

途上国の対外債務と GDP の関係に関する実証分析

倉持俊弥*

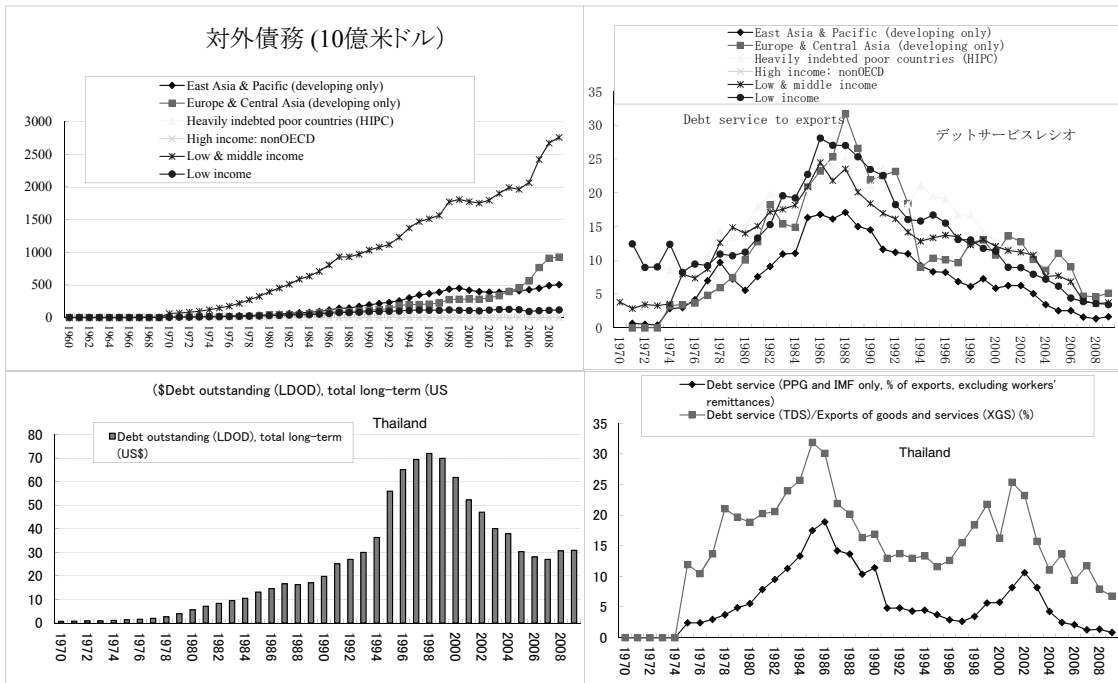
1 はじめに

小論の目的は、途上国における対外債務の残高および債務返済と当該国の GDP の関係について実証分析を試みることである。途上国の債務残高は1970年代半ば過ぎから急増するようになり、その傾向は1980年の半ば頃まで続いた。それと同時に、累積する債務を抱えた国々のデット・サービス・レシオも同じような趨勢を示した。さらに、1990年代には、途上国における金融の規制緩和が進展するとともに、民間資金の借入が膨らみ債務の累積が悪化していった。また、債務に占める短期資金の比重が上昇し続けたことが、1997年金融・通貨危機の一因となった(図1)。その後、債務残高は縮小傾向となったが、2000年代半ば頃からは再び増加傾向に転じてきている。小論において実証分析の対象とするタイの場合も、ほぼ同じような推移を示している(図2)。短期債務残高は97年アジア通貨危機の発生時よりも低い水準にとどまっているが、タイの対外債務全体に占める比重は、通貨危機の際と同水準か、さらに高目になっている。こうしたことから、同国の対外債務拡大が経済の不安定要因になると懸念する声も聞かれるようになってきている¹⁾。また、援助供与国が政府開発援助政策の方針転換にふみきったことにより、援助規模が減少する傾向もみられるようになったため、被援助国では拡大する財政赤字を埋め合わせるために外国借入を拡大させるケースもある。加えて、2004年末にスマトラ沖地震、インド洋大津波にみまわれた後に緊急の対外債務救済が行われたこともあり、改めて途上国累積債務問題への関心が高まった。

このような状況を背景に、債務返済の減免措置がとられるケースもあるが²⁾、それが経済成長にプラスになったか否かは必ずしも明確でない³⁾。累積債務及び債務返済の規模と GDP との関連性の分析は、単一国の時系列に関するものと、複数国を対象とするものがある。後者においては、残高規模が大きな重債務国、とりわけ重債務貧困国 Highly Indebted Poor Country (HIPC) と、他

*専修大学経営学部准教授

図1 途上国の対外債務



の債務国とで、どのような違いがあるかという点に着目したものが多くといえる。そしてこれらの実証分析が主なテーマとしているのはデット・オーバーハング仮説の検証である。

デット・オーバーハングとは、累積した債務の返済が、いわば租税と同等の負担となり、国内投資、外国投資ともにその規模を縮小、あるいは質を低下させ、経済成長に負の影響をもたらすことをいう⁴⁾。1980年代、ブラジル、メキシコなど中南米諸国における累積債務問題が深刻な世界経済の問題となった際⁵⁾、新規の融資を供与するよりも、債務残高の削減と利払いの軽減に重点を置くブレイディ・プランによる救済が効を奏したことは、デット・オーバーハング論の論拠になっているといえる。しかし、対外累積債務と債務返済の拡大が投資、経済成長を阻害するか否か、あるいは、どの程度の阻害要因になるか、またどのような経路でそうした影響が生じるかといった点を検証することは、債務救済措置を実施するうえで不可欠であると言える。だが、対外債務と経済成長との関係に関する分析結果は一様ではなく、その原因として、国による対外債務規模の違いや、経済政策、金融発展の度合いの違い等が指摘されてきた⁶⁾。そこで小論においても、このような指摘をふまえ、対外債務と経済成長の関係が非線形的でありうることも考慮して検証を試みる。

2 分析の枠組

2-1 対外債務と経済成長のマクロ経済的關係

途上国の対外債務と経済成長との関係をめぐる議論は、主にマクロ経済における部門別均衡・不均衡論と、デット・オーバーハング論を基礎としているといえる。前者の例として、債務の累積が

