

財政規律と日本の長期費用

坂 井 吉 良

1. 序
2. 実証分析の方法とデータ
 - 2.1 基本モデル
 - 2.2 日本の財政政策
3. 長期費用の推定：実証分析
4. むすび

1. 序

「財政赤字は、リカードの中立命題が満たされていない結果、より大きな厚生上の影響をもたらすとも考えられる。赤字はほぼ間違いなくマクロの消費を増加させるので、経済にとって将来の資産を食い潰すことになる」（Romer (2010), p.683）⁽¹⁾。景気変動によって政府が財政支出や税率を変更することは、多くの国民が支持する政策である。特に、景気後退期における減税と政府支出の増加は、景気変動を緩和し、雇用の安定を図るものとして経済学者や政策責任者からも支持されてきた。それゆえに日本では、景気後退期の景気政策（補正予算）が、当然のごとく採用されて（成立して）きた。しかし、リカードの中立命題が成立しないならば、国民は、短期の経済安定政策により消費が増加する一方で、資本蓄積を犠牲にすることにより、経済成長率が低下するという、長期費用を負担しなければならない。本稿はこの長期費用を推定することを目的としている⁽²⁾。

この論文は、景気変動に伴う政府支出の変化が、経済安定に与える

効果ではなく、経済成長に与える影響を考察する。短期の経済変動を緩和する政府支出の変更は、現在消費や投資を刺激し、または現在消費や投資を抑制することによって、雇用や物価安定の実現を意図している。同時に、この政府支出の変更は、貯蓄と資本蓄積に影響を与えており、経済成長率を変化させることを意味している。すなわち、短期の経済安定政策は、長期の経済成長政策とは独立ではなく、不可分な関係にあるということが本稿の分析視点である。

政府には、国民に望ましい社会を提示し、その社会を実現するための政策を実行することが課されている。同時に、政府には経済社会の変化や国民のニーズを把握し、政策を常に点検見直し、改善することが課されている。前者は、課税や政府支出を通して資源配分や所得分配を変更し、最適資源配分や所得分配の公平性さらには経済成長を実現するという、積極的に市場や国民の意思決定に介入する政府の能動的な使命である。一方、後者は、経済変動や自然災害を含めた危機に対応する政府の使命があり、雇用・物価や国際収支の安定に関わる景気安定政策や災害復旧は、後者の代表例であり、受動的な政府の役割である。この論文は、景気変動に対応してマクロ経済政策を実行する経済安定政策と経済成長との関係について考察する。いわゆる、政府の受動的な使命に焦点が当てられている。

失業率の上昇・所得や生産量低下という景気後退期に、積極的な経済安定政策を支持する経済学者とそれに批判的な経済学者がいる。前者の代表的な議論は、積極的な財政金融政策により総需要を管理し、経済の安定化を実現することが可能と考える Keynesian である。後者の立場は、景気の変動の現状把握が困難であることと、政策の実施や効果にタイムラグが伴うこと、さらに、政策効果の有効性に限界があり、かつ、経済学者の間で景気政策の理論的かつ定量的な効果に関して意見が一致しないことを指摘している。特に、政策の変更は、人々の予想に影響を与える可能性が大きく、この予想の変化を踏まえない政策効果の理論的・定量的予想は考慮できない、という Lucas 批判がある。

彼らは、複雑な経済を制御することを放棄して、経済主体の合理的行動と市場の調整力を信頼し、市場の自動安定化装置を利用することを提案している。また、景気政策の必要性を認めている場合でも、政策責任者の裁量を排除して、ルールに基づく政策運営を提案している。その代表的な議論が、貨幣成長率の $k\%$ ルール（マネー・サプライ・ルール）やインフレ率と GDP ギャップに基づき、政策金利を定めるテイラー・ルールである⁽³⁾。

金融政策とともに財政政策に関するルールも提案されている。それは、均衡予算ルールであり、日本の財政法は均衡予算ルールを政府に課している⁽⁴⁾。しかし、現在の巨額な国債発行残高や赤字国債の発行から理解されるように、均衡予算ルールの財政規律が遵守されているとは言い難い⁽⁵⁾。このような日本政府の財政規律の欠如は、世代間の所得分配の公平性を著しく損なうだけでなく、国民に長期的なコストを負担させることになる。前者の公平性の問題は、多くの研究者が指摘しているが、国枝（2004）は、「憲法からの制約の必要性を強調している」とともに、現行憲法において、世代間の公平確保が求められるという論理づけの必要性とそれに基づく「世代間公平確保基本法」の制定を提案している（国枝（2000））。本稿は、公平性の問題ではなく、後者の財政規律と日本の長期的コストの問題について考察する。

Fata's and Mihov（2013）は、不安定な財政政策を推し進める政府は、国の将来の成長パフォーマンスを損なう環境を作り出しているという実証分析を提示している。しかし、彼らのパネルデータによる実証分析は、発展途上国とは異なり、豊かな国には財政政策の不安定性と経済成長との間に、負の関係は確認されていない⁽⁶⁾。また、Acemoglu et al.（2003）は、低開発諸国のデータに基づく実証分析から、「ボラテリティ、危機そして成長パフォーマンスの戦後の大きな国家間格差は、制度に原因がある」（p.54）、という実証結果を提示している⁽⁷⁾。以上の実証分析結果からは、先進国の中では日本だけが、制度の欠陥に基づく財政規律を逸脱している可能性があり、この財政規律の欠如は、

日本の長期停滞の要因の一つであることも示唆している。すなわち、規律のない財政政策は、国民に長期的なコストを負担させることになる。同時に、政治制度の欠陥、さらには現行憲法上の制度的枠組みが、日本の長期的コストを生み出す背景要因ともなっている可能性を示唆している。

Romer (2010) は、政治的特性とその政治的特性の中でも政策対応の遅れにつながる要因が、財政赤字に影響を与えていることを指摘している (p.681)。これら 2 つの要因は、制度の欠陥と考えられるものであり、異なる政治制度の選択と政策選択は、財政赤字が避けられることを意味している。制度の欠陥が財政赤字の原因であるならば、日本の政治制度や経済制度が、明らかに国民の厚生に負の影響を与えている可能性を示唆している。本稿は、特例公債（赤字国債）比率の上昇や GDP の 1.5 倍を超える国債発行残高に注目して、日本の財政政策の経済成長率に与える影響を、財政支出の不安定性から検討する。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では、実証分析方法とデータについて説明する。本稿の実証分析方法は、財政政策が経済状態に対して外生的に決定されることを前提として、その財政政策の代理変数である政府消費支出の変動と財政政策の不安定性を分離する Fata's and Mihov (2013) に依拠しているが、彼らの財政政策の不安定性の尺度は、変化率の分散であるが、本稿のそれはレベル変数を利用している。そして、第 3 節では、日本の 1955 年度～2012 年度のデータを利用した実証分析結果を示す。その主要な結果は、財政法を遵守していた期間と赤字財政が恒常化した期間とでは、財政政策の不安定性が経済成長に与える影響は明らかに異なっているというものであり、後者の期間は有意に負である。そして、最後に実証分析結果の要約と今後の課題について述べる。

