

日本における民主主義の経済成長効果に 関する実証的試論

良幸樹郎憲
吉智直太一
井本本本
坂坂瀧中

1. 序
2. チャンネル効果と経済成長効果
3. 計量モデルによる分析方法
 - 3.1 チャンネル方程式と成長方程式
 - 3.2 データ
4. 実証分析結果
5. むすび

1. 序

政治制度や経済制度は国を問わず、複雑な歴史的経過をたどり形成され、それらに規定される民主主義や市場経済は国民や政府の意思決定を通じて相互に依存し合っている。こうした民主主義と市場経済との相互依存関係を前提としたうえで、本研究は日本を対象とし、民主主義の質的改善が経済成長に与える効果を定量的に把握することに挑戦する。より具体的には、日本の統計データを用いて、民主主義が人的資本、物的資本、所得分配、市場開放、政府規模といった各経済変

数を介して経済成長に影響を与える個別効果と、それらの和である総効果を推定し、日本の民主主義の経済成長効果の解明を試みる。

Tavares and Wacziarg (2001) は、民主主義の質から影響を受け経済成長に影響を与える変数のことをチャンネル変数 (channel variable) と定義している⁽¹⁾。上述した人的資本、物的資本、所得分配、市場開放、政府規模はこのチャンネル変数に当たり、民主主義と経済成長とをリンクさせる役割を果たしている。本研究では、民主主義の質がチャンネル変数に与える効果をチャンネル効果 (channel effect) と呼び、各チャンネル変数が経済成長に与える効果を経済成長効果 (economic growth effect)、または、単に成長効果と呼ぶことにする。

チャンネル効果と経済成長効果はともにチャンネル変数ごとに存在し得る。あるチャンネル変数に関する両者の積は、そのチャンネル変数を介した民主主義の経済成長効果、すなわち、上述の個別効果を表す。また、すべてのチャンネル変数に関する個別効果の和は、民主主義が経済成長に与える総合的な効果、すなわち、上述の総効果を表している。

本研究の主要な目的は以下の3点である。第一に、Solow (1957) は、労働の増加、資本の増加、技術進歩 (全要素生産性: TFP) の経済成長への寄与を定量的に把握する成長会計を提示した⁽²⁾。一方、本研究では民主主義の経済成長への寄与を定量的に把握することを第一の目的とする。人的資本や物的資本の形成は、経済成長を決定する基本的かつ大きな影響力をもつ経済的要因である。この2つの資本形成とその蓄積量は、経済主体である企業や個人的意思決定に依存しているが、その意思決定は政府の政策によって変化することが予想される。すなわち、市場経済において決定されるあらゆる経済変数は政府の政策と独立ではない。このことは、民主主義が政府の政策決定とその影響を受ける市場参加者の意思決定を通じ、市場経済において決定される人的資本や物的資本等のチャンネル変数に影響を及ぼして、経済成長を変化させることを意味している。

第二に、政治制度に関する研究は、各国の政治制度が各国の経済的パフォーマンスや民主主義の質に影響を与えていることを強調している。例えば、大統領制や議員内閣制のような政治制度に加え、司法制度、議会制度、選挙制度、地方自治制度、さらには、財政制度等のように憲法に規定される統治機構は、経済的パフォーマンスや民主主義の質と密接な関係にあることが指摘されてきた (Persson and Tabellini, 2003, Lijphart, 1999)。しかしながら、本研究は、政治制度等の統治機構が経済的パフォーマンスや民主主義の質にとって重要であるという指摘に止まらず、「われわれが実際に知りたいのは、・・・どの制度の特定の側面がどの結果にとって重要であるか」 (Acemoglu, 2005) ということに着目し、具体的で説得的な政策提言に結びつく分析を目指した実証的試論を行うことを第二の目的とする。ところで、Tavares and Wacziarg (2001) は、民主主義が複数のチャンネル変数を介して経済成長に影響を与える計量モデルを提示している。このモデルにおいて民主主義が経済成長に与える効果はチャンネル変数によって異なり、正值をとる場合も負値をとる場合もある⁽³⁾。本研究は第二の目的に応えるために、このモデルに基づく実証分析を行い、予め設定したチャンネル変数ごとにチャンネル効果と経済成長効果を推定する。

第三に、民主主義と所得水準との関係に関する研究は、Lipset (1959) 以来多くの研究蓄積がある。民主主義と所得水準に関する多くの実証分析は、クロスセクションとパネルデータに基づいて分析されてきた。豊かな国は民主主義国であり、民主主義は経済成長を実現することを示している。しかしながら、民主主義が所得水準に与える正の効果は、民主主義制度が導入された初期段階に限られ、強固な民主主義が定着した段階では負の効果が生じることも指摘されている (Barro, 1996, 1997)。また、Giavazzi and Tabellini (2005)、Persson and Tabellini (2006, 2008, 2009)、Acemoglu et al. (2019) では、民主主義の経済成長効果、すなわち、正の効果が確認されているが、これらの研究が独裁政治から民主主義への移行による効果を推定したものであることには注意を

要する。これに対して、Helliwell (1994) と Tavares and Wacziarg (2001) のように民主主義が所得水準に与える効果を負とする研究もある。これら一連の先行研究に対し、本研究は、日本という民主化後、比較的長い歴史を有する国の民主主義と経済成長に焦点をあて、各国のクロスセクションデータではなく、日本の歴史的経緯を内在した時系列データを用いて実証分析を行うことを第三の目的とする。具体的には、日本において民主主義が経済成長にどのような影響を与えてきたかを把握するために、人的資本、物的資本、所得分配、市場開放、政府規模の5変数をチャンネル変数として設定したうえで、1961年から2014年の日本の時系列データを用いて、これら5変数のチャンネル効果と経済成長効果を推定することを試みる。そして、構造方程式の推定結果から個別効果と総効果を導出し、日本の民主主義が経済成長に与える効果について検討する。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では、民主主義と経済成長とをリンクさせるチャンネル変数について説明し、それらのチャンネル効果と民主主義が経済成長に与える効果について考察する。第3節では、本研究で利用する分析方法とデータについて説明する。第4節では、実証分析結果を提示し、最後に、本研究の要約と課題について述べる。

2. チャンネル効果と経済成長効果

Tavares and Wacziarg (2001) はチャンネル変数を複数設定（政治的不安定性、政府の質、人的資本等）し、民主主義が各チャンネル変数を介して経済成長に及ぼす効果について実証分析を行っている。彼らの研究を踏まえた坂井 (2013) もあり、両者は構造方程式を推定する計量モデルによる研究である。

チャンネル変数とは、前述のとおり、民主主義の質から影響を受け経済成長に影響を与える変数のことであり、民主主義と経済成長とをリンクさせる。民主主義の質は政策決定を通じて経済成長という経済

的パフォーマンスに影響を与えることから、チャンネル変数は政治と経済とをリンクさせる変数であるともいえる。例えば、民主主義の状況によって、政変（クーデターや政権交代）の頻度が異なり、政変に伴う統治機構や政策の変更は平和的であることも軍事力によることもあり得る。いわゆる政治的安定性は、民主主義の成熟度によって異なっているとともに、雇用や物価という経済安定や経済成長という経済的パフォーマンスに影響を与えている。この政治的安定性のようなガバナンス指標は、民主主義と経済成長とをリンクさせるチャンネル変数の代表的な例である（坂井, 2013）⁽⁴⁾。

本研究では、民主主義の質がチャンネル変数に与える効果をチャンネル効果と呼び、各チャンネル変数が経済成長に与える効果を経済成長効果と呼ぶこととする。チャンネル効果と経済成長効果はともにチャンネル変数ごとに存在し得るが、あるチャンネル変数に関する両者の積は、そのチャンネル変数を介した民主主義の経済成長効果、すなわち、個別効果を表している。また、すべてのチャンネル変数に関する個別効果の和は、民主主義が経済成長に与える総合的な効果、すなわち、総効果であり、日本の民主主義が経済成長に与える効果と考えることができる。

本研究ではこうした個別効果と総効果を定量化するために、5つのチャンネル変数を設定したうえで、各チャンネル変数を被説明変数とし、民主主義の質を説明変数に含む5本の構造方程式（以下、チャンネル方程式）と、経済成長率を被説明変数とし、5つのチャンネル変数が説明変数である1本の構造方程式（以下、成長方程式）を推定する。これらの構造方程式の推定結果に基づき、チャンネル方程式の民主主義に関する回帰係数と、成長方程式のチャンネル変数に関する回帰係数との積を計算することにより、民主主義の質が各チャンネル変数を介して経済成長に与える個別効果を導出する。さらに、これらを合計することにより、民主主義が経済成長に与える総効果を提示する。このアプローチは、日本の民主主義が特定のチャンネルを介して経済成長