図 2-1 短期対外債務

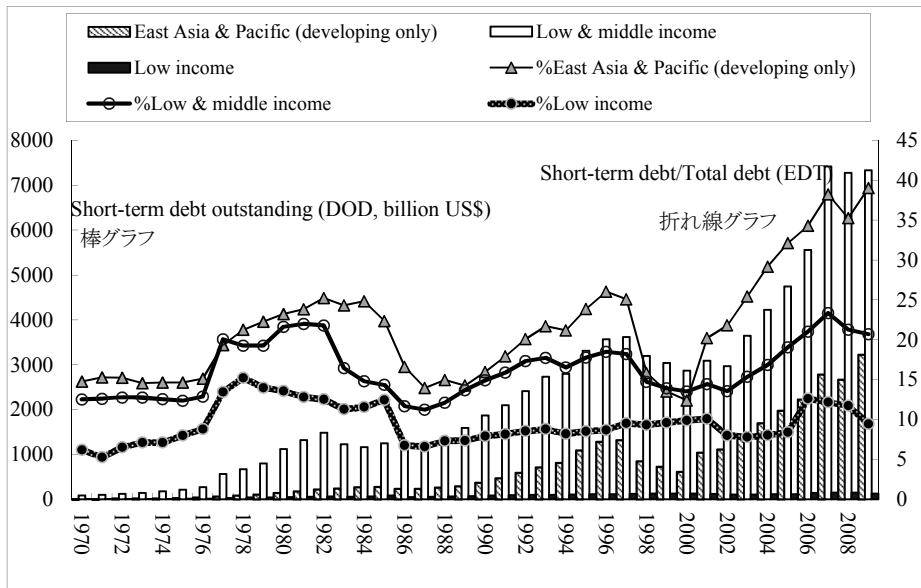
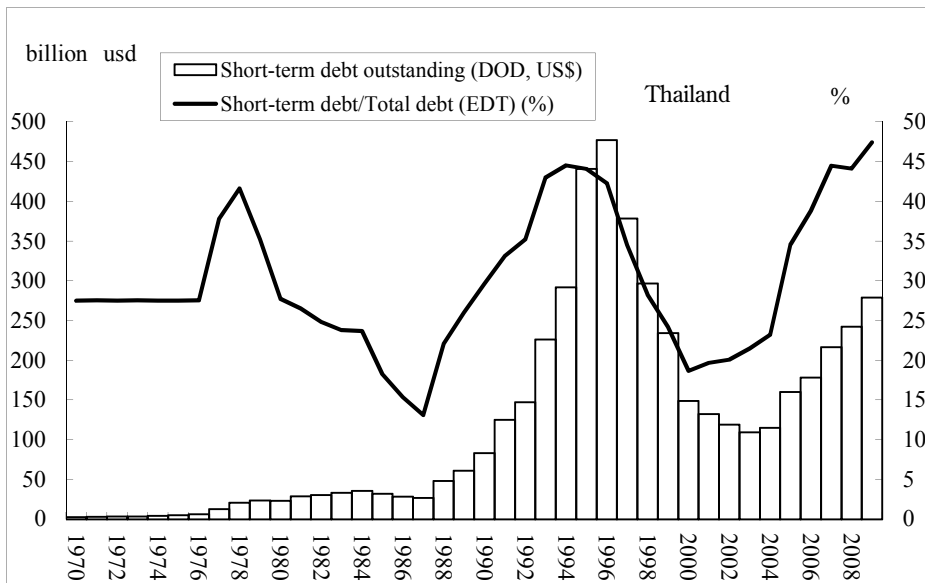


図 2-2 短期対外債務



経済成長に負の影響をもたらすとする議論にクラウドイング・アウト、ないしは信用割当て論がある。GDP の支出面および分配面の項目を示す 2 つの式、各々 $(C + I + G + X - M)$ と、 $(C + S + T)$ とを用いて投資を表すと、次式となる。

$$I = S - (G - T) - (X - M)$$

上記の式が示すように、財政赤字が拡大したとき、それを国内借入でまかなえば、投資資金に充

当できたはずの貯蓄が減り、投資は縮小する。ここで外国からの援助（贈与）、外貨準備のとりくずし、直接投資の受け入れ等を拡大できれば対外債務の拡大を引き起こすことなく政府部門の財源補填、そして民間の投資が実現されるが、そうでなければ外国からの借入に頼ることになる。その結果として対外債務が累積すれば、返済、利払いが困難になっていき、財政を圧迫する。政府部門の債務残高を D で表すと政府部門の総赤字高は次式のように定義される。

$$B = iD_{-1} + G - T \quad (B \text{ は財政赤字}), \text{ また}$$

$$B = D - D_{-1}$$

上2式より、政府の予算制約は

$$D = (1 + i)D_{-1} + G - T \quad (1)$$

または GDP に対する比で示すと

$$D/Y = (1 + i)D_{-1}/Y + (G - T)/Y \quad (2)$$

上式を書き替えると

$$D/Y = (1 + i)(D_{-1}/Y_{-1})(Y_{-1}/Y) + (G - T)/Y \quad (3)$$

さらに経済成長率 $g = (Y - Y_{-1})/Y_{-1}$ を用いると上式左辺の $(1 + i)(Y_{-1}/Y)$ は次式のように近似する

$$(1 + i)(Y_{-1}/Y) = (1 + i)/(1 + g) = 1 + i - g$$

上式および、 $1 + g = Y/Y_{-1}$ より

$$(1 + i) = (1 + g)(1 + i - g) = (Y/Y_{-1})(1 + i - g) \quad (4)$$

(4)式を債務・GDP 比率を示す式(3)に代入して整理すると、

$$\begin{aligned} D/Y &= (Y/Y_{-1})(1 + i - g)(D_{-1}/Y_{-1})(Y_{-1}/Y) + (G - T)/Y \\ &= (1 + i - g)(D_{-1}/Y_{-1}) + (G - T)/Y \end{aligned} \quad (5)$$

よって、

$$(D/Y) - (D_{-1}/Y_{-1}) = (i - g)(D_{-1}/Y_{-1}) + (G - T)/Y \quad (6)$$

(6)式は対外債務の規模と経済成長のリンクを示すもので実証分析モデルの基礎となる。同式において、GDP に対する比で測った債務の相対規模は、金利、初期の債務・GDP 比、そして財政赤字・GDP 比と、正の相関関係にあり、実質で金利が経済成長を上回っている場合、債務の累積は悪化する。

巨額の対外累積債務を抱え、財政収支が悪化していく状況では、国民の貯蓄資金を政府部門で利用し、民間の投資に向かう資金は抑制する金融抑圧的な政策が実施されるケースが増えると考えられる。これが累積債務がもたらす弊害を説くクラウディングアウト、信用割当論⁷⁾である。