2. 実証分析の方法とデータ

2.1 基本モデル

財政政策と経済政策の実証研究に関する先行研究は、政府の規模、税率や負債の水準などの level 変数における財政政策を検討してきた。成長に関するこれらの財政政策の重要性は非常に低く、政策変数は成長回帰モデルにおいて有意な結果が得られていない。例えば、坂井・坂本（2012）は、OECD34カ国 2000—2010 年の年平均データによる選挙制度の特徴に基づく、財政政策と経済成長に関する実証分析において、政府の財政赤字と社会保障支出及び政府の規模が、経済成長に与える効果を推定している。その主要な結果は、財政赤字と経済成長とは必ずしも正の関係ではなく、ケインズ的な政策が経済に正の効果を与えていないことを示唆している。また、福祉支出の拡大は、経済成長と負の関係が確認されているが、その係数は大きくはない。そして、政府の規模は正と負があり、統計的に有意ではなく、不安定な推定結果となっている⁽⁸⁾。

しかし、Fata's and Mihov（2013）の実証分析結果は、GDP のボラテリティや財政政策の level 変数のボラテリティではなく、変化率のボラテリティが、成長率に有意な影響を与えていることを示した。さらに、「良い政策と成長との間にある正のいくつかの相関関係は、単に、両者が良い制度の結果であるという、事実に起因しているという科学的根拠がある。そして、われわれが制度の質をコントロールするとその相関は消失する」（p.363）。かれらは、制度の質をコントロールする変数を用いて、政府支出の裁量的な変化と経済成長との間にロバストな負の関係が存在しているということを示した。要するに、景気循環の状態とは関係なく、頻繁にかつ大きな政府支出を実行する規律のない政府は、財政政策が不必要なボラテリティを引き起こし、より低い経済成長をもたらすことになるということである⁽⁹⁾。

本研究は、これらの先行研究の結果を踏まえて、日本の 1995 年～

2012 年度のデータに基づき、財政政策が経済成長率に与える影響についての実証分析を行う。われわれの計量モデルは、Fata's and Mihov (2013) に基づき次式で表される。

$$(1) \quad \dot{y}_t = \alpha + \lambda \sigma_t + \beta' X_t + \gamma' Z_t + u_t$$

$\dot{y}_t$ は t 期の就業者 1 人当たりの実質 GDP 成長率、 σ_t は t 期の財政政策の不安定性を示す変数である。この σ_t が政府消費についての外的ショックを表す不安定性の代理変数である。そして、 X_t は、国の成長に意味ある説明力を持っていると確認されている変数ベクトル、 Z_t は推定結果がオミットされた変数によらないものであるということを確かめるために、変数ベクトルによって把握される他のコントロール変数であり、 u_t は攪乱項である。

2.2 日本の財政政策

この論文の財政政策の不安定性の尺度は、政府消費の予測不可能な変化のデータを利用している。これは、経済状態の変化に対する政府の反応を示す反応関数の特定化に基づいている。政府の政策が、経済状態に対して外生的に決定されることを前提として、政府の政策である政府支出と政策の不安定性とを分離するための反応関数を利用する。

財政政策の不安定性の推定は、政府支出のトレンドからの乖離に基づいて導出される分散や GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) モデルを利用する方法がある。そして、本稿では、経済状態の変化に対して外生である財政政策の変化を分離するために回帰分析を利用する。すなわち、以下の回帰式を使用する。

$$(2) \quad GC_t = \alpha + \beta GDP_t + \varepsilon_t$$

GC_t は実質政府消費支出であり、 GDP_t は実質 GDP である。そして、 ε_t は残差であり、これが政策の不安定性 σ_t の尺度となる。 ε_t は裁量的政策の推定値または財政の積極主義の尺度と解釈することができる。

本稿では、この残差を政策の不安定性の尺度として利用している。さらに、政策の不安定性の尺度は、(2)式の線形の反応関数を対数線形や次式の変化率の反応関数を利用して導出することができる。

$$(3) \quad \Delta \log GC_t = \alpha + \beta \Delta \log GDP_t + v_t$$

本稿では、さまざまな不安定性の尺度を推定しているが、(3)式に基づく政策の不安定性の尺度は、成長率と有意な関係は確認されなかったことから、(2)式に基づく政策の不安定性の尺度を利用している。なお、このような本稿の結果は、Fata's and Mihov (2013) の(3)式に基づいた政策ボラテリティが、経済成長に有意な影響を与えているという実証分析とは異なっている (p.364)。

(2)や(3)は、政府支出から GDP への逆の因果性がある。本稿では、この逆の因果性を踏まえて、政策の不安定性の経済成長への影響を推定している。また、政策の不安定性は、制度特に行政に関する制度的要因に依存していることが予想される。Fata's and Mihov (2013) は、政策の不安定性が行政制度に関する制約、政府の形態（大統領制と議院内閣制）、選挙制度（多数制と比例制）、さらには選挙の回数等に依存しているかどうかの実証分析を行っている。それによると行政に関する制約は、政策の不安定性を引下げている最もの影響力の強い制度要因であり、次に選挙の回数が政策の不安定性を取り除く要因となっている。そして、大統領制は不安定性を増幅させる制度要因であり、議院内閣制は政策を安定させる政府の形となっている。また、選挙制度は低開発国のみについて、多数制の選挙制度が不安定性を抑制しているが、先進国や全標本では有意な要因とはなっていない。なお、先進国では選挙の回数は有意ではなく、行政に関する制約と政府の形の議院内閣制は、政策の不安定性の抑制に寄与する制度要因となっている。

また、Fata's and Mihov (2013) は、議会の議員選挙の実施と議会の行政との独立性確保、第二議会設置、司法の独立性および連邦制採用のいずれもが、経済成長を促進させる制度要因となっていること、そ

して、それらの制約が経済成長に与える正の効果が、いずれも大きいことを明らかにしている。さらに、これらの制約条件と政策の不安定性とのプロダクトダミー変数の経済成長に与える効果はすべて負で、4つの制約のすべてを満たしている場合を除いて、有意となっている。しかし、制約が多い国よりも、少ない国の方が成長に与える負の効果は大きく、独裁や制度制約が1つという国の制約と政策の不安定性との相互作用は大きく、これらの国の経済成長を大きく引き下げるように作用している。すなわち、政策の裁量権の範囲の程度が大きい国は、政策の不安定性の指標との相互作用により、制度が成長制約の極めて深刻な原因となっていることを示唆している（p.371）。

日本の政策の不安定性の解明には、以上の先行研究を踏まえる必要がある。特に、行政に関する制約の歴史的変遷と選挙の実施時期さらには選挙制度の変更は、政策の不安定性に影響をもたらしているものと考えられる。本稿ではこの日本の歴史的変遷を踏まえた分析を行ってはいない。しかし、財政赤字の推移や財政法という制約要因が形骸化したと考えられる1996年以後の時代、さらには日本の経済構造が変化した歴史的背景を踏まえた分析を行っている。

表1は、平成17（2005）年基準の1955～2012年度の実質データを利用した（2）式に基づく反応関数の推定結果と残差である⁽¹⁰⁾。（2）式のOLSの推定結果は、誤差項に極めて高い相関関係が確認されたため、表1はGLSによる推定結果である⁽¹¹⁾。日本は高度経済成長、石油危機、バブル経済、バブル崩壊後の経済、平成不況、リーマンショック後の経済等の時代区分が可能である。本稿では、これらの時代背景とともに特に、財政赤字が拡大した1996年以後の財政政策に焦点を当てていることから、5つの標本区間の推定結果が示されている。それは、全標本の1955～2012年度、財政赤字拡大前の1955年～1995年とそれ以後の1996年～2012年、第1次石油危機前の1955～1972年度、石油危機後から財政赤字拡大前の1973年～1995年の5期間である。

