

固定相場制の財政規律への因果効果：  
**Synthetic Control Methods** による実証分析

江阪 太郎  
藤井 隆雄

**March 2018**

**Discussion Paper No.1813**

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

# 固定相場制の財政規律への因果効果: Synthetic Control Methodsによる実証分析\*

江阪太郎<sup>†</sup> 藤井隆雄<sup>‡</sup>

2018年3月

## 要旨

固定相場制は財政規律を高めるのか、それとも低下させるのか。因果推論の観点から、この問いに答えるためには、変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への変更のケースを特定化し、制度変更後の実際のプライマリーバランス(PB)と反実仮想(実際に固定相場制へ制度変更した国がもし変更しなかった場合)のPBを比較して、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定する必要がある。そこで、本稿では、1990年から2010年の期間のReinhart and Rogoff (2004)の実際の為替制度データを用いて、固定相場制への制度変更のケースを識別し、反実仮想のアウトカムを推定するためのノンパラメトリック手法であるSynthetic Control Methods (SCM)を用いて、ケースごとの固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定した。その結果、固定相場制は財政規律を高めている場合(例えば、1999年のデンマーク、2000年のエクアドル)もあれば、低下させている場合(例えば、1994年のポルトガル、1999年のマレーシア)もあった。このことは、固定相場制の財政規律に与える影響の異質性を示している。また本稿では、ケースごとのSCMから得られたデータを用いてDifference-in-differences (DID)分析を行うことによって、固定相場制の財政規律に与える平均トリートメント効果も推定した。その結果、最近の研究が示しているように、固定相場制は平均的に財政規律を低下させるという事実はなかった。むしろ、固定相場制を採用することによって金融政策の自由度が喪失した国では、固定相場制は平均的に財政規律を高めていた。

Keywords: Exchange rate regimes, Pegged regimes, Fiscal discipline, Synthetic control methods, Difference-in-differences

---

\*本研究にあたって、著者たちはそれぞれ科学研究費補助金の助成を受けている(基盤研究(C)課題番号 26380395 研究代表者: 江阪太郎、基盤研究(C)課題番号 17K03808 研究代表者: 藤井隆雄)。

<sup>†</sup>神戸市外国語大学、E-mail: tesaka@inst.kobe-cufs.ac.jp

<sup>‡</sup>神戸市外国語大学、神戸大学大学院経済学研究科研究員、E-mail: fujii@inst.kobe-cufs.ac.jp

## 1 はじめに

本稿の目的は、為替制度と財政規律の関係、具体的には、固定相場制から財政規律への因果効果を検証することである。為替制度と財政規律の関係は、昔から研究されてきたテーマであり、国際金融ならびに国際マクロ経済学の重要なトピックの一つである。特に、2010年のギリシャの財政危機を契機とする欧州債務危機の発生により、最近このトピックが政策当局者や研究者によって、より議論されるようになってきた。はたして、固定相場制は財政規律を高めるのか、それとも低下されるのか。

固定相場制を採用している政策当局者の一番の目標は、もちろん為替レートを固定することであり、そのためには、維持している固定レートに整合的な財政金融政策を採用する必要がある。よって、固定相場制は財政規律を高めなければならないと考えられる。なぜなら、通貨危機の第一世代モデル (Krugman (1979)、Flood and Garber (1984)) が示しているように、もし財政収支を悪化させる政策を採用し続けると、自国通貨に対する投機攻撃による通貨危機が発生し、固定レートが維持できなくなるからである。そのため、市場から政策当局者に規律のある財政政策を採用するインセンティブを高めるので、コンベンショナルな考え (Conventional wisdom) として、固定相場制は変動相場制に比べて、財政規律を有している (例えば、Aghevli et al. (1991)、Giavazzi and Pagano (1988)、Kim (2003))。

一方、Tornell and Velasco(1995, 2000) は、政策当局者の時間選好率が高い場合は、固定相場制は変動相場制に比べて、財政規律を低下させることを理論モデルで示している。すなわち、政策当局者の時間選好率が高い場合は、財政収支を悪化させる政策を採用する傾向にある。より具体的には、変動相場制を採用している場合は、財政収支の悪化によって、すぐに自国通貨が大幅に減価するという悪い結果を招く。一方、固定相場制を採用している場合は、財政収支の悪化は (自国通貨の減価圧力を高め、政策当局の自国通貨買い・外国通貨売りの為替介入によって外貨準備を減少させるが)、すぐには自国通貨を減価させないので、悪い結果が起こることを先に延ばすことができる。つまり、市場から政策当局者への規律付けは、変動相場制より固定相場制では働きづらくなり、固定相場制は財政規律を低下させる。実際、Tornell and Velasco (2000) は、1980年から1990年のサブサハラ・アフリカ地域の28カ国のデータを用いたクロスセクション分析により、固定相場制を採用している国の方が変動相場制を採用している国に比べて、財政規律が低いことを示している。また、いくつかの実証研究では、Tornell and

