-Rodriguez et al. (1998)	パキスタン	-3.6	0.1	-2.4	0.9
McGillivray and Ahmed (1999)	フィリピン	-0.1	-0.02	0.02	-1.81

(備考) McGillivray and Morrissey (2004)より作成。

こうした状況に鑑み、本章では対タイ経済協力と援助受取国の政府収入、政府支出、国内借入が関係する共和分関係及びエラーコレクションモデルないし VAR モデルを組み、グレンジャー因果分析及びインパルス反応関数を推計することで、経済協力が実施されたときに財政各指標がどちらの方向に向かっていくのか、及びインパクトの大きさについて推計を行うこととする。

この推計を通じ、主に日本からのインフラを借款にて供与された経済協力和経済発展が相対的にうまくリンクしたといわれるタイにおいて経済協力が財政に対する影響を検証することで、他諸国の参考とすることを目的とする。

### 5.3 分析手法及びデータ

#### 5.3.1 データ

今回の分析では1961年から2014年のタイ財政データを使用した。タイの財政データは、確認した限り1977年以降タイ財務省 (Ministry of Finance) により Fiscal Budget in Thailand が毎年発行されている。また、タイ中央銀行 (Bank of Thailand) からは1950年代から Monthly Bulletin が定期的に発行されている。このうち1961年から1997年まではタイ中央銀行の Monthly Bulletin からデータセットを作成した。この統計は2000年以降掲載データが変更されていることから1998年からはタイ財務省の Fiscal Budget in Thailand に掲載されているデータを使用した。データの内容としては、政府消費支出と政府投資支出の

合計値が政府支出となっている。経済協力データは OECD の DAC 統計から借款、供与の合計値（ネット）の対タイ支援を使用した。この金額はドルベースであるため、IMF の IFS から為替データを取得し、バーツベースに転換させた。最後に、各指標は消費者物価指数（2010 年基準）で実質化した。こうして作成された各指標の記述統計量は表 5.3 のとおり。以下の分析手法では、経済協力純額と国内借入、政府収入、政府支出に対する影響と、政府支出を政府消費支出及び政府投資支出に分類したときの影響という 2 つの観点から検討を行う。

表 5.3 記述統計量（10 億タイバーツ、2010 年基準の実質値）

種別	変数名	観測数	平均	標準偏差	最大値	最小値
国内借入	DB	54	61.725	104.258	455.493	-99.054
政府収入	R	54	738.216	589.899	1,978.129	68.260
政府支出	GD	54	791.436	651.327	2,267.706	70.483
政府消費支出	GDC	54	602.166	508.125	1,859.472	56.034
政府投資支出	GDK	54	185.178	153.567	516.786	14.449
ODA純額	NETODA	54	12.387	17.013	49.669	-49.819

### 5.3.2 分析手法

分析手法は、最初に対象指標について単位根検定を行い、単位根の有無を確認する。単位根がない場合、及び単位根があっても共和分関係であれば水準で VAR モデルを組む。単位根があるものの共和分関係がない場合には階差による VAR モデルを組む。導出された VAR モデルからグレンジャー因果分析とインパルス応答関数を推計し、変数間の定量的な関係を確認する。こうした手法を確認することで、対タイ経済協力がタイ財政に与える影響を確認する。

まず、単位根検定の結果は表 5.4 のとおり。経済成長が続くタイでは実質化しても上昇トレンドにある指標が多く、この推計で使用する指標はすべて I(1) となっている。

表 5.4 単位根検定

国内借入 (DB): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-2.374	-2.969	-2.282	-2.953
I(1)	-9.590***	-9.534***	-9.816***	-10.105***

政府収入 (R) :I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	0.876	-2.470	0.616	-2.145
I(1)	-5.038***	-5.073***	-5.095***	-5.058***

政府支出 (GD) :I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	2.621	-0.576	2.681	-1.003
I(1)	-10.608***	-11.812***	-10.273***	-12.000***

政府消費支出 (GDC) :I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	6.233	1.830	7.167	0.336
I(1)	-1.846	-12.254***	-8.576***	-11.659***

-11.604\*\*\*

政府投資支出 (GDK) :I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-1.128	-2.731	-1.112	-2.778
I(1)	-7.458***	-7.387***	-7.482***	-7.406***

経済協力純額 (NETODA) :I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-1.882	-1.970	-2.816*	-2.868
I(1)	-10.902***	-10.815***	-10.971***	-10.900***

(備考)\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

(1) 経済協力純額が国内借入、政府収入、政府支出に与える影響

まず、変数のうち、政府支出は一つとした場合に経済協力が国内借入、政府収入、政府支出に与える影響について検討する。

分析に使用する変数が共和分関係かを確認する。国内借入を経済協力、政府収入、政府支出で OLS 回帰させ、残差を EG テストにより共和分の検定を行ったところ、I(0)となった。このときの回帰式は①式のとおり推計され、これは全体的にみた経済協力及び財政指標の関係性を示すものと考えられる。

$$DB_t = -0.712NETODA_t - 0.557R_t + 0.588GD_t + 16606.55 + u_t \quad \text{①}$$

(0.392)\*                      (0.054)\*\*\*      (0.050)\*\*\*

$Adj. R^2 = 0.813 \quad D.W. 1.507$

(備考) 1.  $DB_t$ : 国内借入、 $NETODA_t$ : 経済協力、 $R_t$ : 政府収入、 $GD_t$ : 政府支出、添字の t は t 年を表す。

2. ( ) 内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

①式をみると、ややダービンワトソン比が低いものの経済協力は国内借入を

減少させる方向に 10%有意で推計されている。また、政府収入、政府支出は各々 1%有意で推計されており、各々符号条件も合致している。

次に、VAR モデルを組み、グレンジャー因果分析とインパルス応答関数の推計により、ODA 増加がより短期的に財政に与える影響について考察する。共和分関係が存在することから、階差をとらず水準にて VAR モデルを作成する。VAR モデルの定式化は以下②式のとおり、前期 (t-1 期) の国内借入 (DB)、経済協力 (NETODA)、財政収入 (R)、財政支出 (GD)、から当期 (t 期) の動きを説明できるかを確認する。 $\alpha_{it}$  は定数項、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\delta_i$ 、 $\kappa_i$  は内生変数、 $u_{it}$  は誤差項 (i = 1,2,3,4) である。

$$\begin{bmatrix} DB_t \\ NETODA_t \\ R_t \\ GD_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \\ \alpha_{4t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \gamma_1 & \delta_1 & \kappa_1 \\ \beta_2 & \gamma_2 & \delta_2 & \kappa_2 \\ \beta_3 & \gamma_3 & \delta_3 & \kappa_3 \\ \beta_4 & \gamma_4 & \delta_4 & \kappa_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DB_{t-1} \\ NETODA_{t-1} \\ R_{t-1} \\ GD_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix} \quad \textcircled{2}$$

表 5.5 経済協力、国内借入、政府収入、政府支出に関する VAR モデル

	DB	NETODA	R	GD
DB(-1)	0.271	-0.056	0.503	0.531
	(0.204)	(0.038)	(0.236)**	(0.233)**
NETODA(-1)	-1.261	0.609	0.179	-1.574
	(0.561)**	(0.105)***	(0.651)	(0.642)***
R(-1)	-0.244	-0.008	1.263	0.852
	(0.142)*	(0.027)	(0.164)***	(0.162)***
GD(-1)	0.284	0.009	-0.269	0.196
	(0.145)*	(0.027)	(0.168)	(0.166)
C	20.680	7.032	18.678	33.007
	(17.153)	(3.206)**	(19.891)	(19.613)*
Adj. R-squared	0.646	0.537	0.985	0.988

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GD: 政府支出。--(-1)は前期を表す。

推計された VAR モデルは表 5.5 のとおり。ここでは経済協力の与える効果を確認するという観点から、1 期前の経済協力が国内借入、政府支出、政府収入に与える関係を確認する。当期経済協力がマイナスに 1%有意で推計されている他、国内借入はマイナスと符号条件が合致し 5%有意で推計されている。また、政府支出はマイナスと符号条件が合致し 1%有意で推計されている。

次に、グレンジャーの意味での因果分析を行う。これも経済協力の効果を確認する観点から経済協力が国内借入、財政支出、財政収入に対してグレンジャーの意味で因果関係を有するかを確認した。推計結果は表 5.6 のとおりである。

推計結果をみると、経済協力から国内借入について 5%有意でグレンジャー

の意味で因果関係があるとの結果を得た。これに対し、政府支出及び政府収入に対するグレンジャーの意味での因果関係はないことがわかった。また、経済協力が増加した際に国内借入に与える影響については、VARモデルの前期経済協力から当期国内借入への符号がマイナスとなっていることから、経済協力が増加すると国内借入は減少することが考えられる。

表 5.6 経済協力、国内借入、政府支出、政府収入に関する  
グレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値	帰無仮説	観測数	F値
NETODA → DB	53	4.796**	R → NETODA	53	0.491
DB → NETODA	53	6.204**	NETODA → R	53	0.136
R → DB	53	3.666*	GD → NETODA	53	1.117
DB → R	53	2.328	NETODA → GD	53	1.351
GD → DB	53	4.512**	GD → R	53	0.345
DB → GD	53	6.160**	R → GD	53	24.849***

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GD: 政府支出。

この結果から、経済協力が増加すると国内借入に対しては影響を与える可能性があるのに対して、政府収入や政府支出に対しては影響を与えないということがわかった。そして、これまでの先行研究からみても、国内借入に対する影響があるのは財政健全化に向けた取り組みが行われている場合にはグレンジャーの意味で因果関係が発現する可能性があること、政府支出に対してはもう少し政治的プロセスが働くためグレンジャーの意味での因果関係がみられにくいこと、政府収入に対しては影響が出ないことが多いこと、にも対応している。

以上から、経済協力の増加が国内借入、政府収入、政府支出に与える影響として、VARモデルを設定し、グレンジャー因果分析を行った結果、経済協力の増加が代替的な関係を有する国内借入の減少につながり、財政健全化に一定程度貢献する可能性があることを示していることがわかった。他方、経済協力が増加しても政府支出の減少につながるか、は共和分関係にある最小二乗法において全体的な関係を得られ、VARモデルではマイナスに有意な関係を得られたものの、グレンジャー因果分析からは有意な結論を得られなかった。ここから、ファンジビリティがなかったか、ということについては必ずしも明らかにはならなかった。

## (2) 経済協力純額が国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に与える影響

経済協力が財政に与える影響についてもう少し確認するため、政府支出を政府消費支出と政府投資支出に分類した形で推計を行い、経済協力が財政に与える影響について検討を行う。

分析に使用する変数が共和分関係かを確認する。国内借入を経済協力、政府収入、政府消費支出、政府投資支出で OLS 回帰させ、残差を EG テストにより共和分の検定を行ったところ、I(0)となった。このときの回帰式は③式のとおり推計された。これは全体的にみた経済協力及び財政指標の関係性を示すものと考えられる。

$$DB_t = -0.354NETODA_t - 0.524R_t + 0.661GDC_t + 0.232GDK_t + 11.951 + u_t \quad (3)$$

(0.333)                    (0.047)\*\*\*    (0.044)\*\*\*    (0.087)\*\*\*    (10.022)

$Adj. R^2 = 0.872$      $D.W. 1.453$

- (備考) 1.  $DB_t$ : 国内借入、 $NETODA_t$ : 経済協力、 $R_t$ : 政府収入、 $GDC_t$ : 政府消費支出、 $GDK_t$ : 政府投資支出、添字の t は t 年を表す。
2. ( ) 内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

推計式③では、説明変数のうち経済協力は符号条件を満たさず非有意になっており、経済協力が財政に対して長期的な関係は与えていないことを示している。なお、この他の財政指標である政府収入、政府消費支出、政府投資支出は符号条件が合致し有意に推計できている。

次に、共和分関係が存在することからこれらの変数に関して水準を用いた VAR モデルの推計を行った。VAR モデルの定式化は以下④式のとおり、1 期前 (t-1 期) の国内借入 (DB)、経済協力 (NETODA)、政府収入 (R)、政府消費支出 (GDC)、政府投資支出 (GDK) から当期 (t 期) の動きを説明できるかを確認する。 $\alpha_{it}$  は定数項、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\delta_i$ 、 $\kappa_i$ 、 $\theta_i$  は内生変数、 $u_{it}$  は誤差項 ( $i = 1, 2, 3, 4, 5$ ) である。

$$\begin{bmatrix} DB_t \\ NETODA_t \\ R_t \\ GDC_t \\ GDK_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \\ \alpha_{4t} \\ \alpha_{5t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \gamma_1 & \delta_1 & \kappa_1 & \theta_1 \\ \beta_2 & \gamma_2 & \delta_2 & \kappa_2 & \theta_2 \\ \beta_3 & \gamma_3 & \delta_3 & \kappa_3 & \theta_3 \\ \beta_4 & \gamma_4 & \delta_4 & \kappa_4 & \theta_4 \\ \beta_5 & \gamma_5 & \delta_5 & \kappa_5 & \theta_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DB_{t-1} \\ NETODA_{t-1} \\ R_{t-1} \\ GDC_{t-1} \\ GDK_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

推計結果は表 5.7 のとおりであり、前期経済協力が当期の国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に対する関係を確認すると、各々符号条件は満たしているものの、有意に推計されているのは経済協力と政府消費支出のみで

ある。

表 5.7 経済協力、国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に関する VAR モデル

	DB	NETODA	R	GDC	GDK
DB(-1)	0.018 (0.287)	-0.061 (0.054)	0.091 (0.320)	-0.283 (0.186)	0.023 (0.152)
NETODA(-1)	-1.154 (0.565)*	0.613 (0.107)***	0.372 (0.630)	-0.643 (0.367)*	-0.574 (0.299)*
R(-1)	-0.381 (0.182)**	-0.011 (0.034)	1.080 (0.203)***	-0.002 (0.118)	0.391 (0.096)***
GDC(-1)	0.502 (0.223)**	0.014 (0.042)	0.043 (0.249)	1.127 (0.145)***	-0.296 (0.118)***
GDK(-1)	0.223 (0.158)	0.005 (0.030)	-0.428 (0.176)**	-0.175 (0.103)*	0.380 (0.084)***
C	19.072 (17.072)	6.978 (3.237)**	19.621 (19.030)	17.847 (11.099)	16.143 (9.052)*
Adj. R-squared	0.648	0.527	0.986	0.994	0.954

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GDC: 政府消費支出、GDK: 政府投資支出。--(-1)は前期を表す。

次に、グレンジャーの意味での因果分析を行った。これも経済協力の効果を確認する観点から経済協力が国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に対してグレンジャーの意味で因果関係を有するかを確認した。推計結果は表 5.8 のとおりである。

表 5.8 経済協力、国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に関するグレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値	帰無仮説	観測数	F値
NETODA → DB	53	4.796**	GDC → NETODA	53	1.408
DB → NETODA	53	6.204**	NETODA → GDC	53	1.529
R → DB	53	3.666*	GDK → NETODA	53	0.286
DB → R	53	2.328	NETODA → GDK	53	0.613
GDC → DB	53	4.617**	GDC → R	53	3.790*
DB → GDC	53	4.130**	R → GDC	53	1.379
GDK → DB	53	3.089*	GDK → R	53	9.335***
DB → GDK	53	5.158**	R → GDK	53	21.445***
R → NETODA	53	0.491	GDK → GDC	53	1.015
NETODA → R	53	0.136	GDC → GDK	53	2.902*

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GDC: 政府消費支出、GDK: 政府投資支出。

推計結果をみると、経済協力から国内借入については5%有意でグレンジャーの意味で因果関係があるとの結果を得た。これに対し、政府収入、政府消費支出、政府投資支出いずれもグレンジャーの意味で因果関係がないことが示された。また、表 5.7 における前期経済協力から当期国内借入に対する符号がマイナスとなっていることから、経済協力が増加すると国内借入は減少することが想定される。

この結果から、経済協力の増加は VAR モデル及びグレンジャー因果分析では国内借入に対しては影響を与えるのに対して、政府収入や政府支出に対しては影響を与えないということがわかった。この点は、先ほど推計を行った、経済協力が国内借入、政府収入、政府支出に与える影響とも整合的であり、これまでの先行研究からみても、国内借入に対する影響があるのは財政健全化に向けた取り組みが行われている可能性があること、政府支出に対してはもう少し政治的プロセスが働くため影響が出にくいこと、政府収入に対しては影響が出ないことが多いこと、にも対応している。

ここまで、経済協力の増加が国内借入、政府収入、政府消費支出、政府投資支出に与える影響として、VAR モデルを設定し、グレンジャー因果分析を行った結果、経済協力の増加が代替的な関係を有する国内借入の減少につながり、財政健全化に一定程度貢献する可能性があることは確認するとともに、経済協力が増加しても政府支出の減少につながるかわからない点も確認した。他方、共和分関係にある最小二乗法においては経済協力が財政指標と非有意な関係となっていることは政府支出を統合した場合との相違点となっている。

