

【論 説】

政治的変動が全要素生産性に与える 影響に関する実証研究 ——タイを事例に——

矢 崎 隆 夫

目 次

1. はじめに
2. 分析方法
3. データ
 - 3.1 基礎データ
 - 3.2 タイの政治的変動
4. 計量モデル
5. 実証分析結果
6. むすび

1. はじめに

本稿の目的は、政治的要因が経済成長に有意な影響を与えるかどうかを検討することである。そのために、本稿はタイを事例として、政治的な変動が全要素生産性（Total Factor Productivity——以後は TFP を使用）を通して経済成長にどのような影響を与えているかを解明することを意図している。

従来、多くの経済学者や政策責任者は、物的資本及び人的資本が経済成長に最も大きな影響を与えていると理解していたが、最近の研究である Jones (2015) は、TFP が経済成長に大きな影響を与えていることを明らかにしている。彼の実証分析結果は以下の通りである。アメリカの 1 人当たり GDP は、タイの 6.5 倍であるが、アメリカを 1 とするタイの物的資本は 0.889 であり、タイの資本蓄積が劣っている状況ではない。しかし人的資本は、アメ

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

リカがタイの 1.499 倍で大きな格差が確認できる。さらに、タイの TFP はアメリカの 21% であるが、GDP に与える影響は 80% 近いウエイトになっている。このように所得格差または経済成長に与える大きな要因は、物的・人的資本よりは TFP であるといえる。

TFP の中身は多様であるが、成長会計の単純なモデルは TFP を技術進歩と見做してきた。しかし技術は公的援助や民間直接投資などを通じて移転が可能であり、多くの要因の 1 つではあっても、それだけに限って TFP を説明することは困難と思われる。

本稿は、政治的変動が TFP に影響を与える要因の一つであると想定し、その関係を Penn world tables (Version9) : (PWT 9) のデータを使用して、1950 年～2016 年までの 66 年間のタイを対象に実証分析を行っている¹⁾。政治的変動と制度は相互関係にあり、且つ「経済制度は将来の経済成長率や社会の資源配分に影響を与える基本的な要因であっても、それ自体は内生的であるため、社会の資源配分により影響を受ける政治制度と相互関係を有する」(Acemoglu 2005: 390)。政治的変動は政治制度の変化を通じて経済制度に影響を与え、経済制度の変化は経済成長に影響を与えるので、政治的変動は経済成長に影響を与える要因と考えられる。

政治的変動を定量化することは困難な課題であるが、タイの政治史を基に、政治的な事象の定量化に挑戦することは重要な意義がある。すなわち、政治的変動は多様な政治的アクターの行動や政体にも影響を与えているとともに、資源配分や経済成長に直接的・間接的に影響を与えていることが予想されるからである。そこで、タイの歴史上起こったクーデタ、政権交代、憲法改正、民主政権（民政移管）、軍事政権（軍政移管）といった政治的変動が、タイの経済にどのような影響をもたらしているかを解明することは、タイや発展途上国の経済成長政策を導く上において有益な指針を得ることができる。本稿の分析方法は、タイで起こったこれらの政治変動の歴史的事実が TFP に有意な影響を与えていたかどうかの実証分析を行い、この実証分析結果を踏まえて、タイの政治的変動と経済変動との相互関係を解明してい

る。

本稿は、物的資本及び人的資本よりはむしろ政治的変動が経済成長を決定する重要な要因であるという視点で、タイの TFP に与える影響についての実証分析を行う。本稿は、66 年間の標本を利用し、5 つに分類した政治的変動が、TFP に有意な影響を与えていたかどうかについての実証分析を行っている。

本稿の構成は以下の通りである。次節では分析方法として TFP の推定方法を説明し、TFP と実質 GDP 成長率の関係を論じる。第 3 節では、Pen9 のデータやタイの政治的変動を中心に、データについて説明し、第 4 節では、今期に起こった政治変動が今期の経済に影響を与えるモデルと、今期の政治変動が次期の経済に影響を与えるモデルを説明している。さらに、前者 2 つの折衷モデルを含めて、3 つの計量モデルを構築している。第 5 節では、実証分析結果について説明する。そして最後に簡単な要約と今後の課題について述べる。

2. 分析方法

TFP は残差であるが、Basu et al. (2012) の研究が示すように、それを技術進歩と特定化することは以下の理由により困難であると考えられる。その理由として、第一にインプットが不変でも、産出量は低下することも予想される。それは需要変動によるものであり、資本の稼働率や労働時間などのフローを正確に把握することが困難な状況下では、残差を需要変動と技術進歩による変動とに識別することは困難である。特に、物的財中心の経済からサービスが中心の経済では、短期の景気後退局面における生産量の変動は、技術進歩ではなく、むしろ需要要因に基づいている。需要量のピークに対応して供給能力を設定しているサービス業は、技術や生産要素量が所与である場合、その産出量は需要要因によって変動している。第二に、経済変動が需要要因か供給要因であるかの識別は現在も困難なテーマであり、それゆえに、

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

経済状態を的確に把握し、最適な経済政策を実行しているとは言い切れない。このことは、残差が需要要因である場合でも、政府の政策ミスによる残差も当然含まれる。第三に、産業間の TFP 格差は、産業間の技術進歩の格差に基づくという説明は説得的であるが、消費者の需要（経済構造）の変化は、市場経済におけるダイナミズムの帰結でもあり、技術進歩のみが衰退産業や成長産業を決定し、循環変動を引き起こす唯一の原因ではない。第四に、国家間の TFP 格差は、技術進歩の普及が当然含まれるであろうが、技術移転は不可能ではなく、長期間における所得格差の基本的原因を技術格差に求めることは困難である。いわゆる、発展途上国の低い経済成長率と長期間における一人当たりの所得の先進国との大幅な格差という南北問題を技術格差だけで説明することは不可能である。政府の失敗（制度の欠陥）や市場の失敗は残差に含まれているので、制度を動かす政治的変動と TFP の関係を解明することが、所得格差の基本的原因を理解するために重要である。

Basu et al. (2012) や Feenstra et al. (2015a; 2015b) の最近の研究を踏まえるならば、TFP は残差であるが、その構成要素は多様である。そして、成長会計と発展会計による TFP の推定に代表されるようにその推定方法も多様である。PWT (8.1) では、現在価格 current と不変価格 constant の TFP だけでなく、従来の GDP に基づく TFP とともに国民の厚生水準を前提にした welfare-relevant TFP (WTFP) を推定している (Basu et al. 2012; Feenstra et al. 2015b)。この WTFP は、消費、政府支出と投資支出の合計であり、GDP から純輸出（輸出－輸入）を控除した付加価値に基づき TFP を推定している。すなわち、付加価値として国内のアブソープションを用いている (Feenstra et al. 2015a; 3156)。この WTFP が適切な厚生の有益な尺度となっているというのは、技術または財市場の形態を前提とする必要がなく、生産要素と財市場においてプライステイカーであり、最適化行動している代表的消費者のみを前提として導出されている指標のためである (Feenstra et al. 2015b; 3167)。