に影響を与えているかどうかを、そして、どのような影響を与えているかを明らかにすることができる。

本研究におけるチャンネル変数は、人的資本、物的資本、所得分配、市場開放、政府規模の5つである。人的資本は教育や経験を通して得られる知識や熟練と定義されることから、教育と労働の関数として表される⁽⁵⁾。さらに人的資本は、知識や熟練だけでなく栄養、医療、健康、寿命等の労働者の能力を引き上げる個人や企業そして社会のストックであり、特に知識は正の外部性があり、公共財の特徴をもっている。したがって、人的資本は政府の教育政策と雇用政策を通じて民主主義から影響を受ける代表的なチャンネル変数であり、民主主義の質的改善が人的資本の蓄積を促進することが期待される。

物的資本は投資の収益率やそのコスト（長期利子率）だけでなく、法人税率やリスクに対する政府のケア、さらには政府の公共投資との競合・補完関係にも依存する。政府支出と民間投資（物的資本の形成）との関係に関する従来からの議論は、政府支出の増加が民間投資を抑制するというクラウディングアウト効果の存在である。民主主義の質的改善が政府支出を増加させるときは、クラウディングアウト効果が存在するならば、民主主義と物的資本との関係は負と予想されるが、クラウディングアウト効果が存在しないならば、両者の関係は正となる。他方、民主主義の質的改善が政府支出を減少させるときは、この正負の関係は真逆になる。生産要素の技術的關係から物的資本の経済成長効果は正であると予想されるものの、物的資本のチャンネル効果の方向は定まらないことから、民主主義が物的資本を介して経済成長に与える効果も定まらない。Tavares and Wacziarg (2001) の実証分析では、その効果は負となっている。

所得分配は政府の分配政策や課税政策によって大きく変化する。政権が富裕層に配慮した分配政策や課税政策では、富裕層への所得と富が集中し、ジニ係数は高く不平等は大きくなる。その結果、労働者の勤労意欲の低下を導くことも予想されるが、富裕層の経済的なインセ

ンティブを損なうことはなく、経済成長を促進することも予想される。一方、中間層や低所得層に配慮した課税政策や所得再分配政策を重視する政権の下では、所得や富の不平等は小さくなる。しかし、この所得再分配政策は富裕層の経済的なインセンティブを低下させるだけでなく、労働者の勤労意欲を低下させ、失業率を高める可能性がある。したがって、民主主義のテーマの一つである所得や富の分配の不平等を是正することが、経済成長に正の効果をもたらすかどうかは明らかではない。

貿易の市場開放は頻繁に政治問題となっている。国際経済学の基礎理論である比較優位の原理は、自由貿易が国民の厚生水準を高めるという命題を導いている。しかし、貿易の自由化は国内の特定の生産者に不利益が集中し、かつ、労働や土地さらには物的資本の短期的調整が困難であることから、国内産業の市場開放には強力な反対意見が常に提起されてきた。一方、国民一人当たりの貿易の自由化の便益が小さいために、大多数の消費者は発言を控えることが市場開放の進展しない背景要因となっている。したがって、民主主義が貿易の市場開放を促進することは困難であり、市場開放の経済成長効果も明確ではない。

政府規模に関する国民の選好について、「ゆりかごから墓場まで」というように、国民のあらゆる生活をケアする大きな政府を選好している北欧諸国や、国民に対する政府の介入・規制を極力排除し、個人の自己責任が貫徹可能な小さな政府を選好するアメリカのような国も存在する。政府規模は国民が政府の役割をどのように考えるかによって大きな隔たりがある。この議論は、その国の長い歴史的過程、民主主義の誕生、民主主義の歴史的過程等に依存しているものと考えられる。したがって、政府規模のチャンネル効果は不確定である。さらに、政府規模の変化が有効需要に与える効果、さらには、民間投資に与える効果も存在することから、政府規模の経済成長効果も複雑であることが予想される。

以上5つのチャンネル変数のうち、人的資本は民主主義の質的改善

によって増加し、その人的資本の増加によって経済成長を促進させると予想されるが、他の4つのチャンネル効果と経済成長効果は政治的・経済的要因や民主主義の歴史等、各国の複雑な歴史的過程に依存していることから明確ではない。すなわち、チャンネル効果と経済成長効果の解明は、極めて実証的な問題であるといえる。

3. 計量モデルによる分析方法

3.1 チャンネル方程式と成長方程式

チャンネル効果と経済成長効果の推定には、Tavares and Wacziarg (2001) と坂井 (2013) に基づく計量モデルを用いる。この計量モデルはチャンネル方程式と成長方程式からなる連立方程式体系であるため、その特徴を踏まえた推定方法が必要となる。

チャンネル方程式は、人的資本、物的資本、所得分配、市場開放、政府規模という5つのチャンネル変数ごとに定式化される。いずれのチャンネル方程式についても、被説明変数はチャンネル変数であり、民主主義の質が説明変数に含まれる。また、成長方程式は、経済成長率を被説明変数とし、すべてのチャンネル変数が説明変数に含まれる。

したがって、推定すべき連立方程式体系は、5本のチャンネル方程式と1本の成長方程式からなる。また、この体系から決定される内生変数は、5つのチャンネル変数と経済成長率の計6つであり、それらはこの体系におけるすべての外生変数によって操作される。以上から、次式のように成長方程式とチャンネル変数を定式化する。

$$(1) \quad \dot{y}_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i x_{it} + \sum_{h=1}^H \delta_h Z_{ht} + e_t, \quad t=1, \dots, T$$

$$(2) \quad x_{it} = \gamma_i + \mu_i dc_t + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^5 \varphi_j x_{jt} + \sum_{s=1}^{S_i} \theta_{is} R_{ist} + u_{it}, \quad i=1, \dots, 5, \quad t=1, \dots, T$$

(1) 式は成長方程式である。この方程式において、 $ydot_t$ は第 t 期の経済成長率、 x_{it} は第 t 期のチャンネル変数であり、ともに内生変数である。 Z_{ht} は第 t 期の外生変数であり、その種類は h で表され、その個数は H である。また、 α , β_i , δ_h は推定されるべきパラメータであり、 e_t は第 t 期の攪乱項である。他方、(2) 式はチャンネル変数 x_{it} を説明するチャンネル方程式である。この方程式において、 dc_t は第 t 期の民主主義の質（後述する Democratic Capital）、 R_{ist} は i 番目のチャンネル変数に関する第 t 期の外生変数であり、その種類は s で表され、その個数は S_i である。また、 γ_i , μ_i , φ_j , θ_{is} はパラメータ、 u_{it} は攪乱項である。

各チャンネル変数のチャンネル効果は、(2) 式における dc_t の回帰係数 μ_i によって表される。また、各チャンネル変数の経済成長効果は、(1) 式における x_{it} の回帰係数 β_i によって表される。したがって、民主主義が各チャンネル変数を介して経済成長に影響を与える個別効果は、各チャンネル変数のチャンネル効果と経済成長効果の積 $\beta_i \mu_i$ で表される。そして、すべてのチャンネル変数に関する個別効果の和である総効果は次式で与えられる。

$$(3) \quad \sum_{i=1}^5 \frac{\partial ydot_t}{\partial x_{it}} \frac{\partial x_{it}}{\partial dc_t} = \sum_{i=1}^5 \beta_i \mu_i$$

(1) 式と (2) 式から計量モデルは、6つの内生変数と6つの構造方程式から構成される連立方程式体系である。本研究では、このモデルを3SLSで推定し、そのパラメータの推定値を利用して、個別効果と総効果を推定する。

このモデルの特徴は、民主主義の質がすべてのチャンネル方程式の説明変数に含まれているが、成長方程式には含まれていないことである。その理由は、民主主義の経済成長に与える直接効果ではなく、間接効果を推定することを意図したモデルであり、民主主義の経済成長に与える明確な直接効果に関する理論的關係が解明されていないこと

によるものである⁽⁶⁾。

また、民主主義と経済との関係の解明は、Lipset (1959) の先行研究以後の今日も重要なテーマである。このモデルはこのテーマの解明に挑戦しているだけでなく、「民主主義制度のどの特定の側面がどの結果にとって重要であるか」(Acemoglu, 2005) というテーマへの挑戦を意図していることにも特徴がある。ただし、本研究は、5つのチャンネル変数しか考慮しておらず、また、経済的パフォーマンスも経済成長しか取り上げていないが、資源配分の効率性、物価・雇用の安定性や公平性、さらには経済的自由などの政策目標についても分析が可能である。

3. 2 データ

本研究では、(1) 式と (2) 式を推定するため、1961年から2014年までの日本の経済、財政、金融、人口、民主主義等の時系列データを利用する。主要なデータの出所は、「国民経済計算年報」(内閣府)、「長期統計年鑑」(総務省統計局)、「長期金利」(日本銀行)であり、その詳細は付録Bを参照されたい。

