

# 民主主義は成長をもたらす

---

## ダロン・アセモグル

マサチューセッツ工科大学

## スレーシュ・ナイドゥ

コロンビア大学

## パスクアル・レストレポ

ボストン大学

## ジェームズ・A・ロビンソン

シカゴ大学

我々は、民主主義が一人当たりGDPにプラスの効果を持つという証拠を提供する。我々のダイナミック・パネル戦略では、そうでなければ主義の効果を妨げる国固定効果とGDPの豊かなダイナミクスをコントロールしている。また、測定誤差を減らすために、これまでの測定方法を統合した新しい民主主義の指標を導入した。我々のベースラインの結果は、民主化によって一人当たりGDPが長期的に約20%増加することを示している。傾向スコアの再重み付け戦略や、民主化の地域波を用いた道具変数戦略を用いても、同様の効果を見出すことができた。その効果は

Isaiah Andrews、Joshua Angrist、Jushan Bai、Harald Uhlig、レフェリー2名、American Economic Association 2015、New York University-Abu Dhabi、Boston University、Harvardのセミナー参加者から非常に有益なコメントをいただいた。Acemogluは、Bradley FoundationおよびArmy Research Office Multidisciplinary University Research Initiative (ARO-MURI)のW911NF-12-1-0509の支援に感謝する。データはオンライン補足資料として提供。

2019年1月14日電子版発行

『政治経済学雑誌』2019年127巻1号。

©2019 by The University of Chicago. 無断複写・転載を禁じます。0022-3808/2019/12701-0001\$10.00

発展のレベルはさまざまで、資本、学校教育、健康への投資がより大きな原動力となっているようだ。

## I. はじめに

中国の非民主主義下での目覚ましい経済成長、「アラブの春」の頓挫、そして最近の欧米におけるポピュリスト政治の台頭を受け、民主主義よくても無意味であり、悪くすれば経済成長の妨げになるという見方が、学界と政策言説の双方でますます盛んになっている。例えば、*ニューヨーク・タイムズ紙*の著名なコラムニスト、トム・フリードマン（2009）は、「一党独裁の非民主主義には確かに欠点がある。しかし、今日の中国のように、それなりに賢明な人々によって率いられる場合には、大きな利点もある。一党独裁は、21世紀の社会を前進させるために必要な、政治的に困難だが決定的に重要な政策を押し付けることができるのだ。"ロバート・バロ(1997, 1)は、この見解をさらに大胆にこう述べている。"より多くの政治的権利は成長に影響を与えない"。

最近では、民主主義がプラスの効果をもたらすと推定する論文もあるが、民主主義の経済的意味合いに対する悲観的な見方は依然として広く共有されている。Gerring et al. (2005, 323)は、2000年代半ばまでの学術文献のレビューから、「過去50年間における民主主義の成長パフォーマンスに対する**正味**の効果は、国際的にはマイナスかゼロである」と結論づけている。

本稿では、この挑戦する。1960年から2010年までの各国のパネルを用いて、過去50世界中で起こった民主主義の前例のない広がりが経済成長に与えた影響を推計する。その結果、民主主義は成長をもたらし、その効果は有意かつ大きいことが示唆された<sup>(1)</sup>。我々の推計によれば、非民主主義から民主主義に移行した国は、非民主主義のままの国よりも、今後25年間で一人当たりGDPが約20%高くなる。民主主義の効果は経済発展の初期レベルには依存しないが、中等教育レベルの高い国では民主主義がより成長を促進するという証拠がいくつか見出された。

民主主義（または民主化）がGDPに及ぼす因果効果の推定には、いくつかの課題がある。第一に、既存の民主主義指数

<sup>1</sup> 本論文では、民主化が1人当たり対数GDPの成長に影響を与えるように、民主化が1人当たり対数GDPの水準に与える影響に焦点を当てている。用語の乱用もあるため、（

## 民主主義は成長をもたらす

民主化が経済与える影響ではなく) "民主主義が経済成長に与える影響"、あるいは "民主主義がGDPに与える影響"と表現することもある。簡潔にするため、最後の表現と同様に、一人当たりGDPの代わりにGDPと表記すること多い。

はかなりの測定誤差の影響を受けるため、民主主義スコアの偽りの変化を招き、民主主義制度の実際の変化に対応しない。

第二に、民主主義国家と非民主主義国家とでは、制度的、歴史的、文化的側面など、GDPに影響を与える未観測の特性が異なる。その結果、Barro (1996, 1999)のようなクロスカントリー回帰分析にはバイアスがかかり、民主主義が成長に及ぼす因果関係を明らかにすることは難しい。最近の研究では、差分推定や国固定効果を用いたパネル・データ推定を行うことで、この問題に対処している。

第三に、図1やAcemoglu他 (2005)、Brückner and Ciccone (2011)に示されているように、民主化は平均してGDPの一時的な落ち込みによって先行する。この図は、0年目に民主化した国のGDPダイナミクスを、その時点で非民主的であった他の国との比較で示したものである。この図のパターンは、GDPのダイナミクス、すなわち過去のGDPに基づく脱民主化の傾向を適切にモデル化しなかった場合、GDPに対する民主主義の推定に偏りが生じることを示唆している。これまでのほとんど見過ごされてきたが、GDPの落ち込みは

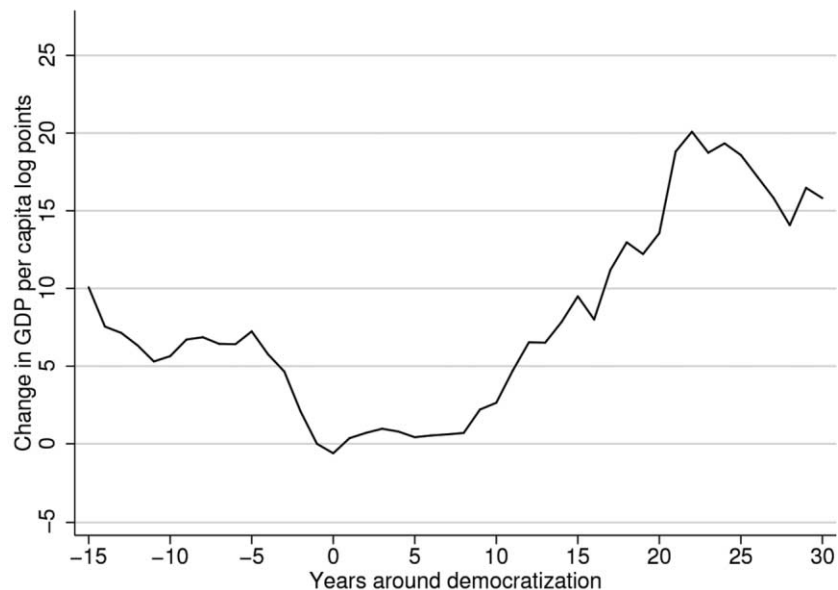


図1-民主化前後の一人当たりGDP。この図は、民主化移行前後の一人当たりGDPを、同じ民主化されていない国との比較において対数でプロットしたものである。民主化の前年の一人当たり対数GDPを0として正規化している。横軸は民主化の年を基準とした時間（年）である。

民主化が先行することは、文献で用いられている差分差分推定やパネルデータ推定を支える並行トレンドの仮定に対する明らかな違反である。GDPのダイナミクスをモデル化することで、民主化がGDPに与える影響が短期的なものなのか、緩やかなものなのかを検証することも可能になる。

最後になるが、たとえ国固定効果やGDPのダイナミクスをコントロールしたとしても、民主主義の変化は、将来の経済状況に関連する時間変動する非観測変数によって引き起こされる可能性があり、潜在的に偏った推定値をもたらす可能性がある。

本稿では、こうした課題に取り組む。我々は、Papaioannou and Siourounis (2008)による重要な研究を基に、民主主義の二項対立的な尺度を開発した。分析のほとんどをこの尺度に依存しているが、オンライン付録では、民主主義の他の尺度に対する我々の結果の頑健性も示している。

残された課題に取り組み、民主主義がGDPに及ぼす因果効果を推定するための完璧な戦略はない。われわれのアプローチは、いくつかの異なる戦略を用いることであるが、それらはすべて同じような結果をもたらす。最初のアプローチでは、GDPの動学的（線形）パネルモデルを用い、国固定効果と自己回帰ダイナミクスの両方を含む。ここでの基本的な経済的仮定は、GDPと国固定効果のラグを条件として、民主化によってステータスが変わる国はGDPのトレンドに差がないというものである（したがって、これらのラグは図1に示した民主化に先立つGDPの落ち込みをうまくモデル化している）。この戦略は、恒久的な民主化後の25年間で、そうでない場合よりも一人当たりGDPが約20%高くなることを示す、ロバストで正確な推定につながる。

私たちの2つ目の戦略は、民主化という処遇がそれ以降のすべての年の潜在GDPの分布に影響を与えるというセミパラメトリックな処遇効果の枠組みを採用するものである。この戦略では、民主化への選択過程を観測値、特にGDPのラグの関数としてモデル化する必要がある（例えば、Jordà 2005; Angrist and Kuersteiner 2011; Kline 2011）が、GDPのダイナミクスに関するパラメトリック・モデルに依存しないため、GDPに対する民主化の影響の時間経路を推定する上でより柔軟性がある。最初のアプローチと関連して、この場合の経済的仮定はGDPのラグを条件として、民主化した国は他の非民主主義国とGDPのトレンドに差がないというものである。このアプローチでは、図1に示した民主化前のGDPの落ち込みの影響をうまくコント

ロールし、民主化後のGDPは、そうでない場合よりも20～25%高い水準に達するまで徐々に増加すると推定される。

これら2つの戦略は、国を異なる再体制に選択するモデルであり、図1のGDPの落ち込みを再体制の関数としてコントロールするものである。

の一人当たりGDPと時変の観察されない異質性である。しかし、民主主義とGDPの両方が時変の省略変数によって影響を受ける可能性には取り組んでいない。我々の第3の戦略は、道具変数（IV）アプローチを用いることでこの課題に立ち向かうものである。政治学の文献では、民主主義への移行はしばしば地域的な波で起こることが強調されている（Huntington 1991; Markoff 1996など）。この観察に基づき、民主主義への移行と民主主義からの離脱における地域の波を、国レベルの民主主義の道具として用いる。我々のIV戦略では、同じ地域にあり、共通の政治的歴史を持つ国間での政治体制の拡散を利用する。民主主義の拡散を、地域的な経済ショックの役割や、貿易やその他のメカニズムによる近隣諸国への経済状況の拡散と区別することに特に注意を払う。民主化の地域的な波によって生じる変動に注目することで、我々のIV戦略は、その国の成長に影響を与える可能性のある政治体制の特異な変化が我々の推計にバイアスを与えないことを保証する。その結果、民主化がGDPに与える影響の推計値は、他の2つの戦略から得られた推計値と類似していた。この類似性は、我々の3つの戦略すべてがGDPに対する民主主義の因果効果を推定しているという確信を強めるものである。

さらに、民主主義がGDPを増加させる経路を調査した。ここでの結果はベースラインの結果ほど明確ではないが、民主主義が投資を増やし、経済改革を促し、学校教育や医療の改善し、社会軽減することによって成長に寄与することを示唆している。これらの結果は、もちろん証明するものではないが、民主主義国家は広範な公共財への投資を増やし、政治的に強力な主体によって抵抗されるような経済改革を実施しやすいという仮説と一致している（Acemoglu 2008など）。非民主主義国も公共財に投資したり、広範な経済改革を実施したりする可能性はあるが、少なくとも今回のサンプルでは、非民主主義国は民主主義国に比べてその可能性が低いことが示された。

本稿の最後に、民主主義が低開発国の経済成長を制約するという一般的な主張（例：Aghion, Alesina, and Trebbi 2008; Posner 2010; Brooks 2013）に注目する。しかし、占める中等教育修了者の割合が高い国ほど、民主主義が成長により大きな影響を与えることがわかった。

政治学には、民主主義と経済的成果との間の実証的連関を調査する文献が数多く存在するが、確固たる結論には至っていない。

Helliwell (1994)、Barro (1996, 1999)、Tavares and Wacziarg (2001)などのクロスカントリー回帰分析では、概して一貫性はないものの、否定的な<sup>2</sup>。最近の研究では、Rodrik and Wacziarg (2005)、Persson and Tabellini (2006)、Papaioannou and Siourounis (2008)、Bates, Fayad, and Hoeffler (2012)などが、パネル・データの手法を用いてプラスの効果を推定しているが、Murtin and Wacziarg (2014)、Burkhart and Lewis-Beck (1994)、Giavazzi and Tabellini (2005)などは、同様の、成長に対する重要でない効果を推定している。<sup>3</sup>これらの論文や他の論文は、民主主義の尺度と仕様の選択が異なっており、GDPの動態を系統的にコントロールすることも、民主化の内生性に対処することもしていない。この文献のいくつかの論文では、GDPのラグをコントロールする仕様もあるが（例えば、Persson and Tabellini 2006; Papaioannou and Siourounis 2008; Murtin and Wacziarg 2014）、GDPのダイナミクスの重要性や、図1に示したGDPのディップを適切にコントロールしないことから生じるバイアスを強調していない。成長率はGDPよりも系列相関が低い<sup>4</sup>ため、従属変数として成長率に焦点を当てた研究ではプラスの効果が見出される傾向がある一方で、水準でモデルを推定した研究では一般的に効果が見出されない。

Persson and Tabellini (2008)も傾向スコア法を用いて民主化のインパクトを推定している。しかし、彼らは民主化後の各国の平均成長率の変化のみに着目しており、我々がここで用いているセミパラメトリック・アプローチを開発したり、GDPのラグの関数として民主主義への移行をモデル化したりはしていない。また、Meyersson (2015)は、クーデターが成功した場合の経済成長率への影響を、クーデターが失敗した場合と比較することによって推定している。

<sup>2</sup> もう一つの関連文献は、経済成長が民主主義に及ぼす影響を調査している（例えば、Lipset 1959）。図1は、GDPの一時的な低下が民主主義への移行をより可能性の高いものになっているという、まったく異なるパターンを明らかに示しているが、ここではこの関係に焦点を当てない。オンライン付録では、Acemoglu et al. (2008, 2009)と一致して、GDP水準は民主化には影響を与えないが、非民主主義への移行には何らかの影響を与えることも確認している。

<sup>3</sup> より小規模な文献では、民主主義が他の経済的結果に与える影響に焦点を当てている。例えば、Grosjean and Senik (2011)、Rode and Gwartney (2012)、Giuliano, Mishra, and Spilimbergo (2013)は、民主主義が経済改革に与える影響に注目している。Ansell (2010)は教育支出への影響に注目している。Gerring, Thacker, and Alfaro (2012)、Blaydes and Kayser (2011)、Besley and Kudamatsu (2006)、Kudamatsu (2012)は、健康、乳幼児死亡率、栄養成果への影響を調査している。Reynal-Querol (2005)とSunde and Cervellati (2014)は、内戦への影響を研究している。民主主義が再分配と不平等に与える影響については、Acemoglu et al. また、民主主義制度や選挙制度の充実度における国内差異を利



## 民主主義は成長をもたらす

用して民主主義の影響を調査する文献も増加しており、有望である (Martinez-Bravo et al.)