#### 5.4 1960年代と1970年代に関する分析

現代のタイでは汚職などの話はほとんど聞かないが、1960年代、70年代には汚職もあったといわれる。全体的には経済協力が総じて効率的に使用されているという総論ではあったが、過去は異なる傾向があったのか、という疑問が生じる。このため、1961年～1979年データを使用し、共和分検定を行い、共和分がなければ VAR モデルで、共和分があればエラーコレクションモデルを推計、グレンジャー因果分析及びインパルス応答関数を活用することで当時の経済協力が財政に与える影響について検証することにした。

まず、推計期間を1961年から1979年に限定したときの共和分関係について確認した。最小二乗法を使用した通期の推計結果は各々③式、④式のとおりである。このとき、EGテストによる残差項は $I(0)$ となり、共和分関係であることが確認できた。これらの推計結果では、いずれも経済協力の説明変数は非有意にな

っている。一方、政府収入や政府支出、政府消費支出、政府投資支出は符号条件も合致し有意に推計されている。このため、推計期間を1960年代、1970年代に限定すると、経済協力は財政に影響を与えていたとは考えにくい。

$$DB_t = 0.335NETODA_t - 0.678R_t + 0.274GD_t - 4.011 + u_t \quad (5)$$

(0.850)                    (0.164)\*\*\*    (0.128)\*\*\*    (6.952)

Adj.  $R^2 = 0.776$                     D. W. 2.295

$$DB_t = 0.336NETODA_t - 0.680R_t + 0.726GDC_t + 0.722GDK_t - 3.982 + u_t \quad (6)$$

(0.904)                    (0.279)\*\*    (0.330)\*\*    (0.299)\*\*    (8.339)

Adj.  $R^2 = 0.760$                     D. W. 2.295

- (備考) 1.  $DB_t$ : 国内借入、 $NETODA_t$ : 経済協力、 $R_t$ : 政府収入、 $GD_t$ : 政府支出、 $GDC_t$ : 政府消費支出、 $GDK_t$ : 政府投資支出、添字の t は t 年を表す。
2. ( ) 内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

共和分関係が存在するため、水準で VAR モデルを組んだ。各々の VAR モデルに関する推計結果は表 5.9 のとおりである。

表 5.9 1960 年代及び 1970 年代に関する VAR モデル

(1) 国内借入、経済協力、政府収入、政府支出に関する VAR モデル

	DB	NETODA	R	GD
DB(-1)	-0.387	0.107	0.043	-0.319
	(0.386)	(0.057)*	(0.190)	(0.410)
NETODA(-1)	1.426	1.086	-1.589	0.178
	(2.031)	(0.301)***	(0.999)	(2.157)
R(-1)	-0.628	0.137	0.820	0.357
	(0.375)	(0.055)**	(0.184)***	(0.398)
GD(-1)	0.738	-0.111	0.224	0.831
	(0.351)*	(0.052)**	(0.173)	(0.373)**
C	-10.692	-3.236	11.859	-2.441
	(16.603)	(2.458)	(8.163)	(17.633)
Adj. R-squared	0.496	0.610	0.986	0.958

- (備考) 1. ( ) 内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。
2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GD: 政府支出。--(-1)は前期を表す。

表 5.9 1960 年代及び 1970 年代に関する VAR モデル (続き)  
 (2) 国内借入、経済協力、政府収入、政府消費支出、政府投資支出  
 に関する VAR モデル

	DB	NETODA	R	GDC	GDK
DB(-1)	-0.403	0.109	0.049	-0.208	-0.155
	(0.401)	(0.059)*	(0.198)	(0.209)	(0.253)
NETODA(-1)	0.724	1.189	-1.333	-1.178	-0.606
	(2.796)	(0.414)***	(1.378)	(1.459)	(1.762)
R(-1)	-0.502	0.118	0.774	0.433	0.276
	(0.509)	(0.075)	(0.251)***	(0.266)	(0.321)
GDC(-1)	0.547	-0.083	0.293	0.537	-0.240
	(0.620)	(0.092)	(0.306)	(0.324)	(0.391)
GDK(-1)	0.973515	-0.145927	0.137618	0.543009	0.948072
	(0.719)	(0.107)	(0.355)	(0.375)	(0.453)*
C	-9.393	-3.427	11.385	-3.265	4.460
	(17.514)	(2.594)	(8.635)	(9.139)	(11.039)
Adj. R-squared	0.460	0.583	0.985	0.982	0.744

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GDC: 政府消費支出、GDK: 政府投資支出。--(-1)は前期を表す。

グレンジャー因果分析を行った結果は表 5.10 のとおりである。まず、表 5.10 (1) では経済協力から国内借入、政府支出、政府収入ともにグレンジャーの意味で因果関係がないことが示された。また、政府支出を政府消費支出と政府投資支出に分割した推計結果は表 5.10 (2) のとおりで、経済協力から有意に推計されている指標はない。ここから、1970 年代までに限定すると、VAR モデル及びグレンジャー因果分析においても対タイ経済協力は財政には影響を与えていなかったことを示している。

表 5.10 1960 年代及び 1970 年代に関するグレンジャー因果分析  
 (1) 国内借入、経済協力、政府収入、政府支出に関する  
 グレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値	帰無仮説	観測数	F値
NETODA → DB	18	1.577	R → NETODA	18	4.036*
DB → NETODA	18	1.421	NETODA → R	18	0.771
R → DB	18	2.996	GD → NETODA	18	2.579
DB → R	18	3.689*	NETODA → GD	18	0.024
GD → DB	18	5.076**	GD → R	18	4.906**
DB → GD	18	4.725**	R → GD	18	5.001**

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GD: 政府支出。

表 5.10 1960 年代及び 1970 年代に関するグレンジャー因果分析（続き）

（２）国内借入、経済協力、政府収入、政府消費支出、政府投資支出  
に関するグレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値	帰無仮説	観測数	F値
NETODA → DB	18	1.577	GDC → NETODA	18	3.089*
DB → NETODA	18	1.421	NETODA → GDC	18	0.094
R → DB	18	2.996	GDK → NETODA	18	1.076
DB → R	18	3.689*	NETODA → GDK	18	0.004
GDC → DB	18	3.770*	GDC → R	18	7.102**
DB → GDC	18	2.383	R → GDC	18	5.089**
GDK → DB	18	8.920***	GDK → R	18	1.872
DB → GDK	18	2.152	R → GDK	18	2.357
R → NETODA	18	4.036	GDK → GDC	18	0.003
NETODA → R	18	0.771	GDC → GDK	18	1.216

（備考）1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

2. DB: 国内借入、NETODA: 経済協力純額、R: 政府収入、GDC: 政府消費支出、GDK: 政府投資支出。

## 5.5 結論

本章では、対タイ経済協力がタイ財政に与える影響について、単位根検定及び共和分関係を用いて全体的な関係を示すとともに、VAR モデル、グレンジャー因果分析、インパルス応答関数を使用して、経済協力が増加した際に国内借入、政府収入、政府支出ないし政府消費支出、政府投資支出に対する影響について分析を行った。結論は以下のとおり。

第 1 に、相対的に関係性を見出しやすいとされる、経済協力と国内借入の関係については、経済協力が増加すると国内借入が減少する関係がみられた。これは、経済協力が国内借入の代替関係として機能し、財政にも影響を与えていることが考えられる。1980 年代初頭に金融危機を迎えたタイでは財政赤字に対して慎重であることと整合的である。

第 2 に、経済協力と政府支出の関係をみると、経済協力が増加すると政府支出が減少している関係は必ずしもみられなかった点である。これは、政府支出は国内借入に比べ政治的プロセスに左右されやすく、相対的には影響の発現がより困難であることも反映している。このため、いわゆるファンジビリティが発生しているかどうかについては明らかにならなかった。

第 3 に、政府の収入面からみた場合には、経済協力と政府収入の間に統計的に有意な関係がみられなかった点である。ただし、先行研究の実証分析からも経済協力と財政収入は非有意と推計されることが多いこと、理論的に考えてもそれ

ほど結びつきが強くないことに注意が必要である。

第4に、半世紀を超える長期データからみられる経済協力が財政に与える影響に比べ、1960年代、70年代のみのデータを抽出して計測した場合には、経済協力が国内借入にも影響がみられず、かつてはタイでも経済協力が財政に対して影響を与えられていなかった時期が存在していたことが確認できた。これは、これは、1980年代初頭に金融危機に遭遇し、その後長年にわたるタイ政府全体の財政健全化への取組の成果と無関係ではないだろう。

以上より、対タイ ODA 増加がタイ財政に与える影響としては、経済協力の増加により国内借入が減少するという期待される規範的なルールどおりの動きをしており、経済協力は財政健全化には一定の貢献をしていたとの結果を得ることができた。他方、分析対象期間を1960～70年代に限るとその結論が少し変化することがわかった。

## 6 経済協力と援助機関間の関係

### 6.1 はじめに

援助協調は、限られた資源を援助機関同士で重複することなく効率的に開発途上国に配分するための手法として重要といわれている。では、どこまで援助協調を伴いながら支援を実施してきたのか、ということにより異なる。

タイ東部に工業団地を造成する東部臨海開発は世界銀行が反対する中、日本側で進められたプロジェクトであったといわれている。他方、2011年に発生したタイ大洪水へは各援助機関とも支援を行ってきた。

この点を整理するため、タイ財務省「Fiscal Budget in Brief」のうち、Direct Government Loanにある世界銀行（WB）、日本（OECF：組織改編したJBIC、JICAを含む）、アジア開発銀行（ADB）、民間金融機関（Private Financial Institute）、その他（Others）による援助機関別及び毎年の合計値の推移は図6.1のとおりである。

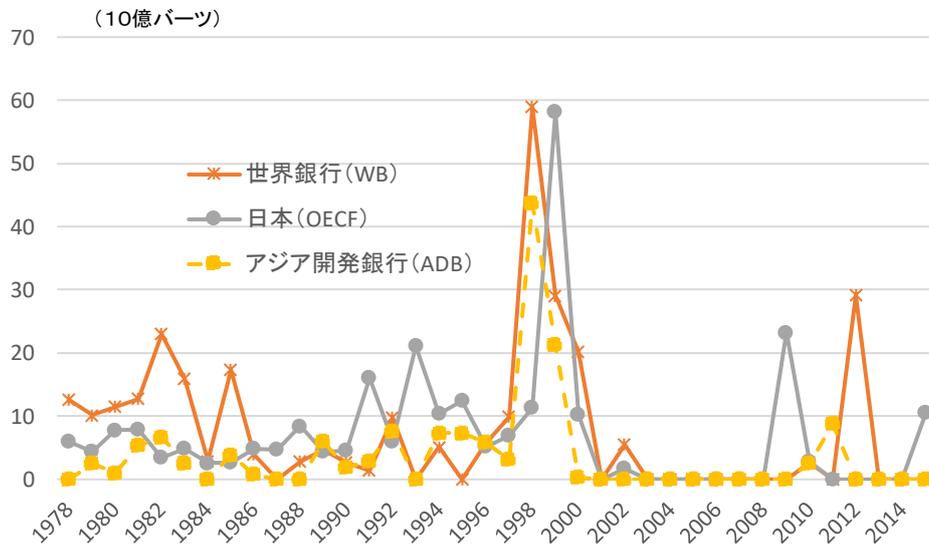
図6.1をみると、以下3点に気づく。第1に、タイの通貨危機（1980年、1997年）には援助が急増しており、中でも世界銀行からの融資が増加していること。第2に、1980年代後半からの東部臨海開発及び2011年タイ大洪水発生時には日本からの支援が相対的に増大していること。第3に、他機関は少し遅れて援助を増加させていること。まとめると、2大融資元である世界銀行と日本は金融分野、製造業と得意分野をすみ分けつつ援助を先行実施してきたようにみえる<sup>11</sup>。

以上の問題認識をもとに、主要援助機関からタイ政府に対する政府貸付額の推移をもとに、援助機関同士の関係を確認する。

---

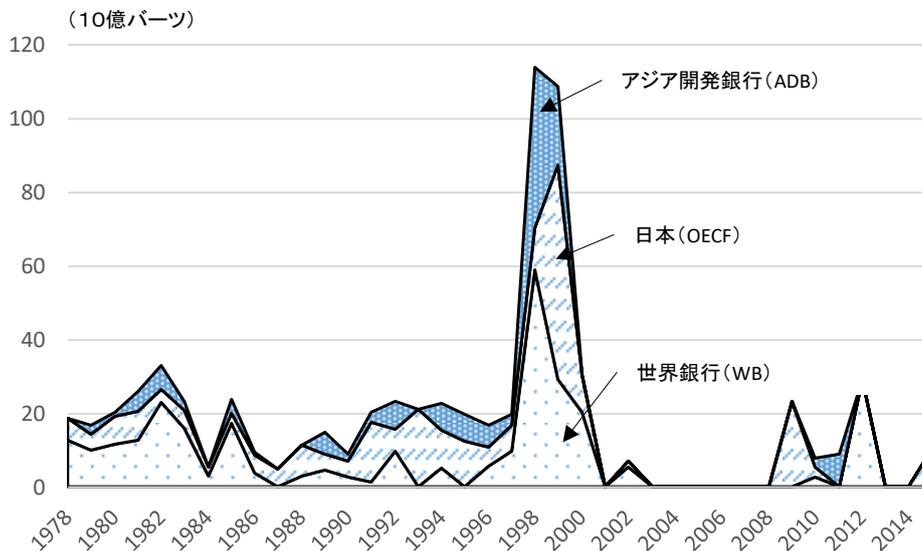
<sup>11</sup> 1997年危機に際して日本は人材育成プログラムなど他ドナーとは異なるアプローチを試みたとの指摘もある（石井、2016、p.531）。

図 6.1 対タイ援助（政府ローン）の推移  
 (1) 主要援助機関別の推移



(備考)タイ財務省「Fiscal Budget in Brief」、世界銀行「World Development Indicators」より作成。2010年を基準年とする実質値。

(2) 主要援助機関別援助額の年間合計値



(備考)タイ財務省「Fiscal Budget in Brief」、世界銀行「World Development Indicators」より作成。2010年を基準年とする実質値。

## 6.2 分析手法及びデータ

### 6.2.1 はじめに

第2章でみたとおり、この分野の先行研究は多岐にわたるが、このデータを説明しやすい援助機関間の関係を示す先行研究は多くはない。そこで、Matsumura(2004)、松村(2007)を参考により一般的な議論から始めることにする。

自分にとって最適な行動が他者の行動に規定されることは世の中にはたくさんある。企業にとってみれば、ライバル社の工場立地により自社の工場立地をどうするかを考えなければならない。国と国の関係では、地球環境問題など共通課題に関する他国の動向により自国の戦略が変化する。自分にとっての最適な行動が他者の行動により規定されることを「戦略的相互依存関係」といわれる。また、「戦略的相互依存関係」は「戦略的代替関係」と「戦略的補完関係」に分類される。「戦略的代替関係」は、他者の行動の結果として供給量が減少する場合に用いられる。たとえば、先の立地の文脈では、ライバル社が工場を開発途上国に立地することにより、その国の人材が減少したり市場競争が激化したりするならば、自社の当該国への立地する誘因は減少するであろう。これに対して、「戦略的補完関係」は、他者の行動の結果として供給量が増加する場合に用いられる。たとえば、ライバル社が工場を開発途上国に立地したことにより、その国の関連会社や熟練労働者が増加した場合、工場を建設する誘因は増加するであろう。

各援助機関は開発途上国に公共財を提供するという性質上、他援助機関が提供する援助という公共財を等量消費することができる。このため、援助に関する各援助機関は戦略的相互依存関係として説明することができそうである。以下では簡便なモデルを用いてこのことを確認し、データで検証する。

### 6.2.2 モデル

援助については産業インフラから構成される公共財 $g_1$ 及び金融支援などから構成される公共財 $g_2$ に分類されるものと仮定し、第1援助機関が公共財 $g_1$ を、第2援助機関が公共財 $g_2$ を各々提供するものとする。また、各援助機関は公共財の1単位供与につき利払い費や一部調査コストなど $c_i$  ( $i=1, 2$ )を各々負担するものとする。この条件下で、各援助機関は効用 $W^1, W^2$ から各種コストを引いた利得を最大化させるものとする。各援助機関が直面する利得最大化問題は以下のとおり示される。

$$\max_{\{g_j\}} \pi^j(g_1, g_2) = W^j(g_j, g_i) - c_j(g_j) \quad j = 1, 2, i \neq j \quad \text{①}$$