Velasco (2000) と同様に、固定相場制は変動相場制に比べて、財政規律が低いことを示している（例えば、Gavin and Perotti (1997)、Fatás and Rose (2001)、Dutttagupta and Tolosa (2006)、El-Shagi (2011)、Vuletin (2013)、Jalles et al. (2016)）。

最近の実証研究では、被説明変数に財政規律を表す変数（例えば、プライマリーバランスの対 GDP 比 (PB)）、説明変数に為替制度を表すダミー変数とした回帰式をパネルデータ分析のダイナミック・パネルモデルを含む固定効果モデルにより推定している（例えば、El-Shagi (2011)、Jalles et al. (2016)）<sup>1</sup>。固定効果モデルは、国の（観察できない）固定効果を考慮することによって、一国内での為替制度の違いによる PB の違いを捉えている。例えば、もし固定相場制を表すダミー変数の係数が負で有意であった場合は、一国内で、変動相場制を採用していた時の PB に比べて、固定相場制を採用していた時の PB が低いことを示している。最近の実証研究の結果は、変動相場制を採用していた時に比べて、固定相場制を採用していた時の方が、財政規律が有意に低いことを示している。

そこで、予備的研究として、本稿のデータセット（1990 年から 2010 年の期間の 176 カ国の年次パネルデータ）を用いて、固定効果モデル推定とダイナミック・パネルモデルの Arellano and Bond (1991) 推定と Blundell and Bond (1998) 推定を行った<sup>2</sup>。表 1 の推定結果より、先行研究の分析結果とは異なり、固定相場制を採用していた時の方が、財政規律が有意に低いという結果にはなっていなかった。また、推定式の定式化や推定方法の違いによって、固定相場制を表すダミー変数の係数の符号や統計的有意性は変わっていた。ゆえに、先行研究の分析結果は、データの違い（期間、国の数・種類）や推定式の定式化ならびに推定方法の違いに対して頑健ではないと言える。これより、為替制度と財政規律の関係、固定相場制の財政規律に与える影響については、結論は出ていないと言える。

<sup>1</sup>El-Shagi (2011) は 1975 年から 2004 年の 116 カ国のデータを用いたダイナミック・パネルモデル分析を行っている。為替制度変数の作成においては、Reinhart and Rogoff (2004) の実際の為替制度 (*de facto* exchange rate regimes) データを用いて、為替制度カテゴリーの (1) から (9) を固定相場制と定義してダミー変数を作成している。財政規律を表すアウトカム変数は政府債務の対 GDP 比を使用している。Jalles et al. (2016) は 1975 年から 2012 年の 79 カ国のデータを用いた固定効果モデル推定を行っている。為替制度変数の作成においては、Reinhart and Rogoff (2004) の為替制度カテゴリーの (1) から (8) を固定相場制と定義してダミー変数を作成している。財政規律を表すアウトカム変数は PB を使用している。

<sup>2</sup>El-Shagi (2011)、Vuletin (2013)、Jalles et al. (2016)、Chowdhury et al. (2016) の最近の研究は、為替制度の分類として、いずれも Reinhart and Rogoff (2004) の実際の為替制度データを用いているので、本稿の分析においてもこのデータを用いた。

先行研究では、ダイナミック・パネルモデルから生じるモデル特有の内生的問題（被説明変数のラグ項と誤差項の相関）は、GMM 推定を用いることによって考慮させているが、為替制度選択の self-selection 問題などの本質的な内生的問題はほとんど考慮されていない。例えば、もし経済発展するにつれて固定相場制から変動相場制へ制度変更し、PB も改善すれば、変動相場制の方が、財政規律が高いという結果が導かれるかもしれない。しかし、これは変動相場制の効果というよりは、経済発展の影響で PB が改善しただけかもしれない。よって、正確に為替制度から財政規律の効果を推定するためには、為替制度と PB の内生的問題を明確にコントロールする必要がある<sup>3</sup>。

いくつかの先行研究では、為替制度を表す変数と経済状況や制度を表す変数との交差項を用いて分析することによって、経済状況や制度の違いにより、為替制度と財政規律の関係が異なることを示している。例えば、Chowdhury et al. (2016) は、1971 年から 2000 年の 114 カ国のデータを用いてプーリング回帰モデル分析を行うことにより、貿易開放度が低い時には、固定相場制を採用している国の方が財政規律はあるが、貿易開放度が高い時には、変動相場制を採用している国の方が財政規律は高いことを示している。Jalles et al. (2016) は、1975 年から 2012 年の 79 カ国のデータを用いて固定効果モデル推定を行うことにより、財政に対する政治的圧力が低い時には、固定相場制の方が財政規律は高いが、政治的圧力が高くなると、変動相場制の方が財政規律は高いことを示している。これらの結果は、固定相場制と財政規律の関係性がケースバイケースで違ってくることを示唆している。