また、Persson and Tabellini (2009)は、地理的に近接した隣国の民主主義（正確には、「隣国」間の民主主義の逆距離加重平均）の変動を利用している。このアプローチを用いて、PerssonとTabelliniは一国の「民主主義資本」が成長に与える影響を推定している。我々とは異なり、彼らは地域波を使って民主主義を計測するのではなく、「近隣諸国」間の民主主義の距離加重平均を用いて、民主主義への移行と民主主義からの脱却を管理し、その国の民主主義の歴史的経験が成長に与える影響に着目した回帰を行っている。質問と仕様の違いに加え、我々のIV戦略は、共通の政治的歴史を持つ国々の民主化の地域的な波に焦点を当てている点で、彼らと異なっている。地域的な波が、近接する隣国の民主主義に由来する変動よりも、ある国の民主化の可能性に対してはるかに大きく、より頑健な説明持つことを、以下に示す。

本稿の残りの部分は以下のように構成されている。次節では、民主主義指数の構築について説明し、サンプルのデータソースと記述統計量を示す。第III節では、ダイナミック・パネル・モデルの結果を示す。このモデルは、標準内推定量と様々な一般化モーメント法（GMM）推定量を用いて推定されている。また、本セクションでは様々なロバストネスチェックを行う。セクションIVでは、治療効果の枠組みを紹介し、セミパラ測定結果を示す。第V節では、民主主義を地域的な民主化の波で計測した結果を示す。セクションVIでは、民主主義が成長に影響を与える潜在的なチャンネルに関する証拠を示す。第VII節では、経済発展と教育の水準に依存する民主主義の異質な効果を調査する。第VIII節で本稿を締めくくる。また、オンライン付録として、いくつかの追加演習を用意した。

## II. データと記述統計

1960年から2010年までの175カ国からなる年次パネルを作成したが、すべての変数が全サンプルで利用できるわけではない。民主主義指数における測定誤差の問題に対処するため、我々は民主主義の統合的かつ二項対立的な尺度を作成した。Papaioannou and Siourounis (2008)に従い、我々の指数は、Freedom HouseやPolity IVを含む複数のデータセットからの情報を組み合わせ、複数の情報源がその国を民主的であると分類した場合にのみ、その国を民主的であるとみなす。オンライン・アペンディックスでは、本指標の詳しく説明しているが、ここではその概要を示す。我々は、 $t$ 時点における $c$ 国の民主主義の二分法指標 $D_{ct}$ を以下のようにコード化する。第一に、Freedom Houseがその国を以下のように分類した場合、その年は民主的であったとみなす。

を「自由」または「部分的自由」とし、Polity IVはその国に正のスコアを与えている。これら2つのデータセットのいずれかが利用できない場合は、その国がCheibub, Gandhi, and Vreeland (2010) または Boix, Miller, and Rosato (2012)によっても民主的とコード化されているかどうかを検証する。(この2つのデータセットは、民主主義に関する一般的な Przeworski et al.このようにして検出された民主主義移行の多くは、Papaioannou and Siourounis (2008)によって詳細に研究されており、彼らは歴史的資料を用いて正確な移行の年を特定している。可能であれば、民主化イベントの日付を検証するために彼らのデータも利用している。

本稿の民主主義の尺度は、1960年から2010年までの184カ国を対象としており、国が独立していたすべての年について利用可能である<sup>4</sup>。2010年には、この割合は64.1%にまで上昇しており、本稿で研究している民主主義の前例のない広がりを示している。本稿では、122の民主化と71の民主主義から非民主主義への転換を確認した。これらの出来事が起こった国と年は、オンライン付録表A1とA2に掲載されている。驚くことではないが、我々の民主主義指標は、Freedom HouseやPolityの指標、Cheibubら(2010)やBoixら(2012)の指標と高い相関がある。我々の民主主義の尺度とPapaioannou and Siourounis (2008)の尺度との大きな違いは、彼らの尺度が民主主義への永続的な移行のみを考慮していることである。彼らの指標は、逆転しない民主化のみを考慮することで、民主主義制度の将来的な状態に関する情報を内包しており、成長回帰の右辺変数として含めると内生性の懸念を悪化させる。その代わりに、民主化への永続的な移行と一時的な移行の両方をコード化する。

<sup>4</sup> 我々の民主主義の尺度は、選挙制民主主義を特徴づける諸制度の束を捉えている。これらの制度には、自由で競争的な選挙、行政権力に対するチェック機能、社会のさまざまなグループが政治的に代表されることを認める包括的な政治プロセスなどが含まれる。また、フリーダムハウスによる自由か否かの評価では、市民権の拡大も考慮されている。図A2は、これらの制度的要素が強く共働していることを示している。民主主義への移行後、その国が自由で競争的な選挙を実施し、行政に対する制度的制約を制定し、政治制度への参加を開放しているという好感度の急激な向上が観察される。図A2のパターンは、われわれが推計した効果が、民主主義に対する好感度の急激な改善を示唆している。図A2のパターンは、われわれが推計した効果が、民主化後に連動して改善する民主的制度の束の共同効果に相当することを示唆している。われわれの民主主義の尺度は選挙制民主主義の主な特徴で構成されているが、Acemoglu and Robinson (2012)が強調する包摂的制度的広範なセットの一部である他の重要な事実上および実質上の要素を除外している。例えば、北朝鮮のケースを考えてみよう。われわれの民主主義の尺度によれば、民主化によって北朝鮮が韓国に変わることはない。しかし、政治制度という観点からは、民主化によって北朝鮮は、バングラデシ

ユ、インドネシア、キルギスタン、ネパールなどの国々を含む、我々のサンプルの平均的な選挙制民主主義国家に近づくだろう。2010年に民主化されたとはいえ、これらの国々は依然としてクライエンテリズム、汚職、国家能力の欠如に苦しんでいる。

と非民主主義である。例えば、我々の民主主義の尺度によれば、アルゼンチンでは1973年から1976年まで短い民主主義の時期があり、10年ぶりに総選挙が実施された。この時期は1976年の軍事クーデターによって中断され、1983年まで軍事独裁政権が続いた。1983年、軍事政権が崩壊し、総選挙が実施された。われわれはこのような移行をすべてコード化しているが、パパイオ・アノウとシウロウニスは1983年の民主主義への永続的移行のみをコード化している。

主要なアウトカム変数として、World Bank Development Indicators から入手した2000年ドル建ての一人当たりGDPの対数を用いる。この指標は、主要サンプルである1960年から2010年までの175カ国のアンバランス・パネルで利用可能である。追加変数としては、投資、貿易（輸出＋輸入）、中等・初等学校への就学率、世界銀行開発指標（World Bank Development Indicators）の乳児死亡率、Lane and Milesi-Ferretti（2007）の金融フロー（GDPに対する純外貨）、Feenstra, Inklaar, and Timmer（2015）が構築したPenn World Tablesの全要素生産性（TFP）、Hendrix（2010）の税収、Giuliano et al.（2013）がコード化した経済改革指数などを使用した。最後に、Banks and Wilson（2013）の Cross-National Time-Series Data Archive を用いて、暴動や反乱の発生を示す社会不安の二項対立尺度を構築する。いくつかの演習では、世界銀行の分類に従って、各国を7つの地理的地域に分類した。これらの地域とは、アフリカ、東アジア・太平洋、東ヨーロッパ・中央アジア、西ヨーロッパ・その他の先進国、ラテンアメリカ・カリブ海諸国、中東・北アフリカ、南アジアである。

表1は、民主主義国と非民主主義国に分けて、変数の記述統計量を示している。例えば、民主主義国はより豊かで、より教育水準の高い国民を有している。

### III. 動的パネル推定

本節では、GDPのダイナミック（線形）パネルモデルを用いたベースライン結果を示す。

#### A. ベースライン結果

民主主義がGDPに与える影響を推定するための最初のアプローチは、GDPの完全な動的モデルを仮定することである：

表1  
分析に用いた主要変数の要約統計量

	非民主主義国家			民主主義国		
	観察	平均	標準偏差	観察	平均	標準偏差
一人当たりGDP	3,376	\$2,074	\$3,838	3,558	\$8,149	\$9,334
対GDP投資シェア	3,012	.22	.10	3,300	.23	.07
GDPに占める貿易の割合	2,959	.71	.50	3,427	.77	.41
小学校就学率	2,305	90.13%	27.47%	2,771	101.60%	15.72%
中等教育就学率	1,970	44.76%	31.09%	2,500	75.78%	29.62%
GDPに占める税収の割合	2,524	.15	.08	2,442	.20	.09
出生1,000人当たりの小児死亡率	3,185	76.75	47.58	3,492	33.07	32.87
動揺率	2,911	29.44%	45.58%	3,419	22.57%	41.81%
市場改革指数（0-100）	2,533	26.89	23.09	2,711	52.73	24.61

注：変数とその出典については本文を参照のこと。この表では、非民主主義国（民主主義の尺度が0である国・年）と民主主義国（民主主義の尺度が1である国・年）に分けて統計を行っている。

$$y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ct} + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{ct-j} + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

ここで、 $y_{ct}$ は時刻 $t$ における $c$ 国の一人当たりGDPの対数であり、 $D_{ct}$ は時刻 $t$ における $c$ 国の民主主義の二項対立の尺度である。誤差項 $\varepsilon_{ct}$ は、一人当たりGDPに対する時変の観測不能なその他のすべてのショックを含む。仕様では、セクションIで議論したように、GDPのダイナミクスをコントロールするために、右辺に一人当たり対数GDPの $p$ ラグを含んでいる。

$t_0$ をサンプルの最初の年（1960年）とし、以下の仮定を課す：

仮定1（逐次的同質性）。 $E[\varepsilon_{ct} | y_{ct-1}, \dots, y_{ct-p}, D_{ct}, \dots, D_{ct-1}] = 0$ 、 $y_{ct}, D_{ct}, \dots, D_{ct-1}$ のすべての値に対して、 $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p$ はすべての $c$ と $t \geq t_0$ に等しい。

これは、線形力学を扱う場合の標準的な仮定である。

パネル・モデルこれは、民主主義と過去のGDPが同時期および将来のGDPのショックに対して直交し、誤差項 $\varepsilon_{ct}$ が系列的に無相関であることを意味する。誤差項に残る系列相関を排除し、民主化前のGDPの落ち込みの影響を排除するためには、式(1)に十分な数のGDPのラグを含める必要がある<sup>(5)</sup>。

経済学的に、この仮定は、民主主義に移行した国や民主主義から脱却した国が、過去数年間のGDP水準が同程度（GDPのラグで把握）であり、長期的な発展水準が同程度（国固定効果で把握）である他の国と比較して、GDPのトレンドが異ならないということの意味する。これは強引な仮定であるが、暗示的な仮定ではない。一人当たりGDPのラグは、経済危機の後に民主化がより頻繁に起こるという事実をコントロールすることに加えて、商品価格、農業生産性、技術など、成長と民主化の両方に影響を与える様々な経済要因の影響を要約している。実際、こうした経済要因の多くは、主に現在のGDPへの影響を通じて、将来のGDPに影響を与えるはずである。セクションVIで示したように、税制や様々な経済改革など、様々な政策やその他の制度的成果も民主化後に変化する。しかし、これらの変化が我々の推計を混乱させるとは考えていない。

<sup>5</sup> また、(1)式が民主主義への移行（または逆転）の治療効果を規定するものとして解釈できることに注意することは、我々の第二の戦略との比較のために有用である。

次節で紹介する表記法を想定して、 $D_{ct}^s(d)$ は $y_{ct}^s(d)$ とする。

$d \in \{0, 1\}$ に政治体制が変更された国の、時刻 $t-1$ から時刻 $t-1-s$ までの一人当たり

GDPの潜在的な変化（対数）を記す。式(1)が意味する効果は、 $b^0 = E[D_{ct}^0(1) - D_{ct}^0(0) | D_{ct}^0 = 1, D_{ct}^0 = 0]$ 。さらに

以下に定義するように、民主主義への永続的な移行であり、すべての $s \geq 1$ について、 $b^{(s)}$ は決定される。 $b^s = b^0 + \alpha^s$ （すべての $s < 0$ に対して $b^s = 0$ という慣例がある）。





民主主義への永続的な移行がGDPに及ぼす長期的な累積効果は次のとおりである。

$$\frac{1.2}{51} \frac{\delta_p}{\delta} \quad (2)$$

<sup>7)</sup> この公式を第1列の推計に適用すると、民主主義への恒久的移行は、長期一人当たりGDPを35.59%増加させることが分かる（標準誤差は5.14%）。表中では、25年後の民主主義への恒久的移行の影響も報告しており、同様に推計すると、この場合は17.8%（標準誤差5.7%）となる<sup>(8)</sup>。

第2列は1人当たりGDPの第2ラグを追加している。暗黙のダイナミクスはより豊かになったが（第1ラグが正で1より大きいのに対して、第2ラグは負）、GDPの持続性の全体的な量は、表の一番下の行で報告されている、第1列で発見されたものに近い。永続的な民主化の長期的効果は小さくなり、19.6%である。

第3列は、一人当たりGDPの4ラグを含む、我々の望ましい仕様である。全体的なパターンは2列目と非常に類似している。民主主義変数の係数は0.787（標準誤差5 0.226%）となり、暗黙の長期インパクトは一人当たりGDPの21.24%（標準誤差5 7.21%）の増加である。

図2は、時間0（上記のように定義）での民主主義への恒久的移行がGDPに及ぼす影響の時間経路を、これらの推定値の95%信頼区間とともにプロットしたものである。上述したように、この時間経路はGDPのダイナミックプロセスの推定値によって完全に決定される。その結果、民主主義への移行から25～30年後には、GDPの面で民主主義から得られる長期的な利益の大半が実現し、GDPは約20%上昇することが分かった。

第4列はGDPの4つのラグ（合計8つのラグ）を含む。これらの係数は示さず、有意性の合同検定の*p*値のみを報告する。全体的な持続性の程度と脱民主主義が一人当たりGDPに与える長期的な影響は、3列目の推計と非常によく似ている。1～4列目のダイナミック・パネル・モデルの内部推定値には、ニッケル・バイアスとして知られる $1/T$ の漸近バイアスがあります。これは

<sup>7)</sup> 今後の参考のため、この式は右辺に複数のラグを持つ一般的なケースについて書かれている。また、推定値の比であるため、式(2)は小さなサンプルバイアスを持つことに注意されたい。オンライン付録のモンテカルロ演習では、このバイアスが民主主義の成長に対する正の長期効果を減衰させる傾向があることを示している。

<sup>8)</sup> ここでは、民主化への永続的な移行の長期的影響を、ある国が民主化しない反実仮想経路と比較して計算した。付録表A3は、その国が将来別の時期に民主化する可能

性を考慮した代替計算を提供する。

表2  
一人当たりGDP（対数）に対する民主主義の効果

	見積もり				アレラノとボンドの推定				HHKの見積もり			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
民主主義	.973 (.294)	.651 (.248)	.787 (.226)	.887 (.245)	.959 (.477)	.797 (.417)	.875 (.374)	.659 (.378)	.781 (.455)	.582 (.387)	1.178 (.370)	1.682 (.352)
対数GDP、 ファーストラグ	.973 (.006)	1.266 (.038)	1.238 (.038)	1.233 (.039)	.946 (.009)	1.216 (.041)	1.204 (.041)	1.204 (.038)	.938 (.011)	1.158 (.038)	1.150 (.040)	1.155 (.036)
対数GDP、 セカンドラグ		2.300 (.037)	2.207 (.046)	2.214 (.043)		2.270 (.038)	2.193 (.045)	2.205 (.042)		2.217 (.035)	2.127 (.050)	2.122 (.041)
対数GDP、 サードラグ			2.026 (.028)	2.021 (.028)			2.028 (.028)	2.020 (.027)			2.030 (.026)	2.040 (.024)
対数GDP、 第四の遅れ			2.043 (.017)	2.039 (.034)			2.036 (.020)	2.038 (.033)			2.039 (.015)	2.028 (.026)
p値、ラグ5-8 長期的効果				.565				.478				.094
民主主義の	35.587 (13.998)	19.599 (8.595)	21.240 (7.215)	22.008 (7.740)	17.608 (10.609)	14.882 (9.152)	16.448 (8.436)	11.810 (7.829)	12.644 (8.282)	9.929 (7.258)	25.032 (10.581)	35.104 (11.140)

25年後の民主主義の効 果	17.791 (5.649)	13.800 (5.550)	16.895 (5.297)	17.715 (5.455)	13.263 (7.281)	12.721 (7.371)	14.713 (7.128)	10.500 (6.653)	10.076 (6.245)	8.537 (6.032)	20.853 (7.731)	29.528 (7.772)
GDPプロセスの 持続性	.973 (.006)	.967 (.005)	.963 (.005)	.960 (.007)	.946 (.009) .01	.946 (.009) .08	.947 (.009) .51	.944 (.009) .95	.938 (.011)	.941 (.010)	.953 (.009)	.952 (.009)
AR2検定 $p$ 値 単 位根検定 t統計量 $p$ 値 (棄却 単位根) 観察 各国 サンプル	24.79 .00 6,790 175	23.89 .00 6,642 175	24.13 .00 6,336 175	27.00 .00 5,688 175								

注.-この表は、一人当たり対数GDPに対する民主主義の効果の推計を示している。報告された民主主義の係数は100倍されている。1-4節は内推計の結果である。5-8列はArellano and Bond (1991)のGMM推定量による結果である。AR2の行は、GDP系列の残差における系列相関の検定の $p$ 値を示している。9-12列はHHK (Hahn et al. 2001)推定量による結果である。すべての推計で、国および年の固定効果を完全に統制している。4、8、12 列はコントロールとして一人当たり GDP の 8 つのラグを含むが、5-8 ラグの共同有意性の検定の  $p$  値のみを報告する。国レベルでの異次元分散と系列相関に対してロバストな標準誤差を括弧内に報告する。



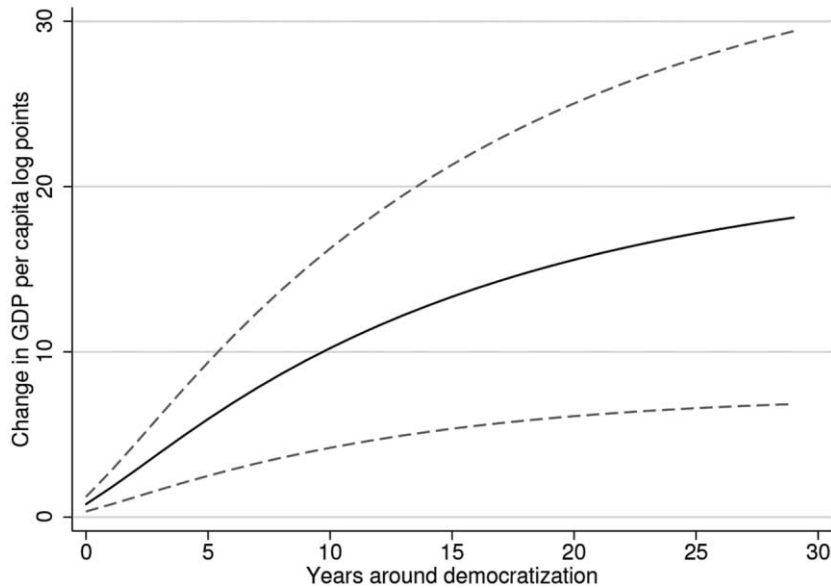


図2.-一人当たりGDP対数に対する民主主義の経時的効果のダイナミック・パネル・モデルによる推定。この図は、民主主義への永続的な移行によって引き起こされる一人当たりGDP対数の推定変化をプロットしたものである。この効果は、式(1)でモデル化されたGDPの推定過程を前方反復することによって得られる。デルタ法で得られた95%信頼区間が点線で示されている。横軸は民主化年からの時間（年）である。