まず、この推定結果は半世紀間において、日本の政府の肥大化が顕

表 1 政府の反応関数 (GLS) の推定結果と残差

標本期間	1955-2012	1955-1995	1955-1972	1973-1995	1996-2012
従属変数 切 片	政府消費 2769	政府消費 2273	政府消費 7695	政府消費 -10949	政府消費 0.2598
<i>gdp</i>	0.1686 (6.77) ^a	0.1086 (10.76) ^a	0.0659 (14.39) ^a	0.1456 (5.38) ^a	0.2598 (4.19) ^a
<i>DW</i>	1.5001	1.0213	1.1047	1.0996	0.9066
T-R-Square	0.9866	0.9097	0.9927	0.8047	0.8626
R-Square	0.4545	0.7529	0.9324	0.5917	0.5560
標 本	58	41	18	23	17
残差標準誤差	3.682	4.469	0.332	5.777	3.268
残差標準偏差	3.614	4.356	0.312	5.508	3.034
残差絶対値標準偏差	2.988	1.840	0.1757	4.340	1.840

注：単位 10 億円、*DW* はダービンワトソン比、T-R-Square は、構造部分と過去の残差に基づく予測を用いた決定係数、R-Square は決定係数である。
() 内の数値は t 値、a は有意水準 1% で有意。残差の単位は兆円

著となっていることを示している。毎年平均的に実質 GDP の増加の約 17% が、政府部門の拡大と結びついているが、石油危機前の期間ではそれが約 7% であったが、それが現在では 26% に達している。この政府部門の肥大化が、巨額な財政赤字を引き起こしている実態が明らかとなっている。

このような政府部門の拡大は各国共通であるが、日本はこの必要な財政支出を課税により賄ってこなかったことが、財政政策の不安定性の問題を引き起こしている。OECD 諸国の中で一般政府支出の GDP に占める割合は、30% 台がオーストラリア他 4 カ国であり、50% を超える国は 12 カ国であり、先進国の政府の肥大化が顕著となっている。また一方で、カナダやスウェーデンのように政府の規模を抑制している国もある (付表 1 参照)。日本の 2010 年の政府の規模は 40.7% であり、先進国の中では低い方である。また、財政収支の赤字額の GDP に占める割合が、日本の 8.3% より高い国は 8 カ国ある (OECD Factbook 2014)。この財政収支の不均衡による財政政策の不安定性が、経済的パフォーマンスに与える負の影響について、深刻な問題を引き起こしているも

のと予想される。しかし、問題は財政収支の不均衡やその水準ではなく、不均衡によって引き起こされる財政政策の不安定性と政策の裁量権の程度が、経済にどのような影響を与えているかである。

本稿の財政政策の不安定性の指標である方程式の標準誤差は、1973～1995年度が最も大きく、次に1955年～1995年度の期間であり、石油危機前が最も小さい。石油危機前の日本政府は、経済発展や経済動向を踏まえた財政政策を採用し、裁量的財政政策はほとんど採用されなかったことがうかがえる。そして、財政赤字が拡大した1996年以後は比較的小さく、3兆円となっている。また、残差の絶対値においても、1996年以後は比較的小さく1.8兆円である。しかし、この期間は財政政策の裁量権が、他期間よりも拡大していることが考えられる。そして、表1の推定結果は1973～1995年の期間において、政府が積極的な財政政策を行っていたことを示している。日本はこの期間において、2度の石油危機や金・ドル交換停止という外的ショックに直面し、かつ、バブル経済とその崩壊という経済構造の変化を経験してきた。このような外的ショックと経済構造の変化に対して、日本銀行や日本政府は、積極的な経済安定政策を実施しており⁽¹²⁾、その政策の帰結が表1の推定結果に現われていると考えられる。しかし、この1973～1995年の期間は、財政法という制約が課されており、1996年以後の期間よりも、財政政策の裁量権の範囲は限られていたと考えられる。

表2は1965年以後の国債発行額（実績）の推移を示したものである。昭和50年代の国債発行額と特例公債の発行額はともに大きく、特例公債の国債発行額に占める発行比率も40%を超えている。しかし、1987年以降から急減しており、均衡財政ルール of 制約が、財政政策に課されていたことがうかがえる。一方、1996年以後の特例公債の発行比率は、明らかに異常な高さであり、2014年度までの19年間におけるその平均は72%であり、財政規律が遵守されているとは考えにくい特例公債の発行を行っている。

景気後退期において国民が、政府に国債発行と財政支出拡大という

表2 国債発行額の推移

年度	国債 発行額	4条 国債	特例 国債	特例公 債比率	国債 依存度	年度	国債 発行額	4条 国債	特例 国債	特例公 債比率	国債 依存度	残高/ GDP
1965	1972	—	—	—	5.3	1990	73120	63432	9688	13.2	9.2	36.8
1966	6656	6656	—	—	14.9	1991	67300	67300	—	—	9.5	36.2
1967	7094	7094	—	—	13.9	1992	95360	95360	—	—	13.5	36.9
1968	4621	4621	—	—	7.8	1993	161740	161740	—	—	21.5	39.9
1969	4126	4126	—	—	6.0	1994	164900	123457	41443	25.1	17.9	41.7
1970	3472	3472	—	—	4.2	1995	212470	164401	48069	22.6	24.2	44.6
1971	11871	11871	—	—	12.4	1996	217783	107070	110713	50.8	25.2	47.4
1972	19500	19500	—	—	16.3	1997	184580	99400	85180	46.1	23.5	49.5
1973	17662	17662	—	—	12.0	1998	340000	170500	169500	49.9	40.3	57.8
1974	21600	21600	—	—	11.3	1999	375136	131660	243476	64.9	42.1	65.5
1975	52805	31900	20905	39.6	25.3	2000	330040	111380	218660	66.3	36.9	72.0
1976	71982	37250	34732	48.3	29.4	2001	300000	90760	209240	69.7	35.4	78.2
1977	95621	50280	45341	47.4	32.9	2002	349680	91480	258200	73.8	41.8	84.6
1978	106740	63300	43440	40.7	31.3	2003	353450	66930	286520	81.1	42.9	91.1
1979	134720	71330	63390	47.1	34.7	2004	354900	87040	267860	75.5	41.8	99.3
1980	141702	69550	72152	50.9	32.6	2005	312690	77620	235070	75.2	36.6	10.34
1981	128999	70399	58600	45.4	27.5	2006	274700	64150	210550	76.6	33.7	104.4
1982	140447	70360	70087	49.9	29.7	2007	253820	60440	193380	76.2	31.0	105.5
1983	134863	68099	66764	49.5	26.6	2008	331680	69750	261930	79.0	39.2	111.5
1984	127813	64099	63714	49.8	24.8	2009	519550	150110	369440	71.1	51.5	125.3
1985	123080	63030	60050	48.8	23.2	2010	423030	76030	347000	82.0	44.4	132.5
1986	112549	62489	50060	44.5	21.0	2011	427980	83680	344300	80.4	42.5	141.4
1987	94181	68800	25381	26.9	16.3	2012	474650	114290	360360	75.9	48.9	149.2
1988	71525	61960	9565	13.4	11.6	2013	428510	70140	358370	83.6	43.7	153.6
1989	66385	64300	2085	3.1	10.1	2014	412500	60020	352480	85.4	43.0	156.0