上記で述べたことをまとめると、第一に、コンベンショナルな考えとしては、「固定相場制は財政規律を有している」というものであったのに対し、最近の実証結果は逆であるものが多い。また、本稿の予備的な研究は、最近の実証結果を再現できなかったため、為替制度と財政規律の関係性は、明確な結論は出ていない。第二に、先行研究は、クロスセクション分析とパネルデータ分析のプーリング回帰モデルおよびダイナミック・パネルモデルを含む固定効果モデルを用いて分析を行っているため、正確に言えば、為替制度から財政規律への因果効果を分析したものではなく、それらは相関分析である。第三に、先行研究では、為替制度選択の self-selection 問題などの本質的な内生的問題は明確に考慮できていない。第四に、Chowdhury et al. (2016) 等での交

---

<sup>3</sup>当該分野において、為替制度選択の self-selection バイアスを操作変数法により処理することは適さない。なぜなら、アウトカム変数の財政規律に影響せず、為替制度選択にのみ影響する適切な操作変数を見つけることは困難であるからである。加えて、操作変数法には回帰式の定式化問題がある。

差項を用いた分析を念頭に置けば、為替制度と財政規律の関係性は、個々の国（ケース）によって異なると考えた方がよい。

以上の点を踏まえて、本稿では、因果推論の観点から、固定相場制が財政規律に与える因果効果を分析する。このことを実現するために、因果推論の考え（例えば、Athey and Imbens (2017), Imbens and Wooldridge (2009)）に従うと、①変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への変更のケースを特定化し、②実際に固定相場制へ制度変更した国がもし変更しなかったならば実現したであろうアウトカム、すなわち反実仮想（counterfactual）のPBを推定し、③制度変更後の実際のアウトカムと反実仮想の差をトリートメント効果と定義して、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定する必要がある<sup>4</sup>。そこで、本稿では、1990年から2010年の期間のReinhart and Rogoff (2004)の実際の為替制度データを用いて、固定相場制への制度変更のケースを識別し、反実仮想のアウトカムを推定するためのノンパラメトリック手法であるAbadie, Diamond and Hainmueller (2010)のSynthetic Control Methods（以下、SCM）を用いて、ケースごとの固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定する。

SCMを用いることには、通常のパネルデータ分析に比べて、いくつか利点がある。第一に、固定相場制へ制度変更した国の反実仮想、つまり、固定相場制へ変更しなかった時に実現したであろうアウトカム（PB）は当然観察できないが、SCMは不偏推定量の反実仮想を推定することができる。Abadie et al. (2010)はこの反実仮想をsynthetic controlと呼んでいる。よって、SCMを用いることによって、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定でき、固定相場制の財政規律への因果効果を識別できる。また、SCMの分析図から、固定相場制へ制度変更してからのトリートメント効果の時間的な変化を直接観察できる。第二に、SCMは比較研究（ケーススタディ）で有用な手法であり、個々のケースの反実仮想を推定することができるので、特定化した固定相場制への制度変更のケースごとに分析を可能にする。よって、ケースごとの固定相場制の財政規律への因果効果に関する異質性を観察できる。

第三に、synthetic controlは、分析対象期間において、固定相場制を採用せずに変動相場制および中間的な為替制度を採用していた国（ドナープール国）のPBの加重

---

<sup>4</sup>固定効果モデルを用いた先行研究は、一国内で、変動相場制を採用していた時のPBと固定相場制を採用していた時のPBを比較しているだけであり、反実仮想を用いてトリートメント効果を推定していないので、そこから得られた分析結果は、為替制度から財政規律への因果効果を示してはいない。

平均から作成され、そのウェイトは制度変更前期間の PB と synthetic control の PB が同じあるいはできる限り近い値になるように推計されるので、data-driven で反実仮想が作成される。第四に、固定相場制へ制度変更した国の synthetic control は、当該国の制度変更前の PB に影響を与えている観察できる要因と観察できない要因にできるだけマッチするように作成される。また、パネルデータ分析の固定効果モデルでは、国の固定効果は時間的に不変であるが、SCM では、それが時变的に扱われている。ゆえに、固定相場制への変更とその国の PB に共に影響する様々な交絡因子は考慮されている。よって、為替制度選択の self-selection 問題はコントロールされている。第五に、SCM はノンパラメトリックな手法であるので、パネルデータ分析の回帰式の定式化問題は回避できる。

追加的分析として、本稿では、SCM の分析から得られたそれぞれのケースにおける実際の PB とそれに対応する反実仮想の PB のデータからパネルデータを構築し、そのデータを用いて Difference-in-differences (DID) 分析を行うことによって、固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果を推定する。この分析を行うことより、因果推論の手法である SCM から得られた結果と先行研究で得られた結果を直接的に比較できる。この DID 分析では、政策を行った国の PB とその反実仮想の PB を用いて、政策を行った前後のそれぞれの PB を比べて、平均トリートメント効果を推定している。因果推論の考え方 (Athey and Imbens (2017), Imbens and Wooldridge (2009)) に基づけば、従来の DID 分析や固定効果モデル推定に比べて、この分析はより正確に固定相場制の PB に与える平均的な因果効果を捉えることができる。