バイアスは、ダイナミック・パネル・モデルにおける厳密な同質性の失敗から生じる（Nickell 1981; Alvarez and Arellano 2003）。我々のパネルでは $T$ がかなり大きいので（平均して各国は38.8回観測される）、このバイアスは我々の設定では小さいはずであり、1-4列目のinsinestimatorを自然な出発点として使用する動機となる。

表2の残りの部分は、Nickellバイアスに対処し、有限 $T$ のダイナミック・パネル・モデルの一貫した推定値を生成する様々なGMM推定量を報告している：

$$E[(\varepsilon_{it} \otimes \varepsilon_{it21})(y_{cs}, D_{cs11})'] = 0$$

すべての  $s \leq t$  2. Arellano and Bond (1991)は、これらのモーメントに基づいてGMM推定量を開発している。5-8列目では、以下の推定値を報告している。

このGMM法を用いて、1～4列で報告したのと同じ4つのモデルを推定した。GMM推計値は、内部推計値のバイアスが小さければよいという我々の予想と一致し、3列目の我々の望ましい仕様と非常によく似ている。唯一の顕著な違いは、GMM推計ではGDPプロセスの持続性が若干小さくなっていることである。

は、第3列よりも小さな長期的影響をもたらす。例えば、4つのラグを持つ我々の望ましい仕様のGMM推計を示した7列目では、1人当たりGDPに対する民主主義の長期的影響は16.45%（標準誤差58.436%）であった。

さらに、5-8列の最下行は、式(1)の残差の系列相関の検定のp報告している。これは、一次微分した残差にAR2相関があるかどうかの検定であり、相関がないことが一貫性のある推定に必要である（一次微分は、ArellanoとBondの推定量が式[1]のモデルの一次微分をとるためである）。この検定のp値は、4つ未満のラグしか含まない場合、残差に系列相関がないという仮定が棄却されることを示している。これは、このような疎なラグ構造では一人当たりGDPのダイナミクスを十分に制御できないという事実を考慮すれば、驚くべきことではない。より重要なことは、7列目の我々の推奨スペシフィケーションのように、4つ以上のラグを含めると、系列相関がないという仮定は再現されないということである。

Arellano and Bond GMM推定量の欠点の1つは、モーメント条件の数が $T^{(2)}$ のオーダーになることである。この問題に対処するため、NとTがともに大きく、仮定1が成立しGDPが定常的で場合に不偏であるHahn, Hausman, and Kuersteiner (2001)によって提案された別の推定量を使用する<sup>10</sup>。

<sup>9</sup> 我々の推定では、主対角線上に2s、その上下の2つの主副対角線上に2lsを持つ固定かつアドホックな重み付け行列を用いたArellano and Bondの推定量を用いている。Alvarez and Arellano (2003)やHayakawa (2009)で示されているように、この推定量はTが大きいときにも一貫性を保つ。効率的なGMM推定量では、 $T \times T$ の重み付け行列の推定が必要であり、Tが大きい場合には深刻なバイアスを示す可能性がある。

<sup>10</sup> Hahn et al. (2001)は、Arellano and BondのGMM推定量が最小推定量であることを指摘している。モデルの推定値の距離の組み合わせ

$$y_{ct}^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* \quad (1)$$

は、 $y_{ct}^*$ と $y_{ct}$ について別々に2段階最小二乗法(2SLS)により得られる。である。 $y_{ct}^*$ は変数 $y$ の前方直交偏差、 $y_{ct}$ は変数 $y$ の前方直交偏差である。

罰金

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* y_{ct}^* - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* y_{ct}^* \quad (2)$$

彼らはその代わりに、 $\{y, D\}^{(2)}$ を道具とするNagar推定量を用いて各 $i$ について上式を推定することを提案しており、これは多くの道具の使用に対して頑健である。具体的にはこの推定量は $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* y_{ct}^* - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{ct}^* y_{ct}^*$ で与えられる。

は過同定制約の度合い、 $N$ は国の数（ $k=1$ は通常の2SLS推定量となる）、 $X$ は内生的な右辺ベクトル、 $Z$ は道具のベクトル、 $Y$ は従属変数、 $M_Z$ は $Z$ の直交射影を表す（Nagar 1959）。我々はこの手順に従い、また100回のブートストラップ反復を用いて標準誤差を計算する。





ることという2つの制限条件が満たされる必要があることにする必要がある。我々のアンバランスパネルの検定統計量を計算する際には、パネルの平均的な長さ（38.8年）に対してLevinらが提案する調整係数を使用する。

GDPプロセスである。これらのモデルでは、左辺の変数と  
 回帰変数は定常であり ( $\sigma^{(p)g} \leq 1.95$ の場合)<sup>51</sup>、また

永続項が推定されない場合、我々の推定値は、単位根近傍での推定  
 値の漸近的な振る舞いと実際の非定常性の両方に対してロバスト  
 である。

最後に、付表A5はモンテカルロ・シミュレーションを示しており、  
 GDPの単位根に近い持続性がある場合でも、我々の設定におけるニ  
 ッケル・バイアスは非常に小さく、典型的には1～5%の範囲であるこ  
 と、また、この小さなニッケル・バイアスがGDPに対する民主主義  
 の効果の推定値に実質的にバイアスを生じさせないことを確認して  
 いる<sup>(12)</sup>。

全体として、これらの試みは、我々の結果が定常性の仮定に正当に  
 影響されないという確信を与えてくれる。このことを動機として、本  
 稿の残りの部分では、GDPの4つのラグを持つ水準でのスペシフィケ  
 ーションに焦点を当てる。

## B. 堅牢性

これまで報告してきた推計の妥当性を脅かす重大な要因は、民主  
 主義とGDPに同時に影響を与える時変経済・政治要因の存在であ  
 る（国固定効果は時変要因をabsorbする）。次に、これらの脅威  
 を調査する。上段は内部推定量、中段はArellano and BondのGMM  
 推定量、下段はHHK推定量を用いた結果である。紙幅を節約する  
 ため民主化係数、民主化の暗黙の長期効果、および民主化から25年  
 後のGDPに対する累積効果の推定値のみを報告する。第1列は、比較  
 のためにベースライン推定値を再現したものである。

推計にバイアスを生じさせる最も明らかな要因は、民主化国間のGDP  
 トレンドの相違に起因するものであろう。2列目では、民主化時のGDP  
 水準の違いに関連する潜在的なトレンドをコントロールする。

<sup>12</sup>具体的には、表2のcol.3で得られたパラメータ推定値と国固定効果の分散推定値  
 を用いて、反事実GDP過程をシミュレートする。表2のcol.GDPプロセスの永続性の  
 レベルは、0.963（col.3で推定）、0.97、0.98、0.99のいずれかとする。次に、これらのシ  
 ミュレーションデータセットに標準的な内部推定量とGMM推定量を適用する。（その結果  
 , GDPの持続性の度合いの推定には1～5%のニッケル・バイアスがあることが確認  
 されたが、より重要なことは、民主主義のGDPへの影響の推定には基本的にバイア  
 スがないことである。さらに、我々の結果は、内部推定量の通常の極限分布に基づく  
 推定が依然として有効であることを示している。例えば、民主主義係数の全推定値の  
 標準偏差は0.223であり、これは表2のcol.表2のcol.ような推定値のバイアスが非常に  
 小さい理由は2つある。第一に、すでに述べたように、時間次元*T*が大きい。第二に、  
 国固定効果にはかなりのばらつきがある。Alvarez and Arellano (2003)やHayakawa (2009)

が指摘しているように、GDP方程式のショックの分散に比べて、未観測の heterogeneityの分散が大きい場合には、内部推定量やGMM推定量の方が良いパフォーマンスを示す。

表3  
一人当たりGDP成長率に対する民主主義の効果

	見積もり				アレラノとボンドの推定				HHKの見積もり			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
民主主義	1.028 (.250)	1.201 (.237)	1.269 (.243)	1.378 (.284)	1.458 (.385)	1.715 (.385)	1.545 (.368)	1.554 (.405)	1.410 (.323)	1.413 (.341)	1.343 (.348)	1.253 (.330)
GDP成長率、 ファーストラグ	.287 (.037)	.274 (.037)	.263 (.039)	.250 (.037)	.294 (.040)	.278 (.038)	.270 (.041)	.254 (.036)	.245 (.034)	.230 (.037)	.211 (.039)	.211 (.036)
GDP成長率、 セカンドラグ		.047 (.024)	.060 (.025)	.042 (.023)		.057 (.025)	.064 (.025)	.047 (.024)		.075 (.023)	.082 (.025)	.057 (.020)
GDP成長率、 サードラグ			.023 (.018)	.024 (.017)			.031 (.018)	.028 (.018)			.029 (.015)	.036 (.021)
GDP成長率、 第四の遅れ			2.033 (.022)	2.018 (.025)			2.022 (.022)	2.013 (.025)			2.007 (.015)	2.004 (.020)
<i>p</i> 値、ラグ5-8 の長期的効果				.00				.00				.02
民主主義	1.443 (.360)	1.768 (.372)	1.845 (.370)	1.960 (.441)	2.065 (.559)	2.579 (.624)	2.349 (.602)	2.273 (.644)	1.867 (.448)	2.032 (.511)	1.961 (.527)	1.790 (.488)

民主主義の水準効果												
25年後	35.483 (8.820)	43.245 (9.046)	45.275 (9.038)	42.715 (9.191)	50.767 (13.718)	62.957 (15.105)	57.296 (14.572)	50.090 (13.322)	46.067 (11.017)	49.685 (12.448)	47.791 (12.770)	40.543 (10.837)
持続性												
成長率												
プロセス	.287 (.037)	.321 (.041)	.312 (.038)	.297 (.043)	.294 (.040)	.335 (.043)	.342 (.041)	.316 (.044)	.245 (.034)	.305 (.039)	.315 (.043)	.300 (.049)
AR2テストのp値					.10	.81	.98	.93				
観察数	6,642	6,490	6,178	5,523	6,467	6,315	6,003	5,348	6,467	6,315	6,003	5,348
各国												
サンプル	175	175	175	175	175	175	175	174	175	175	175	174

注.-この表は、民主主義が1人当たりGDP成長率に及ぼす影響の推定値を示している。報告された民主主義に関する係数に100.第 1〜4 列は内部推定量による結果である。5-8列はArellano and Bond (1991)のGMM推定量による結果である。AR2の行は、成長率系列の残差における系列相関の検定のp-値を示している。9-12列はHHK (Hahn et al. 2001)推定量による結果である。すべての推計において、国および年の固定効果を統制している。4、8、12 列はコントロールとして一人当たり GDP 成長率の 8 つのラグを含むが、5-8 ラグの共同有意性の検定の p 値のみを報告する。括弧内は、国レベルでの異次元分散と系列相関に対してロバストな標準誤差を報告している。

表4  
1人当たり対数GDPに対する民主主義の効果（共変量をコントロールした場合）

含まれる共変量								
	1960年のGDP 五位数 × 年間効果	ソビエト ・ダミー	不安の ラグ	貿易の ラグ	金融のラ グ フロー	人口動態の ラグ 構造	地域×× 年効果	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A.見積もりの範囲内								
民主主義	.787 (.226)	.718 (.249)	.911 (.251)	.705 (.224)	.595 (.264)	.926 (.244)	.650 (.230)	.834 (.264)
長期的効果 民主主義の	21.240 (7.215)	22.173 (8.702)	24.860 (7.783)	17.000 (5.980)	14.593 (7.122)	23.870 (8.211)	14.153 (5.419)	16.651 (5.546)
民主主義の効果 25年	16.895 (5.297)	16.261 (5.982)	19.587 (5.724)	13.567 (4.644)	11.500 (5.336)	18.149 (5.435)	12.251 (4.552)	14.532 (4.726)
GDPの持続性 プロセス	.963 (.005)	.968 (.005)	.963 (.005)	.959 (.004)	.959 (.006)	.961 (.006)	.954 (.005)	.950 (.005)
観察 サンプル国	6,336 175	5,523 149	6,336 175	5,643 171	5,750 172	4,950 171	6,262 172	6,336 175
B.アレラノと社債の見積もり								
民主主義	.875 (.374)	.730 (.387)	1.073 (.403)	.693 (.396)	1.034 (.469)	1.017 (.373)	.756 (.370)	1.217 (.420)
長期的効果 民主主義の	16.448 (8.436)	14.865 (8.998)	20.006 (8.981)	9.871 (6.479)	17.926 (9.021)	18.607 (7.842)	12.152 (6.639)	18.209 (6.746)
民主主義の効果 25年	14.713 (7.128)	12.759 (7.350)	17.874 (7.564)	9.159 (5.768)	15.659 (7.593)	15.903 (6.327)	11.334 (6.004)	16.861 (6.050)

GDPの持続性								
プロセス	.947 (.009)	.951 (.008)	.946 (.009)	.930 (.012)	.942 (.009)	.945 (.007)	.938 (.010)	.933 (.010)
AR2テストのp値	.51	.90	.28	.62	.72	.34	.58	.70
観察	6,161	5,374	6,161	5,467	5,570	4,779	6,090	6,161
サンプル国	175	149	175	171	172	171	172	175
C.HHK推定値								
民主主義	1.178 (.370)	.722 (.357)	1.059 (.364)	1.203 (.376)	1.110 (.332)	2.030 (.359)	1.262 (.355)	1.482 (.449)
長期的効果								
民主主義の	25.032 (10.581)	15.731 (8.476)	21.648 (9.431)	25.557 (9.842)	24.575 (9.031)	32.631 (7.727)	22.161 (6.641)	26.358 (9.178)
民主主義の効果								
25年	20.853 (7.731)	12.719 (6.503)	18.313 (7.162)	20.753 (7.072)	19.407 (6.359)	28.896 (6.223)	19.633 (5.647)	22.776 (7.380)
GDP成長率の持続性								
セス	.953 (.009)	.954 (.006)	.951 (.009)	.953 (.008)	.955 (.008)	.938 (.008)	.943 (.006)	.944 (.008)
観察	6,161	5,374	6,161	5,467	5,570	4,779	6,090	6,161
サンプル国	175	149	175	171	172	171	172	175

注.-この表は、一人当たり対数GDPに対する民主主義の効果の推定値を示している。報告された民主主義の係数は100倍されている。パネルAは内部推定による結果である。パネルBはArellano and BondのGMM (1991)推定による結果である。AR2の行は、GDP系列の残差における系列相関の検定のp値を示している。パネルCはHHK (Hahn et al. 2001)推定量を用いた結果である。すべての推計において、国と年の固定効果、および1人当たりGDPの4つのラグを統制している。加えて、各列のラベルで指定され、本文で説明されている共変量を統制している。国レベルでの異種分散と系列相関に対してロバストな標準誤差を括弧内に報告する。

サンプル開始時そのために、1960年の一人当たりGDPランクの5分位を表すダミーと、完全な年効果を交互作用させる（サンプルを最大化するために、149カ国について利用可能な1960年のAngus MaddisonのGDP推定値を用いてランク付けを行った）。この特定化により、サンプルの開始時に同程度の経済発展を遂げていた国を比較することで、民主主義の効果を識別することができる。これらのコントロールは結果にほとんど影響を与えない。民主主義の係数の内部推定値は0.718（標準誤差5 0.249）であり、長期的効果は22.17%である。Arellano and BondのGMM推計とHHK推計は、民主主義の効果が若干小さくなるものの、これらのコントロールが含まれても同様である<sup>(13)</sup>。

3列目では、ソ連・ソビエト衛星国の民主化移行によって結果が左右されないことを検証する。特にソ連・ソビエト衛星国のダミーと1989年、1990年、1991年、1992年以降のダミーとの交互作用を追加した。これらのコントロールは結果にほとんど影響を与えず、脱民主主義の長期的効果は24.86%とわずかに増加した。

図1に示された民主化に先立つGDPの落ち込みは、民主化への移行に先立つ不安の影響を反映している可能性があり、その不安はその後の成長にも長期にわたって影響を及ぼす可能性がある。この懸念に突き動かされ、セクションVのIV戦略の文脈で議論されるさらなる問題を予期して、4列目で不安の4つのラグをコントロールしたが、結果はほとんど影響を受けなかった。

民主主義は、成長にも直接影響を与える外部経済ショック（貿易や金融の流れ）によって引き起こされる可能性がある。この可能性に対処するため、5列目では貿易エクスポージャーの4つのラグ（GDPに対する輸入＋輸出）を追加し、6列目では対外的な金融フローのラグをコントロールする。貿易と金融フローは民主主義に内生的である可能性があるため、これらの仕様の解釈には注意が必要である。とはいえ、結果はベースラインの非常によく似ている。