民主主義の質を表す変数については、その時系列的な変動を捉える必要があるため、坂井・坂本 (2017) が毎年の政治意識調査のデータから作成した Democratic Capital を用いることにした。坂井・坂本 (2017) は、年次の民主主義指標が減価しながら Democratic Capital として蓄積されると想定して、その蓄積量も算出している。Democratic Capital は、Persson and Tabellini (2006, 2008, 2009) が「人々や社会が自国と諸外国の民主主義や非民主主義という、歴史的事実に基づく経験や教育を通して得られる民主主義に関する知識の蓄積量である」と定義したものである⁽⁷⁾。坂井・坂本 (2017) は、ある年において国民の選好がどれだけ政策に反映されていたかを表す年次の民主主義指標を作成し、それが民主主義に関する経験や知識となり、Democratic Capital として蓄積されていくと想定している。坂井・坂本 (2017) の民主主義指標は、毎年の内閣支持率と政党支持率等のデータを利用し

て推定したものであり、「人民の選好に基づき、人民による人民のための統治」という民主主義の理念が反映されているため、その蓄積量である Democratic Capital は民主主義の質を表す代理指標として相応しい性質を持っていると考えられる。また、Democratic Capital には年次で変化の大きい内閣支持率と政党支持率の影響が反映されるため、実証分析を行ううえで十分な時系列的な変動を確保することができる。

坂井・坂本（2017）の民主主義指標は年次データであり、各年における内閣支持率と政権政党支持率の類似度（どれだけ近い値をとるか）として定義される。政権政党支持率よりも内閣支持率が低いことは、政府が有権者の選好に合致した政策を実行していないことを意味し、民主主義的ではないとみなされる。他方、政権政党支持率よりも内閣支持率が高いことは、与党を支持しない有権者が内閣を支持していることを意味する。一見、こうした状況は望ましいようにも思えるが、与野党ともに十分に民意を吸収しきれていないことや、ポピュリズムが生じていることが懸念されるため、こうした状況は民主主義的ではないとみなされる。したがって、内閣支持率と政権政党支持率が近い値をとるほど、高い値を示す民主主義指標が定義されている⁽⁸⁾。

ところで、国際機関等が公表する他の民主主義指標は、民主主義の水準を国際比較する上では有用であるが、例えば、日本については近年、常に一定の値をとるなど、特定の国における時系列的な変動に乏しい。一方、本研究の実証分析は、日本において民主主義が経済成長を促してきたかについて検証するために、時系列的な変動のある民主主義指標を用いた分析が不可欠であるが、坂井・坂本（2017）の民主主義指標はこれに応えるものとなっている。もちろん、坂井・坂本（2017）の民主主義指標は、例えば、政治的無関心が強いため、内閣支持率と政権政党支持率がともに低く、両者が類似した数値をとるような状況を民主主義的としてしまったり、内閣支持率と政権政党支持率との大小関係が十分に反映されなかったりする問題を抱えているが、より精緻な民主主義指標の構築は今後の研究課題とし、時系列的変動

が得られることを重視して、この民主主義指標を用いることとする。

以上を踏まえ、本研究では、坂井・坂本 (2017) の Democratic Capital を民主主義の質を表す変数として利用する。この Democratic Capital には減価償却率ごとに 2%、4%、6%、8% の 4 つの指標があり、本研究では民主主義 *dc198*, *dc196*, *dc194*, *dc192* の 4 つのデータを利用している。

経済成長率には、平成 17 歴年基準の実質 GDP 成長率 *gdpdot*、就業者一人当たりの実質 GDP 成長率 *lydot* を用いた。人的資本には、大学進学率 *unirate* と短大・大学進学率 *colrate*、政府の規模には、実質政府最終消費支出の実質 GDP 比 *govsize*、そして、物的資本投資には、実質総固定資本形成の実質 GDP 比 *inveform* を用いた。また、貿易の市場開放は *global* と表記し、 $((\text{輸出} + \text{輸入}) \div \text{実質 GDP})$ を計算した値を用いることとした。

所得分配の不平等 *gini* は、Gini 係数を利用している。このジニ係数は国税庁の長期時系列データ、申告所得税標本調査結果の所得階級別納税者数 (合計) から導出したものである (昭和 26 年～平成 27 年)。

外生変数については次の変数およびデータを利用している。インフレーションには、日本の GDP デフレータの対前年上昇率 *infldot*、世界銀行データに基づく日本の GDP デフレータ上昇率 *dfltadot* を用いた。利子率には、貸出約定平均金利・国内銀行 *inrs90be* (日本の長期統計系列、総務省統計局) のほか、平均約定金利・ストック・長期・都市銀行 *inrs90af* (日本銀行) を用いている。世界貿易の成長率には、*tradedot* (WTO)、人口構成には、15 歳以下人口比 *under15*、65 歳以上人口比 *over65* を用いた。また、年次ダミー変数 *d1* として、オイルショック、ニクソンショック、円高ショック、リーマンショック、阪神淡路大震災・東日本大震災を考慮している。

表 1 は基礎データの要約である。まず、54 年間の成長率の平均値は、実質 GDP 成長率 *gdpdot* が 3.9%、就業者一人当たりの実質 GDP 成長率 *lydot* が 3.2% であり、日本が高い成長率を実現してきたことが確認

表1 基礎データ

変数	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
gdp (10 億円)	54	348801.0	148920.0	79046.0	541803.0
ly (億円 / 万人)	54	579.0	205.6	175.0	857.0
gdpcdot (%)	54	3.876	3.811	-3.700	12.200
lydot (%)	54	3.187	3.269	-3.200	11.100
dc192	53	6.382	1.718	0.814	7.660
colrate (%)	54	38.548	12.735	11.800	56.800
unirate (%)	54	29.789	12.248	9.300	51.500
gini	54	52.443	4.315	44.300	60.500
global (%)	54	19.091	6.408	8.500	33.000
govesize (%)	54	13.932	3.514	9.340	19.162
inveform (%)	54	7.348	1.872	3.783	10.313

表2 Pearson の相関係数 N=54

変数	Gdp	gdpcdot	lydot	dc192	unirate	colrate	gini	global	govesize
gdpcdot	-0.7911 <.0001	1							
lydot	-0.7705 <.0001	0.9805 <.0001	1						
dc192	0.8649 <.0001	-0.7739 <.0001	-0.7846 <.0001	1					
unirate	0.9084 <.0001	-0.7774 <.0001	-0.7275 <.0001	0.7480 <.0001	1				
colrate	0.9455 <.0001	-0.8414 <.0001	-0.8070 <.0001	0.8735 <.0001	0.9697 <.0001	1			
gini	0.6607 <.0001	-0.5053 <.0001	-0.5477 <.0001	0.6915 <.0001	0.6076 <.0001	0.6495 <.0001	1		
global	0.9375 <.0001	-0.7578 <.0001	-0.7322 <.0001	0.7727 <.0001	0.9784 <.0001	0.9530 <.0001	0.6652 <.0001	1	
govesize	0.5177 <.0001	-0.3655 0.0066	-0.2687 0.0495	0.0820 0.5595	0.6785 <.0001	0.5274 <.0001	0.0361 0.7953	0.6347 <.0001	1
inveform	-0.6297 <.0001	0.3730 0.0055	0.3485 0.0098	-0.2736 0.0474	-0.7154 <.0001	-0.5791 <.0001	-0.4652 0.0004	-0.7539 <.0001	-0.6959 <.0001

注：下段の数値は p 値

できる。この期間において実質 GDP は、1961 年の 79 兆から 2014 年には、6.8 倍の約 535 兆円に増加し、就業者一人当たりの実質 GDP は、1 万人当たり 175 億円から 841 億円の 4.8 倍となっている。本稿の目的は、この高い経済成長率の実現に寄与した民主主義のチャンネル効果とその全体効果を把握することである。

表 2 は Democratic Capital および内生変数の相関係数を示している⁽⁹⁾。実質 GDP 成長率 $gdpdot$ と就業者一人当たりの実質 GDP 成長率 $lydot$ との相関は極めて高い。そして、その 2 つの成長率と Democratic Capital $dc192$ 及び内生変数との相関係数は、第 4 行に示されている。この 2 つの成長率と Democratic Capital $dc192$ との相関係数は、いずれも負であり、高い値となっている。本稿の民主主義の質を表す変数は、日本の Democratic Capital であり、他の資本と同様に所得（生産性）を上昇させるだけでなく、毎年蓄積されるとともに減価し、さらには毀損するという特徴をもっているが、成長率とは負の相関関係となっている。もちろん、GDP と $dc192$ の相関係数は 0.8649 の正であり、高い値となっている。また、 $dc192$ と内生変数であるチャンネル変数との相関係数は、第 4 列に示されている。 $dc192$ と政府の規模との相関関係はなく、資本形成とは負であるが、 $gini$ 係数を含めて他のチャンネル変数とは強い正の相関関係となっている⁽¹⁰⁾。そして、内生変数間の相関係数は第 5 列から第 9 列に示されている。所得分配の $gini$ 係数と政府の規模（政府最終消費支出） $goversize$ が無相関である以外は、投資率と他のチャンネル変数との負の相関係数も含めて、内生変数間の相関係数は高い値であり、かつ、すべて 1% で統計的に有意である。この内生変数間の強い相関関係は、内生変数に影響を与えている外生変数によるコントロールが重要であることを示している。