本稿の主要な結果は以下の通りである。第一に、固定相場制は財政規律を高めている場合 (例えば、1999 年のデンマーク、2000 年のエクアドル) もあれば、低下させている場合 (例えば、1994 年のポルトガル、1999 年のマレーシア) もあった。第二に、最近の先行研究が示しているように、固定相場制は平均的に財政規律が低いという事実は見出せなかった。むしろ、固定相場制は平均的に財政規律を高めていたように見える。第三に、固定相場制を採用することによって金融政策の自由度が喪失した国のサンプルでは、固定相場制は平均的に財政規律を高めていた。

本稿は以下のように構成される。第 2 節で SCM の分析手法、第 3 節でデータと分析手順について説明する。第 4 節では、SCM を用いて固定相場制の PB に与えるトリートメント効果を特定化したケースごとに推定する。第 5 節では、DID 分析を用いて、固定相場制の PB への平均トリートメント効果を推定する。最後に第 6 節で結論を述

べる。

## 2 分析手法

本稿では、因果推論の観点から、固定相場制の財政規律に与える影響を分析するために、Abadie and Gardeazabal (2003) を嚆矢とし、Abadie et al. (2010) と Abadie et al. (2015) によって精微化され、応用されている Synthetic Control Methods (SCM) を用いる<sup>5</sup>。SCM を用いることによって、政策や制度変更などの介入および各種イベントが、そのアウトカムに与える因果効果を各介入やイベントごとに推定することができる。最近、比較研究（ケーススタディ）や政策評価分析の手法として、様々な分野で SCM が応用されている。例えば、Lee (2011) はインフレーターゲティングの有効性、Billmeier and Nannicini (2013) は貿易自由化の GDP に与える影響、Cavallo et al. (2013) は自然災害の経済成長に与える影響、Jinjarak et al. (2013) はブラジルの資本規制の有効性、Bohn et al. (2014) は移民規制の効果、Ando (2015) は日本の原発誘致の経済効果、Koehler and König (2015) は EMU における安定成長協定の政府債務残高に与える影響、El-Shagi et al. (2016) は EMU の実効為替レートに与える影響、Hope (2016) は EMU の経常収支に与える影響、Gardeazabal and Vega-Bayo (2017) は香港の中国への政治経済統合の経済成長に与える影響、Saia (2017) はイギリスの EMU 不参加による貿易損失について、それぞれ SCM を用いて、政策やイベントの因果効果を分析している。

SCM の長所は、下記に示すケーススタディの短所を克服している点である。Abadie et al. (2010) や Saia (2017) が述べているように、これまでのケーススタディにおいては、比較対象の選択がどうしても恣意的にならざるを得なかった。具体的には、ある A 国が 2000 年に変動相場制から固定相場制に変更したことによるアウトカムに与える効果を分析する場合、従来のケーススタディでは、A 国に比較的似ている変動相場制の国を研究者が探してきて、比較対象国としてその国のアウトカムを比較したり、変動相場制を採用している国々のアウトカムの平均値を比較したりしていた。それに対して、SCM を用いれば、Abadie et al. (2010) の言葉を借りれば、data-driven に反実仮想を作り上げることができる。すなわち、A 国がもし固定相場制を採用せずに変動相場制を継続的に採用したならば実現するであろう A 国のアウトカムを作成すること

---

<sup>5</sup>本稿の推計においては、Abadie et al. (2011) の統計ソフト R のコード (Synth) を基にしている。



ができる。よって、比較対象の選択における研究者の恣意性が緩和されると共に、因果推論に基づく政策効果分析を行うことが可能となる。下記に、Abadie et al.(2010, 2015) に依拠して、SCM の具体的な手法を示す<sup>6</sup>。

## 2.1 Synthetic Control Methods (SCM)

今、1期から  $T$  期 ( $t=1, \dots, T_0, T_0+1, \dots, T$ ) までの  $J+1$  カ国を考える。トリートメントグループ (treatment group) である第 1 国は  $T_0+1$  期に変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制に変更し、 $T$  期まで固定相場制を維持していた国である。一方、第 2 国から第  $J+1$  国までの計  $J$  カ国は 1 期から  $T$  期まで変動相場制および中間的な為替制度を継続して採用していた国であり、コントロールグループ (control group) となる。これをドナープール (donor pool) と命名する。