人口動態の変化は成長にも影響を与え、同時に民主主義の可能性を高める可能性がある。この可能性に対処するため、7列目では、対数人口の4つのラグと、16歳未満と64歳以上の人口比率の4つのラグ（すべて世界銀行開発指標より）をコントロールとして組み入れた。これらのコントロールも推計にほとんど影響を与えない。

セクションVでは、地域的な民主化の波を、その国が脱民主化へ移行する可能性の外在的な変動要因として利用する。

<sup>13</sup> また、民主主義のGDPへの効果は、国別のリニア・イヤー・トレンドを含めること



## 民主主義は成長をもたらす

によってもロバストであるが、この場合、GDPの持続性が有意に低く推定されるため、長期の効果はかなり小さくなる。例えば、内推計を用いた場合、民主主義の係数は0.91（標準誤差5 0.37）、GDPの持続性は0.85と推定され、GDPに対する民主主義の長期的効果は6.1増加である。

民主主義に起因する。ここでは、我々のベースラインの結果が地理的地域×初期レジームのセル（我々のインストルメントが変化するレベルとなる）間のGDPと民主主義における差のある動きによって引き起こされたものであるかどうかを明らかにしたい。8列目では、地理的地域×初期レジーム×年の効果を完全にコントロールすることで、この疑問に答える。これにより、同じ地域にあり、サンプルの開始時に同じ初期レジーム（民主主義または非民主主義）であった国々との差から、GDPに対する民主主義の効果が識別されることが保証される。心強いことに、この戦略は我々のベースラインの結果と類似した推定値を導く<sup>(14)</sup>。

オンライン付録には、追加的なロバストネス・チェックが含まれている。まず、付表A6では、我々の結果が他の民主主義の尺度を用いても頑健であるかどうかを検証している。フリーダムハウスの民主主義指数の二項対立型、Papaioannou and Siourounisの民主主義指標、Boix, Miller, and Rosatoの民主主義指標を用いても、同様の定性的な結果が得られた。Polity指数やCheibub, Gandhi, and Vreelandの民主主義-独裁の尺度に基づく二項対立の尺度を用いた場合にも、不正確ではあるが正の推定値が得られる。さらに重要なことに、この表は、どのような民主主義の尺度を用いても、GDPのラグをコントロールしないと、GDPに対する民主主義の効果について符号が矛盾し、不正確な推定につながることを示している。この試みは、GDPのダイナミクスを正しく指定し、推計することの重要な役割を強調している。付表A7では、1人当たりGDPの代替指標を用いて同様の結果を示している。

第二に、付録表A8では、外れ値に対する基本線の結果の感度を調べている。我々は、標準化残差が1.96以上または21.96未満の国を除外することで、我々の望ましい仕様を推定し、また、クックの距離が一般的な経験則の閾値（オブサービスの数で割った4）以上のオブザベーションを除外する。最後に、Li (1985)とHuber (1964)のロバスト推定量を用いた結果を報告する。すべての場合において、特に民主主義の長期的効果に関する結果は、我々のベースラインの非常によく似ており、我々の結果が外れ値によって左右されるものではないことを立証している。

第3に、付録表A9では、Arellano and BondのGMM推定量における「多すぎるインストルメント」に起因する有限標本バイアスを軽減するために、モーメント条件を形成するために使用されるラグの数を切り捨てるか、または追加する代替GMM推定量を示している、

<sup>14</sup> 我々の推計値は、直交する変動要因を利用しているにもかかわらず、表6に示したベースラインの2SLSの推計値と類似している。また、第V章で報告したIV検定を動機として、ここでは報告しないが、同じ地域にある国の一人当たり平均GDP、平均不安、平均貿易（GDPに対する輸入＋輸出）の4つのラグ×最初のレジーム・セル）をコントロールした場合にも、成長に対する民主主義の推定値は同様であった。これらのコントロールは、政治的特性が類似している国々間の地域的ショックを考慮に入れている。

Ahn and Schmidt (1995)が提案した非線形モーメント条件。推定値は表2のものと非常によく似ている<sup>(15)</sup>。

第4に、付表A10では、民主化と逆転（民主主義から非民主主義への移行）の効果を別々に調査している。化はGDPを増加させ、逆転はGDPを減少させる。民主化によってGDPが増加し、逆転によってGDPが減少するのである。逆転の推定値は正確さに欠けるが、成長に対する逆転の効果が（絶対）民主化の効果と同程度であるという制約を否定することはできない。これらの結果は、非民主主義への移行後にGDPがどの程度減少すると予想されるかについての情報であるだけでなく、我々のベースラインの結果が民主主義の影響ではなく政権交代が将来のGDPに与える影響を反映しているのではないかという懸念を否定するものでもあるため、興味深い。

#### IV. 治療効果とセミパラメトリック推定

前節では、dy-namic（線形）パネルGDPのダイナミクスをコントロールした。この戦略により、図1に示したGDPディップの創設時の影響を除去し、民主主義への永続的移行のGDPへの累積効果を計算することができた。このアプローチは、文献で最もよく使われている実証モデルと密接に関連しており、その維持された仮定の下では効率的な推定が可能であるが、線形性の仮定に大きく依存している。線形性はまた、民主主義への移行と民主主義からの移行の効果が絶対値で同じであることを課し、GDPに対する民主主義の累積効果の時間パターンを制限する。

本節では、民主主義への移行がその後のGDPの経路に与える影響を、GDPのパラメトリック過程を特定することなく、民主主義への国の選択をモデル化することで推定する代替戦略を提案する（ただし、民主主義への移行の可能性、または非民主主義国間の将来のGDPの条件付き期待値についてはモデルを特定する必要がある-したがって、「セミパラメトリック」というラベルが付けられている）。次に、このアプローチを説明し、推計結果を示す。

##### A. 観測値のモデル化選択

既に注5で用いた潜在的な成果の表記法を再確認しておこう。 $y^a(d)$ は、時間 $t$  1  $s$ における潜在的GDP水準（対数）を表すとする。

<sup>15</sup> Blundell and Bond (1998)で用いられたモーメントのフルセットは用いていない。彼らが用いている追加的な水準計測器は、定常性がある場合にのみ正当化されるものであり

### 民主主義は成長をもたらす

、我々の設定においては、サンプル開始時の各国のクロスセクションが定常状態に非常に近い場合にのみ意味を持つ。このような場合でない場合（我々の応用例ではそうである可能性が高い）には、このような追加的なモーメントは矛盾した推定値を導くことになる。

$t$ 時点で民主主義または非民主主義に移行している $c$ を試み $d \in \{0, 1\}$ で示す。具体的には、 $t$ 時点で民主主義に移行している国については、 $d = 1$  ( $D_{ct} = 1, D_{ct21} = 0$ )となり、 $t$ 時点で非民主主義に移行している国については、 $d = 0$  ( $D_{ct} = 0, D_{ct21} = 1$ )となる。

非民主主義では、 $d = 0$  ( $D_{ct} = 0, D_{ct21} = 1$ )となる。 $Dy^s(d)$

$y^s(d) - y_{ct21}^s$ は、一人当たりGDPの(対数)変化を表す。

$d \in \{0, 1\}$ は、政治体制が変化した国の時刻 $t - 1$ から時刻 $t$ に対応する。 $d \in \{0, 1\}$ は「治療」に相当し、 $s \geq 0$ の $Dy^s(d)$ は次のように考えることができる。

治療によって影響を受ける可能性のある結果。

民主化が進んでいる国において、 $t$ 時点の民主化への移行がその後のGDPの推移に与える因果効果は次の通りである。

$$b^s = E[Dy^s(1) - Dy^s(0) | D_{ct} = 1, D_{ct21} = 0].$$

セクションIIIの推計とは異なり、これらの効果はGDPプロセスに関するパラメトリックな仮定定義されている。また、これらの推計は恒久的な民主化の効果ではなく、 $t$ 時点の民主化の効果であり、それ以降は逆転する可能性がある。我々は ( $D_{ct} = 1$ と $D_{ct21} = 0$ の条件付けによって特定されるように) 民主化しつつある国に焦点を当てているため、これらの推定値は "被治療者に対する治療効果" に相当することに留意されたい。 $b^{(s)}$ を推定する際の課題は、民主化した国は非民主化のままであった国とは潜在的なアウトカムが異なる可能性があるということである。この問題を克服するための重要な仮定は、民主化への選択を関数としてモデル化できることである。

観測値（この場合はGDPのラグと時間効果）の調整：

仮定2（観測値の選択）。  $Dy^s(d) \perp D_{ct} | D_{ct21} = 0,$

$y_{ct(2)(1)}^s, \dots, y_{ct(2)(2)}^s, y_{ct23}^s, y_{ct24}^s, t$ のすべてについて。 $y_{ct(2)(1)}^s, \dots, y_{ct23}^s, y_{ct(2)(4)}^s, t$ であり、すべての $c, t, s \geq 0$ である。

この仮定は、民主主義への移行が事前に行われる可能性があることを認識している。

また、非民主主義国においては、民主化傾向に影響を与え、潜在的な結果に関係する他の交絡因子が存在しないことを意味する。

また、我々は民主主義への移行に焦点を当てているため、仮定2は $D_{ct21} = 0$ のみを条件として独立性を課していることに留意されたい。

。

この仮定の経済的内容は、第III節で分析の基礎とした仮定1と類似している。どちらの仮定も、民主主義への淘汰をモデル化し、図1に示したGDPのディップを除去するために、GDPのラグを条件としている。さらに、仮定1についてすでに指摘したように、両方ともGDPと民主主義の両方に影響する時変的な省略要因を排除している。しかし

、GDPのダイナミクスと未観測の固定的な国家特性をどのように組み込んでいるかが異なる。仮定1はGDPのダイナミクスを線形に制限するが、時間不変の観察されない国の特性がGDPを加法的にシフトさせることを許容する。一方、仮定2では、関数

GDPのダイナミクスの形や、固定的で観察されない国の特性がGDPにどのような影響を与えるかを明らかにする。しかし、この仮定は、時刻 $t-1$ において非民主主義国であり、一人当たりGDPの最近の経路が同じであるすべての国に共通する、未観測の国の異質性を制限するという代償を伴う。すなわち、脱民主化の可能性とGDP成長率の双方に影響を与える省略された特性（図1のGDPディップなど）が、すなわち、脱民主化の可能性とGDP成長率の両方に影響を与える省略された特性（図1のGDPディップなど）がGDPのラグによって完全に捕捉されているか、あるいは、そのような省略された特性が（非民主政権に共通する制度的特徴のように）時点 $t-1$ においてすべての非民主国に共通しているため、民主化した国が他の非民主国のGDPと比較して異なるトレンドにあることはない、ということである。後述するように、GDPのラグをコントロールすることで、実際にGDPのディップが取り除かれ、第一の要件を部分的に支持することができる。第二の要件は、Acemoglu et al. (2005)や付表A11の証拠から支持を得ることができる。

#### B. 観測変数の選択下での推定

次に、民主化の治療効果を推定するために、仮定2に依存する3つの代替的な方法を概説する。1つ目は、Jordà (2005)とKline (2011)に基づき、非民主主義国の年固定効果とGDPの4つのラグ（ $t-1, t-2, t-3, t-4$ 年）に対する民主化後のGDPの変化の線形回帰を用いて、民主主義に移行した国の反事実を形成する方法である。<sup>17</sup> カウンターファクチュアルを推定するために線形回帰を用いているが、GDPに線形ダイナミクスを課しているわけではない（各 $s$ について個別にカウンターファクチュアルを推定しているため）。

<sup>16</sup> いずれの仮定も他方を含意しない。第一に、Acemoglu et al. (2005)の証拠が示唆するように、GDP方程式の国の固定効果が民主主義と無関係である場合であり、第二に、サンプルのGDP水準がそれぞれの定常値に近い場合である。この2つのケースを超えて、GDPのラグを条件としても、GDPと民主化の両方に影響を与える未観測の固定的な国の特性が存在する場合、仮定1が成立する一方で仮定2が不成立になる可能性がある。GDPのダイナミクスが非線形である場合や、非民主主義国に共通しGDPに影響を与え、かつ時間的に変化する要因がある場合には、仮定2が成立し、仮定1が不成立となる可能性がある。

<sup>17</sup> 具体的には、 $D_{it}^s(0)$ の条件付き期待値は次のようにモデル化される。  

$$E[D_{it}^s(0)|X_{it}^s, D_{it-1}^s, D_{it-2}^s, D_{it-3}^s, D_{it-4}^s] = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it-1}^s + \alpha_2 D_{it-2}^s + \alpha_3 D_{it-3}^s + \alpha_4 D_{it-4}^s$$
 したがって、民主主義の効果に関する推定は、次のようになる。  
 民主主義移行後のGDPは次のように計算される。

$$b^s = E[D_{it}^s(0)|D_{it-1}^s, D_{it-2}^s, D_{it-3}^s, D_{it-4}^s] - E[D_{it}^s(0)|D_{it-1}^s, D_{it-2}^s, D_{it-3}^s, D_{it-4}^s]$$

ここで $E[X|S]$ は、集合 $S$ のすべてのオブザベーションの $X$ の標本平均を表し、 $p^s$ は $p^s$ のOLS (ordinary least squares) 推定値であり、 $E[X|D_{it-1}^s, D_{it-2}^s, D_{it-3}^s, D_{it-4}^s]$ は、 $t$ 時点で民主化した国の反事実的累積成長率（ $s$  年）である（民主化しなかった



民主主義は成長をもたらす  
場合の成長率を意味する)。

第二のアプローチは、Angrist and Kuersteiner (2011) と Angrist, Jordà, and Kuersteiner (2013) に従い、民主化への移行の傾向スコアを条件として、民主化が成長に与える影響を推定するものである。この傾向スコアをモデル化し、民主化への移行確率 ( $D_{ct2150}$  の条件付き) を年固定効果とGDPの4ラグに回帰するプロビット回帰によって推定する。次に、平野・Imbens・Ridder (2003)の効率的な重み付けスキームを用いて、異なるオブザベーションの重みを決定する強度スコアで、GDPに対する民主主義の因果効果を推定する。このスキームでは、傾向スコアが高く、民主化に先行するGDPのダイナミクスと類似したGDPのダイナミクスを示すコントロール・グループ (非民主化者) のオブザベーションに大きなウェイトを与え、民主化者に匹敵するコントロール・グループを生成する<sup>(18)</sup>。

私たちの第3のアプローチは、この2つを組み合わせた「二重に頑健な推定量」であり、傾向スコアによってコントロールグループのオブザベーションを重み付けし直し、線形回帰モデルを用いて反事実の結果を調整するものである。直観的には、この推定量は、共変量の影響を部分的に除去し、傾向スコアを用いてデータを重み付けし直し、民主化者と同等の対照群を得る。この二重ロバスト推定量は、潜在的反実的アウトカムの線形モデルか民主化のプロビットモデルのいずれかが有効であれば、整合的であるImbens and Wooldridge 2009を参照)。

図3は、 $s$ が5215の場合の最初のアプローチによる推定値 $\hat{b}^s$ を示している、214, ..., 30,  $s = 0$  が民主化年に対応する。 $s$ が負の値である場合の推定値は、スペック・テストとして含まれている。

(その後の民主化の影響は受けないはずである)。実線は、民主化がGDPに与える効果の推定値 (対数ポイント) を的にプロットしたものであり、点線はその95%信頼区間をプロットしたものである<sup>19</sup>。その後、GDPは徐々に増加し、20年から25年の間に約25%でプラトーとなる。

<sup>18</sup> プロビットモデルと傾向得点の結果は、付録表A11と付録図A7に示されている。民主化者と非民主化者の傾向スコアが共通の支持を持っていることが確認できる。推定された傾向スコアを用いると、民主化者と非民主化者の傾向スコアが共通に支持されていることが確認できる。

sity score,  $P_{ct}^A$ , 我々は、GDPに対する民主主義の効果を  $b^A s E^A [D_{y_{ct}1j} - w^A_{ct} | D_{ct2150}]$  として計算する、ウェイト付き

$$w_{ct}^A = \frac{1}{E^A[D_{ct2150}]} \frac{P_{ct}^A}{1 - P_{ct}^A}$$

我々の「二重の頑健な推定量」は、民主主義の因果的効果を  $b^A s E^A [(D_{y_{ct}(1)j}) 2]$  として計算する。 $X' p^A s - w^A | D_{ct2150}]$  である  $p^A s$  is our estimate for the counterfactual model  $E[D_{y^s}(0) | \tilde{X}, D_{ct2150}, D_{ct2150} = 0] s X' p^s$ .