各援助機関の効用関数 $W^1, W^2$ は $g_1, g_2$ 各々に対し増加関数で限界便益は逓減するものとする。

このとき、反応関数は、相手の供給量を所与とした際に自分の利得を最大化させるものとして定義される。第1援助機関からみれば、第2援助機関が供与する公共財 $g_2$ の供給量が $\bar{g}_2$ と想定した際に効用を最大化する公共財 $g_1$ を供給する。同様に、第2援助機関からみれば、第1援助機関が供与する公共財 $g_1$ の供給量が $\bar{g}_1$ と想定した際に効用を最大化する公共財 $g_2$ を供給する。援助機関が効用最大化条件を満たすための一階の条件は以下のとおり限界便益と限界費用が等しくなる点となる。

$$\frac{\partial \pi^1}{\partial g_1} = \frac{\partial W^1}{\partial g_1} - \frac{\partial c_1(g_1)}{\partial g_1} = 0, \quad \frac{\partial \pi^2}{\partial g_2} = \frac{\partial W^2}{\partial g_2} - \frac{\partial c_2(g_2)}{\partial g_2} = 0 \quad (2)$$

ここで、第1援助機関を例に、一階の条件を全微分する。一階の条件を

$$f^1(g_1, g_2) \equiv \frac{\partial \pi^1}{\partial g_1} = \frac{\partial W^1}{\partial g_1} - \frac{\partial c_1(g_1)}{\partial g_1} \quad (3)$$

とおくと、

$$\frac{dg_1}{dg_2} = -\frac{\partial f^1 / \partial g_2}{\partial f^1 / \partial g_1} = -\frac{\frac{\partial^2 W^1}{\partial g_1 \partial g_2}}{\frac{\partial^2 W^1}{\partial g_1^2} - \frac{\partial^2 c_1}{\partial g_1^2}} \quad (4)$$

仮定より $\frac{\partial^2 W^1}{\partial g_1^2} < 0, \frac{\partial^2 c_1}{\partial g_1^2} > 0$  であるため、④式の分母はマイナスになり、 $\frac{dg_1}{dg_2}$  の符号は分子に依存する。

従って、理論的には各援助機関の効用関数 $W^1, W^2$ の交差偏微分が負、つまり $\frac{\partial}{\partial g_1} \left( \frac{\partial W^1}{\partial g_2} \right) < 0, \frac{\partial}{\partial g_2} \left( \frac{\partial W^2}{\partial g_1} \right) < 0$  となる場合には戦略的代替関係がみられ、 $g_2$ が増加した際に $g_1$ は減少する。また、各援助機関の効用関数 $W^1, W^2$ の交差偏微分が正、つまり $\frac{\partial}{\partial g_1} \left( \frac{\partial W^1}{\partial g_2} \right) > 0, \frac{\partial}{\partial g_2} \left( \frac{\partial W^2}{\partial g_1} \right) > 0$  となる場合には戦略的補完関係がみられ、 $g_2$ が増加した際に $g_1$ は増加する。

実務に即して考えてみよう。ここで、大洪水により工業団地が水没の危機に瀕し、現地政府からの要請に基づき緊急支援が実施され、 $g_1$ の供給量が増大したケースを想定する。このとき、国内生産が止まり、現地での金融業務が混乱する、経済成長低下懸念等から通貨安が発生すると、金融市場に対する支援要請が増加、 $g_2$ は増加することが考えられる。他方で、製造業が不安定になることで金融部門からの要請が減少すると $g_2$ は減少することが考えられる。

また、金融危機が発生し、同じく現地政府からの要請に基づき緊急支援が実施

され、 $g_2$ の供給量が増大したケースを想定する。このとき、景気悪化に伴い、製造業が停滞すると、製造業からの支援要請が減少、 $g_1$ は減少することが考えられる。一方、通貨安から輸出増加を見込んで製造業からの要請が増加した場合、 $g_1$ はプラスになることが想定される。

このように、2財提供される公共財のうち1財の供給量が増加した際にもう片方の公共財供給量が増加するか減少するか、は理論的にも実証的にも両面が考えられる。

これまでの援助実績及び簡単なモデルからは、援助機関同士戦略的補完関係がありそうである。これまでの対タイ支援の援助機関同士について、戦略的補完関係があるか、検証を行う。

実務において、対タイ経済協力は、日本、世界銀行、アジア開発銀行が中心である。このため、この3者、あるいは民間金融機関やその他を含めた5者の協調に関する分析を行うことで、社会的にみた公共財の最適供給水準を達成しているかを確認する。

### 6.2.3 データ

タイ財務省「Fiscal Budget in Brief」のうち、Direct Government Loanにある世界銀行(WB)、日本(OECF：組織改編したJBIC、JICAを含む)、アジア開発銀行(ADB)、民間金融機関(Private Financial Institute)、その他(Others)の1978年から2015年までのデータを使用した。また、物価は世界銀行「World Development Indicators」にある消費者物価指数(2010年基準)を使用した。統計量の推移は図6.1のとおりであり、記述統計量は表6.2のとおりである。記述統計量からは、世界銀行と日本の貸付額はアジア開発銀行よりも大きく標準偏差も大きいことがわかる。なお、本章のデータは借款の供与額であるため、返済を差し引いたネットの金額ではなく、グロスの金額となっている。公共財供給という観点からは、グロスの数値を用いるほうが実態に即していると考えられる。

表 6.2 記述統計量 (10億タイバーツ、2010年基準の実質値)

名称	変数名	観測数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
世界銀行	WB	38	7.829	11.752	59.033	0
日本	OECF	38	6.894	10.173	58.267	0
アジア開発銀行	ADB	38	3.700	7.753	43.728	0
民間金融機関	PFI	38	1.212	2.427	8.183	0
その他	OTHERS	38	3.249	5.899	23.184	0

#### 6.2.4 分析手法

今回の分析では援助額から援助機関同士の関係を示すことを目標とする。また、データは各援助機関が供与した各年のデータである。このため、分析手法は以下3段階で行う。

まず、各援助機関での供与額について単位根検定を行い、データ特性を確認する。

次に、データ特性に従って OLS 推計を行うことで、援助機関間の全体的な関係を概観する。

最後に、VAR モデルを組み、グレンジャー因果分析を行うことで援助機関同士の短期的な関係について確認する。グレンジャーの意味で因果関係が確認できた関係についてはインパルス応答関数を推計することで、援助機関による供与額から援助機関同士の関係があるのかを確認する。

短期的な関係において VAR モデルを使用する理由は、各援助機関間の関係を確認できること、因果分析やインパルス応答関数により衝撃があった際の影響の有無、及び影響の大きさを確認できることによる。

#### 6.3 推計結果

単位根検定を行った結果は表 6.3 のとおり。世界銀行 (WB)、日本 (OECF)、アジア開発銀行 (ADB)、その他 (OTHERS) いずれも  $I(0)$  となっている。他方、民間金融機関については増加基調にあるため  $I(1)$  となっている。このため、今後の分析においては、世界銀行、日本、ADB の範囲内においては原数値で、民間金融機関やその他も含めた VAR モデルの定式化については1階階差で、各々分析を行うものとする。

表 6.3 単位根検定

世界銀行(WB):  $I(0)$

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
$I(0)$	-4.004***	-4.070**	-4.046***	-4.073**
$I(1)$	-	-8.387***	-	-16.308***

日本(OECF):  $I(0)$

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
$I(0)$	-4.912***	-4.871***	-4.909***	-4.865***
$I(1)$	-	-	-	-

アジア開発銀行 (ADB): I(0)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-4.155***	-4.118**	-4.191***	-4.154**
I(1)	-	-6.559***	-	-20.467***

民間金融機関 (PFI): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-3.065**	-2.605	-3.172**	-1.057
I(1)	-4.752***	-5.044***	-4.409***	-6.809***

その他 (OTHERS): I(0)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
I(0)	-3.811***	-3.547**	-4.782***	-3.547**
I(1)	-	-7.557***	-	-7.752***

(備考) \*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 10%有意。

次に、主要 3 援助機関の援助量がいずれも I(0) であることから、t 期の日本 (OECF)、世界銀行 (WB)、アジア開発銀行 (ADB) 各々の援助機関の援助量を他 2 機関の援助量で回帰することで援助機関同士の全体的な関係を推計する。

$$WB_t = 3.604 - 0.026OECF_t + 1.191ADB_t + u_t \quad (5)$$

(1.537)\*\* (0.135) (0.177)\*\*\*

$R^2 = 0.580$  D.W. 1.856

$$OECF_t = 5.049 - 0.041WB_t + 0.585ADB_t + u_t \quad (6)$$

(1.887)\*\* (0.212) (0.321)\*

$R^2 = 0.121$  D.W. 2.284

$$ADB_t = -1.032 + 0.474WB_t + 0.148OECF_t + u_t \quad (7)$$

(1.028) (0.070)\*\*\* (0.081)\*

$R^2 = 0.616$  D.W. 2.145

(備考) 1. ( ) 内は標準誤差。\*: 10%有意、\*\*: 5%有意、\*\*\*: 1%有意。

2. WB: 世界銀行、OECF: 日本、ADB: アジア開発銀行。

添字の t は機関 (t 期) を表す。単位は 10 億パーツ (実質値、2010 年基準)。

3つの推計式の中から以下のことがいえる。

まず、有意な条件をみると、アジア開発銀行（ADB）と世界銀行（WB）の援助量は相互に1%有意であり、アジア開発銀行（ADB）と日本（OECD）の援助量は相互に10%有意である。加えて世界銀行（WB）と日本（OECD）は定数項が1%有意となっているものの、係数は相互に非有意となっている。

次に、符号条件をみると、有意となっている関係はすべて正の係数となっており、各援助機関は増減とも同一方向に動くことが示唆される。また、係数の大きさは定数項及び⑤式のアジア開発銀行（ADB）を除き1よりも小さい。

ここから、全体的にみた援助機関ごとの援助量の特徴は以下のことが想定される。まず、日本（OECD）は相対的に他2援助機関からの影響が小さく、援助国予算の影響が相対的に大きいことを示唆している。これは⑥式は定数項が1%有意であるのに対し、世界銀行（WB）からは非有意、アジア開発銀行（ADB）からの説明は10%有意であることに表れている。次に、アジア開発銀行（ADB）は他2援助機関からの援助量との関係が相対的に大きいことが示唆されることである。これは、⑦式において定数項が非有意であるのに対し、世界銀行（WB）の係数は1%有意、日本（OECD）の係数は10%有意であることから想定される。最後に、世界銀行（WB）はアジア開発銀行（ADB）との関係は深いものの、独立した要素が大きいことが考えられる。

加えて、全体的にみた援助機関間の関係としては、世界銀行（WB）とアジア開発銀行（ADB）の係数は相互に1%有意となっており、深い関係性が想定される。また、アジア開発銀行（ADB）と日本（OECD）の係数は相互に10%有意となっており、一定の関係性が想定される。これに対し、世界銀行（WB）と日本（OECD）の係数は相互に非有意となっており、あまり関係がないことを示唆している。

ここからはより短期的にみた援助機関間の関係について考えるため、⑧式のとおりVARモデルを設定する。まずは、援助の主要3機関である、日本（OECD）、世界銀行（WB）、アジア開発銀行（ADB）について、どの程度協調的に支援を行われているかを各機関からの援助量に関するVARモデル及びグレンジャー因果分析により確認する。 $\alpha_{it}$ は定数項、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\delta_i$ は内生変数、 $u_{it}$ は誤差項（ $i = 1,2,3$ ）である。

$$\begin{bmatrix} OECD_t \\ WB_t \\ ADB_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \gamma_1 & \delta_1 \\ \beta_2 & \gamma_2 & \delta_2 \\ \beta_3 & \gamma_3 & \delta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} OECD_{t-1} \\ WB_{t-1} \\ ADB_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad \textcircled{8}$$

VARモデルは表6.4のとおり。前期のアジア開発銀行（ADB）のみ当期の日本（OECD）に対してプラスに有意となっている。その他は非有意である。また、前

期の世界銀行（WB）から当期の日本（OECF）、前期の日本（OECF）から当期の日本（OECF）及びアジア開発銀行（ADB）を除き符号は正となっていた。

表 6.4 主要援助3機関による VAR モデル

	WB	OECF	ADB
WB(-1)	0.079	-0.016	0.023
	(0.248)	(0.145)	(0.171)
OECF(-1)	0.059	-0.173	-0.030
	(0.199)	(0.116)	(0.137)
ADB(-1)	0.533	1.142	0.328
	(0.393)	(0.229)***	(0.271)
C	4.640	3.889	2.567
	(2.447)*	(1.426)**	(1.687)
Adj. R-squared	0.119	0.602	0.037

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、

\*\* : 5%有意、\* : 10%有意。

2. WB: 世界銀行、OECF: 日本、

ADB: アジア開発銀行。--(-1)は前期を表す。

グレンジャー因果分析を行った推計結果は表 6.5 のとおり。グレンジャーの意味で有意に因果関係がみられるのは世界銀行（WB）から日本（OECF）、アジア開発銀行（ADB）から日本（OECF）のみであり、日本（OECF）が追随者となっている可能性を示している。しかしながら、世界銀行（WB）やアジア開発銀行（ADB）が日本（OECF）に対して先導している因果関係は検出されておらず、特段どちらが支援の先導、追随になっているという証拠はみあたらない。

表 6.5 主要援助3機関によるグレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値
OECF → WB	37	0.518
WB → OECF	37	17.416***
ADB → WB	37	2.350
WB → ADB	37	0.021
ADB → OECF	37	56.147***
OECF → ADB	37	0.050

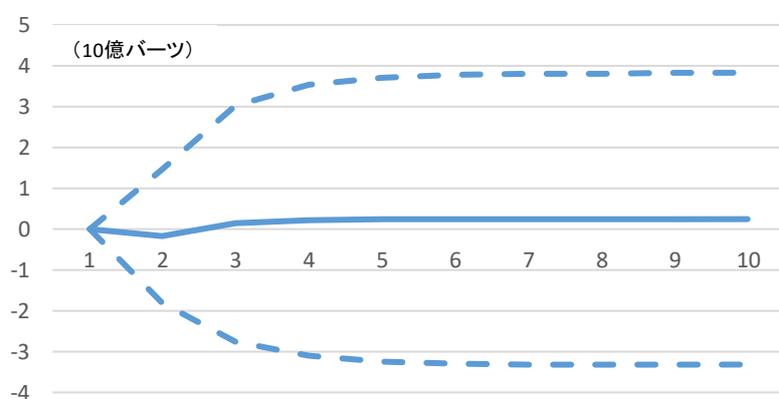
(備考) OECF: 日本、WB: 世界銀行、

ADB: アジア開発銀行。

念のため、世界銀行（WB）の援助額が1標準偏差増加した際に日本（OECF）に与えるインパルス応答関数は図 6.6、アジア開発銀行（ADB）の援助額が1標準偏差拡大した際に日本（OECF）に与えるインパルス応答関数を推計したのが図 6.7 である。

まず、図 6.6 に示されている、世界銀行（WB）の援助額が増加した際に日本（OECD）に与える影響についてみると、ほぼ影響がなく、95%閾値は増加と減少にまたがっている。このように、VAR モデルでは前期世界銀行から当期日本へはマイナスの符号となりつつも非有意であったことがインパルス応答関数でも不安定な結論に至っているため、世界銀行の援助量が増加した際に日本への援助量に与える影響は必ずしも明確ではない。

図 6.6 世界銀行の援助量が増加した際に日本に対するインパルス応答関数  
(3 援助機関でみた場合)

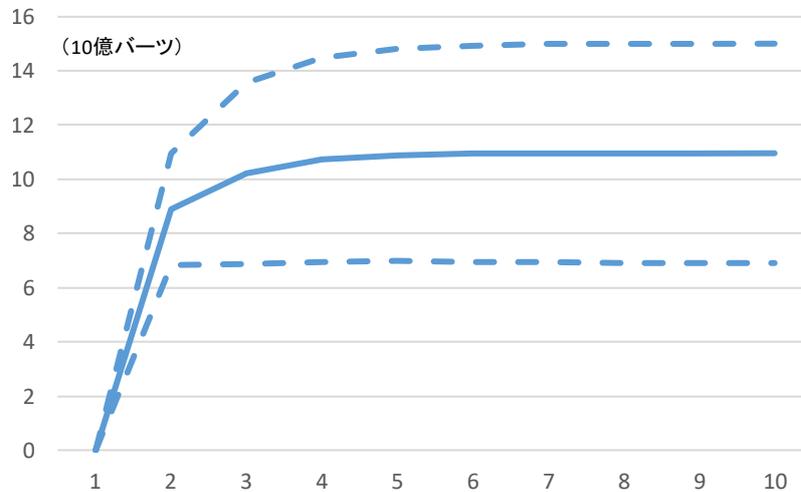


- (備考) 1. 世界銀行の援助量が1標準偏差(実質約118億パーツ)増加した際に日本に対するインパルス応答関数。  
 2. 世界銀行、日本、アジア開発銀行の3援助機関で組んだVARモデルによる。  
 3. 破線は95%閾値。