ここで、 $Y_{it}^I$  は介入（本稿では固定相場制への変更）を受けた  $i$  国  $t$  期のアウトカム (outcome variable)、 $Y_{it}^N$  は介入を受けた国がもし介入を受けなかった（本稿では変動相場制および中間的な為替制度を継続して採用した）ならば実現していた  $i$  国  $t$  期のアウトカムである。本稿では、アウトカムはプライマリーバランスの対 GDP 比 (PB) である。Abadie et al. (2010) で述べられているように、介入は介入前期間に影響を及ぼさないと仮定している。すなわち、ここでは、予想効果 (anticipation effects) は想定されていない。したがって、 $t \in \{1, \dots, T_0\}$  においては、 $Y_{it}^I = Y_{it}^N$  が成立する。 $Y_{it}$  を

$$Y_{it} = D_{it}Y_{it}^I + (1 - D_{it})Y_{it}^N.$$

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } i = 1 \text{ and } t > T_0 \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

のように定義し、 $Y_{it}^N$  は、下記モデルで記述できるとする。

$$Y_{it}^N = \eta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it}.$$

ここで、 $\eta_t$  は未知の共通因子、 $\theta_t$  は  $1 \times r$  の未知係数ベクトル、 $Z_i$  は制度変更や介入によって直接的に影響を受けない  $r \times 1$  の共変量 (予測因子) ベクトル、 $\lambda_t$  は  $1 \times F$  の

<sup>6</sup>Gardeazabal and Vega-Bayo (2017) は、SCM と Hsiao et al. (2012) の手法との比較を行い、ケーススタディにおける政策評価分析において、SCM の相対的優位性を指摘している。

観測されない共通因子ベクトル、 $\mu_i$  は  $F \times 1$  の因子負荷量 (factor loadings) ベクトルであり、 $\epsilon_{it}$  は平均ゼロの (国レベルでの) 一時的ショックを表す。

以上から、介入の効果 (トリートメント効果) は、下記のように表記できる。

$$\alpha_{it} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t} - Y_{1t}^N \quad t > T_0.$$

ただし、ここで問題となってくるのが、 $Y_{1t}^I$  と  $Y_{1t}^N$  は同時に観察できないことである。つまり、 $Y_{1t}^I$  は現実値  $Y_{1t}$  が存在するが、一方、 $T_0 + 1$  期以降の  $Y_{1t}^N$  は観察できない。そこでコントロール・グループ (ドナープール) から反実仮想のアウトカムである  $Y_{1t}^N$  を作り出す必要がある。この方法を提供するのが SCM である。反実仮想値は synthetic control と呼ばれ、これはドナープールのアウトカムの加重平均として計算される。すなわち、すべての  $j = 2, \dots, J+1$  にとって、 $w_j \geq 0$  であり、 $w_2 + w_3 + \dots + w_{J+1} = 1$  となるような  $w_j$  を考えた時に、介入の効果は

$$\hat{\alpha}_{it} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}.$$

と表現される。ここで上記でのウェイト  $w_j^*$  の選択が課題となる。これは、介入前期間に着目して、下記の距離を最小化するように求める。

$$\|\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W}\|_{\mathbf{V}} = \sqrt{(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})' \mathbf{V} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_0 \mathbf{W})}.$$

ここで、 $\mathbf{W}$  は  $\mathbf{W} = (w_2, \dots, w_{J+1})'$  の  $J \times 1$  ベクトルであり、 $\mathbf{V}$  は  $k \times k$  の対称な半正値定符号行列 (symmetric and positive semidefinite matrix) である<sup>7</sup>。また、 $\mathbf{X}_1$  は、第 1 国における介入前の予測因子 (predictors)  $k \times 1$  ベクトルを表し、 $\mathbf{X}_0$  はそれに対応するドナープールの予測因子  $k \times J$  行列を表す<sup>8</sup>。

上記に説明した方法により、反実仮想値を構築できるが、一つ注意しておかなければならないことがある。それは、反実仮想である以上、理論的に制度変更前期間においては、 $Y_{it}^I = Y_{it}^N$  が成立しなければならないことである。もちろん、SCM を用いても、完全に  $Y_{it}^I = Y_{it}^N$  となるように反実仮想値を構築することはできない。そこで、分

<sup>7</sup> $\mathbf{V}$  の対角要素の値は共変量 (予測因子) の相対的重要度を表している。

<sup>8</sup>もちろん、距離の定義式から明らかな通り、最適ウェイト  $W^*$  は  $\mathbf{V}$  に依存するため、 $W^*(\mathbf{V})$  となる。 $\mathbf{V}$  は介入前の期間におけるアウトカムとその synthetic control との MSPE が最小になるように選択する。よって、まず最初に  $\mathbf{V}$  を決めてからウェイトを計算し、そのウェイトを使って再度  $\mathbf{V}$  を計算するという作業を収束するまで繰り返し行うことになる。

析結果の信頼性を高めるために、制度変更前期間において、mean squared prediction error (MSPE) の基準を設けることにする。本稿では、

$$MSPE = \frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} \left( Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \right)^2.$$