<sup>19</sup> このセクションのすべての推定量は、Stata 13の新しくリリースされたteffects<sup>cf</sup> コマンドを使用し、国データをクラス分けした100個のブートストラップ標本を使用して標準誤差を計算した。これは、我々のサンプルがプールされたクロスセクションであるため、自然に発生する同じ観測値間の相関を考慮したものである。

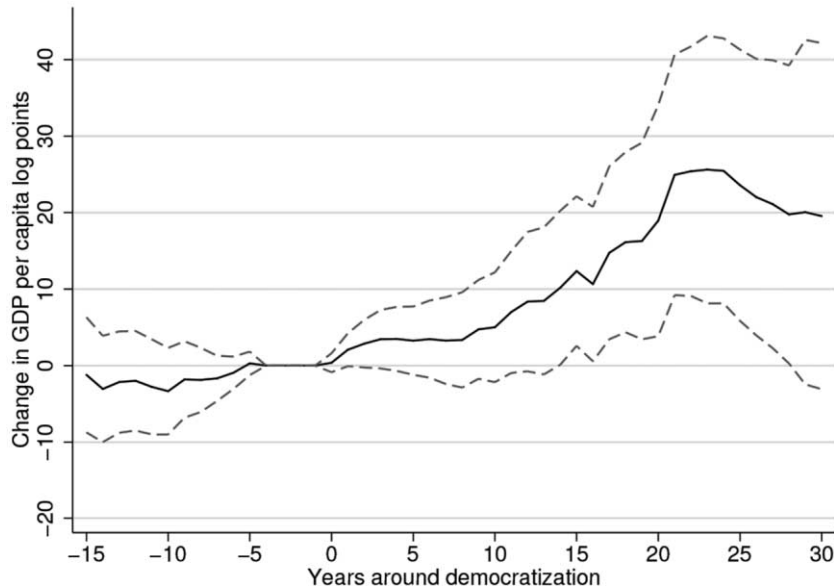


図3.-対数推定回帰モデルを用いて得られた、GDP対数に対する民主化の経時的効果のセミパラメトリック推定値。この図は、民主化が一人当たりGDPに及ぼす効果のセミパラメトリック推定値を対数プロットしたものである。実線は民主化した国（対数）の一人当たりGDPに対する推定平均効果をプロットしたもので、破線は95%信頼区間である。横軸は民主化年からの相対時間（年）である。推計値はGDPダイナミクスの影響をコントロールするために用いた反実仮想結果に対する線形モデルを合計し、推計することによって得られたものである。セクションIVで我々のアプローチを詳しく説明する。

表5のパネルAは、異なる時間軸における平均効果を報告することで、これらの推定値も要約している。この表の推計は、民主化前に有意な効果がなかったことを確認し、安心させるものである。また、民主化後20年から25年の間にGDPが約24%増加することも示されている（標準誤差5.7%）。

図4は、我々の第二のアプローチから得られた推定値 $\hat{\beta}^*$ をプロットしたものである。は傾向スコアに基づいている。このパターンは図類似しており、民主化以前のトレンドは見られず、民主化がその後のGDPに与える影響は20年後から25年後の間に約24%で頭打ちになる。これらの推計は表5のパネルBにもまとめられており、同表のパネルAに示された推計と類似している。図5と表5のパネルCは、二重にロバストな推定値を示しており、これも前の2つの戦略による推定値と同様である。繰り返しになるが、民主化に先行してGDPが落ち込むという証拠はなく、GDPに対する民主化の効果は、20年から25年の間に約24%で頭打ちになる。

後ほど。

表5  
民主化が1人当たりGDP（対数）に及ぼす効果のセミパラメト

リック推定値							
平均効果							
	25対21 年 (1)	0-4 年 (2)	5-9 年 (3)	10-14 年 (4)	15-19 年 (5)	20-24 年 (6)	25-29 年 (7)
A. 線形回帰調整							
平均対数効果 国内総生産	.060 (.156)	2.454 (1.382)	3.621 (2.792)	7.806 (4.416)	14.037 (5.384)	24.075 (8.262)	21.310 (9.643)
B. 逆比重スコア再重み付け (Inverse-Propensity-Score Reweighting)							
平均対数効果 国内総生産	21.586 (1.478)	3.724 (1.789)	3.214 (3.327)	6.818 (4.848)	13.542 (5.892)	24.111 (9.035)	22.184 (11.561)
C. 二重にロバストな推定量							
平均対数効果 国内総生産	.051 (.151)	2.795 (1.471)	2.969 (3.067)	6.966 (4.359)	12.947 (4.881)	23.691 (7.638)	21.793 (9.566)

注) -この表は、列のラベルに示された、異なる時間軸における一人当たり対数GDPに対する民主化の効果のセミパラメトリック推計を示している。ここでは、被処理者に対する平均 (avg.) パネルAは、被処理反事実結果を計算するために回帰調整を用いた推計値である。パネルBは、逆強度スコアの再重み付けによって得られた推定値を示している。パネルCは、回帰調整と逆性向スコアによる重み付けを組み合わせた二重のロバスト推定で得られた推定値を示している。各推計値の下には、ブートストラップによって得られたロバスト標準誤差を示す。

これら3つのアプローチによる推計値は互いに非常に近いだけでなく、第III章で示した動的線形パネルモデルから得られた民主主義のGDPへの影響とも類似している。これらのアプローチの結果が一致していることは、GDPプロセスの特定のパラメトリゼーションが、我々の結論において過度に重要な役割を果たしていないことを示唆している。

同様の手順で、民主主義から非民主主義への再変動のGDPへの影響も推計する。図A5はその結果である。これらの推計は正確さに欠けるが、非民主主義への移行は、民主主義への移行によるGDPへの影響に（絶対値で）匹敵するGDPの減少をもたらすことを示している<sup>(20)</sup>。

<sup>20</sup> ベースライン推定値は、被治療者に対する治療効果に対応する。付録図これは、被治療者に対する処遇効果よりもいくぶん限定的な仮定のもとで推定することができ（民主化者に対する反事実的結果を規定する必要があるため）、有限標本の性質がより悪い（民主化への移行の確率が比較的低いため）。

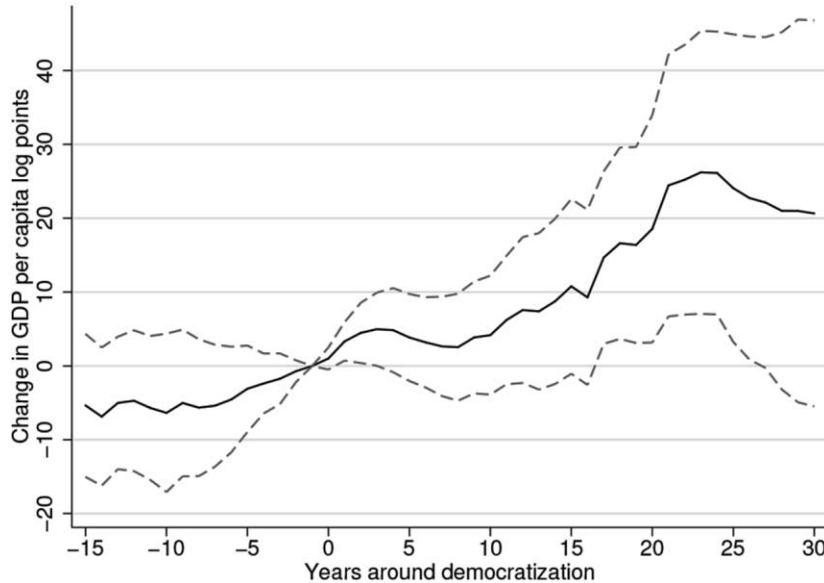


図4.-逆比重スコアの再重み付けによって得られた、GDP対数に対する民主主義の過年度効果のセミパラメトリック推定値。この図は、民主化が1人当たりGDPに与える効果のセミパラメトリック推定値をポイントでプロットしたものである。実線は民主化した国の一人当たりGDPに対する推定平均効果を（ポイントで）プロットしたものであり、破線は95%信頼区間である。横軸は民主化年からの相対時間（年）である。この推計は、GDPのラグに基づく民主化に関するプロビットモデルを仮定して推計することによって得られたものであり、このモデルを用いて傾向スコアを推計し、データを再ウェイトしている。セクションIVで我々のアプローチを詳しく説明する。

最後に、オンライン付録のセクションA8で、本サンプルに含まれる2つの民主化（ポルトガルと韓国）の詳細について議論する。民主化前は、両国とも推定性向スコアが低く、民主化の可能性が事前にはなかったことを示している。民主化後、両国とも民主化の推定確率が同程度の国々と比較して、その後の成長が急速であった。これらのケーススタディは、民主化が成長を高めるメカニズムの一端を示すものでもある。

## V. IV 推計民主化の波

これまでの推定戦略では、GDPのダイナミクスと固定的な未観測特性の影響を様々な方法でコントロールしてきた。本節では、時変の省略された被観測特性に対処するためのIV戦略を開発する。

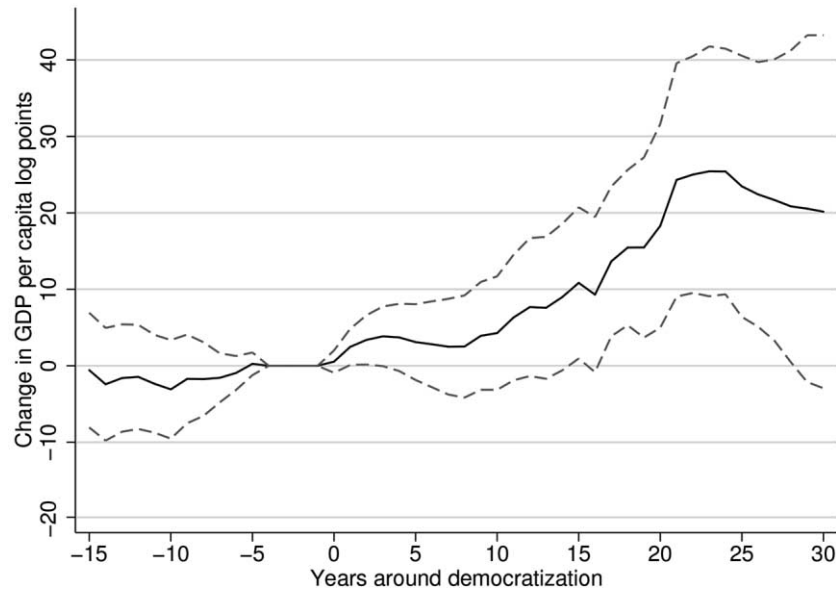


図5.-GDPに対する民主化の経時的効果のセミパラメトリック推定値；二重ロバスト推定値。この図は、民主化が1人当たりGDPに及ぼす効果のセミパラメトリック推定値をプロットしたものである。実線は民主化した国の一人当たりGDPに対する平均年齢効果の推定値（対数ポイント）をプロットしたもので、破線は95%信頼区間である。横軸は民主化年からの相対時間（年）である。この推計値は、GDPのラグに基づく民主化に関するプロビットモデルを仮定して推計することによって得られたものである。加えて、GDPのラグを線形に偏差除去することで、我々のアプローチを二重にロバストなものにしている。セクションIVで我々のアプローチを詳しく説明する。

民主主義の可能性とGDP成長率に同時に影響を与える可能性のある変数。我々のIV戦略は、民主主義の測定誤差に関連する懸念をさらに軽減し、民主主義への内生的選択の問題（過去のGDPラグを条件とすることで我々の以前の戦略が直面した）に対して、異なる補完的なアプローチを提供する。

#### A. IV戦略と排他的制限

アラブの春」の経験で浮き彫りになったように、政権交代につながる民主化と社会不安は、しばしば地域的な波で起こる。ラテンアメリカとカリブ海諸国の国々は、1970年代に脱民主主義から非民主主義へと回帰し、1980年代から1990年代初頭にかけて再び民主化した。ソビエト連邦の崩壊は、1990年代に東欧、中央アジア、アフリカで脱民主化の波に拍車をかけた、

ハンティントン（1991）が「第三の波」と呼んだものである（マーコフ1996も参照）<sup>(21)</sup>。

このような波を生み出す要因についてはコンセンサスが得られていないが、既存のエビデンスが示すところによれば、このような波は地域経済の動向では説明できない。例えば、後述するように、Bonhomme and Manresa (2015)は、GDPを条件とした場合でも、民主主義への移行が地域内で相関していることを見出している。最も合理的な仮説は、このような地域的パターンが、類似した歴史、政治文化、現実的な問題、そして緊密な情報的結びつきを持つ傾向がある地域内の国々間で、民主主義への要求（あるいはより一般的には、与えられた体制に対する不満）が拡散したことを反映しているというものである（例えば、Ku-ran [1989、政治的抗議行動の情報的拡散の理論的モデルについては、Ku-ran [1989]、Lohmann [1994]、Ellis and Fender [2011]を、経験的証拠については、Buera, Monge-Naranjo, and Primiceri [2011]、Aidt and Jensen [2012]を参照されたい<sup>(22)</sup>。

こうした観察に動機づけられ、民主主義の外生的変動要因として、地域的な民主化の波と非民主主義への移行を利用する。

図6の上段で民主化の波の存在を説明する。セクションIIで述べた7つの地域それぞれについて、初期非民主主義国の中に占める民主主義国の割合を算出し、その地域で最初の民主化が行われた年との相対的な経時的変化をあらかじめ示しておく（ここでは、時刻0における民主主義国の割合の機械的な増加を避けるために、その地域で最初の民主化を除外している）。比較のために、残りの地域について、最初の非民主主義国に占める民主主義国の割合もプロットした。ある地域が最初に民主化された後、その地域で民主化された国の割合は他の地域の割合に急速に収束しており、民主化の波が存在することを示している。下図は、民主主義から非民主主義に移行した国の割合の類似図である。

波の存在を定式化するために、まず、ある国の民主主義に対する需要に影響を与える可能性のある国の集合を定義する。それぞれの国 $c$ について、 $D_{ct}$ はその国が民主主義国家であったか、それとも

<sup>(21)</sup> Przeworskiら（2000）は民主化の波の存在に異議を唱えているが、政治科学のコンセンサスでは民主化の波は存在するとされている（Doornspleet 2000; Brinks and Coppedge 2006; Strand et al.）

<sup>(22)</sup> 地域的な波は、上述のように民主化プロセスに関する古典的な説明において強調されるだけでなく、純粋に地理的距離によって媒介される民主主義の空間的広がりよりも重要であるように思われる。付表A12では、以下に紹介するのと同じ定式地域



### 民主主義は成長をもたらす

波が、近隣諸国の民主主義や他国の民主主義を（地理的）距離の逆数で重み付けしたもののよりも、自国の民主主義に対してより大きく頑健な説明持つことを示している。さらに、民主的要求の拡散や非民主的政権に対する不満に関連する考え方を支持し、社会不安には地域的要素が大きく関与していることも明らかになった。対照的に、GDPはこのような顕著な地理的相関のパターンを示さない。

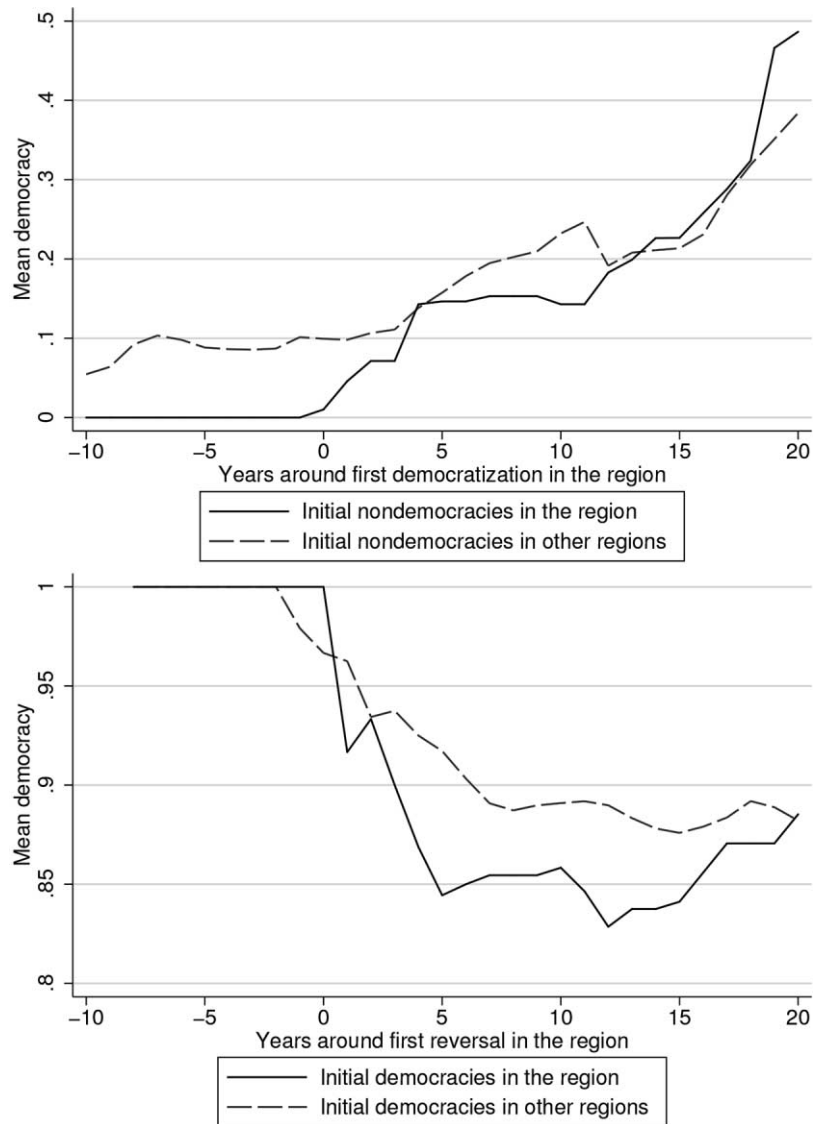


図6.-地域の民主化と反転の波。これらの図は、地域的な民主化の波の存在を示している。一番上の図は、その地域で最初の民主化が起こった前後の、初期非民主主義国の平均民主主義をプロットしたものである。比較のために、他の地域の他の初期非民主主義国の平均民主主義もプロットしている。下図は、その最初に民主化が反転した前後の、初期民主主義国の平均民主主義をプロットしたものである。比較のために、他の地域の他の初期民主主義国の平均民主主義もプロットしている。