次に、図 6.7 に示されている、アジア開発銀行（ADB）の援助額が増加した際に日本（OECD）に与える影響について確認すると、安定的に増加していることがわかる。これは、表 6.4 にある VAR モデルにおいて前期のアジア開発銀行（ADB）から当期の日本（OECD）へはプラスで有意に推計されていることを受けているものと考えられる。

いずれにせよ、インパルス応答関数の結果、日本（OECD）の援助量の増加は世界銀行（WB）やアジア開発銀行（ADB）よりやや遅れる可能性が示されたものの、必ずしも明確ではない。

図 6.7 アジア開発銀行の援助量が増加した際に  
日本に対するインパルス応答関数（3 援助機関でみた場合）



- (備考) 1. アジア開発銀行の援助量が1標準偏差(実質約78億パーツ)増加した際に日本に対するインパルス応答関数。  
2. 世界銀行、日本、アジア開発銀行の3援助機関で組んだVARモデルによる。  
3. 破線は95%閾値。

では、主要3機関のみならず、民間金融機関（PFI）やその他（OTHERS）を加えた際にはどうなるか。表 6.4 で示された単位根検定結果から、5 機関については I(1) が含まれるため 1 階階差をとった VAR モデルを作成した。数式で表すと ⑨式のとおりであり、VAR モデルは表 6.8 のとおりである。 $\alpha_{it}$  は定数項、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\delta_i$ 、 $\theta_i$ 、 $\rho_i$  は内生変数、 $u_{it}$  は誤差項 ( $i = 1, 2, 3, 4, 5$ ) である。

$$\begin{bmatrix} D(OECF)_t \\ D(WB)_t \\ D(ADB)_t \\ D(PFI)_t \\ D(OTHERS)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \\ \alpha_{4t} \\ \alpha_{5t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \gamma_1 & \delta_1 & \theta_1 & \rho_1 \\ \beta_2 & \gamma_2 & \delta_2 & \theta_2 & \rho_2 \\ \beta_3 & \gamma_3 & \delta_3 & \theta_3 & \rho_3 \\ \beta_4 & \gamma_4 & \delta_4 & \theta_4 & \rho_4 \\ \beta_5 & \gamma_5 & \delta_5 & \theta_5 & \rho_5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(OECF)_{t-1} \\ D(WB)_{t-1} \\ D(ADB)_{t-1} \\ D(PFI)_{t-1} \\ D(OTHERS)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \quad \text{⑨}$$

VAR モデルからは、自機関以外で有意に推計できているものは前期 ADB から当期 OECF へ、前期 PFI から当期 WB へ、前期 PFI から当期 OTHERS への関係であるが、各々逆は有意ではない。VAR モデルが 5 機関に増加しても前期 ADB から当期 OECF への関係が有意に推計できている点は変わらない。

表 6.8 3 援助機関に民間金融機関、その他機関を加えた VAR モデル

	D(WB)	D(OECF)	D(ADB)	D(PFI)	D(OTHERS)
D(WB(-1))	-0.445 (0.213)*	0.207 (0.127)	0.092 (0.146)	-0.008 (0.034)	-0.007 (0.050)
D(OECF(-1))	0.049 (0.162)	-0.349 (0.097)***	-0.130 (0.111)	-0.006 (0.026)	0.033 (0.038)
D(ADB(-1))	0.403 (0.308)	0.910 (0.185)***	-0.259 (0.211)	-0.005 (0.049)	0.026 (0.072)
D(PFI(-1))	2.478 (1.333)*	0.610 (0.798)	1.722 (0.914)*	0.138 (0.212)	0.669 (0.310)**
D(OTHERS(-1))	-1.093 (0.767)	-0.729 (0.459)	-1.138 (0.526)**	-0.077 (0.122)	-0.262 (0.179)
C	-0.632 (2.160)	-0.155 (1.294)	-0.438 (1.481)	-0.126 (0.343)	-0.675 (0.503)
Adj. R-squared	0.151	0.687	0.121	-0.127	0.041

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*:1%有意、\*\*:5%有意、\*:10%有意。

2. WB:世界銀行、OECF:日本、ADB:アジア開発銀行、PFI:民間金融機関、OTHERS:その他。D(--):前期差、--(-1):1期前。

次に、グレンジャー因果分析を行った(表 6.9)。その結果、3機関のグレンジャー因果分析ではみられた、世界銀行(WB)やアジア開発銀行(ADB)から日本(OECF)への関係は継続してみられている。ただし、逆の関係がみられないのは3機関でのグレンジャー因果分析と同様の結果である。加えて、グレンジャー因果分析では民間金融機関(PFI)からその他(OTHERS)へは有意に推計されているが、民間金融機関(PFI)、その他(OTHERS)とも他の関係でグレンジャーの意味で因果関係は有していない。このため、世界銀行(WB)及びアジア開発銀行(ADB)から日本(OECF)への関係についてインパルス応答関数の推計を行う。

表 6.9 3 援助機関に民間金融機関、その他機関を加えたグレンジャー因果分析

帰無仮説	観測数	F値	帰無仮説	観測数	F値
D(OECF) → D(WB)	36	0.156	D(PFI) → D(OECF)	36	0.458
D(WB) → D(OECF)	36	21.637***	D(OECF) → D(PFI)	36	0.018
D(ADB) → D(WB)	36	1.491	D(OTHERS) → D(OECF)	36	0.181
D(WB) → D(ADB)	36	0.112	D(OECF) → D(OTHERS)	36	0.718
D(PFI) → D(WB)	36	1.718	D(PFI) → D(ADB)	36	1.489
D(WB) → D(PFI)	36	0.294	D(ADB) → D(PFI)	36	0.190
D(OTHERS) → D(WB)	36	0.854	D(OTHERS) → D(ADB)	36	1.989
D(WB) → D(OTHERS)	36	0.190	D(ADB) → D(OTHERS)	36	0.010
D(ADB) → D(OECF)	36	57.949***	D(OTHERS) → D(PFI)	36	0.558
D(OECF) → D(ADB)	36	1.181	D(PFI) → D(OTHERS)	36	4.955**

(備考) 1. \*\*\*:1%有意、\*\*:5%有意、\*:10%有意。

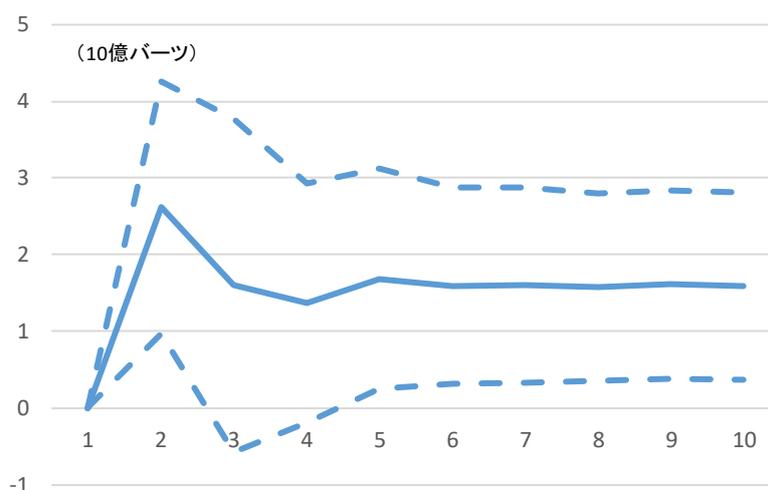
2. WB:世界銀行、OECF:日本、ADB:アジア開発銀行、PFI:民間金融機関、OTHERS:その他。D(--):1期差、--(-1):前期。

インパルス応答関数の推計結果は図 6.10 及び図 6.11 のとおり。図 6.10 では世界銀行（WB）の援助量増加が日本（OECD）の援助量に対するインパルス応答関数を、図 6.11 ではアジア開発銀行（ADB）の援助量増加が日本（OECD）の援助量に対するインパルス応答関数を各々推計している。

図 6.10 に示す、世界銀行（WB）の援助量が増加した際に日本（OECD）の援助量に与えるインパルス応答関数に関しては、95%下位信頼区間も 5 年後以降は増加を示すなど、世界銀行（WB）の援助量が増加すると日本（OECD）も遅れて援助量が増加することを示している。

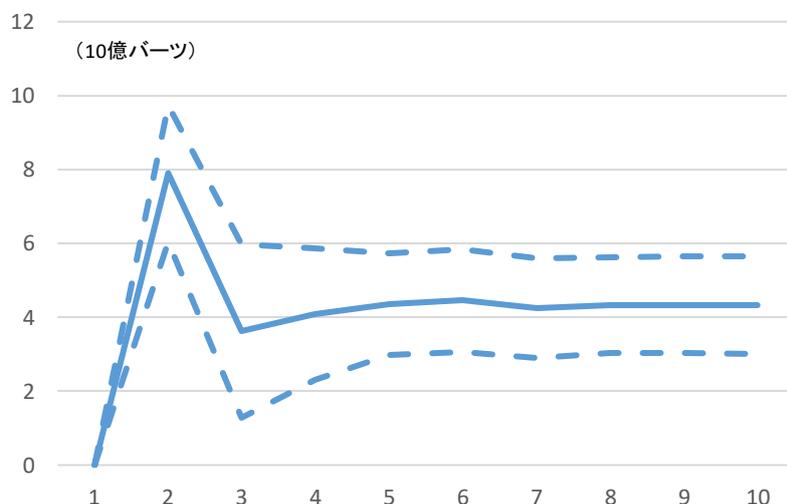
同様に、図 6.11 に示されるとおり、アジア開発銀行（ADB）の援助量が増加した際に日本（OECD）の援助量に与えるインパルス応答関数に関しては、2 年後から増加しており、アジア開発銀行（ADB）の援助量が増加すると日本（OECD）も遅れて援助量が増加することを示している。

図 6.10 世界銀行の援助が増加した際に日本に与えるインパルス応答関数  
（3 機関に民間金融機関、その他を加えた場合）



- (備考) 1. 世界銀行の援助量が1標準偏差(実質約118億パーツ)増加した際に日本に対するインパルス応答関数。  
2. 世界銀行、日本、アジア開発銀行、民間金融機関、その他で組んだVARモデルによる。  
3. 破線は95%閾値。

図 6.11 アジア開発銀行の援助が増加した際日本に与えるインパルス応答関数  
(3機関に民間金融機関、その他を加えた場合)



- (備考) 1. アジア開発銀行の援助量が1標準偏差(実質約78億パーツ)増加した際に日本に対するインパルス応答関数。  
 2. 世界銀行、日本、アジア開発銀行、民間金融機関、その他で組んだVARモデルによる。  
 3. 破線は95%閾値。

## 6.4 結論

本章では、対タイ経済協力として主要な援助機関である世界銀行、日本、アジア開発銀行の3機関を中心に、援助機関同士のすみわけ及び対応関係をデータ及び簡単なモデル、実証的な観点から考えた。

まず、主要援助機関である日本、世界銀行、アジア開発銀行からの援助実績をみると、金融危機発生時には世界銀行からの援助額が、洪水発生時など現地産業に影響が発生する災害発生時には日本からの援助額が増加していることがみられた。

次に、2つの援助機関が各々公共財を提供する簡単な理論モデルから、他援助機関が公共財供給量を増加させたときに自援助機関は公共財供給量を増加させる場合と減少させる場合の双方の可能性があり、自援助機関の利得関数に依存することを確認した。

最後に、主要3援助機関を中心に、援助機関の援助量の関係について、全体的な観点と短期的な観点から実証的に確認した。

まず、主要3援助機関について全体的な関係を最小二乗法により推計した結果、日本はやや独立した傾向がみられるものの、世界銀行とアジア開発銀行の援

助量は相互に影響しあっている可能性が高く、アジア開発銀行と日本でも相互に影響している可能性がみられた。これに対して、日本と世界銀行の援助量に相互の関係性はみられなかった。これは東部臨海開発などの意見が合致しなかったことなどとも整合的である。

次に、各援助機関の援助額を使用して VAR モデルを組みグレンジャー因果分析を行った結果、より短期的な関係としては、どこかの援助機関が明確に先導・追随している、という明確な証拠はみあたらなかったが、日本はアジア開発銀行に比べ少し遅れる傾向はみられた。

## 7 経済協力とオランダ病

### 7.1 はじめに

経済協力は資本流入という形で被援助国の経済に影響を与える。この文脈で有名なのは「オランダ病」である。「オランダ病」は北海の油田開発が進んだ1960年代に原油輸出により流入した資本により実質実効為替レートが上昇、自国の通貨高から製造業が停滞したということに因んで名づけられた現象である。この現象が発生するのは自国の影響力が国際市場に影響を与えない「小国」において、資本流入が発生することである (Cordon and Neary 1982)。

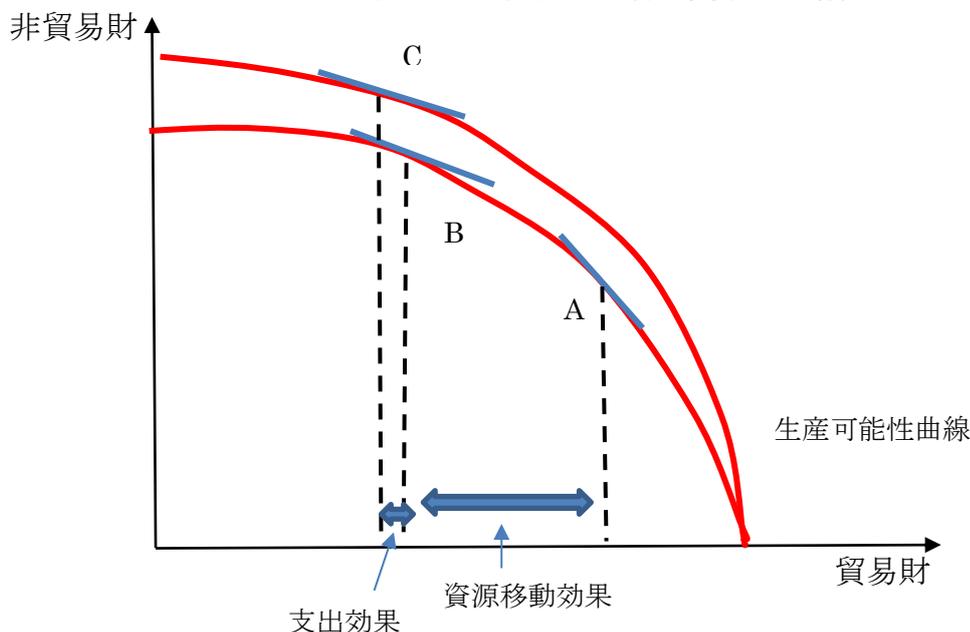
オランダ病の元来の枠組みは天然資源の輸出に伴う資本流入であるが、この他にも直接投資に伴う資本流入や外国で勤労する家族からの送金など、資本流入を伴う様々なケースにおいて実質実効為替レートから製造業に影響を与える場合に使われている。このため、本章では、タイへの経済協力に伴う資本流入が実質実効為替レート上昇を通じて製造業成長を抑制していないか、について分析を行う。

オランダ病は理論的には「資源移転効果 (resource movement effect)」と「支出効果 (spending effect)」に分類される (Godfrey et al, 2002)。この内容を図 7.1 を使用して簡単にみてみよう。

資源移転効果は、援助資金の流入により援助資金を使用する非貿易財（建設業など）の生産量が増加、非貿易財に関する生産要素価格上昇を招き、貿易財部門への魅力が相対的に低下することから生産要素が非貿易財部門へと移動することである。図 7.1 では、点 A から点 B への推移を示す。生産可能性集合は変化しない中で相対価格が変化したため貿易財生産量が減少し非貿易財生産量が増加していることがわかる。実証分析においては相対価格比の変化は実質実効為替レートの変動により示される。このため、資源移転効果が大きいときには実質実効為替レートも大きく変動する。

支出効果は、非貿易財価格上昇により増加した収入が非貿易財、貿易財両部門に流入することを意味する。このうち貿易財価格は世界価格で統一されているため、資本は非貿易財部門へ一層流入する。図 7.1 では点 B から点 C への推移を示す。増加した収入により生産可能性集合が非貿易財を中心に外側にシフトしている。こうした中で、貿易財価格は固定されていることから相対価格比はこれ以上動かない中でさらに非貿易財の生産量が増加していることがわかる。

図 7.1 オランダ病に関する理論モデル



オランダ病に関する先行研究としては、Fielding and Gibson (2013)がサハラ砂漠以南アフリカにおいて1970～2000年データを用いて検証しており、実質実効為替レートの増価により大半の国の製造業に競争力低下がみられたことを示している。Rajan and Subramanian (2011)は1980年代から32か国、1990年代から15か国のパネルデータによりオランダ病の存在を示しているのに対し、Tekin (2012)は1970～2010年までアフリカ48か国データからオランダ病は存在しないことを示している。また、オランダ病と実質実効為替レートの関係では、Dufrenot and Yehoue (2005)は1970～2000年まで64か国データから統計的に関係がないことを示しているのに対し、Elbadawi et al. (2008)は1980～2004年までの83か国データから、援助資金により自国為替レートの増価がみられるとした。