現在価格 current の TFP は、2005 年の US ドルで計り（不変価格が 2005

年の US ドルである)、各国の各年を US ドル価格 = 1 として測っている。すなわち、CTFP は current-price real TFP である。不変価格 constant の TFP は、すべての国の価格を 2005 年の US ドルで計っている。すなわち、RTFPNA は constant-price real TFP である。前者は特定の年における各国間の比較に適しており、後者は各国間や時系列の比較に適している (Feenstra 2015b; Table1)。

本研究の分析手順は、第一に、PWT9 の 4 つの TFP 指標と実質 GDP 成長率の関係を検証した。第二に、1950 年から 2016 年までの 4 つの TFP の変動をグラフ (図 1) で表し変動の特徴を検証した。その結果、CTFP と CWTFP には、変動の差異がほとんど見られないため、政治的変動の従属変数としては、CTFP, RTFPNA, 及び RWTPNA の 3 つに絞り選択した。第三に、タイの政治的変動について、アジア経済研究所の『アジア動向年報』及び加藤 (1995) を基に、1950 年から 2016 年までの政治的変動の一覧 (表 2) を作成した。第四に、一覧に基づき 5 つに分類した政治的変動の付表 (資料 1) の作成を行った。5 つに分類した政治的変動とは、クーデタ、政権交代、憲法改正、民主政権、及び軍事政権である。第五に、政治的変動が TFP に与える影響について 3 つの時期を想定したモデルを作成した。3 つの時期とは、発生を今期として、今期に影響が表れるとしたケース、次期に影響が表れるとしたケース、及び前半 (1~6 月) に発生の場合には今期に、後半 (7~12 月) に発生の場合には次期に影響が表れるとしたケースを想定した。本稿はこれら 3 つの時期の計量モデルを構成している。第六に、政治的変動と TFP の実証分析を行い、政治的変動が TFP に与える影響についての解析を行った。ここでは、従属変数として 3 つの TFP を、また独立変数には 5 つの政治的変動の他に、政治以外の要因を考慮してグローバル化率を加えた。グローバル化率とは、輸出と輸入の合計を実質 GDP で割ったものである²⁾。

本分析ではこのように 3 つの TFP に、その影響が TFP に与える影響の時期の異なる 3 つのモデルを推定した。この推定結果から、政治的要因すなわ

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

ち政治的変動が TFP に影響を与えているかを検討している。

3. データ

3.1 基礎データ

TFP は、われわれが直接観察することができない生産性を図る尺度であり、労働や物的資本という生産要素が変化しない場合において、産出量に影響を与えることができない生産性を図る尺度である。それは、労働や物的資本という生産要素が変化しない場合において、産出量に影響を与える諸要因の総称と理解することができる。このように TFP は、産出量の変化を生産要素である資本と労働の変化では説明できない「残差」であり、この残差を最初に計測した Solow（1957）の先駆的研究から Solow の残差と呼ばれ、この構成要素は技術進歩と理解されてきた。その根本的理由は、生産要素が一定の状態において、等量曲線のシフトによる産出量の変化を Solow や Harrod および Hicks の技術進歩の理論によって説得的な説明ができたことである（Acemoglu 2009b: 59）。

従って TFP は、物的資本や人的資本などの直接観察可能な生産要素が一定の状態において、産出量が増加（低下）する場合における生産関数の等量曲線が、上（下）ないし右（左）にシフトする程度を測っている。要するに、「TFP はその本質が残差であり、すべての残差と同じく、それはある意味において未知の尺度であり、観察可能なインプットに基づいて説明することができない産出量の変化である（Syverson 2011: 330）」。

一方、Basu et al.（2011）は TFP に新たな解釈を与えている。「通常、TFP の成長は、技術の変化や乖離に関する情報、または、制度の向上、生産関数の規模の収穫、あるいは限界費用を超える価格のマークアップを測る情報を提供している。われわれはこれらの事柄のすべてが真実であろうがなからうが、TFP は非常に異なった理由で興味深いことを示している。代表的家計の一階の条件のみを用いて、TFP が各国の福祉の状況変化と各国の

福祉水準の格差を測る鍵であることを示すことができる。われわれは TFP を家計サイドだけから解釈し、家計中心のソロー残差（the household-centric Solow residual）と呼ぶものを生み出している（Basu et al. 2011, 2）。

本研究においては、国ごとの所得格差をもたらす要因は、物的資本や人的資本の格差よりも TFP の格差が大きいことを実証した Jones（2015）の研究成果を基に、TFP の中身は技術進歩やその他の諸要因よりも政治的要因が大きいと推測し、第二次大戦後、クーデタ、政権交代、及び憲法改正を頻繁に繰り返したタイを対象に実証するものである。

表 1 は、4 つの TFP、すなわち現在価格の CTFP、CWTFP 及び 2005 年の US ドルによる不変価格の RTFPNA、RWTFPNA と実質 GDP 成長率との相関関係をみたものである。その結果 CTFP、CWTFP 及び RWTFPNA と実質 GDP 成長率の関係は 10% の有意水準で有意であるが、RTFPNA は有意ではなかった³⁾。

次に 4 つの TFP の 1950 年～2013 年までの時系列変動を推定した。その結果、RTFPNA 及び RWTFPNA は異なる変動が見られたが、CTFP と CWTFP の変動には差異がほとんど見られず、一つの変動と見做すことができることが明らかとなった。また、不変価格 constant の TFP は、現在価格 current の TFP より常に高く、その変動には 1968 年と 1997 年の 2 つの転換期が見られる。その期間の政治的状況は以下の通りである。（図 1 を参照）

1950 年～1968 年：

1950 年～1955 年まで 4 つの TFP は低下し 1955 年を境に上昇に転じている。政治的変動は、この年には発生しておらず、軍事政権下にあった。

1969 年～1997 年：

1968 年に新憲法が公布され、1969 年に下院総選挙により民主政権が誕生した。民主化後 4 つの TFP は大きく上昇している。1997 年は民主体制内で政権交代がありアジア経済危機が発生した時期である。この期間は RWTFPNA が RTFPNA を上廻っていたが、1997 年以降逆転した。