が3を超えたケース（国）は分析対象から除外することにする。換言すれば、MSPE が3以下であるケースは分析対象とする<sup>9</sup>。

分析対象国が決まれば、Bohn et al. (2014) に従って、その国ごとの介入効果を Difference-in-differences (DID) により推定する。分析対象  $i$  国の介入前のアウトカム平均値を  $\bar{Y}_{pre}^i$ 、対応する synthetic  $i$  国の介入前のアウトカム平均値  $\bar{Y}_{pre}^{synth}$ 、そして、介入後のアウトカム平均値をそれぞれ、 $\bar{Y}_{post}^i$ 、 $\bar{Y}_{post}^{synth}$  とすると、 $i$  国の DID 推定値は次のよう表すことができる。

$$DID_i = (\bar{Y}_{post}^i - \bar{Y}_{post}^{synth}) - (\bar{Y}_{pre}^i - \bar{Y}_{pre}^{synth}). \quad (1)$$

本稿の分析では、この DID 推定値は、年平均の固定相場制の PB に与えるトリートメント効果を示している。上記で示したように、理論的には、制度変更前期間においては、 $Y_{it}^I = Y_{it}^N$  が成立する。すなわち、 $\bar{Y}_{pre}^i = \bar{Y}_{pre}^{synth}$  も成立しなければならないが、実際には SCM を用いても  $Y_{it}^I = Y_{it}^N$  が成立せず、 $\bar{Y}_{pre}^i = \bar{Y}_{pre}^{synth}$  にはならない。よって、制度変更前期間の現実値と反実仮想値との差を考慮しなかった場合は、正しい介入効果を推定することはできないので、本稿では、この差を考慮した (1) 式の DID 推定値を用いて、固定相場制の PB に与えるトリートメント効果を推定する。

## 2.2 統計的推論

本稿では、DID 推定値による固定相場制のトリートメント効果の統計的有意性を検証するにあたり、次の二つの方法を用いることにする<sup>10</sup>。一つ目は、Bohn et al. (2014) に従って、Abadie et al. (2010) のプラセボテストを用いた順序付けに基づいた方法で

<sup>9</sup>MSPE の選択基準に明確なものはない。Hope (2016) や Billmeier and Nannicini (2013) でも分析結果の信頼性を高めるために、独自の方法で MSPE 基準を設けている。例えば、Hope (2016) では、MSPE が 2.5 以下となる国を分析対象としている。なお、本稿の MSPE 基準を Hope (2016) に倣い 3 から 2.5 に変更したとしても分析対象国に変更はない。

<sup>10</sup>Abadie et al. (2010, 2015) はケーススタディにおいて、大標本理論が使用できないので、SCM で推定された介入効果の統計的有意性を計る方法は確立していないと述べている。

ある。ある A 国が 2000 年に変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制に変更したケースで、そのドナープール国が 20 カ国ある場合を例にして具体的に説明する。はじめに、ドナープールの 20 カ国（変動相場制や中間的な為替制度を継続的に採用していた国）を 1 カ国ごと抽出し、A 国と同じように 2000 年に固定相場制に制度変更したと仮定し、ドナープールを（抽出した 1 カ国を除く）19 カ国としてから、SCM を用いて得られた結果より (1) 式の DID 推計値による介入効果を推定する<sup>11</sup>。この作業を 20 カ国ごとに繰り返し行うことによって、20 個の偽物の介入効果を作成する。次に、実際に固定相場制を採用した A 国の DID 推定による介入効果をその 20 個の偽物の介入効果と比較し、A 国の介入効果の大きさを順位付けし、そこから p 値を推計する。

二つ目は、分析対象国（ケース）それぞれについて、下記の推定式を用いて、DID 推計を行い、そこから計算された標準誤差から p 値を推定する方法である<sup>12</sup>。

$$Y_{it} = \alpha + \beta Treatment_{it} + \gamma After_{it} + \delta Treatment_{it} \times After_{it} + \epsilon_{it}. \quad (2)$$

ケースごとに SCM を用いて synthetic の PB を推定しているため、各ケース、実際の PB と synthetic の PB（反実仮想の PB）の 2 つの系列データがある。ここで、 $i = 1$  が実際のデータ、 $i = 2$  が synthetic のデータとすると、 $Y_{it}$  は  $i = 1$  の場合は実際の PB、 $i = 2$  の場合は synthetic の PB であり、 $Treatment_{it}$  は、 $i = 1$  の場合は 1 を、 $i = 2$  の場合は 0 をとる制度ダミー変数である。 $After_{it}$  は、固定相場制への変更前（ $t - 5$  期から  $t - 1$  期）には 0 を、固定相場制への変更後（0 期から  $t + 5$  期）には 1 をとる制度変更ダミー変数である。 $\epsilon_{it}$  は誤差項であり、推定する係数は  $\alpha, \beta, \gamma, \delta$  であり、 $t$  は時点を表している。