4. 実証分析結果

表 3～表 6 は、日本の民主主義がどのように経済成長に影響を与え

ているかの実証分析結果を示したものである。4つの表は、Democratic Capital が *dc192* (減価償却率8%) であり、経済成長率が GDP 成長率 *gdpdot* と就業者一人当たりの GDP 成長率 *lydot* のモデルの2パターンがあり、5つチャンネル変数はすべて同じであるが、人的資本が大学進学率 *unirate* もしくは短大・大学進学率 *colrate* のデータを利用した4つのモデルの推定結果である。また、計量モデルの基本構造は(1)と(2)式に基づいている。表3～表6の推定値は、(1)と(2)式の6本の連立体系を3SLSで推定した構造パラメータの推定値であり、その推定結果の詳細は、付録Aの表7～表10に示されている。

表3～表6の第2列は、異なる5本のチャンネル方程式における民主主義がチャンネル変数に与えるチャンネル効果 μ_k の推定値であり、第1列のチャンネル変数が従属変数、民主主義が説明変数となっている。この値は民主主義の間接効果の大きさである。表の第3列は、成長方程式におけるチャンネル変数の係数 β_i の推定値であり、従属変数が実質GDP成長率または就業者一人当たりのGDP成長率であり、その説明変数は第1列のチャンネル変数であるチャンネルの成長効果となっている。そして、第4列は、民主主義がチャンネル変数を通して経済成長に与える民主主義の成長効果 $\beta_i \mu_i$ の推定値であり、その値は第2列の民主主義のチャンネル効果 β_i と第3列のチャンネルの成長効果 μ_k ($k=i$)の積であり、その総和が民主主義の経済成長に与える全体効果である。

まず、第2列の民主主義のチャンネル効果の推定値は、gini係数が従属変数である第3行目の民主主義が所得分配に与える効果の係数のみが有意水準5%で有意であるが、他の人的資本投資、貿易の市場開放、政府の規模、投資の資本形成の4つのチャンネル効果は、すべて有意水準1%で有意である。この5本のチャンネル方程式の推定結果は極めて安定的結果となっている。このことはこれらのチャンネル変数が日本の民主主義の状況に敏感に反応していることを示している。

人的資本投資、貿易の市場開放と物的資本形成の3つのチャンネル変数は、民主主義の質的改善とともに増加していることが確認できる。

すなわち、日本の民主主義は、人的資本と物的資本投資の蓄積を積極的に進め、日本の市場開放を積極的に推進してきたことを示している。一方、所得分配の不平等は民主主義の質的改善とともに低下するという、所得分配の不平等の是正を推進してきたことを示している。そして、政府の規模である政府消費に与える民主主義のチャンネル効果は負であり、日本は戦後一貫して小さな政府を選択してきたことを示している。

以上のチャンネル方程式の安定的推定結果とは異なり、表の第3列の成長方程式は極めて不安定な結果となっている。政府の規模の3ケース、物的資本の2ケースそして、所得分配の1ケースのみが有意である。

このように第2列の民主主義のチャンネル効果 β_i が有意で、第3列のチャンネル変数の成長効果 μ_k の多くが有意ではないが、次に第4列の各チャンネル変数の民主主義の成長効果 $\beta_i \mu_i$ の推定値の統計的有意性について検定する⁽¹¹⁾。まず、表3では政府の規模と物的資本の2つのチャンネル変数の成長効果が有意であり、このチャンネルの実質GDPの成長効果の和は、マイナス1.2%である。表4では、所得の不平等と政府の規模の2つのチャンネル変数の成長効果が有意であり、このチャンネルの実質GDP成長効果の和は5.1%である。また、表5の就業者一人当たりの実質GDPの成長効果は、物的資本のチャンネルのみが有意であり、その成長効果はマイナス1.9%である。そして、表6では5つのすべてのチャンネルの変数の成長効果は統計的に有意ではない。このように各チャンネル変数を通じる民主主義の成長効果の多くの推定結果が不安定となっている。

民主主義社会はすべてのチャンネル変数が、成長効果を伴っているという理想的な社会ではあり得ない。民主主義は何らかのコストをわれわれに課していることも事実であり、そのコストの一部は分配の公平性の優先が効率性を犠牲にするという、よく知られたトレードオフ関係がある。本研究の民主主義の成長効果 $\beta_i \mu_i$ の実証分析結果は、政府規模に関する政策が国内投資を犠牲にするという関係もあり得ることも示唆している。このような本研究のチャンネル効果は正と負が予

想されるとともに、そのすべてのチャンネルが統計的に有意ではないが、民主主義の経済成長に関する全体効果は正であり、実質 GDP 成長率を年 1.6%～2.1%、1人当たりの実質 GDP を 0.9%～1%引き上げる可能性を示すものであった。特に政府の規模は、日本の経済成長を推進してきた強力な民主主義のチャンネルであった可能性を示唆している。なお、バブル崩壊後の 1994 年以後政府支出がジャンプし、以後増加している。バブル崩壊前後で、政府の規模が日本の経済に与える影響が異なっている可能性も予想される。

表 3～表 6 の第 4 列の民主主義の成長効果の符号のみに注目すると、所得の不平等の是正効果は正であるが、人的資本と物的資本の係数は負であり、この 2 つのチャンネルの民主主義の成長効果は成長促進ではなく、実質 GDP や一人当たりの実質 GDP を引き下げるという影響を与えていた可能性を示している。この推定結果は生産要素と産出量の技術的關係とは整合的ではなく、民主主義の質的改善が人的・物的資本を増加させるが、その増加は産出の増加ではなく、低下させるメカニズムの可能性を示している。企業の一時的な過剰な人材確保や過剰投資が起こることも、また、産出の変動に雇用調整や物的資本の調整が困難であるゆえに一時的に過剰雇用や過剰設備の状態に直面するが、長期間において人的・物的投資が成長ではなく、景気後退を引き起こす要因となっている可能性は肯定できるものではない。しかし、この推定結果は、日本の人的・物的資本の蓄積が成長を促進する効果とそれを抑制する効果の 2 つの効果が相殺している可能性を示唆している。

その実質 GDP 成長率の内訳については、政府の規模が 1.5%であり、貿易の市場開放と所得分配の是正効果は、正の効果を予想させるものであるが明確ではなく、また、人的資本と物的資本の効果も明確ではなく、むしろこのチャンネルは経済成長を抑制していた可能性が高いというものであった。一方、就業者 1 当たりの実質 GDP 成長率の内訳については、貿易の市場開放と政府の規模は支出及び所得分配の不平等是正の効果は、正の効果が予想できるが明確な関係はではない。また、

人的・物的資本の効果も明確ではなく、このチャンネルは経済成長率を引き下げるマイナスの影響が予想される推定結果となっている。

Tavares and Wacziarg (2001) における先進国と発展途上国の 65 カ国のクロスセクションデータ (1970-1989) を利用した実証分析では、民主主義が教育機会 (人的資本の蓄積) を拡大させるが、物的資本を減少させるといふメカニズムであり、前者の経済成長に与える効果は、民主主義の人的資本に与える正のチャンネル効果が経済成長に正の効果を与えている。一方、後者の民主主義の物的資本に与えるチャンネル効果が負であり、その物的資本の減少が経済成長に負の影響を与えている。この民主主義の前者の正の効果が後者の負の効果よりも小さく、民主主義の 2 つの効果の和は負となっている。このような民主主義の個別効果の和が負となり、「民主主義の経済成長に関する全体効果は、どちらかというといふ負である」と要約している。

本研究の実証分析結果は、Tavares and Wacziarg (2001) の結果とは異なり、日本の経済成長に与える民主主義の全体効果は正であった。豊かな国は民主主義国であるという現実と整合的な実証分析結果である。しかし、本稿の民主主義の経済成長に与える全体効果は正であるが、その効果は統計的に有意ではなく、日本の民主主義の全体効果について明確な判断を与えることはできない。この結果も Tavares and Wacziarg (2001) の有意である実証結果とは異なっている。