表 1 実質 GDP 成長率と TFP 指標の相関係数
(PWT9 のデータ)

	CTFP	CWTFP	RTFPNA	RWTFPNA
実質 GDP 成長率	0.23862c (0.0608)	0.27845b (0.0271)	0.13339 (0.2973)	0.29022b (0.0210)
CTFP		0.97863a (<.0001)	0.74039a (<.0001)	0.84974a (<.0001)
CWTFP			0.67186a (<.0001)	0.84298a (<.0001)
RTFPNA				0.92977a (<.0001)

注：Feenstra et al (2015a; 2015b) に基づき TFP を分類。

括弧内は P 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10% で有意である。

CTFP: current price TFP (USA value = 1 in all years)。

CWTFP: current price welfare relevant TFP (USA value = 1 in all years)。

RTFPNA: constant price real TFP (2005 value = 1 for all countries)。

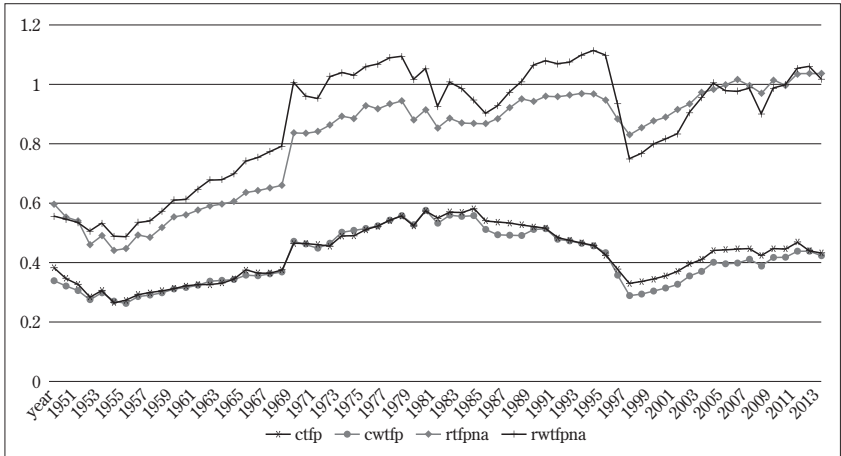
RWTFPNA: constant price welfare relevant real TFP (2005 value = 1 for all countries)。

1997 年～2013 年：

この時期は 4 つの TFP は帰趨的には上昇を続けている。世界金融危機直後の 2008 年には一時的に低下したが、短期間で回復している。この時期は、2006 年を除いて民主政権が継続していた期間である。

表 1 の相関係数について、政治的変動との関係を推定するための従属変数は、現在価格 current の TFP については、図 1 から解る通り、CTFP と CWTFP の 2 つの変動に差異がほとんどないため、CTFP のみを選択した。また不変価格 constant の TFP については 2 つの変動が異なるため RTFPNA と RWTFPNA の両方を従属変数の対象とした。表 1 から CTFP と CWTFP 及び RWTFPNA は実質 GDP 成長率と正の相関があることが確認できた。また、RTFPNA と RWTFPNA 及び CTFP と CWTFP はそれぞれ密接な関係があり、現在価格の 2 つの TFP と不変価格の 2 つの TFP は、ともに 0.9 以上の相関係数が確認された。従って、4 つの TFP の内、2 つの TFP を使用して分析することも可能であるが、実質 2 つの TFP の変動は異なっているので、本研究では 3 つの TFP を使用して分析を行った。

図 1 タイの TFP の推移（1950 年～2013 年）



出典：Penn World Tables（Version 9）より作成。

3.2 タイの政治的変動

タイでは、1950 年から 2016 年までにクーデタが 9 回発生しており、総選挙が 18 回実施されている。その時期は以下の通りである。

クーデタ発生年度：

1951 年、1957 年、1958 年、1971 年、1976 年、1977 年、1991 年、2006 年、2014 年

総選挙実施年度：

1952 年、1957 年 2 月及び 12 月、1959 年、1975 年、1976 年、1979 年、1983 年、1986 年、1988 年、1991 年 3 月及び 9 月、1995 年、1996 年、2001 年、2005 年、2007 年、2011 年。

タイでは、1947 年以降、軍と王党派との抗争、または軍内部の権力闘争が存在した。1958 年から 1973 年までは軍事政権の時期であった。1973 年に軍事政権が崩壊して民主化へ向かったが、1976 年と 1977 年にクーデタが発生し、非民選首相と民選議会が共存する体制になった。これは 1988 年に民選政権が樹立されるまで続いた。その後発生した 1991 年、2006 年、2014 年

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

のクーデタは、いずれも民選政権打倒が目的であった。

1991年から2006年のクーデタまでの15年間は、民主化が進展した時期であった。失敗したクーデタもあったが、その成否は国王による承認の有無によるとされた。タイにおけるクーデタは、軍による首相とその周辺の政治家の汚職批判を理由にした事例が多く、1997年以降は、いくつかの独立機関が汚職取り締まりを担当することになった。クーデタを法的に正当化してきたのは、1952年に最高裁判所が出した「クーデタは権力掌握に成功すれば、その事実を以って合憲となる」とした判例であった。

タイは1932年に立憲革命により絶対王政を廃止し議院内閣制を初めて採用した。この時期に形式上、タイは西欧を模倣した民主主義の制度が開始されたと考えられる。しかし立憲革命後はタイでは国内に安定した階級構造が形成されず、アクターが政治状況により政権交代を繰り返してきた（中村2012: 41）。その後、1957年にサリット將軍の軍事クーデタにより西欧を模倣した民主主義を廃止しタイ式民主主義を構築した。タイ式民主主義とは政治的正統性を、伝統的政治形態において形成されてきた政府、官僚及び民衆と古来の家父長制に求めた制度である（松本2006: 43）。

タイの政治史のなかで、サリット政権の改革はその後現在まで続く国王の権威を築く契機となった点に意義があった。すなわち、サリット政権以降は、国民の象徴としての国王がその後の政権の正統性を付与する間接的な役割を担うことになった（加藤1995: 151-152）。サリット政権以降の軍事政権は国を統制する手段として、国王のための党という建前を利用してきたとの見方が可能である。

タイにおいて国王は軍と議会の調停者としての役割を果たしていたが、それは、軍と議会それぞれの階層を状況依存的なものにした。そこでは国王が特定の政党や政治家の排除を望み、軍が国王に協力すればクーデタが発生する原因にもなった（中村2012: 40-41）。クーデタの都度憲法が改正され執政制度の変更が行われた。その制度変更の主眼は、いかに軍人や官僚が政治の実権を掌握し続けるかの点にあった。またタイにおいては内閣や閣僚の資