ここで注目すべきなのは、DID 推定値を表している係数  $\delta$  である。もちろん、(1) 式の DID 推定値と (2) 式の係数  $\delta$  は同じ値になる。よって、実際の PB と SCM から得られた synthetic の PB のデータを用いて、ケースごとに (2) 式を推定することによって、DID 推定値の係数の統計的有意性が検証できる。つまり、(2) 式より、分析対象ケースごとに、固定相場制の PB に与えるトリートメント効果の統計的有意性が直接的に知ることができる。

<sup>11</sup>本稿では、Abadie et al. (2011) や Bohn et al. (2014) に従って、プラセボテストにおいて、実際に固定相場制に制度変更した分析対象国はドナープールには入れていない。

<sup>12</sup>標準誤差の推計には、小標本を考慮した Long and Ervin (2000) の HC1 の頑健標準誤差を用いている。

### 3 データと分析手順

本稿では、1990年から2010年の176カ国の年次パネルデータを用いる。具体的なサンプル国は表2に示している。財政規律を計る上でのSCMのアウトカム変数は、プライマリーバランスの対GDP比(%) (PB)である。このデータは、IMFの*World Economic Outlook*(WEO)の2017年4月編集版のデータベースから得た。WEOのデータベースには、1980年からPBのデータが用意されているが、1980年代では多くの国でPBのデータが提供されていない。各国のPBのデータが揃い始めたのが1990年からなので、分析期間を1990年からとしている。

#### 3.1 固定相場制への制度変更のイベントの識別

SCMを用いて、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定するためには、はじめに、変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への制度変更をどの国が何年に行ったのかというイベントを識別しなければならない<sup>13</sup>。そこで、本稿では、Reinhart and Rogoff (2004) の実際の為替制度 (*de facto* exchange rate regimes) の分類を用いる。Reinhart and Rogoff (2004) は、1946年から2001年の期間において、各国が実際に採用していた為替制度のデータベースを作成している。彼らは、公的な為替レート、市場で決まる為替レート、インフレ率のデータを用いた統計分析と各国の詳細な年代記を用いて、為替制度を分類している。

彼らは fine な分類として為替制度を次の14のカテゴリー、(1) no separate legal tender or currency union、(2) pre announced peg or currency board arrangement、(3) pre announced horizontal band that is narrower than or equal to +/-2%、(4) *de facto* peg、(5) pre announced crawling peg、(6) pre announced crawling band that is narrower than or equal to +/-2%、(7) *de facto* crawling peg、(8) *de facto* crawling

<sup>13</sup>本稿とは逆に、固定相場制から変動相場制への制度変更のイベントを特定化して、SCMを用いて、変動相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定することはできるが、本稿では次の二つの理由から行わなかった。第一に、本稿の目的が、固定相場制の財政規律に与える影響を研究することであったからである。第二に、固定相場制から変動相場制へ移行したケースにおいては、正常な経済状態の時に変動相場制へ移行する場合と、通貨危機や金融危機が原因で(非常事態で)変動相場制へ移行する場合があるので、このどちらの場合かを識別するのは難しいからである。もしこのことを識別しないで変動相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定した場合、それは、変動相場制それ自身の効果を正しく反映していないので、間違った結果を導くと考えられる。Gavin and Perotti (1997) も固定相場制から変動相場制への制度変更のアウトカムに与える影響を正確に分析することは難しいと述べている。

band that is narrower than or equal to  $\pm 2\%$ 、(9) pre announced crawling band that is wider than or equal to  $\pm 2\%$ 、(10) *de facto* crawling band that is narrower than or equal to  $\pm 5\%$ 、(11) moving band that is narrower than or equal to  $\pm 2\%$ 、(12) managed floating、(13) freely floating、(14) freely falling に分類している<sup>14</sup>。

Reinhart and Rogoff (2004) の実際の為替制度データを 2010 年までアップデートしたのが、Ilzetzki, Reinhart, and Rogoff (2011) のデータベース (以下、IRR (2011)) である。アウトカム変数の PB と為替制度データの制約から、分析期間は、1990 年から 2010 年とする。本稿では、Reinhart and Rogoff (2004) を参考に、IRR (2011) の実際の為替制度データの (1) から (4) のカテゴリーを固定相場制、(5) から (11) のカテゴリーを中間的な為替制度、(12) から (14) のカテゴリーを変動相場制として定義する<sup>15</sup>。

本稿では、以下の①から③の条件がすべて満たされている時に、「変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への制度変更のイベントがあった」と定義する。

- ① 固定相場制への変更前の 5 期間 (最低でも 4 期間)、変動相場制および中間的な為替制度を採用し続けていて、固定相場制を一度も採用していなかったケース<sup>16</sup>。
- ② 固定相場制への変更後の 5 期間 (最低でも 4 期間)、固定相場制を採用し続けたケース (より固定度を強める場合、例えば、IRR (2011) の (4) から (2) や (1) への変更は採用)。つまり、固定相場制への変更後に、再び変動相場制および中間的な為替制度へ戻るケースは除外している。
- ③ 固定相場制への変更前の 5 期間 (最低でも 4 期間) と変更時点および変更後の 5 期