ここでいう信用割当は、不足ぎみの loanable funds を、新規投資計画の収益率より、むしろ金融仲介機関と借手との相対関係のようなものに頼って配分することを指し、結果として効率的な資源配分が実現されるとはいえない。このような、金融市場に歪みをもたらす信用割当が行われるのは、国民の貯蓄資金が政府部門の赤字補填、債務返済のために転用されてしまい、民間向け貸付資金が不足するからである。

2-2 対外債務のデット・オーバーハング効果

デット・オーバーハング論によると、債務の返済は途上国内の生産、投資収益に対して外国から課される税のようなものであり、途上国が経済発展を目指すインセンティブを阻害する要因になり

うる。ただし、途上国の経済成長率が高まれば、デット・オーバーハングの弊害が大きくなることはないとされる⁹⁾。また、途上国累積債務問題におけるオーバーハング論は、対外債務の長期的影響に関する仮説であり、かつ、債務残高が経済成長に及ぼす影響は非線形的で、前者が特定のしきい値、スレッシュホールドに達すると、経済に及ぼす影響が変化するものと考えられている。このように、その規模とともに変化する債務と経済成長の関係のパターンとして論じられている代表的なものがラフファー曲線である。すなわち、外国資金借入れによって自国の資源ギャップを補填し、補足的に必要な資本設備などを整備するのであれば、経済成長は高まりうる。しかし、債務規模が過大になればデット・オーバーハングが生じ、企業の投資インセンティブにも政府の開発政策への取り組みに対しても、マイナスに作用する。つまり、債務残高が低水準にとどまっている間は、債務累積が進んでいても経済成長は持続しうるが、債務累積規模が大きくなれば、債務の拡大は経済に負の影響を及ぼすようになってしまう。これを図示するために横軸右に向かって債務を、縦軸上に向かって経済成長率を示すと、両者の関係は逆 U 字型になる。またもちろん、借入れた外国資金の使途も無関係というわけではない。それらが生産的な投資計画に活用される場合と、消費目的に費やされてしまう場合とでは異なる結果になると考えられるのはいうまでもない。したがってデット・オーバーハングの分析では、債務が増大した場合に経済成長に及ぼす限界効果と、平均効果との識別が必要であるといえる⁹⁾。

また、逆 U 字のラフファー曲線の頂点において最適な債務規模が特定されるが、縦軸と横軸にそれぞれ税率、税率をはかるラフファー曲線では税率 0%、100% のとき税率ゼロとなるのに対し、債務と成長率の関係について同様の特定化をすることはできない。しかし、過去の累積債務問題の経験をもとに、具体的に数値を示している例もある。たとえば Ali (2008) は、ラフファー・カーブが上昇から下降局面へと転換する債務・GDP 比は 35% から 40% の範囲であるとした。一方、Cordella (2005) は二つのしきい値があると指摘する。それによると、債務・GDP 比が 15% から 30% の中間的水準（第一のしきい値）を超えると、経済に悪影響が生じ、さらに 70% から 80% といった第二のしきい値を超えてしまうと、債務高と成長とのリンクがきれてしまうという。さらに Cordella (2005) は、被援助国の経済政策が不適切であったり、金融市場が未発達であるような場合、上記のしきい値は、二つとも値が小さくなるより早い段階で、デットオーバーハングに陥ると指摘している。

このようなデット・オーバーハングの弊害が生じているか否か、また、いかなるチャンネルをつうじてなのかを検証するべく、債務の影響に関する研究が行われてきているが、これまでのところ、結論が得られていない主な問題には以下にあげるものがある。すなわち、1) 債務高と経済成長の因果関係、2) 債務高の変化と経済成長とをリンクするチャンネル（投資の規模か質か）、3) 債務高と経済成長の関係の非線形性、そして、4) 債務高と経済成長の関係が非線形である場合に、最適な債務高、および債務高の対 GDP 比が特定できるか否か、等である。

3 対外債務の影響に関する実証分析

3-1 実証モデル

途上国の対外債務と経済成長との関係に関する実証分析においては、多数国のデータを用いる例が多いといえる。しかし、対象となる途上諸国における金融発展の度合いや経済政策の違いは、対外債務と成長の関係に影響をおよぼすと考えられ、その点を適切に考慮しなければ、分析結果に反

映され得る¹⁰⁾。過去に実証に用いられてきたモデルは、大別するとマクロの生産関数と、同じく投資関数との2とおりに分類できる¹¹⁾。これらのモデルを推計して、対外債務の変化による限界的影響を探るのが分析の目的である。その結果、債務の累積がマクロの生産・所得規模に対して負の影響をおよぼすことが示されれば、デット・オーバーハングの仮説が裏付けられたと判断される。ただし、前述のようにデット・オーバーハングが発生するのは、債務の規模が境界値を超過した場合である。この仮説を検証する方法の一つとして、実証分析ではしきい値を用いたスプラインモデルが用いられている。

一方、投資関数を用いる場合、債務累積が経済成長に及ぼす影響のチャンネルを、主に投資の規模に限定することを意味する。しかし、投資の量的側面以外にも債務による影響が及び、生産性、収益性の高い投資に資金が配分される可能性が低下すると考えられる場合もある。