格、議会の構成と権限、議会と内閣の関係などの執政制度をめぐる論争が常に行われてきた。そのなかで政党システムは安定せず、議会は多数の政党が乱立し、首相はそれらの調整に権限が制約され、強いリーダーシップが発揮できなかった。タイでは1990年代に政治改革が行われ民主化を目的とした制度改革が行われたが、その主眼は首相のリーダーシップの強化であった。1992年の民主化後に制定された1997年憲法によって首相の立場を強化する制度改革がなされたが、その後新たな制度のもとで登場したタクシン首相が強いリーダーシップを発揮した結果、王室とその支持勢力の反発を招いてクーデタが発生した。また、タイでは1946年に憲法が制定された際、憲法裁判機関である憲法裁判委員会が設置されていた。しかし、この委員会は、制度的な制約が大きく、政治や経済に影響を与えていたとは考えにくいことから、本稿ではこの憲法裁判委員会の活動は考慮していない⁴⁾。

タイの政治過程は、執政府、立法府、司法府に加えて国王も権力主体であることが特徴となっている。そこでは国王の意向を政治過程に反映させるためのアクターは枢密院である。従って、タイの政治体制は国王を元首とする民主体制であり、国王の意向は絶対的なものであるが、日常的には直接政治に関与することはできない存在である。そこでは政府が対処できない危機的状況が発生の場合に、国王自らが人徳と英知によって事態に対処することが期待されている（加藤1995: 22）。

タイでは戦後複数回の民主化を経験してきたが、1992年の民主化から多党システムになった。その後1997年の憲法改正で中選挙区制から小選挙区制に移行しタイ愛国党が議会の過半数を獲得する大政党になった。その結果政策決定の迅速化は進んだが、政策の継続性に対する制度的保障は弱くなった。タイでは1946年設立の民主党が1970年以前から続いているだけで政党の継続性が低く、政党の制度化、組織化が進まなかった（川中2012: 108）。またタイは、サリット、タノーム両軍人首相のもとで権威主義体制を経験したが、こうした体制を支える勢力は政党ではなく軍であった。従ってタイにおいては、政党による権威主義体制が成立することはなかったが、軍

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

によって権威主義体制が成立した（川中 2012:110）。

政治的変容のなかで、個別の政治的な変動を列挙したのが表2である。

表2の左記の項目は milita が軍事政権、democra が民主政権を表している。

数値の (0,1) はダミー変数で該当項目の政権の選択を示している。

表2 タイの政治的変動一覧（1950年～1965年）

year	milita	democra	政治的変動
1950	1	0	
1951	1	0	1951年11月29日ビン・チュウハワン陸軍大将によるクーデタ（成功）。ピボン政権成立。12月6日シヤム暫定統治憲章の適用に関する勅令。
1952	1	0	1952年3月8日タイ王国憲法発布。1951年12月と1952年3月の憲法改正のため1952年のダミー変数は資料1.の consreva では2としている。
1953	1	0	
1954	1	0	
1955	1	0	
1956	1	0	
1957	1	0	1957年9月16日サリット・タナラット元帥によるクーデタ（成功）。12月15日第1種議員の総選挙。9月18日タイ王国憲法の適用に関する布告。
1958	1	0	1958年1月1日タノム内閣成立。10月20日タノム首相辞任。サリット元帥の革命団によるクーデタ。現行憲法廃止。内閣と議会の解散。
1959	1	0	1959年1月26日暫定憲法発布（タイ王国統治憲章）。タイ式民主主義の構築。
1960	1	0	
1961	1	0	
1962	1	0	
1963	1	0	
1964	1	0	
1965	1	0	
1966	1	0	
1967	1	0	
1968	1	0	1968年6月20日新憲法公布。
1969	0	1	1969年2月下院総選挙。3月11日タノム内閣成立。
1970	0	1	
1971	1	0	1971年11月17日タノム・キティカチョン元帥によるクーデタ（成功）。1968年憲法の廃止。上院下院内閣解散。
1972	1	0	1972年12月15日暫定憲法発布。12月19日タノム内閣再成立。
1973	1	0	1973年10月16日サンヤー内閣成立。（10月13日、14日、15日学生決起）
1974	1	0	1974年5月21日第2次サンヤー内閣成立。1974年10月7日憲法公布。
1975	0	1	1975年1月26日下院総選挙。2月21日セーニー内閣成立。即崩壊。3月17日ククリット連立内閣成立。
1976	1	0	1976年10月6日サガット・チャローユー海軍大将によるクーデタ（成功）。10月22日ターニン内閣成立。1974年憲法の廃止。10月22日1976年憲法発布。
1977	1	0	1977年3月26日プラサート・タマシリ陸軍大将、チャラート・ヒランシリ陸軍大将によるクーデタ（未遂）。1977年10月20日サガット・チャローユー海軍大将及びクリアンサック・チョマナン陸軍大将によるクーデタ（成功）。11月21日クリアンサック内閣成立。1976年憲法廃止。11月9日暫定憲法公布。
1978	1	0	1978年12月22日1978年憲法公布。