$R_{(c)}$  は、その国が属する地理的地域を表す（第II章で紹介した7つの地域を使用）。我々は、 $c$  国の民主主義は以下の影響を受けると仮定する。

。

国の集合における民主主義  $I_c \in \{c' : c' \neq c, R_{c'} \in R_c, D_{c'} \in D_{ct}\}$ 、これは、同じ地域にあり、同じような政治的背景を共有する国々を含む。つまり、 $D_{c'} \in D_{(ct)}$  となる。これらのセットを使って、我々のインストルメンテーションを次のように定義する。

$$Z_{ct} = \frac{1}{|I_c|} \sum_{c' \in I_c} D_{c't} \quad (4)$$

ここで、 $Z_{ct}$  は、ある地域  $x$ ）における民主主義のジャックナイフ平  
 均値であり、自国の観測値を除いたものである。

対応する2SLSモデルを推定すると、次のようになる。

$$y_{ct} = b D_{ct} + \sum_{j=1}^p g_j y_{ct2j} + a_c + d_t + \varepsilon_{ct} \quad (5)$$

$$D_{ct} = \sum_{j=1}^q \alpha_j Z_{ct-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{ct2j} + \gamma_{vc} + \gamma_{ht} + \gamma_{vct}$$

これは上記のダイナミック・パネル・モデルと同じであるが、こ  
 こでは民主主義を内生的なものとして扱い、 $Z_{ct}$  のラグを用いるこ  
 とでそれを道具化している。

この重要な仮定は、次のように書くことができる：

仮定3（除外制限）。  $E[\varepsilon_{ct} | y_{(ct)21}, \dots, y_{ct}, Z_{ct21}, \dots, Z_{ct}, a_c, d_t]$  である。すべての  $y_{ct21}, \dots$  に対して  $0$ 、 $y_{ct0}, Z_{ct}, \dots, Z_{ct}, a_c, d_t$  であり、すべての  $c$  と

$t \geq t_0$

経済的には、この仮定は、条件付きで、次の課すことになる。

したがって、われわれの排除制約は、地域的な波が民主主義の有意な  
 決定要因でありながら、それ自体が将来のGDPの地域的傾向によ  
 って引き起こされるものではないことを要求する。この推定は、上  
 述の理由から妥当である。この議論はまた、地域GDPと地域民主主義  
 の潜在的な相関関係（自国の民主主義がGDPに与える影響を通し  
 ていない）という、我々のIVアプローチの有効性に対する主な脅  
 威を浮き彫りにしている。我々の結果がこのような相関のある地域  
 的傾向によって左右されていないことを検証するために、同じ地  
 域内の国々にまたがる可能性のある他の様々な経済的・政治的要  
 因を統制した場合と統制しない場合の両方の推計結果を示す。

仮定3が仮定1や2と異なる主な利点は、時变的で観察されない国の  
 異質性を許容するが、そのような異質性が過去の地域的な民主化の波  
 と関連しないことを要求することである。したがって、GDPに同時に  
 影響を与える特異的要因

また、一国で民主的移行が起こる可能性は、仮定1または2に違反するが、仮定3には違反しない。仮定1と2に対する特に顕著な脅威は、非民主的な国における社会不安や政治的不満の変化が民主的移行の可能性を高めると同時に、将来のGDPに直接的な影響を与えること、将来の成長見通しに貢献すると同時に民主的移行の要求を明確にする中産階級の台頭などである。このような特殊要因は地域的なトレンドと関係がないため、仮定3に反したり、IV推定にバイアスがかかったりすることはない。

### B. 第1段階および2SLS推定

本論文の2SLS推計の基礎となる第1段階の関係を表6のパネルBに示す。除外した道具のF統計量が大きいことは、地域的な民主化の波が、その地域にある国の民主化の可能性に強い影響を与えることを示している。時間パターンに関しては、1年ラグ $Z_{ct21}$ からの影響が最も大きい。我々の道具のそれ以上のラグも引き続き影響を及ぼしている。

表6のパネルAは、式(5)の2SLS推定を示している。これらの推計は、第III節で示したダイナミック・パネル・モデルのように、Tが大きくGDPのプロセスが定常である場合に整合的である。1列目は、1ラグの道具を用いた最も単純な2SLS推定である。民主主義係数は0.966（標準誤差5 0.558）と推計され、ダイナミック・パネル・推計値よりも若干大きい。民主化の恒久化が一人当たりGDPに与える長期的効果は26.32%（標準誤差5 17.07%）となり、前節までの推定結果とほぼ同じである。

列2は、各国のGDPダイナミクスの取り扱いと同様に、 $Z_{ct}$ の4ラグをインストルメントとして用いている。この仕様では、2SLS係数が1.149（標準誤差5 0.554）とやや大きくなり、長期効果は31.52%（標準誤差5 17.42%）となる。我々のIV戦略によって民主主義のGDPへの効果がやや大きくなったという事実は、時変する非観測変数によってもたらされる下方バイアス、または民主主義の指標の測定誤差による我々の前回の推定値の減衰の可能性を反映しているのかもしれない。さらに、 $Z_{ct}$ の数ラグをインストルメントとして含めることで、ハンセン型の過同定検定を行うことができ、その結果、誤仕様化の証拠は得られなかった。

3～7列目では、除外制限を無効にする可能性のある時変共変量を含めた場合の結果の頑健性を検証している。主な懸念は、地域内で関連

があり、民主主義への移行とGDPに同時に影響を与える可能性のある  
他の経済的・政治的ショックである。

表6  
一人当たりGDP（対数）に対する民主主義の効果のIV推定値

		含まれる共変量							
		1960年のGDP 五分位数× 年度	ソ連のダ ミー (4)	地域の動 向 (5)	地域GDPと貿 易 (6)	地域不安 GDPと貿易 (7)	GDPの空 間的ラグ (8)	GDPと民主 主義の空間 ラグ (9)	
(1)	(2)	効果 (3)							
A. 固定効果を用いた2SLS推定値									
民主主義	.966 (.558)	1.149 (.554)	1.125 (.689)	1.292 (.651)	1.697 (.885)	1.817 (.663)	1.107 (.656)	1.335 (.536)	1.361 (.895)
の長期的効果 民主主義	26.315 (17.075)	31.521 (17.425)	35.226 (23.846)	35.723 (19.997)	36.788 (20.657)	41.544 (17.157)	25.016 (16.002)	37.482 (17.836)	38.439 (27.883)
民主主義の効果 25年後	20.836 (12.862)	24.866 (12.978)	25.618 (16.538)	27.929 (14.944)	32.051 (17.703)	35.350 (14.017)	21.386 (13.342)	29.217 (12.894)	29.011 (19.692)
持続性 GDPプロセス	.963 (.005)	.964 (.005)	.968 (.005)	.964 (.005)	.954 (.006)	.956 (.006)	.956 (.006)	.964 (.005)	.965 (.006)
ハンセンのp値		.21	.18	.32	.28	.25	.09	.04	.19
観測 各国	6,312	6,309	5,496	6,309	6,309	6,309	6,309	6,181	6,009
サンプル 楽器は除く	174	174	148	174	174	174	174	173	173
F統計量	119.1	33.2	16.8	26.7	23.7	13.6	16.7	17.5	4.6
B. 第一段階の見積もり									
民主主義の波121	.800 (.073)	.547 (.101)	.503 (.130)	.480 (.099)	.498 (.092)	.522 (.104)	.508 (.102)	.540 (.103)	.586 (.101)

民主主義の波 $t-2$	.133 (.081)	.109 (.094)	.133 (.080)	.129 (.081)	.117 (.079)	.115 (.078)	.136 (.078)	.128 (.088)	
民主主義の波 $t-3$	.227 (.067)	.270 (.077)	.223 (.065)	.228 (.070)	.221 (.069)	.223 (.070)	.224 (.070)	.282 (.077)	
民主主義の波 $t-4$	2.087 (.110)	2.119 (.126)	2.075 (.110)	2.123 (.106)	2.083 (.113)	2.064 (.113)	2.072 (.113)	2.107 (.116)	
C.HHK推定値									
民主主義	.690 (.642)	.944 (.479)	1.435 (.599)	.719 (.503)	.822 (.480)	1.311 (.435)	.897 (.371)	1.021 (.549)	1.206 (.485)
民主主義の長期的効果 民主主義	14.512 (14.703)	24.766 (14.083)	46.767 (22.556)	18.337 (13.688)	16.413 (10.700)	24.040 (9.989)	17.290 (8.556)	29.286 (18.354)	31.111 (15.167)
25年後 GDPの持続性	11.768 (11.445)	18.670 (9.799)	31.039 (13.113)	13.969 (9.935)	13.778 (8.523)	21.100 (8.038)	14.668 (6.734)	21.133 (11.942)	23.702 (10.243)
プロセス	.952 (.011)	.962 (.008)	.969 (.008)	.961 (.009)	.950 (.010)	.945 (.010)	.948 (.010)	.965 (.009)	.961 (.008)
観察 各国	6,161	6,161	5,374	6,161	6,161	6,161	6,161	6,132	5,960
サンプル	174	174	148	174	174	174	174	173	173

注.-この表は、一人当たり対数GDPに対する民主主義の効果のIV推計を示している。報告された民主主義の係数は100倍されている。パネルAは、民主主義を地域の民主主義の波の最大4ラグでインストルメントした2SLS推定値と、ハンセンの過同定検定の $p$ 値を示している。パネルBは、対応する第1段階の推定値と除外（excl.）パネルCは、民主主義を地域の民主主義波の最大4ラグでインストルメントしたHHK（Hahn et al. すべての推計において、国・年の固定効果および1人当たりGDPの4ラグを統制している。さらに、各列のラベルで指定され、本文で説明されている共変量についても統制している。国レベルでの異次元分散と系列相関に対してロバストな標準誤差は括弧内にある。





列3では、OLSの結果と同様に、1960年のGDP五分位数と年ダミーの間の交互作用の完全なセットをコントロールする。これは、異なる国の発展の初期レベルに関連し、地域内で相関する可能性のある共通のショックを取り除くためである。第4列では、第2表と同様に、ソビエトとソビエト衛星国のダミーと1989年、1990年、1991年、1992年以降のダミーの交互作用を入れている。両仕様とも、第1段階推定値と2SLS推定値にはわずかな変化しかない。

5-7列目では、民主主義の地域的な波の発生に影響を与える可能性のある地域的な経済変数と経済状況を同時に直接コントロールしている。5列目では、地域特有のトレンドを含めることで、未観測の地域的異質性に対処している。パネルBは、これらのコントロールが第1段階のほとんど影響を与えないことを示しており、地域的な民主化の波が他の地域的なトレンドと相関しないという確信を強めている。その結果、2SLS推定値は以前よりもいくらか大きくなったが、暗黙の長期効果は同程度である。

6列目では、 $\times$  初期レジームセルの地域レベルで観測可能なショックをコントロールする。直感的には、ある国のGDPは、一時的なGDPや、同じセル内の国同士の貿易パターンなど、他の経済変数の影響を受けている可能性がある。このような懸念に対しては、各セルの平均GDPと貿易を右辺に含めることで対応する。これらの変数の同時期の値は内生的であるため、4つのラグを用いることでインストルメンテーションを行う。パネルBは、ロバストで類似した第1段階を示している。パネルAの民主主義に関する2SLS推定値は、基本線よりも大きい、長期的な効果はわずかに大きい。これらの結果は、table 4の7列目で報告された、地域 $\times$  初期レジームセル $\times$  年効果を直接コントロールした場合に非常に類似した推定値を示したことと合わせて、特に安心できるものである。

不安や政治的不安定といった政治変数の地域的相関は、国を超えて広がれば排除制限の違反につながる可能性がある。この懸念に対処するため、7列目では6列目のモデルを拡張し、各地域の平均的な社会不安を $\times$ 、そのラグによってインストルメントした初期レジーム・セルでコントロールする。第VI節の結果は、社会不安が民主主義に内生的である可能性を示唆しているため、これはGDPに対する民主主義の影響を弱める可能性のある厳しい仕様である。とはいえ、結果は2列目のベースライン仕様と同様である。

コラム8と9は、地域相関のある省略要因の脅威に対する補完的な戦略を展開し、GDPの空間的相関 $y_{it}$ とGDPのショック $\varepsilon_{it}$ を明示的に

民主主義は成長をもたらす

モデル化する。まず、GDPの空間的相関を、 $\varepsilon(ct)$ と $\varepsilon(ct)$ の距離の逆数の関数として許容する。

列8では、共変数として他国のGDPの加重平均 $W(d)y(t)$ を入れ、その4つのラグを用いてインストルメンテーションを行う。具体的には、8列目では他国のGDPの加重平均 $W^d y_{(t)}$ を共変量として入れ、その4つのラグを用いてインストルメンテーションを行う（空間パネルモデルの推定については、Kelejian and Prucha [1998], Anselin [2001], Lee [2007]を参照）。ここで、 $W^d$ は、二交点に0を持つ国間の逆距離の $N \times N$ 行列（ $N$ は国の数）であり、 $y_t$ は、すべての国の時間 $t$ におけるGDPの $N \times 1$ ベクトルである。この場合の結果は、引き続き正確に推定されており、ベースラインの同様である。

コラム9では、GDPショック $\varepsilon_{ct}$ が空間的に相関することを許容する、より厳しいモデルを推定する。具体的には、 $\varepsilon_t$  GDP方程式(5)の時間 $t$ の誤差項 $\varepsilon_{(ct)}$ の $N \times 1$ 列ベクトルであるとする。 $\varepsilon_{(t)}$ は空間自己回帰過程を満たすと仮定する、

$$\varepsilon_t = \lambda W^d \varepsilon_t + z_t, \quad (6)$$

ここで、 $z_t$ は国間で独立な誤差項である。このように誤差項を指定することで、国間のGDPの相関のパターンをかなり柔軟に変えることができる。

このモデルを推定するためには、右辺のすべての変数、 $W^d D_t$ 、 $W^d y_t$ 、 $W^d y_{t21}$ 、 $W^d y_{t22}$ 、 $W^d y_{t(2)(3)}$ 、 $W^d y_{t24}$ の「空間ラグ」を右辺に含め、それらの最初の4つの時間ラグを使ってインストルメンテーションをしなければならない。したがって、 $W^d D_{t21}$ 、 $W^d D_{t(2)(2)}$ 、 $W^d D_{t(2)(3)}$ 、および $W^d D_{t24}$ は、インストルメンテーション・リストの一部である。この場合、GDPの空間的相関を支配する逆距離の行列 $W^d$ は、（式[4]で規定された）民主化の波を媒介する地域的模式と一致しないため、我々のモデルは同定され続ける。

実際、注22で議論したように、非民主主義国家に対する抗議や不満は顕著な地域性を持っているようであるからである。この推論と一致するように、表6のパネルBに示された第1段目の結果は、地域的な民主化の波と国レベルの民主化への移行との関係は、逆距離加重GDPと他国における民主化の影響を基本的に受けないことを示している。この場合、我々の2SLS推定は同程度の大きさであるが、推定精度はやや劣る。これは、空間的なGDP相関と地域的な民主化の波の効果を別々に推定することが困難であることを考えれば、驚くべきことではない。

パネルCは、第III節で説明した対応するHHKの推計値を示しているが、ここでは $z_{ct}$ のラグを民主主義の外部指標として用いている<sup>(23)</sup>。

民主主義は成長をもたらす

特に、n.10の表記法を用いて、モデル $y^*_{5\text{ bD}^*1}$ を推定する。  
 $\sigma^p_{j\text{ 51}j\text{ ct2j}}y^*_{j\text{ ct2j}}1_{\text{ct}}$ \*, Nagar推定量を用いて、 $t\text{ 5 1, 2, ... , T 2 1}$ について別々に推定する。 $\alpha_{T\text{ 2 1},y^*_{j\text{ ct2j}}1_{\text{ct}}(1)}$ を用いる。  
と $Z_{\text{ct}21}$ 、...、 $Z_{\text{ct}(2)(4)}$ がある。 $Z_{\text{ct}24}$ を計量器とする。これらの $T\text{ 2 1}$ 推定量は（多くのインストールメントがあっても）一貫性があり、再び効率的な重みと組み合わせられる。

この推定量は、仮定3の除外制限が成立する限り、 $T$ が有限であっても整合的である。結果はIV推定とほぼ同様である。オンライン付録では、IV推定に対する追加的なロバストネスチェックをいくつか報告します。付録表A13では、外れ値に対するIV推計結果の感度を調べています。さらに、付表A14では、異なるインストルメントの構築に対するIV結果の感度を調査しました。例えば、初期レジームの別の符号を用いたり、初期レジーム間のより細かい区別（例えば、イギリスの植民地、フランスの植民地、市民独裁、軍事独裁、混合・大統領制民主主義、議会制民主主義、王室独裁、社会主義レジーム）を用いてインストルメントを構築した場合でも、同様の結果が得られた。さらに、各地域の民主主義のジャックナイフ平均と、地域×初期レジーム・ダミーの全セットとの相互作用として計算された代替手段を構築した。この手法は