ここでは援助資金がタイにおいてオランダ病を引き起こしていたかどうか、1972～2014年データを用いて検証した。この検証を行った理由は、タイは多額の援助資金を受けながら比較的安定した高成長を続けたことと、タイは自国で世界市場価格を動かすことのできない小国であると想定されることである。この点、Burke and Ahmadi-Esfahani (2006)は、タイ、インドネシア、フィリピンの1970～2000年データを比較することにより経済協力と為替相場の間に関係ないことを示しているが、タイ1か国では分析していない。

また、分析手法はVARモデルを使用した。これは、VARモデルを使用することで各変数間の関係を確認できること、グレンジャー因果分析やインパルス応

答関数により衝撃があった際の影響の有無及び影響があった際の大きさについて確認できることによる。

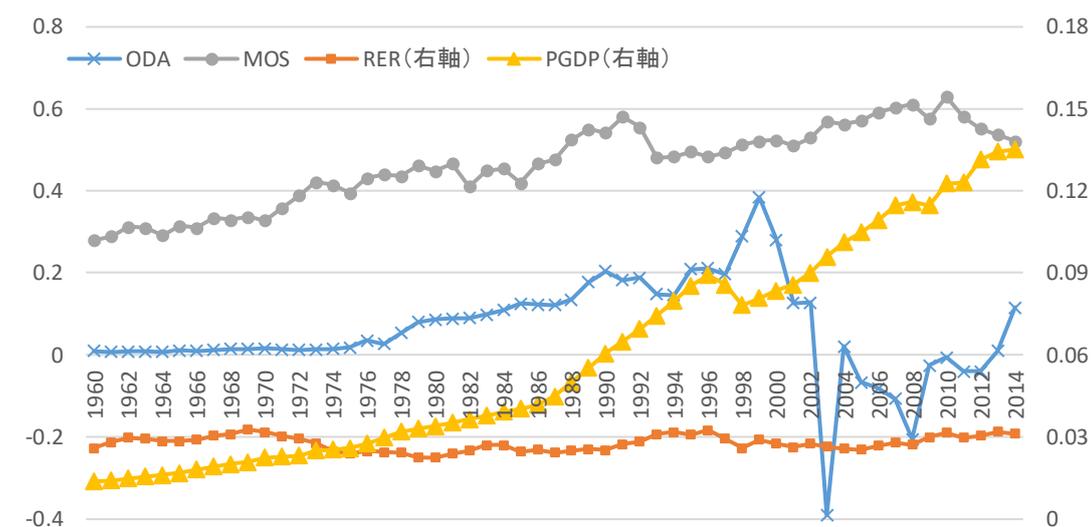
## 7.2 分析手法及びデータ

### 7.2.1 データ

世界銀行の「World Development Indicators (WDI)」からのデータを収集し作成した。このうち、実質実効為替レート (RER) については2010年を100とし、以下の式にて算出した。

$$RER = \frac{(Consumer\ Price\ Index)/(Exchange\ rate\ Baht\ per\ US\ Dollar)}{World\ Import\ Unit\ Value}$$

図 7.2 変数の動きと記述データ



種別	変数名	平均値	標準偏差	最大値	最小値
経済協力純額	ODA	0.062	0.121	0.383	-0.391
実質実効為替レート	RER	0.028	0.003	0.032	0.022
製造業・非製造業比率	MOS	0.462	0.096	0.629	0.278
1人あたり実質GDP	PGDP	0.060	0.038	0.135	0.014

(備考) 1. 世界銀行「World Development Indicators」より作成。

2. ODAは1000億バーツ、PGDPは1000バーツ単位。

以上の指標の動きと記述統計は図 7.2 のとおりである。これをみると ODA は 1990 年代まで増加傾向にあったが、21 世紀に入り減少しているが、製造業比率 (MOS) は今世紀に入ってから 2010 年ころまでは増加傾向を続けている。こうした中、実質実効為替レート (RER) は比較的安定しており、要素移動効

果が小さいことを示している。このグラフを見る限り、タイがオランダ病で苦しんでいるようにはあまり思えないが、VARモデルを組みグレンジャー因果分析とインパルス応答関数により検証を行ってみる。

## 7.2.2 分析手法

これら変数の関係性について確認するためにVARモデルを使用した推計を行う。VARモデルを使用する理由は2つある。第1に、VARモデルはデータから変数間の関係を機械的に検証可能であることである。第2に、変数に衝撃があった際に他変数への影響を動学的に検証することができることである。

本章ではVARモデルを組み、グレンジャー因果分析を行うことで変数間の関係を推計する。グレンジャー因果分析によりグレンジャーの意味で因果関係があると判断された変数間でインパルス応答関数を推計し、そのインパクトの大きさを確認する。

まず、単位根検定を実施する。より具体的には、Augmented Dickey-Fuller test (ADF test)及びPhillips Perron test (PP test)の“intercept” and “trend and intercept”の双方で単位根の有無について確認する。結果は表7.3のとおりで、4変数とも1階階差において1%有意となっている。このため、すべての変数がI(1)と判定される。また、最小二乗法の残差項はI(1)となり、共和分関係にないことを確認した。

表 7.3 単位根検定

経済協力純額(ODA): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-2.198	-2.175	-3.323**	-3.292*
first difference	-11.195***	-11.084***	-11.435***	-11.328***

実質実効為替レート(RER): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-2.876*	-2.900	-2.292	-2.289
first difference	-6.755***	-3.835**	-6.749***	-6.721***

製造業・非製造業比率(MOS): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	-1.856	-2.214	-1.858	-2.338
first difference	-8.274***	-8.424***	-8.281***	-8.444***

1人あたり実質GDP(PGDP): I(1)

	ADF		PP	
	intercept	intercept&trend	intercept	intercept&trend
level	2.366	-2.214	1.906	-1.654
first difference	-4.901***	-8.424***	-4.900***	-5.314***

(備考)\*\*\*:1%有意、\*\*:5%有意、\*:10%有意。

次に、VARモデルを設定する。先ほどの単位根検定よりVARモデルでは前期差を使用する。検証を行うオランダ病の伝達メカニズムが、経済協力から実施し実効為替レートを通じて製造業比率に影響を与えるということから、内生変数に $D(ODA_t)$ 、 $D(RER_t)$ 、 $D(MOS_t)$ を使用する。この議論において、経済成長とともに農林水産業中心の世界から製造業比率が増加し、工業化を達成していくというペティ・クラークの法則が満たされるため、製造業比率が増加していくのは援助とは関係ないという議論はあるだろう。この要因を除去するため、外生変数として1人あたり実質GDPを入れることにした。これらを勘案したVARモデルの推計式は以下のとおり。 $\alpha_{it}$ は定数項、 $\beta_i$ 、 $\gamma_i$ 、 $\delta_i$ は内生変数、 $u_{it}$ は誤差項 ( $i = 1,2,3$ ) である。

$$\begin{bmatrix} D(ODA)_t \\ D(RER)_t \\ D(MOS)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \alpha_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 & \gamma_1 & \delta_1 \\ \beta_2 & \gamma_2 & \delta_2 \\ \beta_3 & \gamma_3 & \delta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D(ODA)_{t-1} \\ D(RER)_{t-1} \\ D(MOS)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} D(PGDP)_{t-1} \\ D(PGDP)_{t-1} \\ D(PGDP)_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}$$

### 7.3 分析結果

VARモデルの結果は表7.4のとおり。1階階差をとっているため、観察数は各変数とも53となる。この結果、 $D(ODA_{-1})$ は $D(OOY)$ に対する係数はマイナスで1%有意となっている。これに対し、 $D(OOY_{-1})$ は $D(RER)$ 及び $D(MOS)$ に対しては係数も小さく有意となっていない。このため、ODAが実質実効為替レートや製造業比率に影響を与えていないことが想定される。

次に、グレンジャー因果分析を行った。結果は表7.5のとおりで、 $D(MOS)$ から $D(RER)$ へは5%有意であった。これは、製造業の競争力強化により実質実効為替レートが自国通貨高に押し上げられているものと考えられる。この結果から、タイの経験は経済協力(ODA)が自国通貨高(RER)や製造業比率低下(MOS)を導くオランダ病とは関係なく、通常の経済成長の過程として製造業強化が自国通貨高を招いているものと考えられる。

表 7.4 タイのオランダ病推計に関する VAR モデル

	D(ODA)	D(RER)	D(MOS)
D(ODA(-1))	-0.420 (0.131)***	0.000 (0.002)	0.030 (0.037)
D(RER(-1))	-9.637 (8.896)	-0.013 (0.128)	-2.073 (2.522)
D(MOS(-1))	-0.116 (0.510)	-0.013 (0.007)*	-0.125 (0.144)
C	0.014 (0.018)	0.000 (0.000)	0.004 (0.005)
D(PGDP)	-4.421 (5.177)	0.227 (0.075)***	0.749 (1.468)
Adj. R-squared	0.158	0.172	-0.032

(備考) 1. ( )内は標準偏差。\*\*\*:1%有意、\*\*:5%有意、\*:10%有意。

2. ODA: 経済協力純額、RER: 実質実効為替レート、  
MOS: 製造業・非製造業比率、PGDP: 1人あたり実質GDP。  
D(-- )は1階階差。

表 7.5 タイのオランダ病推計に関する グレンジャー因果分析

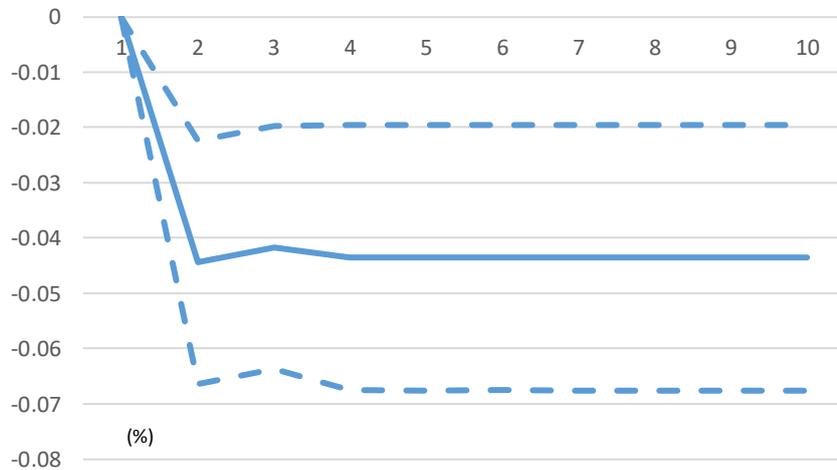
帰無仮説	観測数	F値
D(RER) → D(ODA)	53	1.762
D(ODA) → D(RER)	53	0.066
D(MOS) → D(ODA)	53	0.019
D(ODA) → D(MOS)	53	0.481
D(MOS) → D(RER)	53	4.551**
D(RER) → D(MOS)	53	0.414

(備考) 1. \*\*\*:1%有意、\*\*:5%有意、\*:10%有意。

2. ODA: 経済協力純額、RER: 実質実効為替レート、  
MOS: 製造業・非製造業比率、D(-- )は1階階差。

念のため、グレンジャーの意味での因果関係を有意に検出した、製造業比率 (MOS) と実質実効為替レート (RER) の関係についてインパルス応答関数を推計する。製造業比率の1階階差の標準偏差は0.026であり、製造業比率が2.6%ポイント増加したときの実質実効為替レートに対する影響の大きさを推計する。その結果は図7.6のとおりで、製造業比率が2.6%ポイント増加すると実質実効為替レート (RER) は0.04%低下 (増価) している。この効果は2年後に現れ、その後は安定している。

図 7.6 製造業比率が 1 標準偏差増加した際に  
実質実効為替レートに対するインパルス応答関数



(備考)破線は95%閾値。

結果としては、タイは援助に起因するオランダ病にはなっていないことが判明した。この理由は以下 3 点によるものと考えられる。

第 1 に、援助の大部分は製造業の競争力強化に資するためのインフラ整備であること。高速道路や深海港、発電所などは一種の投資であり、製造業のコスト削減に貢献し、世界市場での競争力強化に役立つと考えられることである。

第 2 に、タイ経済は長期にわたり相対的に安定してきたことである。図 7.7 にあるとおり、タイの高貯蓄率は資本蓄積に役立つばかりではなく、消費を通じたオランダ病進行を食い止める役割を果たしたことが想定される。また、貿易赤字は巨額にはならず、今世紀に入り黒字に転嫁している。対外債務 GNI 比は 1997 年危機時を除き 40%以下である。

第 3 に、海外からの直接投資が多く、製造業育成に貢献したことである。このため、製造業比率は 1960 年の 13%から近年の 30%まで増加している。

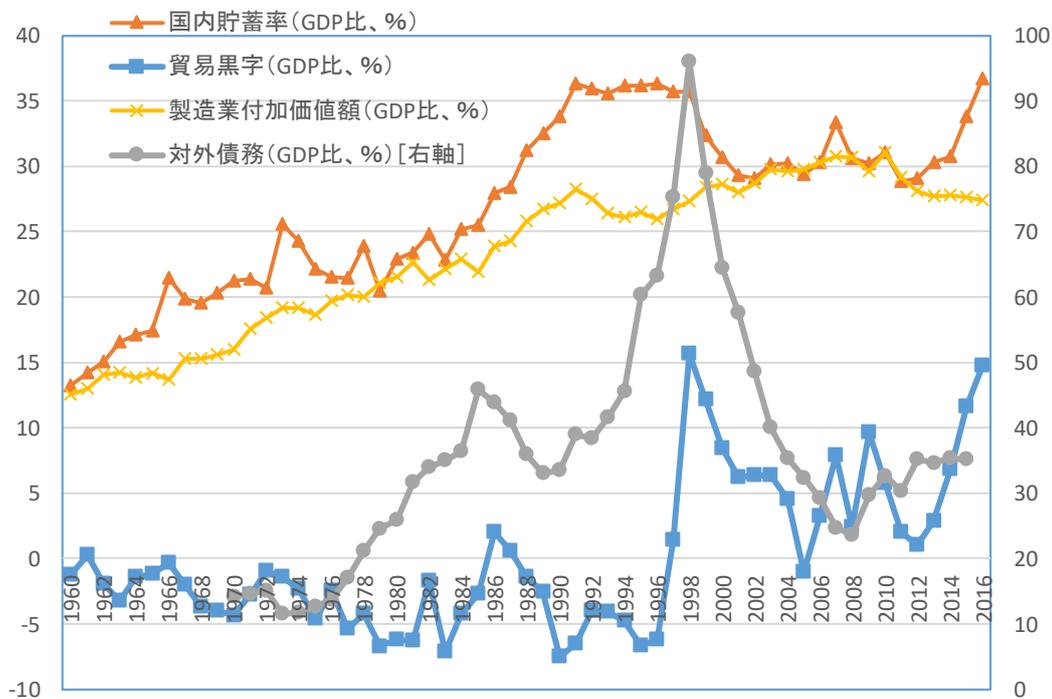
理論的解釈としては、「資源移転効果」は安定した実質実効為替レート(図 7.2)の下で小さく、「支出効果」は賃金や配当の増加に貢献したが、資本の増加や直接投資の増加により製造業含め経済成長に貢献したことが想定される。

#### 7.4 結論

第 7 章ではタイの 1960～2014 年データを用いて時系列分析によりオランダ病について検証した。その結果、タイは ODA 増加を起点とするオランダ病にはなっておらず、ODA が経済成長に貢献していることが明確となった。タイへの

経済協力はインフラ整備などが中心であったことが消費増加というよりも資本蓄積に貢献したことが想定される。

図 7.7 貯蓄率と貿易収支黒字



## 8 研究の総括と提言

### 8.1 結論（各章のまとめ）

各章において分析したことをまとめると次のようになる。

第1章から第3章は、本論文で分析する対タイ経済協力について理解するうえで必要な前提をまとめたものである。すなわち、第1章ではタイ経済及び対タイ経済協力について、第2章では経済協力の先行研究について、第3章ではタイのデータについてとりまとめている。

第1章において、主たる分析対象とするタイの経済及び経済協力状況を半世紀近くの長期にわたり把握した。

金融危機が発生すると注目をあびるタイではあるが、この国の経済成長は半世紀近くにわたり実質で5%程度の安定成長が地味に確実に続き、いまや高中所得国となった。この間、貧困削減も進み、衣食住に事欠く貧困層の割合を示す貧困率もこの数十年で劇的に低下した。

1968年に始まる経済協力の観点からは、5期間に分類され、同一期間には基本的に同じ予算が配分される傾向がある一方、当該国に対する認識が変化すると金額は大きく変更する傾向があることがわかった。日本の援助の割合が高いこともあり、日本からの援助と全世界からの援助は同じ傾向を示している。