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

year	milia	democrya	政治的変動
1979	0	1	1979年4月22日下院総選挙。5月24日第二次クリアンサク内閣成立。
1980	0	1	1980年2月11日クリアンサク首相辞任。3月14日第1次ブレイム内閣成立。
1981	0	1	1981年3月11日第2次ブレイム内閣成立。1981年4月1日サン・ットパティマー陸軍大将、マヌーン・ループカチョン陸軍大佐他によるクーデタ（未遂）。12月19日第3次ブレイム内閣成立。
1982	0	1	
1983	0	1	1983年4月18日下院総選挙。5月第4次ブレイム内閣成立。
1984	0	1	
1985	0	1	1985年9月9日サム・ナチコン陸軍大将、マヌーン・ループカチョン陸軍大佐他によるクーデタ（未遂）。1985年7月22日憲法改正（下院議員選挙に関する改正）国民の代表者を選ぶ選挙制度の改正は、国民経済に影響を与える。
1986	0	1	1986年下院総選挙。8月11日第5次ブレイム内閣成立。
1987	0	1	
1988	0	1	1988年下院総選挙。8月10日チャートチャーイ内閣成立。
1989	0	1	1989年7月26日憲法改正（国会議長に関する改正）、法律（政策）の決定の方法には影響を与えない。
1990	0	1	
1991	1	0	1991年2月23日スントン・コンソムボン陸軍大将他3名の首謀者によるクーデタ（成功）。3月2日アナン官僚内閣成立。1978年憲法廃止。3月1日暫定憲法公布。12月9日1991年憲法発布。
1992	0	1	1992年3月下院総選挙。1992年4月スチンダー陸軍司令官が首相に就任。5月24日辞任。6月10日アナン選挙管理内閣制立。1992年6月30日憲法改正（国会議長に関する改正）。9月12日（首相の資格）議長の資格の変更。1992年9月13日に総選挙。1992年9月チュワン政権成立。
1993	0	1	
1994	0	1	
1995	0	1	1995年7月総選挙。バンハーン内閣発足。
1996	0	1	1996年2月28日第2次政権発足。5月28日第3次政権発足。1996年9月91年憲法第211条改正。1996年11月17日総選挙。1996年11月チャリワット政権成立。
1997	0	1	1997年11月6日チャリワット首相辞任。1997年11月14日チュワン政権誕生。1997年9月27日新憲法発布。
1998	0	1	1998年10月5日内閣改造。
1999	0	1	1999年憲法付属法が複数1999年の国会で成立した。それらはいずれも政治・行政改革を目的とした内容であった。
2000	0	1	
2001	0	1	2001年1月6日下院総選挙。タクシン政権成立。
2002	0	1	
2003	0	1	
2004	0	1	
2005	0	1	2005年2月6日下院総選挙。タクシン政権2期目。
2006	1	0	2006年9月19日ソントー・ブーンヤラットカリン陸軍司令官によるクーデタ（成功）。9月30日スラユット内閣成立。2006年10月1日暫定憲法公布。
2007	0	1	2007年8月19日新憲法制定。2007年12月23日総選挙実施。サマック内閣成立。
2008	0	1	2008年9月9日サマック首相違憲判決により退任。9月24日ソムチャイ内閣発足。12月2日ソムチャイ内閣総辞職。12月15日アビシット内閣発足。この年の2回の政変は、経済に大きな影響を与えたことが考えられる。
2009	0	1	
2010	0	1	
2011	0	1	2011年3月4日2つの憲法改正（条約締結手続、下院議員選挙制度）。7月3日下院総選挙。8月5日インラック政権誕生。

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

year	milial	democrcya	政治的変動
2012	0	1	2014年5月22日プラユット陸軍司令官によるクーデタ（成功）。5月22日2007年憲法停止。下院解散。7月22日暫定憲法発布。8月24日プラユット政権発足。
2013	0	1	
2014	1	0	
2015	1	0	
2016	1	0	

出所：1968年以後はアジア経済研究所『アジア動向年報』各年度版の「タイの章」に基づき作成。
1996年以前は加藤（1995）に基づき作成。

4. 計量モデル

政治的変動がTFPに影響を与える時期について3つのモデルを想定した。ここでは、特定の変数を5つ採用している。それらは、 α がグローバル化率、 β が政治的変動、 D がダミー変数、 U, V 及び E が攪乱項を表している。ダミー変数は $D1$ がクーデタ、 $D2$ が政権交代、 $D3$ が憲法改正、 $D4$ が民主政権、 $D5$ が軍事政権である。本モデルにおいては、政治的変動が発生した場合にそれにより人々の意思決定が必ずしも即座に反応するわけではなく、また意思決定を行ってもTFPに影響を与えるまでにはタイムラグがあることが推定される。さらに、人々のリスク回避行動、資金や人材確保の困難、組織改革や情報不足による政治や経済状態を的確に把握することの障壁等によって、人々や企業の意思決定が最適水準から乖離することが予想される。そこで本稿では以下の通り3つのモデルを想定している。

モデル1は、今期に発生した政治的変動に対して、即座に人々が反応し経済的な意思決定に反映させることを想定したモデルである。

$$TFPt = \alpha + \beta D1t + \beta D2t + \beta D3t + \beta D4t + \beta D5t + Ut$$

モデル2は、今期に発生した政治的変動は今期にはTFPに影響を与えずに次期のTFPに影響を与えることを想定したモデルである。すなわちこのモデルでは人々が即座に政治的変動に対して反応せず、一定期間のラグを伴って意思決定をしている。このラグは一年間を想定している。

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

$$TFPt = \alpha + \beta D1t-1 + \beta D2t-1 + \beta D3t-1 + \beta D4t-1 + \beta D5t-1 + Vt$$

モデル 1 は政治的変動に人々が即座に反応するケースで、モデル 2 は一定期間のラグを想定したケースのモデルであるが、モデル 3 は、モデル 1 とモデル 2 を折衷したモデルである。このモデルの意図は、本稿のデータが年データであり、年初に起こったことをすべて次期に影響が生じるというモデルや、年末に起こった政治変動が今期の経済的意思決定に反映されるというモデルは、説得力に欠けていることを踏まえたものである。このモデル 3 は、政治現象が起こった月に基づき、以下 (1) と (2) の 2 通りから成っている。

- (1) 今期の前半（1～6 月）に発生した政治的変動により、即座に人々が反応するか、または、約 6 か月のタイムラグを伴い意思決定を行うことを仮定している。したがって、1 月～6 月に起こった政治現象は、当該年の経済現象に影響を与えていることを想定しており、今期の政治現象が今期の TFP に影響を与えることを想定したモデルである。

$$TFPt = \alpha + \beta D1t-0.5 + \beta D2t-0.5 + \beta D3t-0.5 + \beta D4t-0.5 + \beta D5t-0.5 + Et$$

- (2) 今期の後半（7～12 月）に発生した政治的変動に即座に人々が反応せず、タイムラグを伴った意思決定を行っていることを想定している。したがって、今期の 7 月以降に起こった政治現象は、次期の経済現象に影響を及ぼすことを想定し、TFP への影響が次期に表れることを想定したモデルである。

$$TFPt = \alpha + \beta D1t + 0.5 + \beta D2t + 0.5 + \beta D3t + 0.5 + \beta D4t + 0.5 + \beta D5t + 0.5 + Et$$

5. 実証分析結果

表 3 と表 5 は、クーデタが TFP を改善し、経済成長を促進するという実証分析結果となっている。また、RWTFPNA の表 4 では、政権交代と民主政

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

権が正、軍事政権が負の影響を TFP に与えている実証分析結果となっている。

民主主義国家の政権交代は、憲法の枠組みのもとで国民の意思を反映した平和的な手順で行われている。一方、クーデタという非民主的で軍事力を背景として成し遂げる政権交代も存在する。この後者の政権交代は、物的資本の破壊だけでなく、人的資本の犠牲も少なくはなく、弱者である子供や女性の尊い命も犠牲にされることが多い。それゆえに、クーデタは経済的資源だけでなく、多くの社会的インフラも犠牲となっており、経済社会に多大の犠牲を負わせてきたことが予想される。したがって、クーデタによる政権交代は避けることが望ましいといえる。