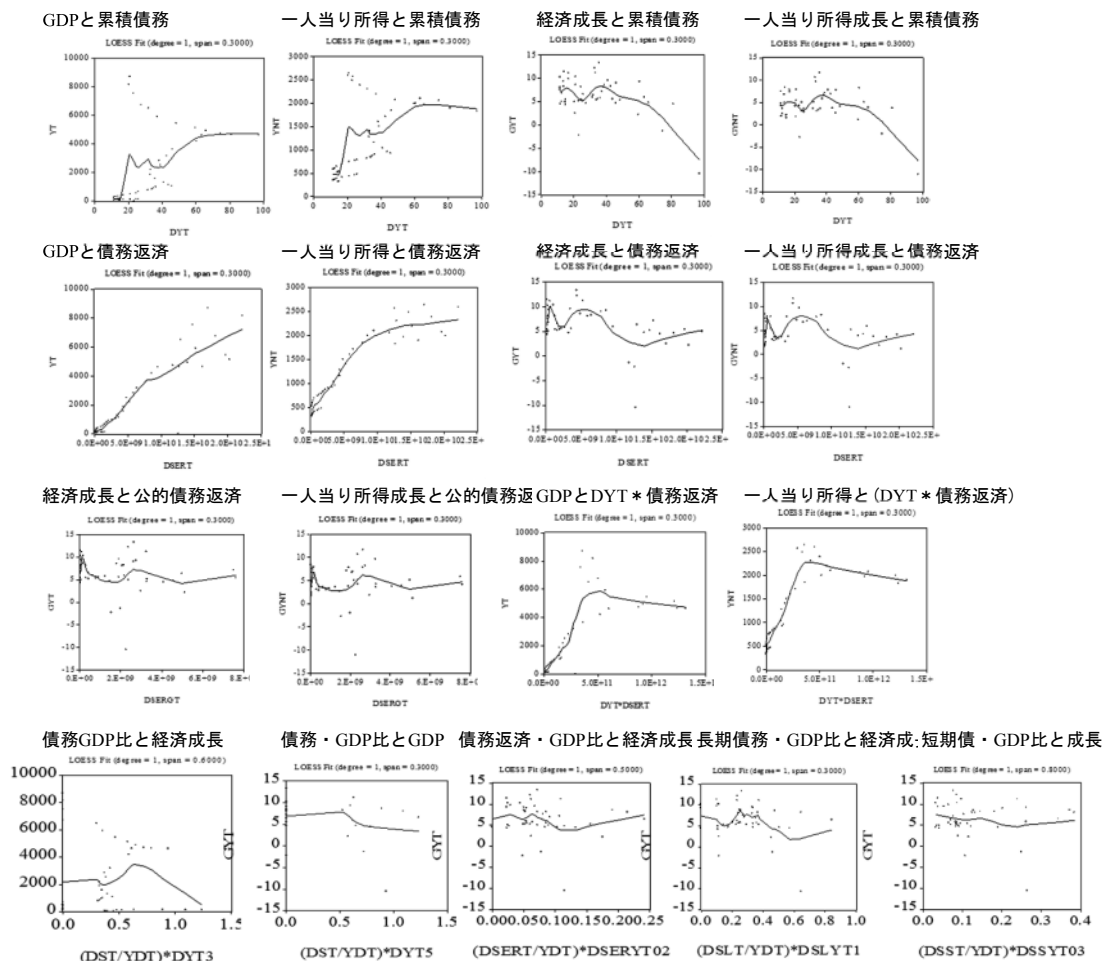
小論は以上をふまえ、タイの時系列年次データを用いて実証分析を行う。マクロの生産関数を推計式の基礎として用い、対外債務と生産・所得水準との関連性について検証を試みるのがねらいである。なお、対外債務の指標として、累積債務残高と、デット・サービスの両方を用いる。これらの各変数が、モデルにおいて負のインパクトを及ぼすことが確認されれば、デット・オーバーハング仮説を支持する結果であると解釈できる。ただし、負のインパクトが生じるのは、債務指標の値が特定の限度を超えた場合であり、債務指標値が限度内にとどまるかぎりには、借入れた資金が経済の拡大に貢献し得ると考えられる。このように、対外債務指標と総生産指標との関係が、たとえば対外債務の規模が途上国全体の平均を大きく上回るほど大きい場合と、対照的に非常に低い場合とでは相関関係が逆転することもありうる。そこで、このような可能性も含めて検証する方法として、スプライン・モデルを用いて推計を行う¹²⁾。また、このように両変数間の関係が正から負へ、そしてふたたび負から正へと転換するといった可能性もふまえ、しきい値を二つ設定する。これにより、対外債務の累積度合いを、低、中、高の三段階に区分し、検証することもできる。以上より、推計モデルの基本形は次式のように示される。

$$y = c_0 + c_1X + c_2B + c_3(B - B_1^*)D_1 + c_4(B - B_2^*)D_2 + u \quad (7)$$

X は固定資本、労働等、マクロ生産関数の生産要素変数、 B は債務指標、 B_1^* 、 B_2^* は債務指標の第1および第2しきい値、 D_1 、 D_2 はダミー変数で、第1のダミー D_1 は、(債務指標の値>第1しきい値)の時に1、そうでないときは0、そして第2のダミー D_2 は、(債務指標の値>第2しきい値)の時に1、そうでないときは0とする。したがって、債務指標値が、第1しきい値と第2しきい値の間にある場合、債務指標変数が一単位変動すると生産・所得変数は、 $c_2 + c_3$ だけ変化する。そして債務指標値が第2しきい値を上回ったとき、債務指標値が一単位変動すると、生産・所得変数は $c_2 + c_3 + c_4$ だけ変化する。なお、二つのしきい値は他の変数とは違い公表された指標ではないから、モデルの推計と同時に適切な値を探らなければならない。ここではCordella (2010)の方法にならない、二つのダミーの値を10%から80%の範囲で変えながら、推計式のあてはまりが良好になる組合せを探る。

小論ではタイの年次時系列データを用いてモデル推計を行う。そこでまず、モデルに含まれる各変数の単位根検定を行った。その結果、ほとんどの変数に関して非定常性が示唆されたので、共積分関係の検定結果をもとに誤差修正モデルを用いた。同モデルに組込まれる誤差修正項は、対外債務変数とマクロ経済変数との間の長期的関係を示す共積分関係式から求められる残差である。モデルには、変数間の長期均衡関係、均衡水準への調整過程、短期的な変動メカニズムが反映される。

図3 債務指標と GDP



各グラフの横軸に債務指標の値を測る。縦軸は総所得の水準値または変化率を測る。折線は nearest neighborfit を示し、離れた点は省いている。

以下、推計式の基本形を示す。

長期関係式を次式とする。

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \delta, \text{ ただし } Z \text{ は生産要素変数。} \quad (8)$$

上式の残差が誤差修正項で、これを組み込んだ誤差修正モデルの一般型は次式となる。

$$\Delta y = \alpha + \sum_{i=1}^m b_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{j=1}^n c_j \Delta y_{t-j} - \phi (y_{t-1} - \hat{y}_{t-1}) + u \quad (9)$$

上式右辺の第4項カッコ内は上記の関係式の誤差であり、観測値から計算値を引いたものなので、同項の符号条件は負 ($\phi > 0$) である。他の各変数は、時系列が非定常でありうるので、階差(一階を Δ で表記)をとる。またラグ付きの階差変数は短期の変動メカニズムを把握するために用いる。現実の所得変数値と長期均衡値との乖離を誤差修正項として導入するのは、長期均衡値に向けての調整の度合いを測るためである。さらに上述のように、債務指標の値が一定の水準を超えたとき、総生産水準に及ぼす影響が変化するといえるかどうか、(7)式で示した「しきい値」とダミー変