の結果も同様だ。

要約すると、地域的な民主化の波に起因する民主主義のもっともらしい外生的な変動要因に依拠することで、第III節と第IV節で示した結果とほぼ同じ、民主主義がGDPに与える影響を推定することができる。特に、最初の2つの戦略とは全く異なる方法で民主主義と非民主主義への淘汰をモデル化したこのIV戦略が、それにもかかわらず、非常に類似した推定値を導き出したことは心強い。

## VI. メカニズム

本節では、民主主義が成長に影響を与える可能性のあるメカニズムを探るために、我々のデザインを使っている。

という形式のモデルを推定する。

$$m_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ct} + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{ct2j} + \sum_{j=1}^p \alpha_j m_{ct2j} + \alpha_c + \alpha_d + \varepsilon_{ct}, \quad (7)$$

ここで  $m_{ct}$  は、GDPに占める投資の割合（対数）、TFP（対数）、Giulianoら（2013）が導入した経済再形態の尺度（0～100の間で正規化）、GDPに占める貿易の割合（対数）、GDPに占める税の割合（対数）、初等学校就学率、中等学校就学率、子どもの死亡率（対数）、上で紹介した社会不安ダミーなど、いくつかの潜在的なチャネルの一つである。式（7）の右辺にあるGDPのラグは、民主化に先立つGDPの落ち込みをコントロールすることに加え、これらの中間変数のいくつかに対するGDPの増加の機械的効果を除去するのに役立つ。

表7は、within 推定量（表2のcol.3に対応）、2SLS 推定量（表6のcol.2に対応）、HHK 推定量IV 表のcol.2、表6のcol.Cに対応）を用いた式（7）の推計を示している。

すべての仕様において、民主主義は経済改革の可能性、GDPに占める税収の割合、初等・中等教育への就学率を高め、子どもの死亡率を低下させることが分かった（ただし、これらの変数のいくつかについては、2SLS推定値がかなり大きくなっている）。また、民主主義が投資と貿易開放度にプラスの効果を、社会的安息度にマイナスの効果をもたらすという証拠も得られたが、これらの推定値はすべての仕様において正確なものではない。最後に、民主主義がTFPに影響を与えるという証拠は得られなかった。

全体として、これらの結果は、民主主義が多くのチャネルを通じて機能している可能性を示唆している。特に、民主主義国は成長に資する経済改革を実施するようである。また、民主主義国家はより多くの増税を行い、健康や学校教育に関する公共財への投資を増やすようであり、これは寄与する可能性がある。さらに、民主主義は社会不安を軽減するようであり、これも経済成長にプラスの影響を与える可能性がある。もちろん、経済成長の結果そのものである可能性もあるため、我々の戦略ではこれらが最も重要なメカニズムであると断定することはできないが、これらの変数が民主化増加するという事実は、たとえ1人当たりGDPのラグをコントロールしたとしても、民主主義が成長を引き起こす可能性のあるチャネルの有力な候補であることを示唆している。

## VII. 民主主義に発展は必要か？

第1節で示唆したように、民主主義が経済成果につながるという見解に対する多くの批評家は、特に経済発展や高い人的資本に関連する一定の前提条件が満たされない場合、民主主義は経済的にコストがかかると指摘している。例えば、Richard Posner (2010)は、「独裁体制は非常に貧しい国にとって最適であることが多い。そのような国は経済が単純であるだけでなく、民主主義を実現するための文化的・制度的な前提条件を欠いている傾向がある」一方、デビッド・ブルックス（2013）は「エジプトのクーデターを受け、「エジプトには民主主義移行のためのレシピがないわけではない。基本的な精神的要素さえ欠けているようだ」と述べている。

この仮説は、脱民主主義と経済発展度（一人当たりGDPの対数で指標化）および人的資本（中等教育を受けた人口に占める割合で指標

化、Barro-Leeのデータセットより) との間の相互作用を検討することで検証した。この仮説が妥当であれば、交互作用項は正であると予想される。



表7  
潜在的メカニズムに対する民主主義の効果

	従属変数								
	投資対数 GDPシェア	TFPの対 数	経済指標 改革	貿易シェアの 対数 GDP	GDPに占め る税金の割 合の対数	初等学校のログ 入学	中等教育のログ 入学	子供の死亡率 のログ	不安のダ ミー
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
A.見積もりの範囲内									
民主主義	2.391	2.205	.687	.689	3.311	1.042	1.345	2.253	27.832
民主主義の長期的効果	(1.114)	(.276)	(.348)	(.676)	(1.409)	(.338)	(.610)	(.063)	(2.185)
民主主義	9.112	22.883	5.580	5.445	16.062	21.908	18.960	234.264	211.944
	(4.255)	(3.858)	(2.883)	(5.253)	(6.650)	(7.624)	(8.622)	(10.747)	(3.329)
25年後	9.089	22.738	5.359	5.303	15.864	18.892	18.057	221.400	211.944
	(4.245)	(3.648)	(2.753)	(5.126)	(6.574)	(6.321)	(8.146)	(5.124)	(3.329)
持続性 結果 プロセス	.738	.929	.877	.873	.794	.952	.929	.993	.344
	(.020)	(.012)	(.012)	(.011)	(.016)	(.008)	(.013)	(.001)	(.030)
観察 サンプル国	5,665	3,879	4,692	5,738	4,511	3,714	2,883	6,084	5,646
	169	107	150	172	131	166	158	173	171

	B. 2SLS推定値								
民主主義	2.211 (2.852)	2.941 (.667)	3.224 (.863)	5.512 (2.005)	8.088 (3.021)	1.757 (.721)	4.116 (1.626)	2.715 (.164)	25.569 (5.682)
民主主義の長期的効果	8.440 (10.705)	212.738 (8.854)	23.775 (6.215)	40.589 (13.580)	38.609 (14.330)	36.693 (15.505)	57.072 (21.698)	295.728 (26.347)	28.471 (8.577)
25年後の民主主義の効果	8.419 (10.681)	212.167 (8.380)	23.156 (6.039)	39.817 (13.375)	38.159 (14.121)	31.611 (12.863)	54.252 (20.267)	258.625 (13.123)	28.471 (8.577)
結果プロセスの持続	.738 (.020)	.926 (.012)	.864 (.012)	.864 (.012)	.791 (.017)	.952 (.008)	.928 (.013)	.993 (.001)	.343 (.030)
楽器は除く	21.7	27.7	43.7	21.5	31.8	12.1	10.4	26.3	28.6
F統計量 ハンセン	.29 5,640	.06 3,871	.22 4,670	.09 5,714	.69 4,489	.09 3,710	.12 2,879	.02 6,057	.84 5,619
p値 観測数 国名	168	107	149	171	130	164	156	172	170
サンプル									

表7 (続き)

	従属変数								
	対数GDP投資シェア	TFPの対数	経済改革の指標	GDPにおける貿易シェアの対数	GDPに占める税金の割合の対数	小学校入学者数のログ	中等教育機関入学者数ログ	子供の死亡率のログ	不安のダミー
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
C.HHK推定値									
民主主義	6.603	.388	1.121	1.255	4.277	1.384	2.144	2.306	23.638
民主主義の長期的効果	(1.336)	(.294)	(.371)	(.790)	(2.044)	(.366)	(.644)	(.068)	(2.931)
民主主義	25.495	7.518	22.655	10.182	24.622	41.349	43.070	254.798	25.742
	(5.313)	(6.011)	(11.199)	(6.584)	(11.858)	(14.855)	(15.445)	(15.745)	(4.630)
民主主義の持続性	25.432	6.748	15.698	9.807	23.966	29.049	36.865	229.139	25.742
	(5.294)	(5.366)	(5.953)	(6.307)	(11.461)	(8.614)	(11.888)	(6.131)	(4.630)
結果プロセス	.741	.948	.951	.877	.826	.967	.950	.994	.366
	(.018)	(.009)	(.018)	(.014)	(.031)	(.007)	(.012)	(.001)	(.037)
観察	5,125	3,557	4,236	4,866	4,045	3,579	2,683	5,454	5,233
サンプル国	168	107	149	171	130	164	156	172	170

注: この表は、各列のラベルで指定されたさまざまなチャネルに対する民主主義の効果の推定値を示している。報告された民主主義の係数は100倍されている（3列目と9列目を除く）。パネルAは内部推定値である。パネルBは、民主主義を地域の民主主義波動の4ラグでインストルメントした2SLS推定値、除外（excl.）インストルメントのF統計量、およびハンセンの過同定p-値を示している。パネルCは、HHK（Hahn et al. 2001）の地域民主主義の4つのラグを用いた推定量を用いた結果を示している。すべての仕様において、国および年の固定効果、1人当たりGDPの4ラグ、従属変数の4ラグを完全に統制している。国レベルでの異次元分散と系列相関に対してロバストな標準誤差は括弧内にある。

低経済発展国または低就学率国の民主主義の主効果は負であった。

表8はこの分析の結果を示している。表7と同じ3つの推定量（内部推定量、2 SLS推定量、および民主主義とその相互作用にインストルメンテーションを行ったHHK推定量）に注目する。1-4列は1人当たりGDPの対数との交互作用、5-8列は中等教育を受けた人口比率との交互作用である。1列目と5列目では、民主主義と1960年当時の一人当たりGDP（1列目）と中等教育（5列目）のベースラインとの交互作用が示されている。2列目と6列目では、1970年の一人当たりGDP（col.2）と中等教育（col.6）のベースラインと民主主義を相互作用させている。3列目と7列目では、1980年の一人当たりGDP（3列目）と中等教育（7列目）とを交互作用させている。最後に、4列目と8列目では、民主主義と1人当たりGDPのラグド・レベル（col.4）または各観測の5年前の中等教育（col.）とを交互作用させる。すべてのモデルにおいて、相互作用変数の下位25パーセンタイルで民主主義の主効果を評価し、経済発展水準が低い国や学校教育低い国にとって民主主義が負の効果を持つかどうかを示す。

表8のパターンはかなり明確である。民主主義と民主化した国の所得水準との間に有意な相互関係はない。民主主義の影響は開発水準に依存しないようである。文献の中で一般的に主張されているのとは異なり、民主主義は所得水準が低い国には負の効果をもたらさない。実際、所得パーセンタイルが25%の国について計算された民主主義の主効果はすべてプラスであり、そのうちのいくつかは有意である。

中等教育を受けた人口の割合との交互作用のみが有意な役割を果たしている。これらの結果は5～8列目で報告されており、民主主義は他の国よりも教育水準の高い国の成長に寄与することを示している。とはいえ、これらの相互作用は量的には小さく、上段のパネルで教育水準が25パーセンタイルの国であっても、民主主義の効果はマイナスではない。さらに、民主主義と初等・高等教育を受けた人口の割合との間の相互作用についても、同様のパターンは見られない。

われわれの戦略では、第二次世界大戦後の学校教育との相互作用の原因を明らかにすることはできない。一部の専門家が信じているように、識字率が高く近代化された人口ほど民主主義がうまく機能するという可能性もあるし（ただし、Ace-moglu et al. [2005, 2009]は、人的資本が高いほど民主主義が安定し、また民主主義が生まれやすいとい

う証拠は見出していない)、Acemoglu and Robinson (2006)やGalor and Moav (2006)で示唆されているように、人的資本が高いほど社会における分配の対立の度合いが小さくなり、民主主義がより安定するという可能性もある。我々の好ましい解釈は後者である。

表8  
一人当たりGDPに対する民主主義の異質な効果

	一人当たり対数GDPとの相互作用				中等教育修了者の割合との交互作用			
	1960 (1)	1970 (2)	1980 (3)	遅延 (4)	1960 (5)	1970 (6)	1980 (7)	遅延 (8)
A.見積もりの範囲内								
民主主義	.432 (.275)	.572 (.248)	.687 (.248)	.744 (.246)	.446 (.254)	.340 (.253)	.385 (.246)	.495 (.241)
交流	.001 (.002)	.001 (.001)	.002 (.002)	.001 (.002)	.046 (.028)	.049 (.020)	.038 (.014)	.020 (.013)
民主主義の長期的効果	16.231 (11.160)	18.631 (9.073)	20.489 (8.608)	19.843 (8.255)	13.785 (8.550)	10.480 (8.275)	11.841 (8.118)	14.597 (8.432)
25年後の民主主義の効果	10.013 (6.565)	12.916 (5.960)	14.985 (5.848)	15.877 (5.943)	10.081 (5.964)	7.679 (5.872)	8.687 (5.728)	10.953 (5.821)
GDPプロセスの持続性	.973 (.005)	.969 (.005)	.966 (.005)	.963 (.006)	.968 (.005)	.968 (.005)	.967 (.005)	.966 (.006)
観察 サンプル国	4,281 93	4,909 109	5,525 131	6,336 175	5,300 138	5,300 138	5,300 138	5,300 138
B.2SLS推定								
民主主義	.500 (1.088)	.155 (.961)	.645 (.929)	1.326 (.887)	2.119 (.662)	2.484 (.665)	2.474 (.639)	.600 (.576)
交流	2.002 (.005)	.000 (.004)	2.000 (.004)	2.003 (.004)	.174 (.060)	.156 (.047)	.116 (.033)	.049 (.023)
民主主義の長期的効果	18.838 (43.554)	4.978 (31.473)	19.275 (30.208)	36.116 (29.900)	23.649 (19.968)	214.586 (19.023)	214.135 (18.114)	17.373 (18.629)
25年後の民主主義の効果	11.592 (25.784)	3.486 (21.795)	14.078 (21.085)	28.377 (21.317)	22.692 (14.837)	210.843 (14.524)	210.574 (13.901)	13.133 (13.312)

GDPプロセスの持続性	.973 (.006)	.969 (.006)	.967 (.006)	.963 (.008)	.967 (.006)	.967 (.006)	.966 (.006)	.965 (.006)
除外指数 $F$ 統計量	6.6	6.1	7.0	14.0	18.5	17.6	16.0	12.4
ハンセンの $p$ 値	.81	.73	.54	.33	.44	.41	.25	.50
観察	4,273	4,901	5,517	6,153	5,292	5,292	5,292	5,218
サンプル国	93	109	131	174	138	138	138	138
C.HHK推定値								
民主主義	.222 (.379)	.234 (.401)	.144 (.445)	1.619 (.477)	1.101 (.686)	.887 (.679)	.790 (.638)	1.713 (.584)
交流	.004 (.003)	2.000 (.003)	.001 (.004)	.002 (.004)	.093 (.046)	.089 (.037)	.058 (.028)	.016 (.013)
民主主義の長期的効果	7.692 (13.442)	7.453 (13.213)	4.480 (14.002)	48.375 (21.975)	31.605 (21.502)	25.022 (20.748)	22.375 (19.522)	49.338 (23.950)
25年後の民主主義の効果	4.869 (8.286)	5.084 (8.850)	3.054 (9.435)	34.304 (11.965)	23.787 (15.084)	19.159 (14.981)	17.091 (14.107)	36.069 (14.116)
GDPプロセスの持続性	.971 (.009)	.969 (.008)	.968 (.008)	.967 (.009)	.965 (.008)	.965 (.008)	.965 (.008)	.965 (.009)
観察	4,180	4,792	5,386	6,110	5,154	5,154	5,154	5,154
サンプル国	93	109	131	174	138	138	138	138

この表は、1人当たり対数GDPに対する民主主義の効果、および列見出しに示された他の国の特徴との交互作用の推定値を示している。報告された民主主義と交互作用の係数は100倍されている。交互作用25パーセンタイルで評価した主効果と長期効果を報告する。パネルAは内部推定値である。パネルBは、民主主義（および交互作用項）を地域の民主主義波の4ラグで調整した2SLS推定値を示している。また、除外（excl.）商品の  $F$  統計量とハンセンの過同定検定の  $p$  値も報告する。パネルCは、民主主義（および交互作用項）を地域民主主義の4つのラグで調整したHHK（Hahn et al. すべての仕様において、国・年の固定効果および1人当たりGDPの4つのラグを完全に統制している。国レベルでの異次元分散と系列相関に対してロバストな標準誤差は括弧内にある。

所得水準など、人口がどれだけ近代化されて関連する他の変数と一緒に  
。

## VIII. 結論

民主主義制度のパフォーマンスに対する懐疑論は、民主主義そのものと同じくらい古い。プラトン(1908, 564)は、民主主義を専制政治に次ぐ最悪の政治形態として非難し、「民主主義においては、彼ら（怠惰な浪費家階級）がほとんどすべての支配権力を握っている」と論じた。アリストテレス(1912, 86)も同様に、「彼ら（民衆の大部分）に国家の第一の役職を任せるのは、彼らの不義と無知のために安全ではない。民主主義が経済成長の制約になるという見方は、最近になって広まりつつある。