しかし、本稿の実証分析は、クーデタが生産性を引き上げ、経済的パフォーマンスを向上させる結果となっていることである。このことは、クーデタによる政権交代は、いつの時代もいかなる状況下においても、悪い選択肢であるということはないことを示している。フランス革命に代表されるように、革命やクーデタが歴史上是認される場合があり、本稿の実証分析からは、タイのクーデタの場合も、国民に支持される政権交代として捉えることができる。

また、以上の実証結果は、タイの政治体制が民主政権である場合、TFP の改善に大きな効果を与えていることが明らかになっている。逆に軍事政権下である場合には、TFP に負の影響を与えており、経済的パフォーマンスを悪化させる要因になっていることを示している。この実証分析結果は、国家の政治体制の選択が成長や国民の厚生水準に多大な影響を与えていることを示唆するものであり、民主主義体制という選択は、経済的パフォーマンスを改善する国家の最適選択の一つであることを示すものである。

表 3 TFP と政治的変動・グローバル化率の回帰係数（RTFPNA）

モデル	モデル 1 a		モデル 2 a		モデル 3 a
従属変数	RTFPNA		RTFPNA		RTFPNA
切片	0.53273	0.77794	0.57368	0.82357	0.66276
グローバル化率 (global)	0.27751 (2.73) a (0.0083)	0.36564 (3.28) a (0.0017)	0.23213 (2.00) c (0.0509)	0.27408 (2.29) b (0.0259)	0.21230c (1.92) c (0.0598)
クーデタ (coup)	0.08642 (1.86) c (0.0674)		0.04688 (0.95) (0.3446)		0.02514 (0.61) (0.5466)
政権交代 (polire)	0.05448 (1.54) (0.1282)		0.05128 (1.37) (0.1775)		0.06849 (2.67) a (0.0098)
憲法改正 (constre)	0.07230 (1.92) c (0.0600)		0.05001 (1.25) (0.2150)		-0.00435 (-0.12) (0.9052)
民主政権 (democre)	0.24586 (6.72) a (<.0001)		0.23819 (5.98) a (<.0001)		0.15876 (1.75) c (0.0862)
軍事政権 (milita)		-0.18844 (-5.11) a (<.0001)		-0.20324 (-5.29) a (<.0001)	-0.08923 (-1.00) (0.3197)
重決定係数	0.6004	0.5116	0.5761	0.4914	0.5731
F 値	19.63	31.42	15.22	30.47	14.87
標本	63	63	62	62	63

注 1：上段の（ ）内はt値であり、aは1%、bは5%、Cは10%で有意である。

注 2：下段の（ ）内はP値である。

注 3：標本期間（1950年～2016年）

6. むすび

タイでは1950年から2016年までの66年間でクーデタが9回発生し、総選挙が18回実施され、憲法改正が19回実施されるという、まさに激動の政治史を経験した。本研究はタイにおいて頻繁に起こった政治的変動が、タイ経済にどのような影響を与えていたかについての実証分析を行った。その主要な結果の一つは、これらの政治的変動がタイのTFPを改善していたというものであり、タイのクーデタと政権交代及び憲法改正は、タイ経済のパフォーマンスを向上させてきたことが明らかとなった。

表 4 TFP と政治的変動・グローバル化率の回帰係数（RWTFPNA）

モデル	モデル 1 b		モデル 2 b		モデル 3 b
従属変数	RWTFPNA		RWTFPNA		RWTFPNA
切片	0.68764	0.95427	0.74585	0.99094	0.82602
グローバル化率 (global)	-0.05583 (-0.43) (0.6658)	0.04587 (0.33) (0.7441)	-0.07829 (-0.52) (0.6073)	-0.04224 (-0.28) (0.7822)	-0.11198 (-0.79) (0.4357)
クーデタ (coup)	0.09144 (1.56) (0.1248)		0.05065 (0.79) (0.4323)		0.03838 (0.72) (0.4762)
政権交代 (polire)	0.09215 (2.06)b (0.0438)		0.06682 (1.37) (0.1772)		0.08616b (2.61)b (0.0117)
憲法改正 (constre)	0.06622 (1.39) (0.1705)		0.02981 (0.57) (0.5683)		-0.04083 (-0.87) (0.3878)
民主政権 (democre)	0.26094 (5.63)a (<.0001)		0.22890 (4.41)a (<.0001)		0.17209 (1.47) (0.1480)
軍事政権 (milita)		-0.19928 (-4.31)a (<.0001)		-0.19851 (-4.07)a (0.0001)	-0.08378 (-0.73) (0.4682)
重決定係数	0.5730	0.2648	0.2691	0.2360	0.3428
F 値	9.53	12.17	5.49	10.42	6.39
標本	63	63	62	62	63

注 1：上段の ()内は t 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10%で有意である。

注 2：下段の () 内は P 値である。

注 3：標本期間（1950年～2016年）

また、タイでは軍事政権下であっても高い経済成長を維持したことがデータから確認することができる。しかし、この歴史的事実から軍事政権が経済成長要因として経済に影響を与えたということではない。経済成長の基本的要因は、物的・人的資本及び TFP であり、軍事政権の経済成長に与える効果は TFP に含まれている。本稿の第二の実証分析結果は、タイの軍事政権が TFP（経済成長）に悪影響を与えていたことである。この分析結果を踏まえるならば、タイの経済的パフォーマンスを改善するためには、国民は軍事政権の誕生を阻止する政治的努力を行う必要がある。

本実証研究は、政治と経済とは相互依存関係にあって、政治的なさまざまな変化が TFP に影響を与えており、結果として経済に正と負の影響をもた

表 5 TFP と政治的変動・グローバル化率の回帰係数（CTFP）

モデル	モデル 1 c		モデル 2 c		モデル 3 c
従属変数	CTFP		CTFP		CTFP
切片	0.39455	0.53690	0.42046	0.56103	0.47261
グローバル化率 (global)	-0.22235 (-3.73)a (0.0004)	-0.17821 (-2.73)a (0.0083)	-0.24375 (-3.50)a (0.0009)	-0.23727 (-3.39)a (0.0013)	-0.25465 (-3.91)a (0.0003)
クーデタ (coup)	0.08777 (3.23)a (0.0021)		0.05243 (1.78)c (0.0803)		0.04036 (1.65) (0.1044)
政権交代 (polire)	0.00982 (0.47) (0.6370)		0.01299 (0.58) (0.5654)		0.03006 (1.99)c (0.0516)
憲法改正 (constre)	0.02831 (1.28) (0.2054)		0.00859 (0.36) (0.7202)		-0.02569 (-1.20) (0.2359)
民主政権 (democre)	0.14733 (6.86)a (<.0001)		0.13428 (5.63)a (<.0001)		0.08967 (1.67) (0.1001)
軍事政権 (milita)		-0.11135 (-5.16)a (<.0001)		-0.11751 (-5.24)a (<.0001)	-0.05118 (-0.98) (0.3331)
重決定係数	0.4790	0.2868	0.3335	0.3001	0.3881
F 値	10.48	13.46	7.10	14.08	7.56
標本	63	63	62	62	63