表1 単位根検定

DST	ADF 検定値	-2.928	-	DST/YDT	ADF 検定値	-2.715	-
階差	ADF 検定値	-3.021	*	階差	ADF 検定値	-4.973	**
DST	PP 検定値	-1.780	-	DST/YDT	PP 検定値	-2.691	-
階差	PP 検定値	-3.084	*	階差	PP 検定値	-6.631	**
DSERT/YDT	ADF 検定値	-2.895	-	DSERT	ADF 検定値	-2.090	-
階差	ADF 検定値	-4.861	**	階差	ADF 検定値	-5.194	**
DSERT/YDT	PP 検定値	-3.010	-	DSERT	PP 検定値	-2.522	-
階差	PP 検定値	-7.136	**	階差	PP 検定値	-9.429	**
LOG(YT)	ADF 検定値	-1.144	-	LOG(IT)	ADF 検定値	-2.000	-
階差	ADF 検定値	-3.682	**	階差	ADF 検定値	-4.512	**
LOG(YT)	PP 検定値	-0.237	-	LOG(IT)	PP 検定値	-0.914	-
階差	PP 検定値	-3.473	*	階差	PP 検定値	-5.079	**
LOG(XYT)	ADF 検定値	-2.542	-	LOG(ET/PGDPT)	ADF 検定値	-2.107	-
階差	ADF 検定値	-4.834	**	階差	ADF 検定値	-4.344	**
LOG(XYT)	PP 検定値	-2.238	-	LOG(ET/PGDPT)	PP 検定値	-1.027	-
階差	PP 検定値	-7.197	**	階差	PP 検定値	-4.229	**
LOG(NT)	ADF 検定値	-2.417	-				
階差	ADF 検定値	-4.498	**				
LOG(NT)	PP 検定値	-1.428	-				
階差	PP 検定値	-3.112	**				

*は5パーセント水準、 **は1パーセント水準
 DS=累積債務 SER=債務返済 YD=ドル建て GDP Y=GDP N=総人口
 I=固定資本形成 E=対ドル為替レート PGDP=GDP デフレータ
 XY=開放度
 末尾の T はタイを指す

数を含む項を導入して検証する。

3-2 タイに関する実証分析

実証分析に用いたのはタイの年次統計で、世界銀行、国際通貨基金の集計によって入手可能な期間は1969年から2008年前後までである¹⁹⁾。小論のねらいは対外債務の累積が総生産に及ぼす影響について探ることなので、はじめに両変数の推移を概観する。図3はすべて、縦軸に総生産指標、横軸に対外債務指標を測っている。グラフ内のドットはデータの観測値である。曲線はドットの散らばりにフィットする線を示したもので、その推計にあたり大きく離れた点は省かれる。先に述べたデット・オーバーハングがあり、また、いわゆる対外債務のラフカーブ仮説が妥当であるなら、この曲線は逆U字、あるいは逆V字の形を示すはずだといえる。その場合、逆U字、あるいは逆V字の頂点が総生産指標の最大値であり、それに対応する横軸の値が債務指標の最適水準になる。その水準を超過して債務指標値が大きくなれば、デット・オーバーハングが生じ、ラフカーブの悪い側—右側に陥っていく。

各グラフの横軸には、累積債務残高または債務返済指標を測っている。いずれの債務指標を用いた場合も、全体的にみると上方に凸型であるとはいえず、凹型になった部分が見られたり、あるいはラフカーブの右側半分が確認できない形状になっている。また、債務返済指標と経済成長との散布図では、返済規模が大きい領域で、フィットの曲線が右上がりになっている。しかし、債務の累積指標（残高指標）を横軸にとっている場合、その値が高い部分ではフィットの曲線が右下

表 2 共和分関係の検定

変数:	Ln(YT)	DSERT/YDT	Ln(IT)	Ln(NT)	Ln(XYT)	Ln(ET/CPIT)
	Likelihood Ratio	5 Percent 値	1 Percent 値			Hypothesized 判定
	135.888	94.15	103.18			$r=0$ **
	80.548	68.52	76.07			$r\leq 1$ **
	41.170	47.21	54.46			$r\leq 2$
	18.436	29.68	35.65			$r\leq 3$
変数:	Ln(YT)	DST/YDT	Ln(IT)	Ln(NT)	Ln(XYT)	Ln(ET/CPIT)
	Likelihood Ratio	5 Percent 値	1 Percent 値			Hypothesized No. of CE(s)
	116.937	94.15	103.18			$r=0$ **
	61.397	68.52	76.07			$r\leq 1$
	35.362	47.21	54.46			$r\leq 2$
	15.943	29.68	35.65			$r\leq 3$
変数:	Ln(YT)	DSLTYDT	Ln(IT)	Ln(NT)	Ln(XYT)	Ln(ET/CPIT)
	Likelihood Ratio	5 Percent 値	1 Percent 値			Hypothesized No. of CE(s)
	117.747	94.15	103.18			$r=0$ **
	63.268	68.52	76.07			$r\leq 1$
	37.513	47.21	54.46			$r\leq 2$
	18.278	29.68	35.65			$r\leq 3$
変数:	Ln(YT)	DSST/YDT	Ln(IT)	Ln(NT)	Ln(XYT)	Ln(ET/CPIT)
	Likelihood Ratio	5 Percent 値	1 Percent 値			Hypothesized No. of CE(s)
	119.030	94.15	103.18			$r=0$ **
	64.075	68.52	76.07			$r\leq 1$
	36.970	47.21	54.46			$r\leq 2$
	16.822	29.68	35.65			$r\leq 3$

がりになっている。このことが、デット・オーバーハングを反映したものであると判断できるかどうか、さらに検証するには、年次統計以外のデータ分析、債務の中身・種類の変化を考慮することなどが必要である。

次にモデル推計に基づく検証を試みる。はじめに、モデルを構成する各変数の特性を検証して定常過程に従っていると判断できるかどうかをみる。これらの指標が単位根を持つランダムウォークであったりトレンドを持つといった非定常性を示す場合、回帰式誤差項の仮定が満たされず、計測結果に影響を及ぼす可能性があるからである。検証の方法としては、ADFとPhillips-Perron (PP)の単位根検定を各変数の水準値と階差について行う¹⁴⁾。検定結果は表1に示した。ADF, PPの修正された t 値が臨界値より小さく、左側に位置するなら、単位根を持つとの帰無仮説は棄却される。表1より、各変数とも、1%, または5%水準で $I(1)$ であると判断される。