第2章では、本論文の第4章から第6章において検証を行う経済協力に関する先行研究のとりまとめを行った。

経済協力が経済成長に対して効果があるのか、経済学者の間でも定まった見解は存在しない。ただし、今世紀初頭になり、受取国のガバナンスが良好であれば経済協力は経済成長にプラスの影響を与えうる、考え方が主流である。しかしながら、経済協力の大半が間接費用に回ってしまい、そもそも影響を持たないのではないかとの考え方もある。2008年に発生した世界金融危機の影響もあり近年の政府の役割が見直される中で、経済協力が経済成長に貢献するとの論文が増加している。これとは別の角度で、日本を中心に社会資本が生産効果を通じて経済成長に与える効果に関する研究が1990年代から2000年代にかけて盛んであった。この研究結果では、社会資本増加が経済成長に対してプラスの効果を与えるものの、日本のように成熟化した国では高度成長期に比べ、その効果が小さくなっているというものである。

経済協力が財政に与える影響は、財政収支に関する制約条件の下、政府の効用を最大化するモデルは完成をみた。加えて、近年では政府の効用関数自体に

対する疑問等から、VAR モデルを使用し、グレンジャー因果分析やインパルス応答関数を用いて経済協力の増加により財政支出、財政収入に与える影響の有無や大きさを確認することが多くなっている。このうち、巨額の援助のわりに経済停滞がみられるアフリカ諸国では経済協力が増加すると財政支出、特に政府消費支出が増加するため、与えられる援助は主に日々の生活費に回っており、明日の生産増強に用いられる投資には回らないことが認められる。

援助機関同士の関係については、冷戦時代と地域紛争の時代でも異なる考え方に基づいた分析が行われており、分析手法も公共財モデルや寡占モデル、ゲーム論の利用など多岐にわたっている。ただし、相手の戦略と自分の戦略をどう組み合わせる効率的に目的を達成するか、という観点は共通している。

第3章では、本論文で使用する統計データを中心とした、タイの統計データに関する解説である。

タイでは国勢調査が100年前から実施されるなど基本統計は早くから整備されており、また、1997年金融危機以降も整備が進んでいる。しかしながら、国民生活に関する分野を中心として1970年代から検証できる統計データは少なく、あっても問題が少なくないことをみた。たとえば、資本ストック統計は地域別データがなく、県民経済計算は生産面からのみ把握されているものである。また、経済協力データは各国別に分野別データが公表されたのは近年である。このため、先進国と異なりデータ数が少なくなりがちであること、生産力効果測定では資本ストック統計の制約から県別にみた分析や、県民経済計算の制約から1970年代における各県の国民生活の向上などが少なくとも分析は困難であることを確認した。

第4章から第7章までは、対タイ経済協力を例に、経済協力の効果を、生産面を通じた経済成長への貢献、財政支出や財政収入など財政に与える観点、援助機関同士で影響を与え合うか、経済協力に起因するオランダ病の有無という4つの観点から検討を行ってきた。

第4章では、経済協力の効果を生産面からみた経済成長への貢献という観点から確認した。この前提として、対タイ経済協力については日本を中心とする援助でありなおかつ借款を中心としたインフラ整備が中心となっていることがあげられる。また、生産面における分析手法は日本の社会資本整備の効果を検出するために発展したものであり、この点も世界的に主流な手法とはややことなる。こうしたことから、このアプローチが全世界で行われている経済協力に対して通用するとは考えにくいものの、その結果からは経済協力が生産性向上に貢献する姿をある程度映し出すことができた。また、地域ごとのパネルデータを使用しても経済協力が生産力効果を有するという結論を一定程度得ることができた。

第5章では、経済協力の効果を財政面からみた影響という観点から確認した。近年では受取国政府の経済モデルを使用する手法のみならず、VARモデルを使用した分析も多く、本論文でもこの分析の枠組みに従った分析を行った。その結果として、経済協力が増加する場合に代替関係にあたる国内借入が減少するなど経済協力は財政健全化へ一定程度貢献しているという結論を得ることができた。

第6章では、世界銀行、日本、アジア開発銀行という主要援助機関からの政府融資額から考えられる援助機関同士の関係について、簡単なモデルも考えながら、全体的な関係については最小二乗法、短期的な関係についてグレンジャー因果分析を用いて確認を行った。その結果、主要3援助機関の援助量を最小二乗法から得られる全体的な関係からは、日本はやや独立した傾向がみられるものの、世界銀行とアジア開発銀行の援助量は相互に影響している可能性が高く、アジア開発銀行と日本も相互的に影響している可能性がみられた。これに対し、世界銀行と日本の援助量に関係性はみられなかった。また、VARモデル・グレンジャー因果分析から得られる短期的な関係は、日本はアジア開発銀行にやや遅れる可能性があるものの援助機関同士で短期的な先導者や追随者という関係を有しているわけではないことがわかった。以上から、各援助機関は長期にわたり継続的に援助を実施するものという前提の下、孤立して援助を行っているというよりは、ある程度連携を保っていることが示された。より具体的には、各援助機関同士は短期的には自援助機関の選好を反映した支援を行いつつも長期的にはある援助機関を中心に一定の連携関係を有していると考えられる。

第7章では、経済協力が流入する資本とみなし、資本流入が為替増価を通じて製造業衰退を招くというオランダ病の症状がタイについて発生していないか、を検証した。その結果、タイにおける相対価格変化は小さく、資本移動効果が小さいこと、その中で経済協力が実質実効為替レートや製造業比率に影響を与えていないことなどから、タイが経済協力に起因してオランダ病になっているわけではないことを示している。

## 8.2 今回の研究成果と今後の課題

これまで対タイ経済協力を例に、経済協力の与える効果について、経済面、財政面、供与主体面から分析を行ってきた。この結果から総合的にいえることは以下のとおりである。

第1に、経済理論面、先行研究面との整合性である。タイへの経済協力という限定条件付きながら、経済協力は受取国経済にある程度貢献している姿を描

くことができたことである。経済面からみれば、生産アプローチを活用した分析を用いることで、その効果を導出することができた。また、財政面からみれば経済協力が国内借入や政府誌支出の肩代わりとなり、経済協力は効率的に実施されたことが導出できた。これらは先行研究とも整合的である。

第2に、実務担当者との整合性である。これまで考えられていた「経済協力は受取国経済に裨益する」ことをデータである程度定量的に実証できたことである。特に日本の援助関係者にとって対タイ支援は1980年代から1990年代にかけて実施した優良事案であることと考えられてきた。本来はより細かいデータで検証できるとさらによいのであるが、今回は当時から存在し、検証できるデータと分析手法を使用し、こうした信念を一定程度確認することができた。

第3に、経済学のみならず、他分野の研究との整合性である。タイ研究は爾来日本国内でも盛んであるが、その中心は政治学や社会学であり、経済学的な視野からの分析は多くはなかった。今回の分析において、これまでの成果をもとに、予算の決定は政治的に大きく動くかどうか依存することや、援助機関との関係などをある程度分析を行うことができた。これらはタイ政府各部署との議論や埋もれていたデータの掘り起こしによって可能となったものであり、今後の研究が盛んになることが望まれる。

今回の研究に関する課題は以下のとおりである。

第1に、経済協力と経済成長の関係については、推計式により係数にばらつきがあり、効果を定量的にみるには幅をもってみる必要があることである。また、経済協力が効率的に執行されても国民生活への裨益についてはまだわかっていない。

第2に、経済協力と財政の関係については、政府支出との関係を確認できなかったため、ファンジビリティの有無を判定できなかった点である。

第3に、援助機関の関係については、全体的な関係と短期的な関係は導くことはできたものの、それが安定的な経済協力の実施につながったのか、どういう関係がよい連携なのか、まだ判然としない点である。

以上も踏まえ、今後の研究の方向性は以下のとおりである。

第1に、経済協力から経済成長への経路をさらに細かく特定できないかという点である。これは、地域別データをさらに細かくする方法が一つである。開発の効果がどの範囲まで到達したのか、労働移動などを経て大きく広がったのか、などにより開発の効果がより明確になり、一国ではみられない開発の効果の発現がみられるようになる。もう一つは、オランダ病を念頭においた産業別にみた経済協力の効果である。この点、製造業をはじめとする貿易財は通常援

助という資本流入に伴う自国通貨高によりある程度効果発現が減殺されるが、1990年代前半のタイは事実上のドル固定相場であった。経済協力による資本整備と外資誘致による直接投資流入が行われつつもバーツ高という減速要因がなかったタイについては「経済協力及び外資誘致、金融政策の効果が過大であった」時代がある可能性を秘めている。このように、もう少し細かくみていくことにより、経済協力が起こした被援助国の経済状態に関する原因をより精緻に確認するなどできるようになると、近年盛んに援助しているベトナムやミャンマー、バングラデシュなどで効率的な援助実施に資することができる。

第2に、援助機関間の関係である。今回は援助機関の関係についてOLSにて総合的に、VARモデルにて先導者、追随者といったより短期的な関係を分析した。しかしながら、この分野については前提条件を変更すると様々なモデルや異なる推計手法を用いてさらに深い洞察を行うことが可能であるように思われる。この点、今後の研究の発展が望まれる。

第3に、経済協力と国民生活向上との関係である。今回、マクロ的には経済協力から経済成長へのある程度の道筋を示すことができたため、おそらく産業振興などを通じ貧困削減につながっていることはいえるであろう。ただし、経済協力と経済格差の関係など、まだ重要な論点が煮詰まっていないのが実情である。このあたりはもう少し研究を進め、効率的な援助につなげていきたいところである。また、低所得国に対する支援についてはある程度実務的にもノウハウがあり、衣食住に困窮する割合は減少している。他方で、中所得国が先進国に到達する国はほとんどなく、そのノウハウも蓄積されていない。実務的には「中所得国のわな」といわれているが、この点に関する研究はまだ進んでいるとは言い難く、今後の研究の発展が期待される。

第4に、援助スキームに関するより技術的な点に関する検討である。例えば円借款は円で貸し出すのが基本的な考え方であり、為替リスクは受取国側が負っている。為替をヘッジすると結局金利は高くなってしまうような点である。

### 8.3 今後の経済協力への提言

これまで今回の研究結果をとりまとめ、成果と課題について考えてきた。ここで、実務的な観点からこうした結果について受取国側の事情と拠出側の事情に分類して考える。

まず受取国側の事情について考えると、タイ政府の管理能力があげられる。タイ政府は1980年代初頭に外資を積極的に受け入れる体制に変化した後、外資受け入れ窓口であるタイ投資庁(Board of Investment)を増強し企業進出への対応を行ってきた。進出企業から問題が報告されると、関係省庁を集めた

会議を設立し、省を超えたクレームに対応してきた。経済協力に関しては、タイ政府が中心となり5年に一度策定される経済社会開発5か年計画にあわせ、全体的な効果を考えながらプロジェクトを配置してきた。

次に、拠出国側の事情としてあげられるのは、インフラ整備を中心としたプロジェクト型支援が多いことが考えられる。プロジェクト型支援は個別案件に対する支援であり、相対的にしっかりと案件進捗管理の管理が行いやすく、一般財政と区分けされているため消費支出を増加させることが行いにくいという特徴が出ているように思われる。これに対する援助方法は一般財政支援である。この場合、拠出された資金は受取国政府の一般会計に編入されるため自由度が高い一方、投資支出にも消費支出にも使用しやすい環境にあるため、相対的にファンジビリティが発生しやすいことが考えられる。

こうした事情も踏まえ、経済協力の実施に関し、細かい研究・分析は必要であるが、大きな目標や成果について忘れずに議論を行い共有していくことについては提言したい。近年は国会の議論でも行政府内の議論でも、とにかく細かい積算や短期的な成果について問われることになりがちである。しかしながら、経済協力は同時にリスクマネーでもある。一案件だけ、一部の経費だけ、でなくより大きな観点で成果を発現していくことを中心に議論が進展することが望まれる。もちろん、細かい経費節減や成功率の向上は重要課題である。

この背景として、様々な主体の協力なしに経済協力は成立しえないことがあげられる。日本国政府であればその実施主体は外務省、JICAが中心であるが、国会議員をはじめ政治家やNGOなどの民間団体、直接投資を行う民間企業なくして経済協力は成立しない。さらに、拠出側でも他国際機関との関係、受取国側との関係が必要となる。そのプロセスとして一つ一つの積み上げは重要であるが、最終的に大きな目標・成果に向けた取り組みであるという観点はなお必要であると考えられる。

世界における貧困率は低下したものの、なお成長から取り残され貧困にあえぐ地域は存在する。また、貿易や投資が増加する中で今後国と国の関係はますます深まるであろう。こうしたツールの一つとして国際協力は今後ますます重要な役割を担うものになると考えられる。この分析は一国のみであり、分析もまだ発展しうるということが考えられる。以上を踏まえたうえで、今後この分野に対する関心、議論が活発になることが望まれる。

## 参考文献（英文）

- Addison, T., and Tarp, F. (2015) “Aid Policy and the Macroeconomic Management of Aid” , *World Development*, 69, 1-5.
- Addison, T., Morrissey, O., and Tarp, F. (2017) “The Macroeconomics of Aid: Overview” , *Journal of Development Studies*, 53(7), 987-997.
- Aschauer, D. A. (1989) ” Is Public Expenditure Productive?” , *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200.
- Aiyar, S. & Ruthbah U., (2008) “Where Did All the Aid Go? An Empirical Analysis of Absorption and Spending” , *IMF Working Paper* WP/08/34.
- Alesina, A., and Dollar, D. (2000) ” Who Gives Foreign Aid to Whom and Why?” , *Journal of Economic Growth*, 5(1), 33-63.
- Arndt, C., Jones, S., and Tarp, F. (2015) “Assessing Foreign Aid’ s Long-Run Contribution to Growth and Development” , *World Development*, 69, 6-18.
- Besley, T., and Burgess, R. (2003) “Halving Global Poverty” , *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), 3-22.
- Bwire, T. (2012) “Aid, Fiscal Policy and Macroeconomy of Uganda: A Cointegrated Vector Autoregressive (CVAR) Approach” , Ph.D. Thesis, University of Nottingham.
- Borensztein, E., J., De Gregorio, J., and Lee, J-W. (1998) “How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?” , *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Burke, P. J. and Ahmadi-Esfahani, F. Z. (2006) “Aid and growth: A study of South East Asia” , *Journal of Asian Economics*, 17(2), 350-362.
- Burnside, C., and Dollar, D. (2000) “Aid, Policies, and Growth” , *American Economic Review*, 90(4), 847-868.
- Canning, D., and Pedroni, P. (2008) ” Infrastructure, Long-run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels” , *Manchester School*, 76(5), 504-527.
- Collier, P. and Dollar, D. (2002) ” Aid Allocation and Poverty Reduction” , *European Economic Review*, 46, 1475-1500.

- Corden, W.M. and J.P. Neary (1982) “Booming sector and de-industrialisation in a small open economy” , *Economic Journal*, 92, 825-848.
- Dalgaard, C., Hansen, H., and Trap, F. (2004) “On the Empirics of Foreign Aid and Growth” , *Economic Journal*, 114, F191-F216.
- De Mattis, A. (2018) “Follow the Leader! The Peer Effect in aid supply Decisions” , *Development Policy Review*, 36(6), 631-648.
- Dollar, D. and Kraay, A. (2002) “Growth is Good for the Poor” , *Journal of Economic Growth*, 7, 195-225.
- Doucouliaqos, H., and Paldam, M. (2009) “The Aid Effectiveness Literature: the Sad Results of 40 years of Research” , *Journal of Economic Surveys*, 23, 433-461.
- Dufrenot, G., J., and Yehoue, E.B. (2005) “Real Exchange Rate Misalignment: A Panel Co-Integration and Common Factor Analysis” , *IMF Working Paper*, WP/05/164.
- Easterly, W. (2003) “Can Foreign Aid Buy Growth?” , *Journal of Economic Perspectives*, 17(3), 23-48.
- Easterly, W., Levine, R., and Roodman, D. (2004) “New Data, New Doubts: Comment on ‘Aid, Policies and Growth (2000)’ by Burnside and Dollar” , *American Economic Review*, 94(3), 774-780.
- Easterly, W. (2006) *The White Man’s Burden: Why the West’s Efforts to Aid the Rest Have Done So Much Ill and So Little Good*. New York: The Penguin Press. (小浜裕久、織井啓介、富田陽子訳「傲慢な援助」東洋経済新報社、2009年)
- Easterly, W. (2007) “Was Development Assistance a Mistake?” , *American Economic Review*, 97(2), 328-332.
- Elbadawi, A. E., Kalttani, L., and Schmidt-Hebbel, K. (2008) “Foreign Aid, the Real Exchange Rate, and Economic Growth in the Aftermath of Civil Wars” , *World Bank Economic Review*, 22(1), 113-140.
- Fielding, D., and F. Gibson (2013) “Aid and Dutch Disease in Sub-Saharan Africa” , *Journal of African Economies*, 22(1), 1-21.
- Franco-Rodriguez, S., Morrissey, O., and McGillivray, M. (1998) “Aid and the Public Sector in Pakistan: Evidence with Endogenous Aid” , *World Development*, 26(7), 1241-1250.