この日本の民主主義の経済成長に与える全体効果の実証分析結果は、チャンネル効果には正の効果と負の効果が存在し、日本の民主主義と市場経済の関係には複雑なメカニズムが存在していることを示唆している。その一つが人的資本や物的資本のチャンネルを通じた日本の民主主義の成長効果が明らかではなく、むしろ負の効果が予想されたことである (民主主義の質的改善→人的・物的資本の増加→低経済成長)。人的資本と物的資本の蓄積は技術進歩とともに豊かさを決定する最も基本的要因であるが、本研究の実証分析は人的・物的資本の増加は、経済成長に正の効果を与えていることを確認することができないだけでな

く、むしろ負の影響を与えていたことを示唆していた。この人的・物的資本を通じた民主主義の経済成長に与える効果が負であるという実証分析結果は、民主主義の質的改善→人的資本の増加→高成長や民主主義の質的改善→物的資本の低下→低成長という、Tavares and Wacziarg (2001) のチャンネル効果の実証分析結果と異なっており、計量モデルの定式化やデータの改善が指摘できる。しかし、実際に日本の政治と経済をリンクする経路から、この2つの投資が経済成長に負の効果を与えることも予想される。物的投資が非効率な分野に投資され過剰設備の状態が継続することや労働生産性の上昇に結び付かない人材確保や配置転換という過剰雇用も予想される。

日本の労働市場における終身雇用、企業別労働組合、年功賃金という日本的雇用制度やさらには新卒一括採用という日本独特の雇用制度は、経済や労働市場環境の変化に適切に対応した賃金と雇用の最適調整がビルトインされているとは考えにくい。特に、女性の社会進出の遅れや女性の昇進・昇格における男性との大幅な格差は、人的資本の蓄積が労働生産性や経済成長との結びつきを弱くするひとつの要因である。本稿で利用した人的資本は大学進学率 *unirate* と短大・大学進学率 *colrateto* であり、この進学率には女性の進学率も当然含まれている。女性の活躍社会が近年声高に叫ばれているが、このことは日本の人的資本は、女性の人的資本の蓄積が経済的パフォーマンスの改善に反映されていない社会の可能性を示すものであり、女性を含む人的資本の蓄積が経済成長を促進する人材活用政策ではないことを示唆している。もし、以上の推論が正しいのであれば、日本の政治と経済との人的資本チャンネルは、経済成長に正の効果を与える要因とは限らないことになる。また、経済のサービス化は対人的サービスの需要と労働時間の延長が不可避となっている。この需要の増加に対する人的資本の蓄積が、必ずしも生産性上昇に結びついていないことも予想される⁽¹³⁾。

もう一つの複雑なメカニズムは所得分配のチャンネルである。日本の民主主義は所得分配の不平等を是正し、その不平等是正が経済成長

に与える正の効果とその2つの効果による高経済成長が予想される結果となっているが（民主主義の質的改善→所得分配の不平等の改善→高成長）、このチャンネルの成長効果は有意ではない。所得分配の不平等の改善が労働者の労働意欲や企業のビジネスのインセンティブに影響を与えていることが予想される。特に、最低賃金制度や労働所得への課税さらに社会保障制度は、労働意欲のインセンティブに影響を与えている。また、企業利潤に対する課税は、企業の人的・物的投資や技術開発さらには新ビジネスに対するインセンティブを変更させている。このように所得分配の是正という民主主義のチャンネルは、経済パフォーマンスと密接な関係があり、その効果は労働所得、企業所得、そして世代間や性差間の政府の分配政策に依存している。この実証分析結果は、日本の所得再分配政策の改善が高成長を実現する余地のあることを示している。

この実証分析の統計的に有意な推定結果から以下の2つのエビデンスが提示される。政府消費の抑制を通じた政府の規模の縮小という民主主義の経済成長効果が確認されたことである（民主主義の改善→政府の規模の縮小→高成長）。このチャンネルの民主主義の成長効果は、2つのモデルが有意である（表3と表4）。北欧諸国は代表的に大きな政府であり、豊かな国である。一方、アメリカは代表的に小さな政府であり、豊かな国である。本研究の実証分析結果は、民主主義の質的改善→大きな政府→低成長という、Tavares and Wacziarg (2001) のチャンネル効果の実証分析結果と整合的でもあり、日本の小さい政府の選択が経済成長を実現する民主主義のチャンネルが存在していることを示唆している。

経済成長を実現するもう一つの重要なチャンネルが、貿易の市場開放を促進し、その市場開放が経済成長に与える正の効果であった（民主主義の質的改善→貿易の市場開放→高成長）。しかし、このチャンネル効果は有意ではなかった。日本は資源が乏しく、貿易立国と表現されるように、貿易が日本の経済成長を牽引してきたことという事実を支持する実証分析結果ではなかった。繊維、鉄鋼、家電製品、自動車、半導体等が日本の対米輸出急増による貿易摩擦や日本の農産物の市場開放は、

表3 チャンネル効果と経済成長効果の推定結果 I

被説明変数：実質 GDP 成長率 (*gdpdot*)、人的資本：大学進学率 (*unilrate*)

チャンネル変数	民主主義のチャンネル効果 μ_k	チャンネルの成長効果 β_i	民主主義の成長効果 $\mu_i\beta_i$
人的資本 <i>unilrate</i>	6.3261 (1.6299) a	-0.3622 (0.4353)	-2.2911 (2.5608)
所得の不平等 <i>gini</i>	-2.9971 (1.4266) b	-1.2999 (1.0095)	3.8958 (3.6200)
貿易の市場開放 <i>global</i>	2.0128 (0.1902) a	0.5937 (0.6799)	1.1950 (1.4017)
政府の規模 <i>govesize</i>	-1.0016 (0.2093) a	-1.4659 (0.7378) c	1.4682 (0.7666) b
物的資本 <i>inveform</i>	0.7957 (0.1007) a	-3.3094 (1.4884) b	-2.6333 (1.1293) b
総効果			1.6346 (14.1718)
Waldtest (p 値)			0.0133 (0.9082)

注：() 内の値は標準誤差である。a は有意水準 1%、b は有意水準 5%、c は有意水準 10% で有意である。

表4 チャンネル効果と経済成長効果の推定結果 II

被説明変数：実質 GDP 成長率 (*gdpdot*)、人的資本：短大・大学進学率 (*colrate*)

チャンネル変数	民主主義のチャンネル効果 μ_k	チャンネルの成長効果 β_i	民主主義の成長効果 $\mu_i\beta_i$
人的資本 <i>colrate</i>	7.605 (1.7295) a	-0.3769 (0.3033)	-2.8659 (2.4319)
所得の不平等 <i>gini</i>	-3.0278 (1.4235) b	-1.189 (0.663) c	3.6000 (2.1521) c
貿易の市場開放 <i>global</i>	2.0283 (0.1915) a	0.8439 (0.8066)	1.7117 (1.6532)
政府の規模 <i>govesize</i>	-0.9866 (0.2105) a	-1.4793 (0.5881) b	1.4595 (0.6330) b
物的資本 <i>inveform</i>	0.8029 (0.1013) a	-2.2105 (1.3705)	-1.7749 (1.1032) b
総効果			2.1304 (16.0770)
Wald test (p 値)			0.0176 (0.8946)

注：表1の注参照。

表5 チャンネル効果と経済成長効果の推定結果Ⅲ

被説明変数：就業者1人当たりの実質GDP成長率 (*lypdot*)、人的資本：大学進学率 (*unilrate*)

チャンネル変数	民主主義のチャンネル効果 μ_k	チャンネルの成長効果 β_i	民主主義の成長効果 $\mu_i\beta_i$
人的資本 <i>unilrate</i>	6.2396 (1.6315) a	-0.2649 (0.3894)	-1.6526 (2.2846)
所得の不平等 <i>gini</i>	-2.9711 (1.4270) b	-0.9576 (0.8925)	2.8451 (3.0621)
貿易の市場開放 <i>global</i>	2.0253 (0.1906) a	0.3559 (0.5969)	0.7208 (1.2257)
政府の規模 <i>govesize</i>	-0.9888 (0.2098) a	-0.9237 (0.6582)	0.9133 (0.6775) c
物的資本 <i>inveform</i>	0.8022 (0.1009) a	-2.4003 (1.3086) c	-1.9256 (1.0142)
総効果			0.9010 (13.4228)
Wald test (p 値)			0.0045 (0.9465)

注：表1の注参照。

表6 チャンネル効果と経済成長効果の推定結果Ⅳ

被説明変数：就業者1人当たりの実質GDP成長率 (*lydot*)、人的資本：短大・大学進学率 (*colrate*)