、固定効果OLS回帰においてGDPの一旦コントロールすると、将来の一人当たりGDPに対して民主主義が経済的・統計的に有意な正の効果を持つ示す。この結果は、従属変数のラグによるバイアスを考慮したGMM推定でも、GDPのラグを用いて民主主義（および非民主主義）への移行傾向をモデル化したセミパラメトリック推定でも変わらない。われわれが推奨する推計によれば、民主化後の25年間で、長期GDPは約20～25%増加する。また、民主化は地域的な波によって起こることも示している：

同じ地域の他の国々で同じ移行が最近起こった場合、その国は民主主義または非民主主義に移行する可能性が高い。この変動要因を利用して、民主主義がGDPに与える影響を明らかにする。地域の波を民主化の道具として用いると、民主主義がGDPを増加させるという我々の発見が裏付けられる。

ダイナミック・リニア・パネル・データ・モデル、セミパラメトリック・マッチング、およびIV法から得られたエビデンスの三角測量は、民主主義がGDPに与える影響についてすべてほぼ同様の推定値を導き出し、民主主義が経済プラスの因果効果をもたらすという確信を与えてくれる。また、民主主義は、経済改革を実施し、財政能力を改善し、学校教育や医療の提供を改善することによって、そしておそらく、より大きな投資や社会不安の軽減を誘導することによって、より高いGDPを促進することを示唆している。

民主主義は経済発展の初期段階での成長に悪影響を及ぼすという一般的な主張とは対照的に、所得水準による異質性は見られない。人的資本の水準による異質性は認められるが、人的資本が低い国に



として民主主義がマイナス効果をもたらすほど大きくない。

これらの結果を総合すると、民主主義はその否定派が主張するよりも経済成長に寄与していること、そして民主主義には多くの利点があることが示唆される。

民主主義制度と経済近接原因との間の相補性。民主主義がどのように経済的インセンティブと経済組織を変化させるのか、また民主主義制度のどのような側面が経済的成功により資するのかを明らかにするために、国を跨ぐ変動と国内の変動を利用した研究は、明らかに有益な研究分野である。政治体制と経済的成果との間の、非線形ダイナミクス、複数の体制タイプ、より豊かな異質的效果などを組み込んだ、より複雑な相互作用の可能性を探ることも、今後の重要な研究分野である。

#### 参考文献

- Acemoglu, Daron. 2008. "Oligarchic versus Democratic Societies." *J. European Econ.* 6 (1): 1-44.
- Acemoglu, Daron, Simon Johnson, James A. Robinson, and Pierre Yared. 2005. "Income and Democracy." Working Paper no. 11205 (March), NBER, Cambridge, MA.
- . 2008. "所得と民主主義." *A.E.R.* 98 (3): 808-42.
- . 2009. "Reevaluating the Modernization Hypothesis." *J. Monetary Econ.* 56 (8): 1043-58.
- Acemoglu, Daron, Suresh Naidu, Pascual Restrepo, and James A. Robinson. 2015. "Democracy, Redistribution, and Inequality." In *Handbook of Income Distribution*, vol. 2B, edited by Anthony B. Atkinson and François Bourguignon, 1885-1966. アムステルダム: Elsevier.
- Acemoglu, Daron, and James A. Robinson. 2006. *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. New York: Cambridge Univ. Press.
- . 2012. *Why Nations Fail*. ニューヨーク: クラウン.
- Aghion, Philippe, Alberto Alesina, and Francisco Trebbi. 2008. "Democracy, Technology, and Growth." In *Institutions and Economic Performance*, edited by Elhanan Helpman, 511-43. Cambridge, MA: Harvard Univ. Press.
- Ahn, Seung C., and Peter Schmidt. 1995. "Dynamicパネルデータに対するモデルの効率的推定." *J. Econometrics* 68 (1): 5-27.
- アイドット、トーケ、ピータ・イエンセン。2012. "Workers of the World, Unite! Franchise Extensions and the Threat of Revolution in Europe, 1820-1938." Working Paper no. 3417, CESifo, Munich.
- Alvarez, Javier, and Manuel Arellano. 2003. "動的パネルデータ推定量の時系列とクロスセクションの漸近." *Econometrica* 71 (4): 1121-59.
- Angrist, Joshua D., and Guido Kuersteiner. 2013. "Semiparametric Estimates of Monetary Policy Effects: String Theory Revisited." *ワーキングペーパー* No. 19355 (September), NBER, Cambridge, MA.
- Angrist, Joshua D., and Guido M. Kuersteiner. 2011. "金融ショックの因果効果: 多項式傾向スコアを用いたセミパラメトリック条件付き独立性検定." *Rev. Econ. and Statis.* 93 (3): 725-47.
- アンセリン、リュック。2001. "Spatial Econometrics." *A Companion to Theoretical Econometrics*, edited by Badi H. Baltagi, 310-30. Oxford: Blackwell.
- Ansell, Ben W. 2010. *From the Ballot to the Blackboard: The Redistributive Political Economy of Education*. New York: ケンブリッジ大学出版局.
- アレジャーノ、マヌエル、スティーブン・ボンド。1991. "モンテカルロ法による証拠と雇用方程式への適用: モンテカルロ法による証拠と雇用方程式への適用." *Rev. Econ. Studies* 58 (2): 277-97.

- アリストテレス1912. *政体論*. 第三巻. ウィリアム・エリス訳. ニューヨーク: ダットン.
- Banks, Arthur S. and Kenneth A. Wilson. 2013. "Cross-National Time-Series Data Archive". Jerusalem: Databanks International. <https://www.cntsdata.com/>.
- Barro, Robert J. 1996. "Democracy and Growth". *J. Econ. Growth* 1 (1): 1-27.
- . 1997. *Getting It Right: Getting It Right: Market and Choices in a Free Society*. マサチューセッツ州ケンブリッジ: MIT Press.
- . 1999. "民主主義の決定要因". *J.P.E.* 107 (S6): S158-S183.
- Bates, Robert H., Ghada Fayad, and Anke Hoeffler. 2012. "The State of Democracy in Sub-Saharan Africa". *Internat. Area Studies Rev.* 15 (4): 323-38.
- Besley, Timothy, and Masayuki Kudamatsu. 2006. "健康と民主主義". *A.E.R.* 96 (2): 313-18.
- Blaydes, Lisa, and Mark Andreas Kayser. 2011. "Counting Calories: Democracy and Distribution in the Developing World". *Internat. Studies Q.* 55 (4): 887-908.
- Blundell, Richard, and Stephen Bond. 1998. 「初期条件とモーメントダイナミック・パネル・データ・モデルにおける制約」. *J. Econometrics* 87:115-43.
- Boix, Carles, Michael Miller, and Sebastián Rosato. 2012. "A Complete Data Set of Political Regimes, 1800-2007". *Comparative Polit. Studies* 46 (12): 1523-54.
- Bonhomme, Stéphane, and Elena Manresa. 2015. "Grouped Patterns of Heterogeneity in Panel Data". *Econometrica* 83 (3): 1147-84.
- Brinks, Daniel, and Michael Coppedge. 2006. 「Diffusion Is No Illusion: 民主主義の第三の波における隣人エミュレーション」. *Comparative Polit. Studies* 39 (4): 463-89.
- Brooks, David. 2013. "クーデターを擁護する". *New York Times*, July 4. <http://www.nytimes.com/2013/07/05/opinion/brooks-defending-the-coup.html>.
- Brückner, Markus, and Antonio Ciccone. 2011. 「雨と民主党の勝利機会損失」. *Econometrica* 79 (3): 923-47.
- Buera, Francisco J., Alexander Monge-Naranjo, and Giorgio E. Primiceri. 2011. 「国富を学ぶ」. *Econometrica* 79 (1): 1-45.
- Burkhart, Ross E., and Michael S. Lewis-Beck. 1994. 「比較民主主義: The Economic Development Thesis」. *American Polit.* 88 (4): 903-10.
- Cheibub, José Antonio, Jennifer Gandhi, and James R. Vreeland. 2010. 「Democracy レイシーと独裁の再考」. *公共選択* 143 (1-2): 67-101.
- Doorenspleet, Renske. 2000. "Reassessing the Three Waves of Democratization". *世界政治* 52 (3): 384 - 406.
- Doucouliaqos, Hristos, and Mehmet A. Ulubaşoğlu. 2008. 「Democracy and Economic Growth: A Meta-Analysis」. *American J. Polit. Sci.* 52 (1): 61-83.
- Ellis, Christopher J., and John Fender. 2011. "Information Cascades and Revolutionary Regime Transitions". *Econ. J.* 121 (553): 763-92.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar, and Marcel P. Timmer. 2015. "The Next Generation of the Penn World Table". *A.E.R.* 105 (10): 3150-82.
- Friedman, Thomas L. 2009. "Our One-Party Democracy". *New York Times*, September 8. [http://www.nytimes.com/2009/09/09/opinion/09friedman.html?\\_r=0](http://www.nytimes.com/2009/09/09/opinion/09friedman.html?_r=0).
- Fujiwara, Thomas. 2015. 「Voting Technology, Political Responsiveness, and In-Fantazie の健康: ブラジルからの証拠」. *Econometrica* 83 (2): 423-64.
- Galor, Oded, and Omer Moav. 2006. 「Das Human-Kapital: A Theory of the Demise of the Class Structure」. *Rev. Econ. Studies* 73 (1): 85-117.
- Gerring, John, Philip Bond, William Barndt, and Carola Moreno. 2005. 「民主主義と成長: A Historical Perspective」. *World Politics* 57 (3): 323-64.
- Gerring, John, Strom C. Thacker, and Rodrigo Alfaro. 2012. "Democracy and Human Development". *J. Politics* 74 (1): 1-17.
- Giavazzi, Francesco, and Guido Tabellini. 2005. "Economic and Political Liberalizations". *J. Monetary Econ.* 52 (7): 1297-1330.

- Giuliano, Paola, Prachi Mishra, and Antonio Spilimbergo. 2013. "Democracy and Reforms: Evidence from a New Dataset." *American Econ. J.: Macroeconomics* 5 (4): 179-204.
- Grosjean, Pauline, and Claudia Senik. 2011. "民主主義、市場自由化、政治的選好". *Rev. Econ. and Statis.* 93 (1): 365-81.
- Hahn, Jinyong, Jerry A. Hausman, and Guido Kuersteiner. 2001. "固定効果を持つ動的パネルモデルに対するバイアス補正された道具変数推定". Working Paper no. 2001. "Bias Corrected Instrumental Variables Estimation for Dynamic Panel Models with Fixed Effects." Working Paper no.
- 早川和彦. 2009. "動的パネル・データ・モデルにおける非定常初期条件の影響について". *J. Econometrics* 153 (2): 113-35.
- Helliwell, John F. 1994. "Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth." Working Paper no. 4066 (May), NBER, Cambridge, MA.
- Hendrix, Cullen S. 2010. "国家能力の測定: Theoretical and Empirical Implications for the Study of Civil Conflict". *J. Peace Res.* 47 (3): 273-85.
- 平野啓介, Guido W. Imbens, Geert Ridder. 2003. "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score." *Econometrica* 71 (4): 1161-89.
- Huber, Peter J. 1964. "立地パラメータの頑健推定". *Ann. Math.* 35: 73-101.
- ハンティントン, サミュエル・P. 1991. *第三の波: 20世紀後半の民主化*. Norman: Univ. Oklahoma Press.
- Imbens, Guido, and Jeffrey Wooldridge. 2009. "プログラム評価の計量経済学における最近の進展". *J. Econ. Literature* 47 (1): 5-86.
- Jordà, Òscar. 2005. "局所投影によるインパルス推定と推論". *A.E.R.* 95 (1): 161-82.
- Kelejian, Harry H., and Ingmar R. Prucha. 1998. "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances." *J. Real Estate Finance and Econ.* 17: 99-121.
- クライン, パトリック. 2011. "Oaxaca-Blinder as a Reweighting Estimator". *A.E.R.* 101 (3): 532-137.
- 下松正幸. 2012. "民主化はサハラ以南のアフリカで乳児死亡率を減少させたか? Evidence from Micro Data." *J. European Econ.* 10 (6): 1294 -1317.
- 克蘭, ティムール. 1989. "Sparks and Prairie Fires: 予期せぬ政治革命の理論". *Public Choice* 61 (1): 41-74.
- Lane, Philip R., and Gian Maria Milesi-Ferretti. 2007. "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004." *J. Internat. Econ.* 73 (2): 223-50.
- Lee, Lung-fei. 2007. "混合回帰・空間自己回帰モデルのGMMと2SLS推定". *J. Econometrics* 137 (2): 489-514.
- Levin, Andrew, Chien-Fu Lin, and Chia-Shang James Chu. 2002. "パネルデータにおける単位根検定: パネル・データにおける単位根検定: 漸近のおよび有限標本の特性". *J. Econometrics* 108 (1): 1-24.
- Li, Guoying. 1985. "ロバスト回帰". *Data Tables, Trends, and Shapes*, in *Exploring Data Tables, Trends, and Shapes*, edited by David C. Hoaglin, Frederick Moseteller, and John W. Tukey, 281-343. New York: Wiley.
- Lipset, Seymour M. 1959. "Some Social Requisites of Democracy." *American Polit.* 53 (1): 69-105.
- Lohmann, Susanne. 1994. "情報カスケードの力学: 東ドイツ・ライプツィヒの月曜デモ、1989-1991年". *World Politics* 47 (1): 42-101.
- Madsen, Jakob B., Paul A. Raschky, and Ahmed Skali. 2015. "Does Democracy Drive Income in the World, 1500-2000?" *European Econ.* 78: 175-95.

マルコフ, ジョン 1996. *Waves of Democracy: Social Movements and Political Change*. Thousands Oaks, CA: Pine Forge.

- Martinez-Bravo, Monica, Gerard Padró i Miquel, Nancy Qian, and Yang Yao. 2012. "The Effects of Democratization on Public Goods and Redistribution: Evidence from China." Working Paper no. 18101 (May), NBER, Cambridge, MA.
- Meyersson, Erik. 2015. "Political Man on Horseback: Military Coups and Development". Manuscript, Stockholm School Econ.
- Murtin, Fabrice, and Romain Wacziarg. 2014. "The Democratic Transition". *J.Econ.Growth* 19: 141-81.
- Nagar, Anirudh L. 1959. "The Bias and Moment Matrix of the General  $k$ -Class Estimators of the Parameters in Simultaneous Equations." *Econometrica* 27 (4): 575-95.
- Naidu, Suresh. 2012. "南北戦争後の米国南部における参政権、就学、選別". Working Paper no. 18129 (June), NBER, Cambridge, MA.
- Nickell, Stephen. 1981. "固定効果による動的モデルにおけるバイアス". *Econometrica* 49 (6): 1417-26.
- Papaioannou, Elias, and Gregorios Siourounis. 2008. "Democratisation and Growth". *Econ.J.* 118 (532): 1520-51.
- Persson, Torsten, and Guido Tabellini. 2006. "民主主義と開発: The Devil in the Details." *A.E.R.* 96 (2): 319-24.
- . 2008. "The Growth Effects of Democracy: Is It Heterogenous and How Can It Be Estimated?" 制度と経済パフォーマンス (エルハナン・ヘルプマン編)。In *Institutions and Economic Performance*, edited by Elhanan Helpman. Cambridge, MA: Harvard Univ. Press.
- . 2009. "民主的資本: 政治的变化と経済的变化のネクサス". *American Econ.J.: Macroeconomics* 1 (2): 88-126.
- プラトン 1908. *プラトン共和国* ベンジャミン・ジョウエット訳. オックスフォード: Clarendon.
- Posner, Richard. 2010. "独裁、民主主義、経済厚生". *The Becker-Posner Blog: A Blog by Gary Becker and Richard Posner*, October 10. [http:// www.becker-posner-blog.com/2010/10/autocracy-democracy-and-economic-welfareposner.html](http://www.becker-posner-blog.com/2010/10/autocracy-democracy-and-economic-welfareposner.html).
- Przeworski, Adam, Michael E. Alvarez, José Antonio Cheibub, and Fernando Limongi. 2000. *Democracy and Development: Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*. New York: Cambridge Univ. Press.
- Przeworski, Adam, and Fernando Limongi. 1993. "Political Regimes and Economic Growth." *J. Econ. Perspectives* 7 (3): 51-69.
- Reynal-Querol, Marta. 2005. "民主主義は内戦を先取りするか?" *European J. Polit.Econ.* 21 (2): 445-65.
- Rode, Martin, and James D. Gwartney. 2012. "民主化は経済自由化を促進するか?" *European J. Polit.Econ.* 28 (4): 607-19.
- Rodrik, Dani, and Romain Wacziarg. 2005. "民主主義の移行は悪い経済結果を生むか?" *A.E.R.* 95 (2): 50-55.
- Strand, Håvard, Håvard Hegre, Scott Gates, and Marianne Dahl. 2012. "Why Waves? Global Patterns of Democratization, 1816-2008." Manuscript, Peace Res. Inst.
- Sunde, Uwe, and Matteo Cervellati. 2014. "平和のための民主化? The Effect of Democratization on Civil Conflicts." *Oxford Econ.Papers* 66 (3): 774 -97.
- Tavares, José, and Romain Wacziarg. 2001. "How Democracy Affects Growth". *European Econ.Rev.* 45 (8): 1341-78.
- Treisman, Daniel. 2013. "Democratization over Time". Manuscript, Dept. Polit. カリフォルニア大学ロサンゼルス校。