注：「国債発行額の推移」（実績ベース）「国債等関係資料」（財務省）より作成（単位は億円、％）。2014年度は当初見込みである。なお、1965年度の国債残高のGDP比は、0.6％であり、1966年度から1989年度の25年間の平均は、20.1％である。

財政政策の選択を制約するような仕組みをつくることは、国民にとっても不利益となる可能性がある。しかし、国民にとって必ずしも最適な行動がとれないようにすることが、政府の行動が国民にとって有利に変化することは予想されることである。すなわち、景気後退期に財政支出を拡大することは、国民にとって雇用を安定化させる最適な政策であるが、その政策による政府の財政赤字が、国民に長期的コスト

を負担させ、結果として国民の犠牲が大きくなることが予想される。

ゲームの理論において Commit する、ということは、その行動しかとれないような実効性のある仕組みをつくること意味している。自分にとって最適な行動がとれないようにすることが、相手の行動が自分にとって有利に変化することがある。国民にとって最適でない行動しかとれないような法律を作って Commit しておく、政府の行動が国民にとって有利に変化することが考えられる。

一般的に、景気拡大期における増税や政府支出削減に反対する立場をとる人が多くなる。政策責任者は不人気の政策に躊躇し、国民は公共財を提供するための費用負担増を避ける立場を表明し、公共サービスの低下に反対する。結果として増税や政府支出削減は、実行されない政策となり、政府の肥大化と財政赤字の拡大を誘導することとなる。事実、2015 年 10 月の消費税 10% の引き上げには反対する人が賛成する人を大きく上回っている（反対 63%、賛成 30%（日本経済新聞社 2014 年 8 月 24 日））。このような世論調査に基づき、政府が増税すれば、政権政党の座は不確実となり、政府は増税を回避する政策を選択する可能性は高くなる。そして、11 月 19 日安倍総理は、消費税率 10% への引き上げを 1 年半先送りすることを表明した。

このような国民の政策選好と政府の政策選択は、民主主義の下で民意を反映した国の最適選択と位置づけられる。しかし、その政策の帰結を国民と政府が、正しく理解しているかどうかについては極めて疑問である。景気拡大期に増税せず、政府支出を削減しない場合、政府規模と財政赤字が拡大するだけでなく、資金配分や民間と公的部門の資源配分に影響を与えるとともに、経済成長にも影響を及ぼすことが予想される。特に、政府が消費的経費を税収だけでなく、公債収入にも依存している場合でも、リカードの中立命題が成立し、増税回避は長期的に国民が失うものはあり得ないという議論は説得的ではない。財政政策が経済状態と関係なく採用される場合、現在消費の優先が、資本蓄積に影響を与え、低成長を引き起こす要因となっている。

増税や政府支出削減は、国民にとって負担増と公共サービスの減少を意味するが、政府の行動を規制することによって、長期的に得られる便益は拡大する。Fata's and Mihov (2013) や Acemoglu et al. (2003) の実証分析が明らかにしているように、財政赤字に制約を課し、政府に規律ある行動をとらせることにより、経済成長を促進させることが可能となる。日本は戦後、財政法にこの財政規律に関する規定があり、政府の政策に一定の制約を課している。しかし、表 2 に示されているように、1996 年以後国債発行額が逡増している状況が続き、国債依存度の年平均が 40% という財政赤字と特例公債の発行比率の年平均が 72% となっている。このような規律のない財政赤字は、資金の流れを変えるだけでなく、資源配分に大きな影響を与え、結果として国民に犠牲を負わせることが予想される。

以上の日本の歴史的背景と反応関数の推定結果に基づき、財政政策の不安定性と経済成長に関する実証分析は、1955～2012 の全期間、1955～1972、1973～1995 と 1996～2012 の 4 期間について行っている。

3. 長期費用の推定：実証分析

表 3～6 は、石油危機後から財政赤字拡大前の 1973～1995 年と財政赤字が拡大した 1996 年～2012 年の実証分析結果を要約したものである。全期間 1955 年～2012 年及び 1955 年～石油危機前の 1972 年については、不安定な推定結果であり提示していない。なお、全期間の 1955 年～2012 年の推定結果は、付表 2 と 3 に示してある。

本稿の計量モデルは、Fata's and Mihov (2013) を踏まえたものであり⁽¹³⁾、表 3 と 4 は GLS による推定結果である。

表 3 の 1973～1995 年は、財政政策の不安定性の代理変数である方程式の標準誤差 *gdpres*、投資財価格指数 *tidef*、実効為替レート *exchera*、政府の規模（実質政府支出／実質 GDP）*gishar*、人的資本（大学・短大現役進学率）*educat* の係数は、統計的に有意でないだけでなく、

期待された理論的符号条件を満たしていない極めて不安定な推定結果となっている。特に、ボラテリティの係数は有意ではないが正であり、われわれが期待した負の係数ではない。この期間は石油危機をはじめとして、日本は外的ショックに直面しただけでなく、バブル経済とその崩壊という急激な経済構造の変化も起こっている。このような大きな経済変動にも関わらず、財政政策の不安定性は、経済成長に負ではなく、正の影響を与えていた可能性を示している。このような推定結果は、モデルの定式化について再検討する必要がある⁽¹⁴⁾。

表4は、財政赤字が拡大した1996年から現在までの期間の推定結果であり、実証モデルは表3と同じである。1995年以前と財政赤字が拡大した期間とは全く異なった推定結果となっている。説明変数が不安定性のみの1変数についても、その係数は負で統計的に有意である。そして、他の説明変数は必ずしも統計的に有意ではないが、理論的符号条件を満たしている。政府支出の係数は、正と負の両方の符号が予想されるが、われわれの推定結果は、正で有意である。この推定結果は、「失われた20年」という日本の経済停滞を政府部門における公的需要が、民間需要の低下を支えたことがうかがえる。しかし、その一方、政府部門の拡大が投資財価格を引き上げ、それが経済成長を抑制するというクラウディングアウト効果が起こっていたことも予想される⁽¹⁵⁾。

不安定性の係数は、1変数についても有意であるが、他のモデルではすべて1%で有意である。この推定結果は、この期間において財政政策の不安定性が経済成長を抑制していたことを示している。すなわち、財政政策の裁量の拡大が経済パフォーマンスに負の影響を与えていたことを意味し、それは経済成長を年0.5～0.6%引き下げるというものである。

しかし、この期間、財政政策の不安定性の係数は負であるが、為替レート、人的資本、さらには、政府支出の拡大による正の効果が、前者の効果を凌駕しており、正の経済成長を実現している。もし、1995年以前のように財政政策の不安定性が、経済に負の影響を与えないな

表 3 経済成長と政策残差の推定結果 I (GLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>
切 片	2.6215	4.6040	5.6448	13.0514	12.3508	16.2496	20.8200
<i>gdpres</i>	0.0831 (1.27)	0.0781 (1.17)	0.0761 (1.10)	0.1123 (1.54)	0.1139 (1.63)	0.1383 (1.73)	0.1417 (1.72)
<i>tidef</i>		-0.020 (-0.65)	-0.0269 (-0.56)	-0.0491 (-1.00)	-0.0444 (-1.28)	-0.0348 (-0.96)	-0.0509 (-1.05)
<i>exchera</i>			-0.0019 (-0.19)	-0.0013 (-0.14)			-0.0055 (-0.51)
<i>gishar</i>				-0.6379 (-1.36)	-0.6406 (-1.40)	-0.4453 (-0.85)	-0.3505 (-0.63)
<i>educat</i>						-0.2010 (-0.72)	-0.2845 (-0.88)
<i>DW</i>	1.8607	1.8331	1.8217	1.8786	1.8941	1.9223	1.8931
T-R-Square	0.1008	0.1203	0.1212	0.2076	0.2067	0.2280	0.2402
標 本	23	23	23	23	23	23	23