注 1：上段の（ ）内はt値であり、aは1%、bは5%、cは10%で有意である。

注 2：下段の（ ）内はP値である。

注 3：標本期間（1950年～2016年）

らすことが確認された。特に、民主政権下と軍事政権下では全く逆の効果を経済に与えることが明らかとなった。このことは各国の政治体制の選択が、経済的パフォーマンスに多大な影響を与えていることを意味している。また本研究においては、政治的変動以外の独立変数にはグローバル化率のみを使用した。為替変動やオイルショックさらにはリーマンショックなどを考慮したモデルに基づく実証分析を行う必要がある。さらに、タイの政治史について一層詳細な考察を踏まえることも必要である。これらのことは今後の研究課題である。

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

資料 1. タイの政治的変動一覧の付表

表 2 の政治的変動一覧の内容を 5 つに分類し、質的選択モデルのダミー変数 (0,1, または 2) を該当の項目に表示したのが次の資料 1 の付表である。

ダミー変数 D は、政治的変動が起こらない年のダミー変数の値を 0 とし、起こった年を 1 とした。ただし同じ年に複数の政治的変動が起こった場合には、ダミー変数の値は 2 としている。また、資料 1. では、発生した期に TFP への影響が表れるケース、及び発生した期の前半の 1 月から 6 月までに発生した変動は当期に、また 7 月から 12 月までに発生した変動は翌期に影響が表れることを想定した 2 つのケースのみ掲載をしている。また、表の右側には、*cutetea* (クーデタ)、*politransa* (政権交代)、及び *consreva* (憲法改正) が発生した月を記載している。

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

資料 1. タイの政治的変動一覧 付表（1950 年～1999 年）

year	発生した年度ベース					発生した年の前半 (t) と後半 (t + 1) に 基づくデータ					政治現象の発生した月		
	curdeta	poltrans	consreva	milua	democrya	curdeta	poltrans	consreva	milua	democrya	curdeta	poltrans	consreva
1950	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1951	1	1	1	1	0	0	0	0	1	0	11	11	12
1952	0	0	1	1	0	1	1	2	1	0			3
1953	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1954	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1955	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1956	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1957	1	1	0	1	0	0	0	0	1	0	9	9	
1958	1	1	1	1	0	1	2	1	1	0	10	1,10	1
1959	0	0	1	1	0	1	1	1	1	0			1
1960	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1961	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1962	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1963	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1964	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1965	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1966	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1967	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			
1968	0	0	1	1	0	0	0	1	1	0			6
1969	0	1	0	0	1	0	1	0	1	0		3	
1970	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1971	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	11	11	11
1972	0	1	1	1	0	1	1	1	1	0		12	12
1973	0	1	0	1	0	0	1	1	1	0		10	
1974	0	1	1	1	0	0	2	0	1	0		5	10
1975	0	1	0	0	1	0	2	1	1	0		2,3	0
1976	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	10	10	10
1977	1	1	0	1	0	2	1	1	1	0	3,10	11	
1978	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1			12
1979	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0			
1980	0	1	0	0	1	0	1	0	0	1		3	
1981	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	4		
1982	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1983	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1984	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1985	1	0	0	0	1	0	0	0	0	1	9		7
1986	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1			
1987	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1988	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1		8	
1989	0	0	1	0	1	0	1	0	0	1			7
1990	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1991	1	1	1	1	0	1	1	0	0	1	2	3	12
1992	0	1	0	0	1	0	2	0	1	0		4,6,9	6
1993	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1			
1994	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
1995	0	1	0	0	1	0	0	0	0	1		7	
1996	0	1	1	0	1	0	1	0	0	1		11	9
1997	0	1	1	0	1	0	1	1	0	1		11	9
1998	0	0	0	0	1	0	1	1	0	1			
1999	0	0	1	0	1	0	0	1	0	1			3,4,8,10,11

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

資料 1. タイの政治的変動一覧 付表（2000 年～2016 年）

year	発生した年度ベース					発生した年の前半 (t) と後半 (t + 1) に 基づくデータ					政治現象の発生した月		
	curdetea	poltransa	consreva	milia	democrcya	curdetea	poltransa	consreva	milia	democrcya	curdetea	poltransa	consreva
2000	0	0	0	0	1	0	0	1	0	1			
2001	0	1	0	0	1	0	1	0	0	1		1	
2002	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1			
2003	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
2004	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
2005	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
2006	1	1	1	1	0	0	0	0	1	1	9	9	10
2007	0	1	1	1	0	1	1	1	1	0		12	8
2008	0	1	0	0	1	0	1	1	0	1		9,12	
2009	0	0	0	0	1	0	2	0	0	1			
2010	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
2011	0	1	1	0	1	0	0	1	0	1		8	3
2012	0	0	0	0	1	0	1	0	0	1			
2013	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1			
2014	1	1	1	1	0	1	0	0	0	1	5	8	7
2015	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0			
2016	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0			

注：1. クーデータは成功及び失敗共に計上。

2. 同じ政権で 2 期以上の場合は政権交代でなきため計上。

(但し 1974 年の第 2 次サンヤー内閣は学生革命の激動期であったため計上)

2007 年のサマック内閣の発足日は記録がなく総選挙と同月とした。

3. 総選挙後の政権は民主政権で計上。軍のクーデータによる政権交代後は軍事政権で計上。

4. 憲法は新憲法、暫定憲法の制定及び改正（内容に拘わらず）の事実は全て計上。

(但し憲法停止は計上していない)