チャンネル変数	民主主義のチャンネル効果 μ_k	チャンネルの成長効果 β_i	民主主義の成長効果 $\mu_i\beta_i$
人的資本 <i>colrate</i>	7.6056 (1.7283) a	-0.3149 (0.2772)	-2.3949 (2.1818)
所得の不平等 <i>gini</i>	-2.9991 (1.4235) b	-0.8284 (0.5928)	2.4845 (1.8670) c
貿易の市場開放 <i>global</i>	2.034 (0.1916) a	0.6022 (0.7448)	1.2250 (1.5247)
政府の規模 <i>govesize</i>	-0.9826 (0.2105) a	-0.9149 (0.5369) c	0.8991 (0.5483) c
物的資本 <i>inveform</i>	0.8064 (0.1013) a	-1.5277 (1.2576)	-1.2319 (1.0147)
総効果			0.9817 (15.8143)
Wald test (p 値)			0.0039 (0.9505)

注：表1の注参照。

過去においても現在も、政治的な対立を生み、国民経済に影響を与えてきた問題であった。その日本の対外政策の民主主義のルールに基づいた政策決定は、日本の経済成長に明確に正の効果を与えていると強調することはできない。このことは資源の乏しい日本にとって、貿易によって豊かな経済を実現できる市場と政治をリンクする代表的チャンネル効果の改善の余地があるということである。

以上の日本の民主主義から経済成長というチャンネル経路に関する実証分析は安定的結果ではないが、民主主義と経済成長との間接的なリンクについて2つの示唆を与えている。ひとつは、1つのチャンネルが有意であったことは、民主主義のどのリンクが成長にとって重要であるかを定量的に明らかにしたことである。また、多くのチャンネルが統計的に有意でないことは、モデルが強力なエビデンスを見出すことができなかったこととともに、制度的な欠陥の可能性のあることを示唆している。特に、統計的に有意ではなかった所得分配の不平等の是正や教育機会の公平性の拡大は、民主主義が低所得層のニーズに応えるという意味において価値あることであるが、それは経済成長を犠牲にする可能性もある。この2つ示唆は、チャンネル効果の実証分析の重要性だけでなく、民主主義のコストの最小化と経済的パフォーマンスを最大化するという制度設計の必要性を示している。

5. むすび

Tavares and Wacziarg (2001) は、実証分析から民主主義制度が、以下のようなものであると述べている。「それは、教育への機会を拡大させることと所得の不平等を引き下げることによって、貧しい人々の要求に応えるというものである。しかし、それは物的資本の蓄積を犠牲にして行うという制度である」(p.1341)⁽¹⁴⁾。また、Acemoglu et al. (2019) は、「民主主義は経済改革を策定し、財政力と教育及び健康ケアの提供を改善することによって、そして、おそらくまた、より大きな投資と

より低い社会不安の状態を誘引することによって、より高いGDPを助長している」(p.98)、と要約している⁽¹⁵⁾。

本研究の実証分析は、日本の民主主義を次のように要約できる。「それは、人的・物的資本の蓄積を促進し、所得の不平等を是正し、貿易の市場開放と小さな政府を推進することによって、豊かさを実現することに寄与するものである。しかし、それは同時に、経済成長を相殺するような政策選択に陥ってしまう可能性のある制度でもある」。

本研究の経済と政治とをリンクさせるチャンネル変数である政府の規模が経済成長に与える効果は、統計的に有意であり、戦後からの日本の経済成長を牽引してきた民主主義のチャンネル変数による経済成長要因とすることができる。この民主主義の経済成長の正の効果と人的・物的資本のチャンネル変数の経済成長の負の効果との和である民主主義全体の成長効果は正であり、その民主主義の実質GDP成長率への寄与は年率1.6%～2.1%であった。また、就業者1人当たり実質GDP成長率の寄与は約1%であった。

1961年の2005年価格の日本の実質GDPは、約79兆円、2014年には約535兆円の6.8倍となっている。この期間の実質GDPの平均成長率が3.7%であることを踏まえるならば、本稿の民主主義の成長効果の推定結果は、非現実的とは思われない。むしろこの推定結果は、経済成長が物的・人的資本や技術などの経済的要因だけでなく、民主主義の質的改善にも依存しているというエビデンスを提示している。さらに、民主主義の意思決定が経済成長に正と負の影響を与えているというエビデンスも重要である。

本研究とTavares and Wacziarg (2001) 及びAcemoglu et al. (2019)の実証分析は、民主主義制度と経済的パフォーマンスに与える諸要因との間には多くの相補性が存在していることを明らかにしている。しかし、同時に民主主義の細部にはデビル (Persson and Tabellini, 2006) とは言わないまでも、経済的パフォーマンスに負の影響を与えている好ましくないチャンネルが存在している可能性も示唆している。このこ

とは、政府支出が民間経済活動を抑制しているというクラウディングアウト効果だけでなく、多くの民主主義のチャンネル効果の解明が重要な課題となっている。最後に、本研究におけるこれらの結果は、あくまでも予備的な試みであり、有意でないケースも多く存在するため、チャンネル変数の精査、民主主義指標の改善、モデルの特定化などを通して、より頑健な結論を得ることも今後の課題である。

* 本稿作成の過程において、レフリーから適切なコメント頂いた。記して感謝申し上げたい。残る過誤は筆者の責任である。

注

(1) このチャンネル変数は、民主主義によって影響され、同時に、成長を決定する変数であるが、民主主義によって影響され、同時に、経済的パフォーマンスを決定する多くのチャンネル変数を考えることができる。それは、経済変数だけでなく、政治の安定・不安定、政府の規制、汚職、Accountability等の政治的変数、さらには、雇用や物価のパフォーマンスを決定する変数も重要な候補である (Tavares and Wacziarg, 2001, p.1343, Acemoglu et al., 2019, p.88)。

(2) 「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無知に関する尺度であり、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, p.330)。

Basu et al (2012)、Feenstra, 2015a, 2015 b) 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。経済成長の基本的要因は、労働や資本よりはむしろ残差であるTFPが大きなウェイトを占めている (Jones, 2016)。このTFPには、技術や政府の政策をはじめ、健康、医療、文化、気候さらには制度等の様々な要因が含まれている。詳しい説明は、坂井 (2018) を参照。

(3) Tavares and Wacziarg (2001) は以下の2つの政策に要約している。「民主主義は、政治家を定期的な公的監視につけることや、野党の形成における現実的代替案を推進することによって、権力の乱用を点検しつつ、政策形成の質をコントロールすることをより容易くしている」 (p.1344)。一方、「民主主義は政府の統治機構の質に影響を与えるかも知れない。自由裁量をもつ統治者は、一般国民の支出でインサイダーの小さな集団を利用する歪んだ政策を形成する傾向にある」 (同)。前者の民主主義の側面は、

社会や経済成長に正の効果を与えるが、後者の側面は逆に負の効果を伴うことが予想される（坂井,2013）。

- (4) Tavares and Wacziarg (2001) のガバナンスに関するデータは、Barro and Lee (1993) から各年ごとの革命とクーデター数を政治的安定性の指標として、また、ガバナンスの質（腐敗）の指標として、外国為替市場における公定レートとブラックマーケットレートとの乖離の2つを利用している。21世紀の先進諸国では、前者が観察されることは少なく、また、後者のデータも、その乖離は小さく、変動も小さいことが予想される。坂井 (2013) では、世界銀行の6つのWGIを利用している。

WBIは世界銀行のWGIのガバナンスを次のように定義している。「ガバナンスは、政府が行使する諸々な伝統と諸制度から構成されている。これには、政府が選ばれて、監視され、交代するプロセス、正しい政策を効果的に形成し、実行する政府の能力、そして、市民の関心と経済・社会と国民との相互作用を統治する諸制度についての状態が含まれている」。このガバナンスの定義に基づき、以下の6つのガバナンス指標が作成されている。国民の発言権とアカウンタビリティ、政治的安定性と暴力やテロのない社会、政府の完全性（政府の質）、規制の内容と質、法の支配、腐敗の制御である。この6つの指標もチャンネル変数であるが、時系列データとして収集が困難であり、本研究においては利用していない。