注：標本は 1973 年～ 1995 年である。残差の単位兆円

注：() 内の値は t 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10% で有意である。

注：T-R-Square は構造と過去の残差の予測に基づく決定係数、*DW* はダービンワトソン比である。

表 4 経済成長と政策残差の推定結果 II (GLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>
切 片	1.0953	28.1191	32.1415	80.5495	78.8469	62.5634	57.6108
<i>gdpres</i>	-0.3252 (-2.11) ^c	-0.5161 (-3.34) ^a	-0.5407 (-3.40) ^a	-0.5490 (-4.68) ^a	-0.5365 (-4.76) ^a	-0.5974 (-5.26) ^a	-0.6306 (-5.52) ^a
<i>tidef</i>		-0.2638 (-2.13) ^c	-0.3302 (-2.06) ^c	-0.8852 (-4.43) ^a	-0.8528 (-4.56) ^a	-0.8450 (-4.71) ^a	-0.9369 (-5.57) ^a
<i>exchera</i>			0.0257 (0.62)	0.0160 (0.55)			0.0532 (1.86) ^c
<i>gishar</i>				1.6380 (3.51) ^a	1.6565 (3.69) ^a	2.2523 (3.80) ^a	2.5378 (4.60) ^a
<i>educat</i>						0.2544 (1.45)	0.4018 (2.32) ^b
<i>DW</i>	1.6413	1.4185	1.4186	1.5775	1.5211	1.4387	1.8702
T-R-Square	0.2013	0.4189	0.4425	0.7255	0.7173	0.7645	0.8129
標 本	17	17	17	17	17	17	17

注：標本は 1996 年～ 2012 年である。残差の単位兆円

注：() 内の値は t 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10% で有意である。

注：T-R-Square は構造と過去の残差の予測に基づく決定係数、*DW* はダービンワトソン比である。

らば、政府支出拡大による民間投資財価格上昇という負の効果が作用した場合でも、この期間においても、2%前後の経済成長が実現可能であったことを示している。

表5と6は2SLSの推定結果である。先のGLSと同期間であり、表5の1995年以前の推定結果は不安定であるが、表6の1996年以降の推定結果は安定的な結果を得ている。

表4と同様に表6の理論的符号条件は整合的である。そして、第1列の不安定性の1変数の推定結果は統計的に有意ではないが、第2列から7列のモデルの係数は有意であり、表4の係数より大きくなっている。その値は $-0.8 \sim -1.2$ であり、財政政策の不安定性が経済成長を1%前後低下させるようなメカニズムが作用している。この長期的コストは低くはなく、政府支出拡大による経済成長推進効果を相殺する大きさである。政府支出拡大の経済成長推進効果は、プラス1.2～2.6%で小さくないが、この効果の派生効果と考えられる投資財価格上昇の経済成長抑制効果も小さくはなく、 $-0.5 \sim -1\%$ である。この政府支出の経済成長に対する正の効果と投資財価格上昇の負の効果さらに財政政策の負の効果の総和である第4列から第7列の結果は、 -0.4 、 0.0 、 $+0.9$ 、 $+0.5\%$ となっている。すなわち、この期間における政府の政府支出拡大による景気刺激政策は、クラウドイングアウト効果と財政政策の不安定性の負の効果により相殺され、政策効果が極めて限定的であったことを意味している。

もし、財政政策の不安定性の負の効果が無い場合には、クラウドイングアウト効果が存在していた場合でも、日本はこの期間1%前後の経済成長が実現していたことを示している。われわれの実証分析は、何時の時代でも財政政策の不安定性が、経済に負の影響を与えているということではないことを示している。同時に、その負の影響は、正の政策効果を相殺しうるほどの大きな影響を与えることも示している。したがって、外的ショックに対する政府の対応とともに、財政政策の不安定性との相互作用が起こる財政政策に関する規制が不可欠である

表 5 経済成長と政策残差の推定結果Ⅲ (2SLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>
切 片	2.6931	-4.3954	-6.3912	42.9543	39.1023	63.9743	64.7099
<i>gdpres</i>	1.5214 (0.88)	1.6796 (0.77)	2.3445 (0.57)	1.2362 (1.19)	1.0298 (1.41)	0.9969 (1.68)	0.9476 (1.67)
<i>tidef</i>		0.0715 (0.38)	0.3794 (0.49)	0.0056 (0.04)	-0.1035 (-0.97)	-0.0245 (-0.29)	-0.0443 (-0.44)
<i>exchera</i>			-0.2929 (-0.51)	-0.1217 (-0.84)			0.0278 (0.35)
<i>gishar</i>				-3.4858 (-1.18)	-3.1471 (-1.37)	-1.0823 (-0.84)	-0.8708 (-0.64)
<i>educat</i>						-1.5514 (-1.43)	-1.6522 (-1.45)
<i>DW</i>	0.9525	0.9752	1.149	1.6606	1.4365	1.8177	1.8306
R-Square	-0.0105	-0.0674	-0.1377	-0.1249	-0.041	-0.0467	-0.0904
標 本	23	23	23	23	23	23	23

注：標本は 1973 年～ 1995 年である。残差の単位兆円

注：() 内の値は t 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10% で有意である。

注：R-Square は調整済み決定係数、DW はダービンワトソン比である。

表 6 経済成長と政策残差の推定結果Ⅳ (2SLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>
切 片	1.5449	49.5898	40.8465	74.8730	93.7491	69.7401	62.7738
<i>gdpres</i>	-1.5170 (-1.73)	-1.2255 (-2.58) ^b	-0.8800 (-4.10) ^a	-0.8044 (-4.41) ^a	-0.8070 (-4.44) ^a	-0.8149 (-4.83) ^a	-0.8132 (-4.67) ^a
<i>tidef</i>		-0.4708 (-2.12) ^c	-0.5322 (-3.82) ^a	-0.8492 (-3.01) ^b	-1.0077 (-4.36) ^a	-0.9702 (-4.63) ^a	-0.9002 (-3.32) ^a
<i>exchera</i>			0.1438 (3.01) ^b	0.0609 (0.87)			0.0279 (0.41)
<i>gishar</i>				1.2095 (1.37)	1.8426 (3.49) ^a	2.6063 (3.84) ^a	2.2625 (2.10) ^c
<i>educat</i>						0.3324 (1.78)	0.3091 (1.55)
<i>DW</i>	0.5210	0.6566	0.8649	0.7192	0.7448	0.6649	0.6119
R-Square	0.1113	0.2332	0.5226	0.5783	0.5921	0.6288	0.6007
標 本	17	17	17	17	17	17	17