総所得変数および生産要素諸変数のいくつかが同じ次数で和分されていて($I(1)$)、かつそれらの線形結合が定常 $I(0)$ であるとき、それらの変数は共和分されていると判断される。この共和分関係は変数間の長期均衡関係を示唆していると考えられる。すなわち、所得変数 y と他の変数 Z との線形結合 $y-cZ$ が定常になるような c が一つあるなら、それらの変数は共和分されていて、 y の変動は cZ によって説明できる——短期的に均衡から離れることがあっても、長期的に

表3 誤差修正モデル推計結果 (抜粋)

共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))					
DST(-1)/YDT(-1)	-11.84	DST(-1)/YDT(-1)	-4.82	DST(-1)/YDT(-1)	-3.10	DSer T(-1)/YDT(-1)	-14.75	DSer T(-1)/YDT(-1)	-6.64	DSer T(-1)/YDT(-1)	-5.67
(DST(-1)/YDT(-1)-0.15)*DYT15(-1)	-7.16	(DST(-1)/YDT(-1)-0.15)*DYT15(-1)	-11.39	(DST(-1)/YDT(-1)-0.18)*DYT18(-1)	-16.51	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.05)*DYT05(-1)	-15.47	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.05)*DYT05(-1)	-4.71	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.05)*DYT05(-1)	-6.72
	10.63		3.07		2.46		21.19		14.76		12.05
	7.23		8.38		14.46		18.51		6.67		9.77
(DST(-1)/YDT(-1)-0.65)*DYT65(-1)	5.03	(DST(-1)/YDT(-1)-0.65)*DYT65(-1)	4.30	(DST(-1)/YDT(-1)-0.75)*DYT75(-1)	2.32	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.2)*DYT2(-1)	-10.99	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.2)*DYT2(-1)	-24.53	(DSer T(-1)/YDT(-1)-0.2)*DYT2(-1)	-17.92
	5.72		12.03		16.47		-20.71		-8.95		-12.25
ln(IT(-1))	-3.34	ln(IT(-1))	-1.43	ln(IT(-1))	-1.10	ln(IT(-1))	-0.23	ln(IT(-1))	-0.61	ln(IT(-1))	-0.76
ln(NT(-1))	-7.94	ln(NT(-1))	-19.72	ln(NT(-1))	-35.30	ln(NT(-1))	-13.56	ln(NT(-1))	-11.80	ln(NT(-1))	-17.49
D(ln(XYT(-2)))	-5.83	D(ln(XYT(-2)))	-6.71	D(ln(XYT(-2)))	-4.22	D(ln(XYT(-2)))	-2.90	D(ln(XYT(-2)))	-1.71	D(ln(XYT(-2)))	-1.45
	-6.46		-15.23		-19.77		-31.92		-5.27		-6.42
	-0.36		-0.31		-0.16		-0.69		-1.03		-1.04
	-3.69		-7.80		-7.78		-14.01		-6.06		-9.49
ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-5.14	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-2.33	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-1.88	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-0.83	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-0.07	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-0.47
	-6.82		-14.32		-23.24		-12.23		-0.85		-8.74
C	100.21	C	55.63	C	37.17	C	10.61	C	16.04	C	18.94
誤差修正項	-0.05	誤差修正項	-0.09	誤差修正項	-0.12	誤差修正項	-0.24	誤差修正項	-0.08	誤差修正項	-0.07
	-2.40		-2.34		-2.39		-4.16		-2.66		-2.15
累積債務の影響				債務返済の影響							
指標が第1しきい値未満	11.84		4.82		3.10	指標が第1しきい値未満	14.75		6.64		5.67
指標が第1と第2しきい値の間	1.21		1.76		0.63	指標が第1と第2しきい値の間	-6.44		-8.13		-6.38
指標が第2しきい値以上	-3.82		-2.55		-1.68	指標が第2しきい値以上	4.55		16.41		11.53
R-squared	0.84	R-squared	0.86	R-squared	0.87	R-squared	0.88	R-squared	0.83	R-squared	0.83
Adj. R-squared	0.67	Adj. R-squared	0.69	Adj. R-squared	0.71	Adj. R-squared	0.71	Adj. R-squared	0.69	Adj. R-squared	0.66
Sum sq. resids	0.02	Sum sq. resids	0.01	Sum sq. resids	0.01	Sum sq. resids	0.01	Sum sq. resids	0.02	Sum sq. resids	0.02
S.E. equation	0.03	S.E. equation	0.03	S.E. equation	0.03	S.E. equation	0.03	S.E. equation	0.03	S.E. equation	0.03
F-statistic	4.84	F-statistic	5.06	F-statistic	5.42	F-statistic	5.27	F-statistic	5.93	F-statistic	4.99

共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))	共和分関係式 ln(YT(-1))
DSL(-1)/YDT(-1)	-0.34	DSL(-1)/YDT(-1)	-2.02
(DSL(-1)/YDT(-1)-0.15)*DSL15(-1)	-14.99	(DSL(-1)/YDT(-1)-0.15)*DSL15(-1)	-52.18
	1.21		2.87
	49.61		64.63
(DSL(-1)/YDT(-1)-0.75)*DSL75(-1)	-3.29	(DSL(-1)/YDT(-1)-0.55)*DSL55(-1)	-1.59
	-110.6		-75.79
ln(IT(-1))	-0.31	ln(IT(-1))	-0.19
ln(NT(-1))	-112.6	ln(NT(-1))	-37.62
D(ln(XYT(-2)))	-2.96	D(ln(XYT(-2)))	-2.72
	-95.69		-67.10
ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-0.14	ln(ET(-2)/PGDPT(-2))	-0.16
	-31.29		-11.23
C	-44.25	C	-19.23
誤差修正項	12.55	誤差修正項	8.79
	-0.31		-0.39
	-6.77		-3.84
長期累積債務の影響		短期累積債務の影響	
指標が第1しきい値未満	0.34	指標が第1しきい値未満	2.02
指標が第1と第2しきい値の間	-0.87	指標が第1と第2しきい値の間	-0.85
指標が第2しきい値以上	2.43	指標が第2しきい値以上	0.73
R-squared	0.96	R-squared	0.91
Adj. R-squared	0.90	Adj. R-squared	0.80
Sum sq. resids	0.00	Sum sq. resids	0.01
S.E. equation	0.02	S.E. equation	0.02
F-statistic	16.21	F-statistic	8.06