- (5) 人的資本は教育 E_i と労働 L_i の関数であり、次式で定義される。

$$H_i = e^{\phi(E_i)} L_i$$
 広い意味で人的投資は、家計の教育支出や一般政府の教育支出さらには企業の人材育成のための支出も含まれる（坂井,2018）。
- (6) この間接効果の重要な点として、Tavares and Wacziarg (2001) は、第1に、民主主義の成長に与える直接的効果は、十分に理論的な基礎がないために、その間接的効果の解明は、この分野の研究の核心的論点を追求していること。第2に、特定の民主主義の因果関係のチャンネルが無関係であるとした場合、どのチャンネルのリンクを分析するかを的確に決定できること。第3に、どの民主主義の特徴が成長にとって最も重要であるかを明確にするために、民主主義のさまざまな効果の大きさを定量的に把握することが可能であるということを挙げている（p.1371-2）、坂井 (2013)。
- (7) Persson and Tabellini の一連の研究における democratic capital は、経済的結果に関して直接的効果を伴うことなく、民主主義の安定性に与える変数として、実証分析を行っている。Persson and Tabellini (2009) は、「democratic capital の蓄積は、その国自身の歴史的経験と近隣諸国からの学びを通して生じている」（p.89）と説明している。彼らの democratic capital には、domestic democratic capital と foreign democratic capital の2つの構成要素がある。前者は、その国自身の民主主義と独裁の経験に依存して蓄積され、後者は、他の国で起こる民主主義と独裁の影響にともなって蓄積されている（2006,p.4, 2009,p.101,103）。以上の democratic

capitalの説明は、各国の国民が自国と諸外国の歴史的事実による経験や知識に基づく、「民主主義に関するその国の知性の蓄積量」と考えられる。

- (8) 坂井・坂本(2017)は第 $t-\tau$ 期における政権政党支持と内閣支持の分布を考える。第 $t-\tau$ 期における政権政党支持は、「支持する」、「支持しない」、「わからない」からなる。それぞれが有権者全体に占める割合の分布を $p_{t-\tau}=(p_{t-\tau}^1, p_{t-\tau}^2, p_{t-\tau}^3)$ のベクトルで表記する。同様に、第 $t-\tau$ 期における内閣支持は、「支持する」、「支持しない」、「わからない」の有権者全体に占める割合の分布を $c_{t-\tau}=(c_{t-\tau}^1, c_{t-\tau}^2, c_{t-\tau}^3)$ のベクトルで表記する。これらの表記に基づき、 $p_{t-\tau}$ と $c_{t-\tau}$ の距離を次式で定義する。

$$|p_{t-\tau}-c_{t-\tau}|=\sqrt{(p_{t-\tau}^1-c_{t-\tau}^1)^2+(p_{t-\tau}^2-c_{t-\tau}^2)^2+(p_{t-\tau}^3-c_{t-\tau}^3)^2}$$

$p_{t-\tau}$ と $c_{t-\tau}$ は各々、ベクトルの要素が非負であり、ベクトルの要素の和が1となることに注意するならば、(6)式の最大値は、 $\sqrt{2}$ であることが容易にわかる。また、 $p_{t-\tau}=c_{t-\tau}$ のとき、(6)式は最小値0をとる⁷⁾。以上に基づき、本稿では、最大値が1、最小値が0となるように、民主主義の水準の代理変数とする accountability を次式で定義する。

$$d_{t-\tau}=1-\frac{|p_{t-\tau}-c_{t-\tau}|}{\sqrt{2}}, \tau=0, \dots, t_0$$

この式が本稿で利用している民主主義指標である。

- (9) 本稿の統計・計量分析は統計分析ソフト SAS を利用している。
- (10) Tavares and Wacziarg (2001)の民主主義とチャンネル変数との相関関係では、人的と物的資本は正、ジニ係数と政府消費は負で、グローバリゼーションは無相関となっている(表2)。
- (11) 係数の積の標準誤差は、推定値周りで線形近似することにより計算している(Tavares and Wacziarg, 2001, p.1357)。
- (12) 「労働生産性の国際比較2018」(日本生産性本部)では、日本の生産性はOECD36カ国中20位である。この労働生産性の日本のトレンドが、製造業では諸外国との大きな格差はないが、サービス業は(特に、教育・社会福祉と娯楽・対個人サービス業)、日本の低下傾向が大きいことである。
- (13) 坂井(2013)は、民主主義を次のように要約している。「物的資本の蓄積を促進しているが、所得の不平等の是正、教育機会の拡大、貿易の市場開放さらには政府消費の削減を実現することが容易い制度ではなく、むしろ困難な制度とも予想される。それは、また、政治的安定を実現する制度であるが、豊かさを犠牲に行うという制度でもある」(p.303-4)。
- (14) Acemoglu et al. (2019)は、ダイナミックパネル推定、セミパラメトリックマッチング推定とIV法による実証分析から、「経済成長に関する民主主義の正の因果効果が存在している」というエビデンスも提示している。そして、その効果は有意でかなり大きいだけでなく、経済発展の初期の水準には影響されていない、というエビデンスも提示している。

付録 A 計量モデルの推定結果

表7 3SLS の推定結果 (gdpdot)

	標本期間 1961 ~ 2014					dc192
従属変数	<i>gdpdot</i>	<i>unirate</i>	<i>gini</i>	<i>Global</i>	<i>govesize</i>	<i>inveform</i>
切 片	116.2721	-142.399	83.2834	24.7215	28.2078	9.7772
<i>democapital</i>		6.3261 (1.6299) a	-2.9971 (1.4266) b	2.0128 (0.1902) a	-1.0016 (0.2093) a	0.7957 (0.1007) a
<i>unirate</i>	-0.3622 (0.4353)					
<i>gini</i>	-1.2999 (1.0095)	1.0387 (0.5648) c			-0.341 (0.1202) a	
<i>global</i>	0.5937 (0.6799)					-0.3954 (0.0249) a
<i>govesize</i>	-1.4659 (0.7378) c	3.5671 (0.4273) a	-2.9767 (0.9282) a			
<i>inveform</i>	-3.3094 (1.4884) b			-2.5293 (0.1571) a		
<i>d1</i>			0.3796 (0.6660)			
<i>under15</i>		1.3657 (0.3182) a				
<i>over65</i>			2.2931 (0.6813)		0.7721 (0.0370) a	
<i>infldot</i>		0.2701 (0.1162) b				
<i>tradedot</i>				0.0005 (0.0028)		
SW-MSE	19.5068					
Arsq	0.9144					
自由度	290					

注：() 内の値は標準誤差である。aは有意水準1%、bは有意水準5%、cは有意水準10%で有意である。

注：SW-MSEは、System Weighted MSE、ArsqはSystem Weighted R-Square

表8 3SLSの推定結果 (gdpdot)

標本期間 1961 ~ 2014

dc192

従属変数	<i>gdpdot</i>	<i>colrate</i>	<i>Gini</i>	<i>global</i>	<i>govesize</i>	<i>inveform</i>
切片	101.5602	-111.214	83.5767	24.5965	28.5686	9.7413
<i>democapital</i>		7.605 (1.7295) a	-3.0278 (1.4235) b	2.0283 (0.1915) a	-0.9866 (0.2105) a	0.8029 (0.1013) a
<i>colrate</i>	-0.3769 (0.3033)					
<i>gini</i>	-1.189 (0.663) c	0.7418 (0.5619)			-0.35 (0.1206) a	
<i>global</i>	0.8439 (0.8066)					-0.396 (0.0249) a
<i>govesize</i>	-1.4793 (0.5881) b	2.7599 (0.4645) a	-2.9965 (0.9254) a			
<i>inveform</i>	-2.2105 (1.3705)			-2.5257 (0.1570) a		
<i>d1</i>			0.297 (0.6699)			
<i>under15</i>		1.189 (0.3568) a				
<i>over65</i>			2.3078 (0.6797)		0.773 (0.0371) a	
<i>infldot</i>		0.1503 (0.1379)				
<i>tradedot</i>				0.0005 (0.0028)		
SW-MSE	17.5151					
Arsq	0.9154					
自由度	290					

注：() 内の値は標準誤差である。aは有意水準1%、bは有意水準5%、cは有意水準10%で有意である。

注：SW-MSEは、System Weighted MSE、ArsqはSystem Weighted R-Square

表9 3SLSの推定結果 (lydot)

標本期間 1961 ~ 2014

dc192

従属変数	<i>lydot</i>	<i>unirate</i>	<i>gini</i>	<i>global</i>	<i>govesize</i>	<i>inveform</i>
切片	85.0478	-143.279	83.0899	24.6063	28.4178	9.7498
<i>democapital</i>		6.2396 (1.6315) a	-2.9711 (1.4270) b	2.0253 (0.1906) a	-0.9888 (0.2098) a	0.8022 (0.1009) a
<i>unirate</i>	-0.2649 (0.3894)					
<i>gini</i>	-0.9576 (0.8925)	1.073 (0.5655) c			-0.3466 (0.1204) a	
<i>global</i>	0.3559 (0.5969)					-0.3962 (0.0249) a
<i>govesize</i>	-0.9237 (0.6582)	3.548 (0.4275) a	-2.9654 (0.9282) a			
<i>inveform</i>	-2.4003 (1.3086) c			-2.5245 (0.1572) a		
<i>d1</i>			0.3478 (0.6668)			
<i>under15</i>		1.3628 (0.3183) a				
<i>over65</i>			2.2833 (0.6814) a		0.7720 (0.0370) a	
<i>infldot</i>		0.2527 (0.1164) b				
<i>tradedot</i>				0.0005 (0.0028)		
SW-MSE	18.9781					
Arsq	0.9155					
自由度	290					