注：標本は 1996 年～ 2012 年である。残差の単位兆円

注：() 内の値は t 値であり、a は 1%、b は 5%、c は 10% で有意である。

注：R-Square は調整済み決定係数、DW はダービンワトソン比である。

こと示唆している。

財政政策の不安定性は、1996 年以降よりも 1995 年以前の方が大きく、経済成長に与える負の効果は、1995 年以前が 1996 年以降よりも大きくなることが予想された。しかし、われわれの推定結果は、1995 年以前では負の影響は確認されず、1996 年以降について大きな負の影響が確認された。このことは、財政政策の不安定性が経済に与えるメカニズムが時代背景や政治制度や経済制度によって異なっていることを示唆するものである。Persson and Tabellini (2003) や Fata's and Mihov (2013) が指摘するように、政府の形態や選挙制度に関する憲法上の制約も、財政政策の不安定性と政策選択、さらには経済的パフォーマンスに与える要因である⁽¹⁶⁾。

日本の財政赤字が拡大したのは、財政政策に関する裁量の程度もその要因のひとつと考えられる。日本政府の財政規律の欠如が巨額な財政赤字を生み、その財政赤字が経済に与える正の効果と財政政策の不安定性の負の効果との相互作用が起こっていたことが予想される。政府の政策選択について規制することは、国民にとって不利な状況を生み出すことが考えられるが、行政に裁量の余地を制限することは、結果として国民に利益をもたらすことになる。われわれが推定した長期コストは、短期コストよりも把握が困難であり、かつ、そのコストを過少評価する傾向にある。それは、中立命題が成立しないように、将来消費よりも現在消費を優先するという国民の選好に基づいているからである。われわれが推定した年 1% の経済成長率低下のコストを認識し、有権者は政府の財政政策の選択の余地を制限することが必要と思われる。

われわれの実証分析結果は、財政政策の不安定性の大きい時代が、必ずしも経済成長を抑制していたとは言えない。しかし、均衡予算を政府に課している財政法が形骸化した 1996 年以降では、財政政策の不安定性と経済成長との間に、明確な負の関係が確認された。この 1996 年以降の不安定性は、石油危機以降の時代よりも小さいが、

政策責任者は、この期間の外的ショックに対応した財政政策を遂行しなかったことが予想される。しかし、この期間において、その政策対応の問題以上に重要なことは、財政政策に関する制約が欠如している場合、財政政策の不安定性と財政政策に関する裁量権の拡大がもたらす相互作用が、経済成長を著しく制約する要因となっていたことを示唆していることである。このようなメカニズムは、Fata's and Mihov (2013) の実証分析において確認されており、日本の制度が経済的繁栄の進歩を妨げていることを意味している。この制度が年 1% 近い経済成長率を引き下げるといふ、日本の長期的コストは極めて高いものである。成長を促進する最も緊急で、有効かつその効果が期待できる政策は、財政政策を規制する制度改革であるといふことができる。

「ある社会が、なぜ、他の社会よりも一層貧困であるかという問いは、ある社会が他の社会よりも、なぜ、多くのさらに悪い制度を持つかという問いに密接に関係している」(Acemoglu et al (2005), p.389)。これは発展途上国と先進国との経済格差の基本的な原因の指摘として説得的である。しかし、以上のわれわれの実証分析は、先進国にも同様な指摘が可能と思われる。民主主義制度が、政治制度と経済制度及び政策選択を決定し、その制度と政策選択が経済的なパフォーマンスを決定していることを踏まえるならば、先進国間において、「ある社会が、なぜ、他の社会よりも一層低成長であるかという問いは、ある社会が他の社会よりも、なぜ、多くのさらに悪い制度を持つかという問いに密接に関係している」。本稿の実証分析が指摘する「悪い制度」は、「財政の均衡予算を形骸化させた制度」であり、均衡予算化への改革が経済成長を促進する最も有効な成長戦略である。政府や政治家は行財政改革についての提案は少なくはないが、均衡予算化のための制度改革の提案は少ないように思われる。その理由は、国民や政策責任者が、財政赤字の長期的コストを軽視または無視していることにあると思われる。

4. むすび

Fata's and Mihov (2013) は、政府が政策スタンスを変更する際に、どれほどの自由（裁量権）があるかを表す制約条件として以下の4つをあげている。それは、議会（議員が選挙によって選出されていることや行政府とは独立等）、両院設置の有無、司法の独立性及び連邦制採用の有無である。彼らはこれらの制約条件が、すべて経済成長を推進している諸要因であるとともに、この制約条件を多く課している国ほど、制度的制約の数と政策ボラテリティの相互作用の係数は小さく、経済成長に与える負の影響が緩和されているという、実証分析結果を提示している。さらに、このように制度的制約は成長を推進するが、政策の不安定性が経済成長に与える負の影響を超えることはできない、という事実も提示している。彼らの研究は、経済成長を促進させる最も有効な政策手段が、政策の不安定性を引き起している制度改革であることを示唆している。

1996年度以降の日本の国債発行や特例公債の発行額の推移を前提とすれば、現在の財政法は形骸化しており、財政収支に関する日本政府の政策スタンスの変更は、国会や司法等からの制約のない無条件ともいえる裁量権が与えられている行政制度下で行われている。本稿の実証分析結果は、政府の財政赤字に関して、「憲法上からの制約の必要性」を強く要請するものであった。現在消費を優先する国民の政策選択は、当然、国民が長期的コストを負担しなければならない。われわれの推定結果によるそのコストは、経済成長率を年約1%引き下げるというものであった。これは日本の潜在成長率を3%とするならば、制度の欠陥により経済成長率が2%に低下することを意味している。それによって将来世代は、現在の所得を2倍にするためには、前者よりも12年間多く、資源を投入し続けなければならない。もし、潜在成長率が2%ならば、その期間は36年間となる。このコストは極めて大きい。もし、政府に制約を課さないならば、このコストは民主主義の意思決

定を前提として、国民の選択した国民の必然的な負担であるという論理が成立し、政府は巨額な財政赤字を継続することが可能となっている。この民主主義制度の欠陥は、国民に莫大な長期的コストを強いることと結びついている。すなわち、憲法の制度的枠組みも含む日本の制度が、日本の経済的繁栄の進歩を抑制し、国民の福祉向上を制約していることになっている。民主主義制度の欠陥は、民主主義に基づき改善しなければならない。

最後に、本稿の日本の長期的コストは過大推定と思われる。それは、財政政策の不安定性に影響を与えている行政に関する制約や選挙の実施時期、さらには選挙制度改革などの歴史的変遷等の重要な変数を考慮していないために起こる bias が予想されるからである。われわれには本稿の実証分析結果が、財政政策の不安定性を十分コントロールし、排除された変数には影響されていない、という結論を導出することが課題として残されている。

注

* 本稿作成の過程において、瀧本太郎准教授（九州大学大学院経済学研究院）、坂本直樹准教授（山形大学）中畠一憲准教授（兵庫県立大学）から貴重なコメントを頂いた。また、データについては、内閣府経済社会総合研究所の矢澤理子さんにご協力を頂いた。記して感謝申し上げたい。残る過誤は筆者の責任である。

- (1) t 期に公債を発行し、家計がその公債を購入し資産を得る。同時に、家計は購入した公債と同額の負債を負い、将来の税負担を負うことになる。したがって、公債発行は家計の純資産は変化していない。もし、家計が公債の償還まで、公債からの利子所得を貯蓄して、その貯蓄を公債の償還時に納税すべき税金に充当される場合、リカードの中立命題は成立する。しかし、公債発行と減税のセットは消費を刺激しており、国民貯蓄すなわち国の資本蓄積に影響を及ぼしている。短期的には景気刺激政策は有効である。この短期効果はリカードの中立命題とは整合的でなく、そのような政策の長期的効果は明らかに資本蓄積に影響を与えている。
- (2) Romer (2010) は、財政赤字の国民厚生に与える影響を推定することが困難である理由として、リカード中立命題からの逸脱の大きさの推定と、逸脱の理由の特定化、および財政赤字は分配効果を伴っており、世代間の再分配効果が複雑であることを指摘している (p.683)。