- Franco-Rodriguez, S., Morrissey, O., and McGillivray, M. (1998) "Aid and the Public Sector in Pakistan: Evidence with Endogenous Aid" , *World Development*, 26(7), 1241-1250.
- Godfrey, M., Sophal, C., Kato, T., Piseth, L. V., Dorina, P., Saravy T., Savora, T., and Sovannarith, S. (2002) "Technical Assistance and Capacity Development in an Aid-dependent Economy: The Experience of Cambodia" , *World Development*, 30(3), 355-373.
- Hansen, H., and Trap, F. (2001) "Aid and Growth Regressions" , *Journal of Development Economics*, 64, 547-570.
- Hsiao, F. S. T. and Hsiao, MC. W. (2006) "FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia --- Panel data versus time series causality analysis" , *Journal of Asian Economics*, 17, 1082-1106.
- Jones, S. (2015) "Aid Supplies Over Time: Addressing Heterogeneity, Trends, and Dynamics" , *World Development*, 69, 31-43.
- Juselius, K., Moller, N. F., and Trap F. (2014) "The Long-Run Impact of Foreign Aid in 36 African Countries: Insights from Multivariate Time Series Analysis," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(2), 153-184.
- Khan, H. A. and Hoshino, E. (1992) "Impact of Foreign Aid on Foreign Aid on the Fiscal Behavior of LDC Governments" , *World Development*, 20, 1481-1488.
- Lloyd, T., McGillivray, M., Morrissey, O., and Opoku-Afari, M. (2009) "The Fiscal Effects of Aid in Developing Countries: A Comparative Dynamic Analysis" , in Mavrotas, G. and McGillivray, M. ed. *Development Aid: A Fresh Look*, 158-179, Basingstoke: Palgrave Macmillan UNU-WIDER Studies.
- Martins, M.G. (2010) "Fiscal Dynamics in Ethiopia: The Cointegrated VAR Model with Quarterly Data" , *CREDIT Research Paper*, 10/05.
- Mascarendas R., and Sandler, T. (2006) "Do Donors Cooperatively Fund Foreign Aid?" , *Review of International Organizations*, 1, 337-357.
- Matsumura, T. (2004) "Strategic Complementarity in Direct Investments" , *Review of Development Economics*, 8(4), 583-596.
- McGillivray, M., and Ahmed, A. (1999) "Aid, Adjustment and Public Sector Fiscal Behaviour in the Philippines" , *Journal of the Asia-Pacific Economy*, 4, 381-391.

- McGillivray, M., and Morrissey, O. (2004) “Fiscal Effect of Aid” , in Addison, T., Roe, A. ed. (2004) *Fiscal Policy for Development*.
- McGillivray, M., Feeny, S., Hermes, N., and Lensink, R. (2006) “Controversies over the Impact of Development Aid: it works; it doesn’ t; it can, but that depends” , *Journal of International Development*, 18, 1031-1050.
- Morrissey, O., M’ Amanja, D., and Lloyd, T. (2007) “Aid and Government in Kenya: A Time Series Analysis” , in Lahiri, S. (ed.), *Theory and Practice of Foreign Aid*, 313-332. Amsterdam: Elsevier.
- Morrissey, O. (2015) “Aid and Government Fiscal Behavior: Assessing Recent Evidence” , *World Development*, 69, 98-105.
- National Statistical Office (2011) *Executive Summary, The 2010 Population and Housing Census*, Bangkok: Government of Thailand.
- National Statistical Office (2015) *Statistical Yearbook of Thailand*, Bangkok: Government of Thailand.
- Nowak-Lehmann, F., Dreher, A., Herzer, D., Klasen, S., and Martinez-Zaroso, I. (2012) “Does Foreign Aid Really Raise per capita Income? A Time Series Perspective” , *Canadian Journal of Economics*, 45(1), 288-313.
- Nurkse, R. (1953) *Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries*, Oxford: Basil Blackwell.
- Nwaogu, U. G., and Ryan, M., J. (2015) “FDI, Foreign Aid, Remittance and Economic Growth in Developing Countries” , *Review of Development Economics*, 19(1), 100-115.
- Osei, R., Morrissey, O., and Lloyd, T. (2005) “The Fiscal Effects of Aid in Ghana” , *Journal of International Development*, 17(8), 1037-1054.
- Rajan, R.G. and A. Subramanian (2011) “Aid, Dutch disease, and manufacturing growth” , *Journal of Development Economics*, 94(1), 106-118.
- Ravallian, M. (2001)” Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages” , *World Development*, 29(11), 1803-1815.
- Salaya, P., and Thiele, R. (2010) “Aid and Sectoral Growth: Evidence from Panel Data” , *Journal of Development Studies*, 46(10), 1749-1766.

- Sandler, T., and Murdoch, J. (1990) “Nash–Cournot or Lindahl Behavior? An Empirical Test for the NATO Allies,” *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), 875–894.
- Sandler (1992) *Collective Action: Theory and Applications*, University of Michigan Press.
- Tekin, R.B. (2012) “Development Aid, Openness to Trade and Economic Growth in Least Developed Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis” , *Social and Behavioral Sciences*, 62, 716–721.
- Torsvik, G. (2005)” Foreign Economic Aid; Should Donors Cooperate?” *Journal of Development Economics*, 77, 503–515.
- Wolff, E. N. (2002) “Computerization and Structural Change” , *Review of Income and Wealth*, 48(1), 59–75.
- World Bank (1998) *Assessing Aid - What Works, What doesn' t, and Why*. Washington, D.C: World Bank. (世界銀行著、小浜裕久、富田陽子訳「有効な援助—ファンジビリティと援助政策」東洋経済新報社、2000年)

## 参考文献（和文）

- 秋山孝允、中田朋子、青柳恵太郎（2008）「日本の ODA の国別配分策定モデル」、*Discussion Paper on Development Assistance*, No. 15.
- 浅子和美、坂本和典（1993）「政府資本の生産力効果」『フィナンシャルレビュー』41, 97-101。
- 有本寛、高野久紀（2007）「開発援助と経常費用：ドナー間競争、援助の氾濫、財政支援」*RIETI Discussion Paper Series*, 07-J-041。
- 石井美千子（2013）「新興地域の統計事情：第 6 回タイ」『情報管理』56(2)、108-115。
- 石井梨沙子（2016）「タイの ODA ドナー化と日本の支援に関する考察」『福岡大学商学論叢』60(3)、525-546。
- 岩本康志（1990）「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』41(3)、250-261。
- 岩本康志（2005）「公共投資は役にたっているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』日本評論社、第 5 章。
- 木原隆司（2011）「援助ドナーの経済学」、日本評論社。
- 木村秀美、澤田康幸、森悠子（2007）「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」*RIETI Discussion Paper Series*, 07-J-031。
- 熊谷章太郎（2011a）「マクロ経済統計からみるタイ ～（1）四半期生産側 GDP～」『タイ国情報』2011 年 9 月号、63-70。
- 熊谷章太郎（2011b）「マクロ経済統計からみるタイ ～（2）四半期支出側 GDP～」『タイ国情報』2011 年 11 月号、54-61。
- 熊谷章太郎（2012a）「マクロ経済統計からみるタイ ～（7）域内・県内総生産～」『タイ国情報』2012 年 9 月号、73-81。
- 熊谷章太郎（2012b）「マクロ経済統計からみるタイ ～（8）資本ストック～」『タイ国情報』2012 年 11 月号、80-90。
- 熊谷章太郎（2014）「マクロ経済統計からみるタイ ～（17）物価統計：GDP デフレーター～」『タイ国情報』2014 年 5 月号、51-58。
- 黒崎卓（2009）「貧困と脆弱性の経済分析」勁草書房。
- 小浜裕久（2013）「ODA の経済学（第 3 版）」日本評論社。
- 在タイ日本国大使館、国際協力機構、国際協力銀行（2008）「日本とタイの経済・開発協力」。
- JICA 国際協力総合研修所（2003）「タイ国別援助研究会報告書—『援助』から『新しい協力関係』へ」。

- 末廣昭（1998）「タイの統計制度と主要経済・政治データ」アジア経済研究所調査研究報告書。
- 末廣昭（2000）「キャッチアップ型工業化論」名古屋大学出版会。
- 千明誠、深尾京司（1993）「不完全な公共財としての国際援助」『経済研究』44(1), 1-14。
- 林正義（2003）「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』内閣府経済社会総合研究所、169。
- 松村敏弘（2007）「Strategic Complementarity in Direct Investments」CREP月例セミナー資料。
- 三井清、井上純（1995）「社会資本の生産力効果」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社、第3章。
- 三井清、竹澤康子、河内繁（1995）「公共投資のクラウディング・イン効果と厚生分析」三井清・太田清編著『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社、第4章。
- 宮川努、川崎一泰、枝村一麿（2013）「社会資本の生産力効果の再検討」『経済研究』64(3), 240-255.
- 吉野直行、中野英夫（1994）「首都圏への公共投資配分」八田達夫編『東京一極集中の経済分析』日本経済新聞社、第3章。
- 吉野直行、中島隆信、中東雅樹（1999）「地域別・分野別生産関数の推計」吉野直行・中島隆信編著『公共投資への経済効果』、日本評論社、第3章。

## 付録 (Appendix)

### 付録 1. 時系列分析の手法

本論文では主に時系列分析の手法を使用して分析を行っている。Appendix では、時系列分析を用いた分析手法のうち、単位根検定、VAR モデル、グレンジャー因果分析、インパルス応答関数、共和分について、計量分析を使用する観点から簡単にまとめる。

本論で用いられている時系列分析の手法は主に 4 通りに分類される。まず、前提条件として使用する変数にトレンドがないことを単位根検定にて確認し、トレンドがある場合には階差をとるなど変数を加工する。次に、VAR モデルを用い、過去の変数も活用しながら変数間の推計を行う。その後、グレンジャー因果分析を使用し、それぞれの指標間の動きに関係性があるかどうかを確認する。最後に、グレンジャー因果分析において関係性があると認められた指標についてインパルス応答関数を用いて変数に対するショックがどの程度の大きさかを計測する。また、単位根検定で単位根があると判定された変数同士であっても一定の条件を満たす場合には共和分関係として、2 つの変数の関係を長期的な関係として捉えることが可能となる。

Appendix では、共和分を除く記述は山澤 (2004) を、共和分は松浦、マッケンジー (2012) を中心に参照しながら作成している他、内容は沖本 (2010) や宮尾 (2016) も参考にしている。

#### 1. 単位根検定

##### (1) 単位根とは

回帰分析で重要なのは確率的な変動があるものの平均や分散が一定であることである。これを定常性と呼び、代表的なものがホワイトノイズ ( $I(0)$ ) である。定常性を持たない系列は非定常と呼ばれるが、非定常系列のうち、一階の階差をとると定常になる非定常系列を  $I(1)$  と呼び、原系列のままでは単位根を有していることを示している。なお、 $I(1)$  であればランダムウォークと呼ばれる概念に入る。

単位根を有する変数同士を回帰させた場合、 $t$  値が高くなり決定係数も高くなるため回帰の説明力が高くなってしまう。しかしながらその実態は何の関係もないことがある。この関係を「みせかけの相関」と呼ぶ。

経済指標は GDP や物価指数など大部分が上方トレンドを有するため、I(1)が大部分を占めると考えられる。例外は金利などがホワイトノイズであり、経済協力も長期的にみれば経済発展とともに援助額が減少するため I(0)となることが多い。

## (2) ディッキー・フラーテスト

単位根検定は単位根を有するかどうかを判定する検定方法で、いくつかの方法がある。代表的なものがディッキー・フラーテスト (Dickey Fuller test: DF テスト) である。これは単位根検定をすべき式

$$y_t = c + ay_{t-1} + e_t$$

から両辺  $y_{t-1}$  を引き、 $a-1=\rho$  とおくと

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + e_t$$

このとき  $\rho$  がゼロになるかどうかをテストするものである。このとき、この統計量の分布は通常の t 分布には従わない。この分布表は MacKinnon により示されており、EViews でも使用されている。

通常使われるテストは、AR(2)、AR(3) など自己回帰係数のラグを増やした場合にも検定できるようにした拡張版ディッキー・フラーテスト (Augmented Dickey Fuller test: ADF テスト) である。つまり、

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + a_1 \Delta x_{t-1} + a_2 \Delta x_{t-2} + \dots + a_p \Delta x_{t-p+1} + e_t$$

の  $\rho$  がゼロかどうかの検定を行うことになる。このように、ADF テストでは説明変数にラグの階差をつけて処理を行っていると解釈することができる。

## (3) フィリップス・ペロンテスト

ディッキー・フラーテストに対し、もう一つの有力な方法として、フィリップス・ペロンテスト (Phillips and Perron test: PP テスト) がある。PP テストはラグの階差をつけて処理するかわりに、検定統計量である t 値を加工することで検定を行っている。具体的には、

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + e_t$$

を最小二乗法で推定した場合に、推計した t 値を加工して以下のような統計量を計算して検定する。臨界点は DF テストと等しくなる。

$$t_{pp} = \frac{\gamma_0^{0.5}}{\lambda} t - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0)(T\sigma_\rho)}{2\lambda s}$$

$\gamma_0$  は誤差  $u_t$  の分散、 $t$  は OLS 推計式の  $\rho$  の t 値、 $T$  はサンプル数、 $\sigma_\rho$  は、 $\rho$  の標準偏差、 $s$  は推計値の標準誤差である。 $\lambda$  は、ニューイーウエストの推計値と呼ばれ、誤差項の自己共分散の加重平均となっている。

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j$$

$\gamma_j$ は  $j$  階の誤差の自己共分散とする。  $q$  は自己相関のラグの数とする。 自己相関のラグ数は、サンプル数から決めることができる。

ADF テスト、PP テストいずれの方式も単位根を検定する際にはトレンドのみの場合と、トレンドにドリフトが加わったケースを検討することで、定常かを判断する。 検出力が強くないことからいけば、4 方式いずれかで非定常状態が検出されると単位根ありと判断することが妥当である。

## 2. VAR モデル

自分自身の過去の変数で推計したモデルを自己回帰モデル (Auto-Regressive Process: AR モデル) といい、AR モデルを複数の変数にあてはめたものを、ベクトル自己回帰モデル (Vector Analysis Regression: VAR モデル) という。たとえば、 $x_t$ 、 $y_t$  という 2 つの変数でラグ数 2 の VAR モデルを作ると、次のようになる。

$$\begin{aligned}x_t &= a_1x_{t-1} + a_2x_{t-2} + a_3y_{t-1} + a_4y_{t-2} + u_{xt} \\y_t &= b_1x_{t-1} + b_2x_{t-2} + b_3y_{t-1} + b_4y_{t-2} + u_{yt}\end{aligned}$$

VAR モデルの特徴は 2 つある。第 1 に、複数間の指標を用いることで、予測精度があがることである。第 2 に、変数間の動学的な関係を得られることである。これらの特徴から、相対的に単純な構造でありながら予測や変数間の関係など様々な分析が行えることである。なお、VAR モデルの推計にあたっては、データが定常であることが前提である。従って VAR モデルの推計にあたっては、使用する系列の単位根検定を必ず行う必要がある。

VAR モデルで注意すべきは変数の数とラグ数である。自由度は説明変数とラグ数の積で示されるため、説明変数やラグ数を増加させると急激に減少する。このため、説明変数はなるべく少なくしたほうがよい。また、ラグ数は AIC などを使用すると長いラグを選択してしまうことが多い。このため、実際の推計では四半期では当期の動きは「過去 1 年の動きで説明する」との前提で 4 期ラグをとることが多いようである。

本論文での分析は年次データを使用しているが、経済協力開始後 50 年程度というデータ制約上の問題もあり、当期の動きは「去年の経験から判断する」という前提の下、ラグ 1 期をとった VAR モデルを作成し、推計を行っている。

### 3. グレンジャー因果分析

グレンジャー因果分析は、「ある変数が動いた後、別の変数が動くまで時間がかかる」ことを使って分析を行う、統計的な因果関係を表しているものである。2. に示した VAR モデルの定式からは、 $b_1$  や  $b_2$  が有意であれば、「 $x$  から  $y$  へグレンジャーの意味で因果関係がある」といえる。