出所：1968 年以前は、加藤和英（1995）『タイ現代政治史』弘文堂に基づき作成。

1968 年以降はアジア経済研究所『アジア動向年報』各年度版の「タイの章」に基づき作成。

資料 2. 発展会計による TFP の計測（2010）

Charles I Jones（2015）は発展会計においては、国毎の所得格差の要因を資本と労働と TFP に分解して関数形を特定化しており、資本分配率を 1/3 と仮定している。1/3 の根拠は、Jones and Romer（2010）の「所得分配のデータに基づけば、 α すなわち生産関数における物的資本の分配率は、ほとんどすべての国において、おおよそ 3 分の 1 程度である」、との示唆に基づいている。資料 2 の解明事実は次の 4 点である。第一に、GDP に対する物的資本の比率は 1 人当たり GDP の水準とは相関が見られない。第二に、人的資本の水準は 1 人当たり GDP の高い国ほど高い。第三に、TFP の水準は 1 人当たり GDP の水準が高い国ほど高く、その格差は人的資本の格差より大

政治的変動が全要素生産性に与える影響に関する実証研究（矢崎）

きい。第四に、TFP が GDP に与える影響度は 1 人当たり GDP が低い国ほど高い。

資料 2. 発展会計による TFP の計測（2010）

	1 人当たり GDP	※資本係数 ($a/(1-a)$)	人的資本	全要素生産性 (TFP)	TFP が GDP に与える影響
米国	1.000	1.000	1.000	1.000	—
香港	0.854	1.086	0.833	0.944	48.9%
シンガポール	0.845	1.105	0.764	1.001	45.8%
フランス	0.790	1.184	0.840	0.795	55.6%
ドイツ	0.740	1.078	0.918	0.748	57.0%
英国	0.733	1.015	0.780	0.925	46.1%
日本	0.683	1.218	0.903	0.620	63.9%
韓国	0.598	1.146	0.925	0.564	65.3%
アルゼンチン	0.376	1.109	0.779	0.435	66.5%
メキシコ	0.338	0.931	0.760	0.477	59.7%
ボツワナ	0.236	1.034	0.786	0.291	73.7%
南アフリカ	0.225	0.877	0.731	0.351	64.6%
ブラジル	0.183	1.084	0.676	0.250	74.5%
タイ	0.154	1.125	0.667	0.206	78.5%
チリ	0.136	1.137	0.713	0.168	82.9%
インドネシア	0.096	1.014	0.575	0.165	77.9%
インド	0.096	0.827	0.533	0.217	67.0%
ケニア	0.037	0.819	0.618	0.073	87.3%
マラウイ	0.021	1.107	0.507	0.038	93.6%
134ヶ国平均	0.194	0.978	0.694	0.286	64.3%
1/134ヶ国平均	5.146	1.022	1.440	3.496	70.4%

出典：Charles I. Jones（2015）“The Facts of Economic Growth” *Hand Book of Macroeconomics* Vol.2A、49 頁より転載。

注：物的資本分配率 $a = 1/3$ ※資本係数 = 物的資本 ÷ GDP

注

- 1) 1950年を起点とした理由は、PWT9で入手可能なデータを基にしたためである。
- 2) グローバル化率は次式で定義される指標であり、Pen9の1950～2016年のデータを利用している。 グローバル化率 = (輸出 + 輸入) ÷ 実質GDP
- 3) 本稿の統計・計量分析は、統計ソフトSASを利用している。
- 4) この憲法裁判所については川村（2012., 82）を参照。

参考文献

- Acemoglu, D. (2005) “Institution as a Fundamental Cause of Long Run Growth,” *Hand Book of Economic Growth*, Vol. 1A, 2005 Elsevier, B, V,
- Acemoglu, D. (2009) “*Introduction to Modern Economic Growth*,” Princeton University Press.
- Lijphart, A. (1999) *Patterns of Democracy: Government Forms and Thirty Six Countries*, Yale University Press. 粕谷祐子訳（2005）『民主主義対民主主義：多数型とコンセンサス型の36ヶ国比較』勁草書房。
- Basu, S., L.Pascali, Fabio, S and Luis, Serven, L. (2012) “Productivity and The Welfare of Nations.” *Working Paper 17971, National Bureau of Economic Research*, <http://www.nber.org/papers/w17971> (2018年4月18日閲覧)
- Feenstra, R.C., R. Inklaar and M.Timmer, (2015a) “The Next Generation of The Penn World Table,” *American Economic Review*, 105 (10): 3150-3182.
<http://dx.org/10.1257/aer:20130954> (2018年5月2日閲覧) .
- Feenstra, R.C., R. Inklaar, and M. Timmer, (2015b) “What is new in PWT8.1.” [www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/v81/what is new in pwt 8.1.pdf](http://www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/v81/what%20is%20new%20in%20pwt%208.1.pdf) (2018年3月17日閲覧)
- Jones, C.I. (2015) “The Fact of Economic Growth,” *Hand Book of Macroeconomics*, Vol. 2A, 2016 Elsevier B, V, pp.43-44.
- Jones, C.I, and P.M. Romer, (2010) “The New Kaldor Fact : Ideas, Institutions, Populations, and Human Capital,” *Am. Econ. J. Macroecon.* 2 (1): 224-245.
- Syverson, C. (2011) “What Determines Productivity,” *Journal of Economic Literature*, 49 (2): 326-365.
- アジア経済研究所『アジア動向年報』1968年度版から2016年度版まで。
- 石井米雄・桜井由美雄編（1999）『東南アジア史1』山川出版社。
- 岩崎正洋（2006）『政治発展と民主化の比較政治学』東海大学出版会。
- 伊藤成朗（2016）『開発経済学』『進化する経済学の実証分析 経済セミナー増刊』102-113頁。
- 加藤和英（1995）『タイの現代政治史』弘文堂。
- 坂井吉良（2013）『民主主義のチャンネル効果と経済成長』『政経研究』49（3）：292-326

頁。

- 坂井吉良（2014）「人的資本と民主主義および経済成長」『政経研究』51（2）:314-354 頁。
- 坂井吉良（2018）「日本の Democratic Capital が所得に与える効果に関する研究」『政経研究』55（2）:101-126 頁。
- 高野久紀（2015）「実践開発経済学第6回 リスクの影響と対策」『経済セミナー』2015年4/5月号、100-111 頁。
- 川村晃一・川中豪・重富真一・鈴木早苗・中村正志編著（2012）『東南アジアの比較政治学』アジア経済研究所。
- 松本利秋（2006）「タイ式民主主義と戦後タイの政治過程」『政経論叢』136:27-49 頁。
- 樋口裕城（2016）「開発経済学における計量的アプローチと実験的アプローチ」『進化する経済学の実証分析 経済セミナー増刊』63-67 頁。
- 山下道子（2004）「経済成長と所得格差」『開発金融研究所報』21:78-91 頁。