(3) 金融政策ルールに関する議論において、Blinder (1999) は、「1990 年代のサンプルを含めた場合、名目 GNP は FRB が公式に定義している 3 種類のマネーサプライのいずれとも、しっかりとした長期的な統計上の関係を持たないのである。以上の揺るぎない実証の結果、米国やその他諸国においては、金利ターゲットが不戦勝をおさめた」(p.54)、と述べている。彼は、多くの実証分析結果から多くの経済学者や政策立案者たちが、マネーサプライ・ターゲットはとても実行可能な選択肢とはいえないと結論づけているという。また、金融政策に関する議論の歴史的変遷については、Romer (2010)、第 10 章参照。伊藤・林子 (2006)、第 1 章参照。

伊藤・林 (2006) は、インフレ・ターゲティングとは「インフレ率の数値目標を掲げているとはいえ、現在のインフレ率を基準に政策を行うルールではない。将来のインフレ率を予測しつつ、現在の金融政策の変更（あるいは維持）によって将来のインフレ率を目標に近づけておく点が重要なのである」と説明している (p.14)。

(4) 財政法第 4 条

第 4 条 国の歳出は、公債又は借入金以外の歳入を以って、その財源としなければならない。但し、公共事業費、出資金及び貸付金の財源については、国会の議決を経た金額の範囲内で、公債を発行し又は借入金をなすことができる。

2 前項但書の規定により公債を発行し又は借入金をなす場合においては、その償還の計画を国会に提出しなければならない。

3 第 1 項に規定する公共事業費の範囲については、毎会計年度、国会の議決を経なければならない。

(5) 政府は、このような財政赤字を放置していたわけではなく、財政再建による均衡財政のための措置がとられた。1997 年 11 月「財政構造改革の推進に関する特別措置法」(財政構造改革法) が成立した。田中 (2004) は、この「財政構造改革法」について、「経済環境の変化に耐えられるものではなかった」(p.358) と指摘し、「ルールは政治経済環境に応じて見直していくべきものである」(p.346) と提案している。

(6) Fata's and Mihov (2013) の OLS と IV による推定では、先進国及び低開発国ともにその係数は負で有意であるが、先進国の係数は低開発国よりもかなり小さい。すなわち、先進国では、財政政策のボラテリティが経済成長に与える負の効果は、低開発諸国よりも小さいという、実証分析結果である。

(7) Acemoglu et al. (2003) は、低開発諸国の制度は、ヨーロッパの植民地政策時代の制度であり、特に、1 世紀前に高い死亡率に直面した国は、さらに不安定であり、危機に遭遇する傾向が高いと指摘している。

(8) 坂井・坂本 (2012) の所得分配政策 (ジニ係数) の符号は負であり、統計的に有意であり、その係数は大きく、ジニ係数 0.01 ポイントの引き

下げが、経済成長率を年 0.2 ～ 0.3% 引き上げる強力な効果のあることを明らかにしている。なお、Fata's and Mihov (2013) の survey も参照。

- (9) 政策ボラテリティが長期的経済成長にとって重要であるという見解は古く、特に、Freedman (1977) は、長期的に貨幣の中立性が保たれる政策を支持していた。しかし、Fata's and Mihov (2013), p.362 が指摘するように、貨幣や利子率の定義が国家間で異なるだけでなく、日本においてもその定義は変化している。また、貨幣の大部分は預金貨幣であるために、金融政策のボラテリティが経済に与える効果の大きさを把握することが困難となっている。

金融政策は、(1)短期利子率は利用可能ではない(1984年以前のデータは多くの国が利用可能ではない)。(2)データが利用可能な場合でも、国家間で一致した定義ではない。(3)総貨幣量の定義の整合性に再び直面する。

- (10) 本稿のデータは、財政規律がテーマであることから、年度データを利用しているが、就業者数は年データである。デフレーターは、「国内総生産(支出側、デフレーター:固定基準年方式)」を利用し、平成17年暦年基準のデフレーターに基づき実質化している。なお、主なデータ出所は以下の通りである。

「2012(平成24年度) 国民経済計算確報(2005年基準・93SNA)」(内閣府)

「2009(平成21年度) 国民経済計算確報(2000年基準・93SNA)」(内閣府)

「1998(平成10)年度 国民経済計算確報(1990年基準・68SNA)」(内閣府)

「長期主要系列 国民経済計算報告—平成2年基準—(昭和30年～平成10年)」(内閣府)

- (11) 統計および計量分析には、統計ソフト SAS を利用している。
- (12) 各年「経済白書」、「経済財政白書」参照。
- (13) 経済成長分析における計量モデルの survey は Acemoglu (2009), Ch.3 参照。
- (14) 本稿は Sala-i-Martin, et al. (2004) が指摘した 67 変数のチェックは行っていない。
- (15) 「失われた 20 年」の原因は、様々な要因が指摘されるが、日本が貯蓄超過・民間投資不足という、経済構造が長期間継続し、消費や民間投資が回復しないことにその最大の原因があるが、その消費や投資の低下についての原因については、明確な一致はみられていない。日本経済と政策論争のサーヴェイは深尾 (2012) や坂井 (2013) を参照。
- (16) Persson and Tabellini (2003) は、「われわれは間違いなく、議院内閣制が生産性にとって良い制度であると結論できる。その理由は議院内閣制の諸制度がより良い反転用政策を推進しているからである」(p.212)。また、

「議院内閣制の国は、大統領制の国より持続的な財政支出を行っている。すなわち、議院内閣制は、景気後退における政府支出の増加が、景気回復期間において逆にはならない。(多数決システムの国と比べた場合) 弱い関係であるが、比例代表制の国も同様である。政治的景気循環モデルの予想と整合する比例代表制は、選挙の間近により多くの福祉支出の拡大が生ずる」、という実証分析結果を提示している (Acemoglu (2005), p.1032 参照)。

Fata's and Mihov (2013) は、先進国の大統領制は、財政政策のボラティリティを大きくしていることを明らかにしている。したがって、大統領制は経済成長を抑制する政府の形である。

また、岩本 (2013) は、政府債務の GDP に対する比が 90% を超えると経済成長に負の影響を与えるという実証分析結果を紹介している。

付表 1 OECD 主要国の一般政府支出の GDP 比

country	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
Australia	25.9	31.4	33.0	39.1	35.8	38.2	35.2	34.8	36.4
Austria	39.6	46.1	49.3	52.9	51.5	56.2	52.2	50.1	52.8
Belgium	42.7	50.2	56.0	58.4	52.3	52.1	49.2	52.2	52.6
Canada	36.0	41.1	41.6	48.0	48.8	48.5	41.1	39.3	42.3
Denmark	..	46.6	53.4	55.8	55.9	59.1	53.3	52.5	57.7
Finland	30.8	38.4	40.1	46.4	47.9	61.4	48.3	50.3	55.8
France	..	..	45.7	51.7	49.4	54.4	51.6	53.4	56.6
Germany	..	..	..	..	..	54.8	45.1	46.9	47.9
Greece	24.2	27.6	29.2	41.1	44.9	45.7	46.7	43.8	51.4
Italy	32.5	39.3	40.7	49.8	52.9	52.5	46.1	48.1	50.4
Japan	20.2	28.5	33.5	32.7	31.6	36.0	39.0	38.4	40.7
Netherlands	44.8	52.1	55.8	57.5	54.9	56.4	44.2	44.8	51.3
Spain	23.3	26.1	33.9	42.7	42.8	44.4	39.1	38.4	46.3
Sweden	42.9	46.3	62.8	63.6	60.1	65.3	57.0	54.0	52.3
UK	41.8	49.4	45.9	46.6	41.5	44.1	36.6	44.1	49.9
USA	32.3	35.1	34.3	36.9	37.2	37.1	33.9	36.2	42.6
OECD total	..	..	35.5	37.4	36.9	42.7	38.7	40.5	..