もう少し詳しくグレンジャーの因果関係についてみてみよう。帰無仮説は「原因となる変数の係数はゼロ」であり、F 検定を行う。VAR モデルに従い 2 変数でラグ 2 の場合は次の式の残差の二乗和を計算して比較する。通常の推計式と  $b_1 = b_2 = 0$  という制約をつけた場合の推計である。

$$y_t = a_0 + b_1x_{t-1} + b_2x_{t-2} + b_3y_{t-1} + b_4y_{t-2} + e_t \quad ①$$

$$y_t = a_0 + b'_3y_{t-1} + b'_4y_{t-2} + e'_t \quad ②$$

①式の残差平方和を  $e'e$ 、②式の残差平方和を  $\bar{e}'\bar{e}$  とすると、F 値は以下のとおり。q は制約の数、n はサンプル数、p は定数項を除いた無制約ケースの説明変数の数である。

$$F = \frac{(\bar{e}'\bar{e} - e'e)/q}{(e'e)/(n - p - 1)}$$

制約のない場合と制約をつけた場合の残差平方和の差が大きければ大きいほど、「 $b_1$ 、 $b_2$ の係数はゼロ」という仮説が棄却される。

グレンジャーの因果関係は、あくまでどちらの変数が先に動いたか、ということ、通常の意味での因果関係とは異なる。このため、実際の因果関係のないものもグレンジャーの意味では因果関係と識別されることがある。例えば、天気予報と実際の天気の間を考えると、朝の天気予報で「本日の天気は晴れ」、と天気予報が示された後に実際の天気は晴れとなる。この場合、天気予報と実際の天気の間はグレンジャーの意味で因果関係といえるが、天気予報が天気の原因ではない。

また、重要な変数を除いて推計すると、実際に因果関係がない場合でも因果関係があると判断される場合がある。このため、2 変数のみでグレンジャー因果分析を行うのではなく、必要な変数すべてを含んだ VAR モデルの形にして、グレンジャー因果関係を調べる必要がある。

### 4. インパルス応答関数

インパルス応答関数は、ある変数に衝撃（インパルス）があったときに他の変数がどのくらい動くかを示す。たとえば、以下の VAR モデルを考える。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

t 期に  $e_{1t}$  が増加すると、 $y_t$  が増加する。 $y_{t+1}$  も  $y_t$  が増加した影響で変化する。同時に  $z_{t+1}$  も  $y_t$  が増加した影響で変化する。この動きをとらえたものがインパルス応答関数である。どの程度増加するかをとらえるために、以下のとおり変形してみよう。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt-1} \\ e_{zt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & b_2 \\ c_2 & d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt-2} \\ e_{zt-2} \end{bmatrix} + \dots$$

1 本の方程式だけを取り出して係数の動きをみると次のようになる。

$$y_t = a_{11}y_{t-1} + a_{12}y_{t-2} + a_{21}z_{t-1} + a_{22}z_{t-2} + e_{xt}$$

これは以下の通り書き換えられる。

$$y_t = a_1 e_{yt-1} + a_2 e_{yt-2} + \dots + b_1 e_{zt-1} + b_2 e_{zt-2} + \dots$$

1 期後を考えると以下の式のとおり表される。

$$y_{t+1} = a_1 e_{yt} + a_2 e_{yt-1} + a_3 e_{yt-2} + \dots + b_1 e_{zt} + b_2 e_{zt-1} + \dots$$

さらに 1 期後を考えると以下の式のとおり表される。

$$y_{t+2} = a_1 e_{yt+1} + a_2 e_{yt} + a_3 e_{yt-1} + \dots + b_1 e_{zt+1} + b_2 e_{zt} + \dots$$

同様にさらに 1 期後を考える。

$$y_{t+3} = a_1 e_{yt+2} + a_2 e_{yt+1} + a_3 e_{yt} + \dots + b_1 e_{zt+2} + b_2 e_{zt+1} + \dots$$

ここから 1 単位の  $e_{yt}$  が  $y_{t+1}$ 、 $y_{t+2}$ 、 $y_{t+3}$ 、 $\dots$  に与える影響は、各変数の係数である  $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$ 、 $a_4$ 、 $\dots$  の動きをみればわかる。これらの係数の動きを並べたものがインパルス応答関数である。

注意点としては、ある変数に衝撃があったとき、当期の別の変数には影響が伝わらないことである。この問題は、ショックを与える変数を残差ではなく、互いに相関のないその変数固有の誤差項（構造方程式の残差項）にすれば解決する。互いに相関のない誤差と推計残差を関係づける方法の一つにコレスキー分解がある。コレスキー分解は変数の順序が先にあるほど、互いに相関のない誤差 (u) が推計残差 (e) に与える影響が大きくなるを考える。

## 5. 共和分

単位根を持つ変数同士で回帰分析を行うと、t 値や決定係数が高くなるなど回帰の説明力が高まる。本来関係のない変数間でも有意に推計できてしまうため、これを「見せかけの相関」と呼ぶ。

「見せかけの相関」の場合には単位根を有する変数同士で推計を行った際の残差項が  $I(1)$  となる。この場合には階差をとって推計を行う必要がある。ただし、単位根を有する変数同士で回帰分析を行った場合でも残差項が  $I(0)$  になることがある。このとき、両変数間は共和分関係を持つという。

共和分の検定では、エングルとグレンジャー (Engle-Granger test, EG test) による検定方法が理解しやすい。この手法は以下のとおり。

①被説明変数と説明変数がともに  $I(1)$  であることを検定で確認する。

②OLS 推計を行い、残差項について単位根検定を行う<sup>12</sup>。

EG 法は理解しやすいが、共和分が 1 個のみという前提に立っている。複数の共和分が存在する可能性を確認する場合にはヨハンセン検定を使用することもできる。ヨハンセンの共和分検定は、ランクや固有値という行列の手法を使用して、共和分関係かどうかを確認する手法である。ヨハンセン検定により共和分の有無、いくつ共和分が存在するか、がわかる。

これまでみてきたとおり、EG テストやヨハンセン検定により変数同士の関係が共和分関係であると判定されると、この変数同士は長期的な関係を示しているものと考えられる。この場合には一階差分を使用しなくとも変数同士の関係性を導くことができる。

## 6. まとめ

Appendix では、時系列分析の手法のうち本論で用いてきた単位根検定、VAR モデル、グレンジャー因果分析、インパルス応答関数、共和分について、計量分析を使用する観点から簡単にまとめてきた。

VAR モデル、グレンジャー因果分析、インパルス応答関数は、複数の指標を用いることで予測精度の向上を図れること、変数間の動学的関係の分析を行えることにその大きな特徴があった。

またこれらの分析を行う前提には単位根を有さないということがあり、事前に単位根検定を行う必要性があった。単位根を有する場合には定常系列となるよう一回差分をとる方法もあるが、共和分関係がみられる場合には長期での関係として推計を行うことができた。

これまで概観してきたとおり、経済モデルなど背景となる考え方を踏まえつつこれらのツールを使うことにより、比較的単純な構造であるが様々な広がりのある分析を行うことができる。

---

<sup>12</sup> ここでの  $t$  値は  $t$  分布表のものと異なる。たとえば宮尾 (2016) p. 591 参照。

**(参考文献)**

- 沖本竜義 (2010) 「経済・ファイナンスデータの計量時系列分析」朝倉書店。
- 松浦克己、コリン・マッケンジー (2012) 「EViews による計量経済分析」東洋経済新報社。
- 宮尾龍蔵訳 (2016) 「入門計量経済学」共立出版。(原典: Stock, J., H., and Watson, M. W. (2016) *Introduction to Econometrics 2<sup>nd</sup> ed.*, Pearson Education, Inc.)
- 山澤成康 (2004) 「実践計量経済学入門」日本評論社。

## 付録 2. 援助に起因する同時性に関する考察

第4章で検討したとおり、援助は経済成長に貢献すると考えられる一方、援助増を期待し投資が増加することや、成長著しい、ないし、高度成長が見込まれる国に援助が集中投下される、といった逆の因果も考えられる。ここでは、生産力効果に関する操作変数を選定し、推計を行うことで同時性の問題について考察する。

### 1. 先行研究に使用された操作変数

操作変数の選定においては、①説明変数とは相関関係があり、②誤差項とは相関関係がない、という2条件を満たす必要がある。ただし、特に②の条件を満たす操作変数を見つけるのは困難である。また、②については直接証明できないため、経済理論や常識から説明することになるが、計量経済分析手法の発展とともに精緻化していることに留意が必要である。

こうした前提の下、まずは社会資本の生産力効果及びタイを中心とした開発に関する分析について、先行研究ではどのような操作変数が活用されているかを確認する。

社会資本整備効果を推計する際に使用される操作変数は、地域による生産性の違いに着目したTFPの差分、産業構成の違いに着目したハーフィンダール指数などがあげられる。宮川他(2013)では操作変数を、①建設業の実質付加価値額シェア、②都道府県別ハーフィンダール指数、③東京都と各道府県のTFPの差分、としている。このほか、三井、井上(1995)では北海道ダミーを使用している。

開発に着目すると、多国間パネルデータの分析では1人あたりの援助額、借入残高、就学率、距離、などを操作変数とすることが多いようである。また、タイの社会資本整備効果そのものの分析例はあまりないものの、タイの貧困や経済格差決定要因としては、農業が生産額に占める割合、バンコク及び周辺地区の生産性上昇、電気普及率などがある(Suphannada 2012)。

### 2. 全国データに関する推計

モデル及びデータは第4章と同じで、コブ・ダグラス型の生産関数を想定した成長会計を通じて経済協力の生産力効果に関する推計を行う。この中で、操作変数法を使用することで同時性に関する検討を行う。

操作変数の候補として、産業の集中度を示すハーフィンダール指数及び第1次・第2次・第3次産業生産額が総生産額に占める割合を検討する。これは、特定産業への集中度や産業別生産額割合は経済構造を表し、第2次産業を中心とした産業に影響を与える経済協力と相関はあると考えられる一方、短期的な景気変動に左右されることがなく誤差項とは無相関と考えられうるものである。ただし、誤差項との無相関については議論が必要であるように思われる。

加えて、タイの経済社会が大きく変化したと考えられる1980年（外資誘致を大きく進展させたプレム政権発足）、1997年（タイ金融危機）、2001年（タイの構造改革を進展させたタクシン政権発足）に関するダミー変数を操作変数の候補とした<sup>13</sup>。これらの政治的イベントは経済協力に影響を与えることになったが、事前に予測することが困難であるため誤差項とは無相関であると考えられる。

以上の操作変数を組み合わせる形で推計作業を行い、表A2-1の推計結果を得た。ここでの操作変数はハーフィンダール指数に、第2次、第3次産業の各々生産額割合及び2001年のダミー変数を加えたものである。この推計結果において、経済協力に関する符号条件は合致し有意に推計されている。加えて、サーガン検定による過剰識別条件及びハウスマン・テストによる内生性いづれもクリアしている<sup>14</sup>。

しかしながら、操作変数が限定されること、説明変数も産業の類似性指標であるSIを加えると非有意になること、経済協力の係数が10%有意であるなど、経済協力が与える生産力効果の大きさについては幅をもってみる必要があるという結果には変わりがなかった。

また、操作変数の選定にも問題が残る。ハーフィンダール指数や産業割合などは操作変数としている先行研究はあるものの、その後の計量経済分析の進展により誤差項との潜在的な関係を指摘されうる可能性はある。

---

<sup>13</sup> ダミー変数は除外された変数（omitted variable）の問題だけであれば、構造変化として説明変数に加える方法もある。今回は同時性の除去についても考慮するため、操作変数として推計を行った。

<sup>14</sup> この他、ダミー変数を操作変数とした推計式は符号条件も合致し有意であったものの過剰識別制約条件をクリアすることはできなかった。

表 A2-1 操作変数を使用した経済協力の生産力効果

被説明変数	ln(Y/L)	推計期間	1971-2013
ln(AID)	0.147 (1.799)*	const.	3.288 (1.101)***
ln(K/L)	0.504 (0.153)***	AR(1)	0.821 (0.111)***
S.E. of Regression		0.038	
J統計量(自由度調整済)		5.319	
操作変数	第2次産業生産額が総生産額に占める割合 第3次産業生産額が総生産額に占める割合 産業別生産額のハーフィンダール指数 2001年以降を1としたダミー変数		

(備考) 1. ( )内は標準偏差。\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意。

2. ln(Y/L): 1人あたり生産額、ln(AID): 経済協力対数値、

ln(K/L): 資本装備率。

### 3. 地域別データに関する推計

4.3のモデル及びデータを使用し、地域別パネルデータについても操作変数法を使用した推計を行った。操作変数の選定は、産業特性、地域特性、時代変化の3点から考えているが、全国データと同様、誤差項との非相関について潜在的な内生性を指摘される可能性があることに留意が必要である。

このうち、産業特性に関する操作変数候補は全国データ同様、産業別のハーフィンダール指数、各地域の第1次、第2次、第3次産業が各地域の生産額に占める割合とした。ただし、全国データと同様に、この変数に関する誤差項との間については潜在的な内生性が議論されうる。

また、地域特性に関する操作変数の候補は、東北部ダミー、北部ダミー、南部ダミーから構成される各地域のダミー変数と、バンコクと各中心都市までの鉄道距離（北部：チェンマイ 751km、東北部：コンケン 450km、南部：ハジャイ 945 km：推計では1000 kmを1単位に変換）とした。これは、進捗確認やその後のモニタリングとの関係上、現場に行きやすいことは援助を実施する一つの条件であり、首都から近いほうが援助を実施しやすいため、経済協力と首都からの距離ないし地域ダミーは相関があると考えられる。他方、首都からの距離ないし地域ダミーは経済状況とは関係なく一定であり誤差項とは無相関であると考えられる。

最後に、時代変化に関する操作変数の候補は、全国データと同様であるが、推計期間のうち事前に予測することなくタイの経済社会が大きく変化したと考えられる1997年（タイ金融危機）、2001年（タイの構造改革を進展させたタクシン政権発足）に関するダミー変数を操作変数の候補に加えた。全国データと

同様、これらの政治的イベントは経済協力に影響を与えることになったが、事前に予測することが困難であるため誤差項とは無相関であると考えられる。

以上の操作変数候補を組み合わせ推計作業を行った。その結果、経済協力をプラスに有意に推計でき、かつ過剰識別条件及び内生性の検定をクリアした結果は表 A2-2 のとおりであった。この推計式では、円借款累積額の対数値である  $\ln(\text{YEN\_LOAN})$  と資本装備率の対数値である  $\ln(\text{K/L})$  に加えて、資本の類似性指標である  $\text{SI\_K}$ 、各地域ダミーである  $\text{AREA\_1}$ 、 $\text{AREA\_2}$ 、 $\text{AREA\_3}$  を説明変数としている。また、操作変数には、第 2 次・第 3 次産業比率及び 2001 年に始まるタクシン内閣以降を 1 としたダミー変数となった。このときの経済協力は符号条件に合致し有意に推計されている。ただし、資本装備率の係数より若干小さいことに留意が必要である。資本がもたらす類似性効果はプラスを示している。各地域ダミーはマイナスで有意となっており、バンコク首都圏を含む中央部よりはその他地域の生産力効果が小さいことを示している。

表 A2-2 操作変数法を使用した地域別データに関する生産力効果

被説明変数	$\ln(\text{Y/L})$	推計期間	1986-2013
$\ln(\text{YEN\_LOAN})$	0.207 (0.059)***	$\text{AREA\_1}$	-0.912 (0.100)***
$\ln(\text{K/L})$	0.193 (0.10)*	$\text{AREA\_2}$	-0.593 (0.070)***
$\text{SI\_K}$	0.018 (0.002)***	$\text{AREA\_3}$	-0.171 (0.036)***
const.	0.275 (0.272)		
操作変数	第2次産業生産額が総生産額に占める割合 第3次産業生産額が総生産額に占める割合 2001年以降のダミー変数		

(備考) 1. ( )内は標準誤差。\*\*\*: 1%有意、\*\*: 5%有意、\*: 1%有意。

2.  $\ln(\text{Y/L})$ : 1人あたり地域生産額(対数)、 $\ln(\text{K/L})$ : 資本装備率(対数)、 $\ln(\text{YEN\_LOAN})$ : 累積円借款(対数)、 $\text{SI\_K}$ : 資本が与える構造変化効果、 $\text{AREA\_1}$ : 東北部ダミー、 $\text{AREA\_2}$ : 北部ダミー、 $\text{AREA\_3}$ : 南部ダミー。

表 A2-2 以外にも操作変数や説明変数を変更して推計作業を行ったものの、この他の組み合わせでは円借款累積額や資本装備率はマイナスで有意になるか、プラスで非有意になるかであった。このように、操作変数や説明変数が極めて限定されること、累積円借款は 1%有意で計測されているのに対し、資本装備率の係数は累積円借款より係数は小さく 10%有意となっていること、地域別ダミー変数が説明変数に加わっているように説明変数自体も限定されている

ことなど、条件がかなり限定された推計結果となっている。第4章第3節では結果については幅をもってみる必要性があることが確認されたが、ここでもその結論に変化がないことがわかった。また、全国データと同様に、操作変数の選定についても課題が残っていることを指摘しておきたい。

**(参考文献)**

Suphannada, L. (2012) “Provincial Disparities in Thailand: Convergence, Agglomeration Economies and Effects on Poverty, 1988-2008,” Ph.D. Thesis. SOAS, University of London.