は均衡状態にもどる—と考えることができる。総所得と生産要素及び債務変数の関係式が、単位根をもつ k 個の変数で構成される場合、変数間の共和分関係（線形関係）は 0 個から $k-1$ 個、存在する可能性がある。共和分関係が一つもない場合は、各変数の階差をとったうえで式の計測をすることができるが、変数を水準値のまま用いるのは不適切である。共和分検定は、ベクトル自己回帰モデルに基づく Johansen の方法で行い、当該変数間に含まれる共和分関係（共和分ベクトル）の個数が検定される。検定結果は表 2 に示したとおりで、共和分関係の個数が 1 であることが示唆された。

以上の結果に基づいて誤差修正モデルの推計を行った。先述のように、債務指標と総生産指標の

関係が切り替わる可能性があることも考慮して、モデルに含まれる「しきい値」の値を変えながら推計を行った。しきい値自体についての有意性検定はできないが、式全体のあてはまりのよいものを表3に示した（表には長期関係式に相当する部分のみを示した）。

なお、対外債務変数は、次の4通りを用いた。すなわち、総債務残高(DST)、長期債務残高(DSLT)、短期債務残高(DSLT)、そして債務返済(DSERT)である。

誤差修正モデルに組込まれる共和分関係は対外債務と総所得関係の長期均衡関係を示すものであり、計測式における誤差修正項の係数は、長期均衡からの乖離に対する反応の度合い、すなわち短期的に生じた不均衡が是正されていく速度を示す。この不均衡誤差は現実の総所得変数から推計均衡値を差し引いたものであるから、係数の符号条件は負である。そしてその絶対値が大きいほど、1期間内の調整幅が大きいと解釈できる。計測の結果、誤差修正項の推計係数は符号条件を満たし、統計的に有意であるので、総所得と対外債務の両指標間に長期的な関係が認められることを示唆する。係数の絶対値が示す調整速度は遅く、1年以内に調整されるのは不均衡の1/3以内にとどまることを示している。

長期均衡関係を示唆する共和分関係式の係数を見ると、生産要素変数、すなわち投資変数と労働力変数の係数は統計的に有意で、符号条件を満たしている。貿易の開放度指標とタイ・パーツの為替レート指標（パーツ建て）は、輸出部門の生産、資源配分の効率がよく、国内の他部門に対しても波及効果があると考えられることから推計式に導入した。これらの変数の推計係数も、統計的に有意で、総生産に対して正の影響を及ぼすことを示す結果となった。以上の点は、対外債務変数に上記4通りの変数のいずれをあてた場合にも共通している。

対外債務については、先の(7)式に示した通り各式に3つの変数を導入している。あらためて各変数の係数 c を付けて記すと、

$$c_2B, c_3(B - B_1^*)D_1, c_4(B - B_2^*)D_2$$

B は債務指標、 B_1^* は債務指標の第1しきい値、 B_2^* は同じく第2しきい値、 D_1 、 D_2 はダミー変数である（債務指標の値 $>$ 第1しきい値 の時 $D_1 = 1$ 、それ以外は0、債務指標の値 $>$ 第2しきい値 の時 $D_2 = 1$ 、それ以外は0）。したがって、債務指標値が、第1しきい値より大かつ、第2しきい値より小なら、債務指標変数が一単位変動すると生産・所得変数は、 $c_2 + c_3$ 変化する。そして債務指標値が第2しきい値を超えると、債務指標値一単位の変動により、生産・所得変数は $c_2 + c_3 + c_4$ 変化する。表3の誤差修正項の下行に、これらの値、 c_2 、 $c_2 + c_3$ 、 $c_2 + c_3 + c_4$ を示した。

推計の結果、三番目の係数、 c_4 の推計符号だけが、対外債務の指標によって異なるものとなった。係数 c_2 と係数 c_3 の符号は、いずれの債務指標を用いた場合も共通で、その水準が低いときは債務の累積（GDPの15%程度まで）、あるいは返済額の上昇（GDPの5%程度まで）が総所得に正の影響を及ぼすが、それよりさらに上昇していくと、総所得に及ぼす影響には、いわばブレーキがかかることを示唆している。債務の累積変数に関しては、そこからさらに累積が進むにつれ、総所得にたいする負の影響が持続することが示唆された。このことは、短期累積債務についてもあてはまる。その結果、対外債務（総額）および短期対外債務の累積が、前者の場合はGDPの70%程度、短期債務の場合は20%程度を超えると、総所得への影響が負になることが示唆される。しかし、長期累積債務の場合、中程度（GDPの15%程度）からさらに累積が進むと、総所得に及ぼす影響が逆転し、負になることを示唆している。そしてさらに、長期累積債務が上昇すると（GDP比で約60%超）、総所得に対する影響はふたたび正になることを示している。ただし、タイにおいて実際にそ

これまで長期対外債務の累積が進んだのは60年代末と、アジア通貨危機が発生した翌、1998年に限られる¹⁵⁾。

一方、債務返済の場合、推計係数符号の変化の順は長期累積債務の場合と同様で、返済の規模が中程度を超えてさらに拡大していくと（GDP比で約20%以上）¹⁶⁾、総所得に対する影響は再び正になることを示唆する結果となった。

以上のようなしきい値を組込んだ推計式の問題点のひとつは、しきい値自体については有意性が検証できないことである。したがって推計結果から示唆されるしきい値の値に関する解釈には注意を要する。また、入手できたデータの数、ちらばりも限られていることを考慮しなければならない。

4 むすびにかえて

欧州の債務不安が高まる中、タイの対外債務は比較的短期間のうちに急増し、2010年末前の時点で、対前年比約25%増の941億ドルに達した。加えて短期債務の比重が約5割に達した。対外債務総額は通貨危機発生時の97年に記録した1123億ドルよりは低いが、タイの対外信用不安が高まることを懸念する声も上がった。しかし一方では、タイのマクロ経済、対外債務の構造的問題はなく、対外債務の持続可能性が不安視される状況にはないとの指摘もある¹⁷⁾。根拠のひとつとして、政府部門の対外債務は、通貨危機以前のように長期のプロジェクトローンによるものでなく、外国人によるタイ国債保有の拡大が原因であると指摘されている。また、市中銀行、民間企業の対外借入は、主に貿易金融にかかわるものであることも、通貨危機の際と異なる。そして、対外債務指標を見ると、2010年第3四半期において対外債務・GDP比は32%で通貨危機の時の約半分、デット・サービスレシオ、すなわち債務返済の外貨収入に対する比も4%で、安全とみなされる水準にとどまっている。