注：OECD Factbook 2010 及び 2014 より作成。

付表2 経済成長と政策残差の推定結果 (GLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>
切片	-2.4327	5.8546	6.3766	7.9795	5.3281	9.4741	10.5257
<i>gdpres</i>	-6.3E-04 (-0.78)	3.5E-04 (0.44)	3.4E-04 (0.42)	2.1E-04 (0.25)	3.3E-04 (0.41)	3.1E-04 (0.37)	1.8E-04 (0.22)
<i>tidef</i>		-0.676 (-5.58) a	-0.0717 (-2.77) a	-0.0938 (-2.93) a	-0.0683 (-5.57) a	-0.0751 (-2.90) a	-0.0949 (-2.96) a
<i>Exchera</i> (<i>extra</i>)			-0.0014 (-0.18)	-0.00833 (-0.86)		-0.0054 (-0.61)	-0.0112 (-1.08)
<i>gishar</i>				0.2195 (1.03)	0.1105 (0.64)		0.2006 (0.94)
<i>educat</i>						-0.0464 (-0.83)	-0.0401 (-0.73)
<i>d1</i>	4.61 (7.14) a						
<i>d2</i>		2.0996 (3.18) a	2.1804 (2.83) a	2.2865 (2.97) a	1.9631 (2.81) a	1.9465 (2.35) b	2.0664 (2.47) b
<i>DW</i>	1.8608	1.8749	1.8609	1.8910	1.8879	1.8651	1.8932
R-Square	0.5048	0.6030	0.6116	0.6374	0.6047	0.6235	0.6451
T-R-Square	0.5924	0.6645	0.6645	0.6706	0.6672	0.6688	0.6740
標本	57	57	55	57	57	57	57

注：標本は1955年～2012年である。d1は、1947年度0、1973年度以前2、1975年度以後1、d2は、1974年度0、1992年度以後1、それ以外2のダミー変数、残差の単位10兆円。

注：() 内の値はt値であり、aは1%、bは5%、cは10%で有意である。

注：R-Squareは決定係数、DWはダービンワトソン比である。T-R-Squareは、構造と過去の残差を用いた予想に基づく決定係数。

付表3 経済成長と政策残差の推定結果 (2SLS)

モデル	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6	モデル7
従属変数	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	<i>perydor</i>	
切片	1.9604	-0.2364	-84.9843	-213.412	-49.9410	-44.9342	-295.246
<i>gdpres</i>	-0.0034 (-1.14)	-0.0039 (-1.05)	0.0095 (0.45)	0.0180 (0.23)	0.0095 (0.45)	0.0094 (0.45)	0.0214 (0.19)
<i>tidef</i>		0.0157 (0.10)	0.2899 (0.32)	1.3208 (0.22)	0.0638 (0.18)	0.0803 (0.20)	1.5940 (0.18)
<i>exchera</i>			0.0804 (0.37)	0.3760 (0.23)			0.4897 (0.19)
<i>gishar</i>				-7.5079 (-0.22)	-1.2353 (-0.32)	-1.3539 (-0.32)	-8.6376 (-0.19)
<i>educat</i>						-0.0993 (-0.12)	0.6424 (0.16)
<i>d1</i>	0.7089 (0.14)	1.3771 (0.16)					
<i>d2</i>			30.3232 (0.48)	51.4957 (0.24)	36.9101 (0.47)	35.5206 (0.46)	64.8974 (0.20)
<i>DW</i>	1.6519	1.6508	2.0430	2.0945	2.1124	2.1029	2.1145
R-Square	0.01785	-0.0035	-0.0649	-0.0945	-0.0650	-0.0855	-0.1174
標本	57	57	57	57	57	57	57

注：標本は1955年～2012年である。*d1*は、1947年度0、1973年度以前2、1975年度以後1、*d2*は、1974年度0、1992年度以後1、それ以外2のダミー変数。残差の単位10兆円。

注：() 内の値はt値であり、aは1%、bは5%、cは10%で有意である。

注：R-Squareは調整済み決定係数、*DW*はダービンワトソン比である。

参考文献

Acemoglu, Daron (2005), “Constitutions, Politics, and Economics :A Review Essay on Persson and Tabellini’s The Economic Effects of Constitutions,” *Journal of Economic Literature*, 63, 1025-1048.

Acemoglu, Daron (2009), *Introduction to Economic Growth*, Princeton Univ. Press.

Acemoglu, Daron, Simon Johnson and James A. Robinson (2005), “Institutions as the Fundamental Cause of Long-run Growth,” Aghion, Philippe and Steven N. Durlauf, ed. *Handbook of Economic Growth*, Vol.1A, North-Holland, 385-472.

Acemoglu, Daron, Simon Johnson, James Robinson, and Y. Thaicharoen (2003), “Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 50, 49-123.

Blinder, Alan S., *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, 1998.

- 河野・前田訳『金融政策の理論と実践』、東洋経済新報社、1999年。
- Fata's, Antonio and Ilian Mihov (2013), Policy Volatility, Institution, and Economic Growth, *Review of Economics and Statistics*, 95 (2), 362-376.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2003), *The Economic Effects of Constitutions*, MIT Press.
- Romer, David (2006), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill、堀・岩城・南條訳 (2010)『上級マクロ経済学』日本評論社。
- Sala-i-Martin, Xavier, Gernot Doppelhofer, and Ronald I. Miller (2004), "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach," *American Economic Review*, 94, 813-835.
- 伊藤隆俊・林伴子著 (2006)『インフレ目標と金融政策』東洋経済新報社。
- 岩本康志 (2013)「政府累積債務は経済成長を阻害するか」「経済セミナー」No.674、pp.45-50.
- 国枝俊樹 (2000)「コーポレート・ファイナンスと税制」『ファイナンシャル・レビュー』第69号、4～45頁。
- 国枝俊樹 (2004)、第9章「税制改革の政治経済学」、青木昌彦／鶴光太郎編著 (2004)『日本の財政改革』東洋経済新報社。
- 坂井吉良 (2013)「デフレーションと日本のAD・AS曲線」『政経研究』第48巻第3号、pp.173-204.
- 坂井吉良・岩井奉信 (2011)「憲法の制度的枠組みが生産性に与える効果に関する研究」『政経研究』第48巻第3号、pp.109-138.
- 坂井吉良・坂本直樹 (2012)「選挙制度による財政政策の相違と経済パフォーマンス」『政経研究』第49巻第2号、pp.200-238.
- 田中秀明 (2004)、第7章「財政ルール・目標と予算マネジメントの改革」、青木昌彦／鶴光太郎編著 (2004)『日本の財政改革』東洋経済新報社。
- 深尾京司著 (2012)『「失われた20年」と日本経済』日本経済新聞。