注：() 内の値は標準誤差である。aは有意水準1%、bは有意水準5%、cは有意水準10%で有意である。

注：SW-MSEは、System Weighted MSE、ArsqはSystem Weighted R-Square

表 10 3SLS の推定結果 (lydot)

標本期間 1961 ~ 2014

dc192

従属変数	<i>lydot</i>	<i>colrate</i>	<i>gini</i>	<i>global</i>	<i>govesize</i>	<i>inveform</i>
切 片	71.3115	-111.229	83.35	24.5338	28.5545	9.7298
<i>democapital</i>		7.6056 (1.7283) a	-2.9991 (1.4235) b	2.034 (0.1916) a	-0.9826 (0.2105) a	0.8064 (0.1013) a
<i>colrate</i>	-0.3149 (0.2772)					
<i>gini</i>	-0.8284 (0.5928)	0.7412 (0.5615)			-0.35 (0.1205) a	
<i>global</i>	0.6022 (0.7448)					-0.396 (0.0249) a
<i>govesize</i>	-0.9149 (0.5369) c	2.7616 (0.4642) a	-2.9835 (0.9253) a			
<i>inveform</i>	-1.5277 (1.2576)			-2.5222 (0.1570) a		
<i>d1</i>			0.3131 (0.6699)			
<i>under15</i>		1.1900 (0.3567) a				
<i>over65</i>			2.297 (0.6797) a		0.7724 (0.0371) a	
<i>infldot</i>		0.1506 (0.1377)				
<i>tradedot</i>				0.0004 (0.0028)		
SW-MSE	17.5151					
Arsq	0.9154					
自由度	290					

注：() 内の値は標準誤差である。a は有意水準 1%、b は有意水準 5%、c は有意水準 10% で有意である。

注：SW-MSE は、System Weighted MSE, Arsqa は System Weighted R-Square

付録 B データの詳細

colrate : 人的資本 (%) : 大学・短大進学率、「就学率及び進学率」(昭和 23 年～平成 17 年) 学校基本調査 年次統計

dfltadot : インフレ率、GDP デフレーター (年率) (%) : 世界開発指標 (World bank data JPN)

gdpdot : 実質 GDP 成長率 (%), 2005 年価格 : 内閣府「国民経済計算」

gdpinfl : GDP デフレーター対前年度上昇率 (%), 2005 年価格 : 内閣府「国民経済計算」

global : 貿易の市場開放 (%), (輸出+輸入) / 実質 GDP, 2005 年価格 : 内閣府「国民経済計算」(2005 年価格)。2000-2010 年平均、OECD Annex Table 5. Real total gross fixed

gini : ジニ係数 : 課税所得 D.Stat (2012)。国税庁 長期時系列データ > 申告所得税標本調査結果、第 2 表 所得階級別表 1。所得階級別納税者数 (合計) (昭和 26 年～平成 27 年) より作成 : <http://www.nta.go.jp/publication/statistics/kokuzeicho/jikeiretsu/01.htm>

goversize : 政府の規模 (%), 実質政府最終消費支出 / 実質 GDP, 2005 年価格 : 内閣府「国民経済計算」

infldot : インフレ率、GDP デフレーター上昇率 (%) : 平成 17 年基準デフレーター、内閣府、各年「国民経済計算」

intrs90af : 金利 (%) : 約定平均金利、90 年以降日本銀行 貸出約定平均金利、種類別 / 貸付 / 都市銀行 %

[http://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\\$nme_a000&lstSelection=IR04](http://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=$nme_a000&lstSelection=IR04)

intrs90be : 金利 (%) : 約定平均金利 90 年以前、総務省統計局、「日本の長期統計系列、第 14 章 金融・保険」、主要金利水準 : 貸出約定平均金利、国内銀行 %

<http://www.stat.go.jp/data/chouki/14.html>

inveform : 実質総固定資本形成 (%), 実質総固定資本形成 / 実質 GDP, 2005 年価格 : 内閣府「国民経済計算」

lydot : 就業者一人当たり実質 GDP 成長率 (%) : (実質 GDP (2005 年価格) / 就業者) 対前年上昇率、就業者数 : 総務省統計局、労働力調査、長期時系列表 1 「a-1 主要項目 (労働力人口・就業者・雇用者・完全失業者・非労働力人口・完全失業率) - 全国、月別結果」

tradedot : 世界貿易の対前年上昇率 (%), WTO Data International trade statistics

Marchandise export by product and destination annual (Million US dollar) : <http://data.wto.org/>

overrop65 : 65 歳以上の人口比率 (%), 総務省統計局 : 人口統計 : 長期時系列データ (平成 12 年～27 年) 及び我が国の推計人口 (大正 9 年～平成

12年)

under15 : 15歳以下の人口比率(%)、総務省統計局：人口統計：長期時系列データ(平成12年～27年)及び我が国の推計人口(大正9年～平成12年)
unirate : 人的資本(%), 大学進学率：短大・大学進学率、「就学率及び進学率」(昭和23年～平成17年) 学校基本調査 年次統計

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 ,S. Naidu , P. Restrepo and J.A .Robinson (2019), "Democracy does Cause Growth," *Journal of Political Economy*, 127,47-100.
- 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.
- Barro,Robert J. (1996), "Democracy and Growth,"*Journal of Economic Growth*, 1,1-27.
- (1999), "Determinants of Democracy," *Journal of Political Economy*, 107,S158-S183.—— (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, MIT ress. 大住圭介 / 大坂仁訳 (2001) 『経済成長の決定要因—クロス・カントリー—実証分析』九州大学出版会。
- and J.-W. Lee (1993) , "International Comparisons of Educational attainment,"*NBER working Paper*, No.4349.
- and—— (2004), *Economic Growth*, MIT Press. 大住圭介訳 (2006) 「内的経済成長論」I, II、九州大学出版会。
- Basu Susanto, Luigi Pascali ,Fabio Schiantarelli and Luis Serven (2012), "Productivity and the Welfare of Nations," NBER Working Paper 17971.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar, and Marcel P. Timmer. 2015b. "What is New in PWT 8.1?" www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/v81/what_is_new_in_pwt_81.pdf.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar, and Marcel P. Timmer (2015) , " The Next Generation of the Penn World Table,"*American Economic Review*, 105(10) : 3150-3182.
- Giavazzi, F., and G. Tabellini (2005), "Economic and Political Liberalization,"*Journal of Monetary Economics* , 52,1297-1330.
- Helliwell, Jhon (1994), " Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth," *British Journal of Political Science*, Vol.24,225-48.
- Jones,Charles I. (2016) , " The Facts of Economic Growth," *Handbook of*

- Macroeconomics*, Vol.2A, Chapter1. North-Holland.
- Kaufmann, Daniel, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2010), “The World wide Governance Indicators Methodology and Analytical Issues,” *Policy Research Working Paper* 5430, The World Bank.
- Lipset, Seymour M. (1959), “Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy,” *American Political Science Review*. 53, 69-105.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2003), *The Economic Effects of Constitutions*, MIT Press.
- and —— (2004), “Constitutional Rules and Fiscal Policy Outcomes,” *American Economic Review*, 94 (1), 25-43.
- and —— (2006), “Democracy and Development: The Devil in the Details,” *American Economic Review*, 96 (2), 319-324.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2006), “Democratic Capital: The Nexus of Political and Economic Change,” NBER working paper 12175.
- and —— (2008), “*The Growth effect of Democracy Is It Heterogenous How Can It Be Estimated?*”, Edited by Elhanan Helpman (2008), *Institutions and economic performance*, 544-585, Harvard University Press.
- and —— (2009), “Democratic Capital: The Nexus of Political and Economic Change,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (2), 88-126.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2009), “Democratic Capital: The Nexus of Political and Economic Change,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (2), 88-126.
- Solow, Robert, M (1957), “Technical Change and the Aggregate production Function,” *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-20.
- Syverson, Chad (2011), “What Determines Productivity?,” *Journal of Economic Literature*, 49:2, 326-365.
- Tavares, José and Romain Wacziarg (2001), “How Democracy affects Growth,” *European Economic Review*, 45, 1341-78.
- 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』第 55 巻第 2 号、pp.75-100.
- 坂井吉良・坂本直樹 (2017) 「日本の Democratic Capital と所得との相互関係に関する」研究」、日本大学法学部『政経研究』第 54 巻第 1 号、pp.99-130。
- 田中勝人 (2010) 「基礎コース 統計学 第 2 版」、新世社
- 日本生産性本部 (2018) 「労働生産性の国際比較」
https://www.jpc-net.jp/intl_comparison/