このように債務指標値は警戒すべき水準に達しているとはいえないが、対外債務の累積を拡大するがままにしておくことは適切でない。しかし、対外債務の規模がどの程度まで拡大すると持続可能とは言えなくなり、また、対外債務が拡大していく過程で、総生産・総所得に対してどのような影響を及ぼすかという問題に明確なこたえがあるとはいえず、実証的な課題の一つとして残っている。

対外債務の累積が、経済に悪影響を及ぼすとする考え方の中で代表的なものにデット・オーバーハング論がある。この説は途上国に対して債務の減免措置を講ずる根拠となり、功を奏した事例もあるが、デット・オーバーハングに関する多くの実証研究が、同様の結論に達しているわけではない。小論では、タイの年次データを用いて対外債務が総所得に及ぼす影響の分析を試みた。実証モデルでは、対外債務が経済に及ぼす影響には、前者の規模が拡大するにつれて変化する可能性があることを考慮し、二つのしきい値を導入した。対外債務指標として、総債務残高、長期債務残高、短期債務残高、そして債務返済指標を用いてモデル推計を行った結果、いずれの指標を用いた場合も、債務指標の水準が低い範囲にとどまるときは、総所得に対して正の影響をもたらすことを示す結果となった。

しかし、債務指標が高水準の領域で拡大する場合、総債務残高および短期債務残高を用いた債務指標については、その上昇は総所得に負の影響を及ぼすことを示す結果となったが、長期債務残高と債務返済を対外債務指標として用いたモデルでは、逆の結果になった。これらの結果から、タイ

にデット・オーバーハング論があてはまるか否か直ちに判断するのはむづかしい。今後さらに検討すべき実証分析の課題には、以下にあげるものが含まれる。モデルに関しては、「しきい値」の妥当性についてさらに検証すること、債務変数と総所得変数の非線型的な関係をふまえた、より適切なモデルを検証すべきである等の問題がある。データに関しても、債務の種類、構成により影響が異なる可能性などについて検討すべきである。

注

- 1) タイにおける最近の対外債務の状況に関する議論の例としては Musigchai (2011) を参照。
- 2) 最近における途上国債務減免措置に関しては、以下を参照。Braga, Vincelette eds. (2011), Arnone, Presbitero (2010), Guder (2009), Dijkstra (2008)。
- 3) Cordella (2005) を参照。
- 4) Corden (1989) “Debt relief and adjustment incentives” in Frenkel *et al.* (1989) を参照。
- 5) 1988年の末に世界銀行が公表した累積債務は総額 1 兆 3200 億ドルであった。累積債務問題は、翌 89 年の先進国首脳会議において環境保護とともに主要テーマとされた。
- 6) Cordella (2010) を参照。
- 7) 国内の貯蓄資金を公的部門に配分することを主な目的として、銀行に対する国債保有の義務づけ、支払準備率の引き上げ、金利の上限規制等が行われると、フォーマルな金融市場の発展は阻害されると考えられる。その結果、民間部門の設備投資のために利用できるフォーマルな資金は、いっそうしてしまう。
- 8) Lamont (1995) を参照。
- 9) Cordella (2005) を参照。
- 10) デット・オーバーハングに関する実証分析をサーベイした例には Cordella (2010) がある。
- 11) 経済成長の要因を検証するモデル分析の主な例として次を参照。Odedokun (1996) “Alternative Econometric Approaches for Analyzing the Role of the Financial Sector in Economic Growth ; Time Series Evidence from LDCs” *Journal of Development Economics* 50.
- 12) Cordella (2010) を参照。
- 13) World Development Indicators 2011, World Development Bank, Global Development Finance 2011, World Bank, International Financial Statistics, 2011 March, International Monetary Fund.
- 14) あるデータ y の 1 期ラグの自己回帰—AR(1)—過程 $y = \mu + \rho y - 1 + u$ について、 y が単位根を持つという帰無仮説 ($H_0: \rho = 1$) を検定するのが DF 検定であるが、ADF および PP 検定は、より高い次数の系列相関が有るために誤差項に関する仮定が満たされないケースにについて、各々異なる方法で修正を加えたものである。変数の水準値が単位根を持ち一階の差分をとった後に定常過程になるなら、その変数は次数 1 で積分されている— $I(1)$ —と呼ばれる。
- 15) 一般に、80%を超えると危険水準とみなされる。
- 16) 一般に、20%を超えると危機的水準とみなされる。
- 17) Musigchai (2011) を参照

参考文献

- Ali (2008). “External debt and economic growth : trends and challenges-a case study of Pakistan (2000-2007)”, *Strategic Studies*, 28 (2/3).
- Arnone, Presbitero (2010), *Debt Relief Initiatives : Policy Design and Outcomes*, Ashgate, Global Finance Series, eds. Fratianni, *et al.*
- Braga, Vincelette eds. (2011), *Sovereign Debt and the Financial Crisis : Will This Time Be Different?*, World Bank.
- Cordella, Ricci, Ruiz-Arranz (2010) “Debt Overhang or Debt Irrelevance?”, *International Monetary Fund, Staff Papers*, 57, 1.
- Cordella, Riccil, Ruiz-Arranz (2005) *Debt Overhang or Debt Irrelevance? Revisiting the Debt-Growth Link*, IMF Working

倉持俊弥

Paper, 05/223.

Dijkstra (2008), *The Impact of International Debt Relief*, Routledge.

Frenkel, Dooley, and Wickham (1989), *Analytical Issues in Debt*, International Monetary Fund.

Guder (2009), *The Administration of Debt Relief by the International Financial Institutions: A Legal Reconstruction of the HIPC Initiative*, Springer.

Lamont (1995) "Corporate debt overhang and macroeconomic expectations" *American Economic Review*, 85, 8.

Musigchai, Thana-anekcharoen, and Pongpattanon (2011) "Thailand's external debt revisited : Are we having a deja vu?" *Focused and Quick*, Bank of Thailand, 20.