<sup>14</sup>インフレ率が年率 40%以上の国を freely falling として分類している。つまり、高インフレの結果、固定相場制や中間的な為替制度を採用したくてもできなくなり、変動相場制を採用している国を表している。また、その他のカテゴリーとして、(15) dual market in which parallel market data is missing というのがある。

<sup>15</sup>為替制度分類データとして、Reinhart and Rogoff (2004) 以外に、代表的なものとして、Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) や IMF の分類等がある。本稿で実際の為替制度データとして IRR (2011) のデータを使用した理由は、長期間かつ多くの国において詳細に為替制度が識別・分類されて、為替制度データが提供されているからである。IMF の分類は、1999 年以降は、実際の為替制度データを提供しているが、1998 年より以前では、IMF 加盟国の報告に基づいて為替制度を分類していたので、実際に採用していた為替制度データではない。また、Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) は、1974 年から 2000 年の為替制度を分類しているが、為替制度が識別されていないケースが、特に途上国において多い。また、IRR (2011) のように為替制度を細分化して分類していない。

<sup>16</sup>IRR (2011) の為替制度の分類における誤差を考慮して、IRR (2011) の (5) のカテゴリーから (4) 以下のカテゴリーへの変更はイベントから除外した。つまり、(6) から (14) のカテゴリーから (4) 以下のカテゴリーへの変更をイベントと定義している。

間（最低での4期間）の各時点で、アウトカム変数のPBがすべて揃っているケース。

表3は、1994年から2006年の期間で、①から③の条件をすべて満たしているイベントを示している。固定相場制への制度変更のイベントは17ケースある。17ケースごとに、SCMを用いて、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定する。これらのケースは、基本的に、制度変更前期間は5期間であり、制度変更後は制度変更時点を含めると6期間である。Abadie et al. (2010)は、制度変更前の実際のアウトカムによりフィットさせるようにsynthetic controlのアウトカムを推定するには、制度変更前期間が長い方が良いことを示している。しかし、本稿の分析においては、制度変更前を長く設定すると、分析可能なイベントが少なくなる。また、後で説明するSCMのドナープールに入る国も少なくなるので、synthetic controlのアウトカムを正確に推定することができなくなる。そこで、制度変更前期間の設定によって生じる問題を考慮して、制度変更前期間を5期間とした。

固定相場制への変更後5年以内に再び変動相場制や中間的な為替制度に戻るケースを除外することによって、固定相場制のPBに与える影響を正確に捉えることができる。なぜなら、固定相場制に変更後すぐにまた元の制度に戻る場合は、固定相場制の採用がPBの変化の要因かどうか正確に計れないからである。しかしながら、多くの先行研究では、この点を明確に考慮せず、為替制度を頻繁に変更している国をサンプルに入れてパネルデータ分析を行っているので、制度変更のPBに与える影響を正確に捉えていない可能性がある。

SCMを用いた先行研究では、制度変更後の期間を10年以上と長く設定して分析を行っている場合がある（例えば、Billmeier and Nannicini (2013)）。しかし、制度変更後の期間を長くすると、SCMにより推定された制度変更の効果が本当にその効果なのかを正しく識別できない。なぜなら、制度変更後の期間を長くすればするほど、その期間に他の介入や現象が起こる可能性が高まり、そのことがアウトカム変数に実質的に影響を与えるからである。そこで、本稿では、制度変更後に起こる他の介入や現象を考慮して、制度変更後の期間を5期間とした<sup>17</sup>。

---

<sup>17</sup>各イベントにおいて、固定相場制への変更前期間を5期間、変更後期間を5期間に揃えることによって、ケースごとのSCMから得られたデータを用いたDID分析を行うことができる。第5節では、固定相場制の財政規律に与える平均トリートメント効果の推定を行っている。

### 3.2 SCMにおけるアウトカムの予測因子とドナープールの選択

SCMを用いて、固定相場制への変更前の実際のPBにフィットするように synthetic controlのPBを推定するためには、実際のPBの動きを予測するための共変量が必要になる。本稿では、財政規律に関連する先行研究（例えば、Combes et al. (2017)、Jalles et al. (2016)）を参考にして、(1) 2010年のUSドル建ての実質GDPの自然対数値、(2) 2010年のUSドル建ての一人当たり実質GDPの自然対数値、(3) 貿易開放度の指標である、輸出額プラス輸入額の対GDP比(%)、(4) 経済成長率(%)、(5) 政府債務の対GDP比(%)を共変量（予測因子）として用いる<sup>18</sup>。(1)から(4)のデータは、世界銀行のWorld Development Indicators (WDI)のデータベースから得た。(5)のデータはIMFのWEOから得た。本稿では、実際のPBの動きを予測するため、制度変更前期間のこれらの変数の平均値を用いる<sup>19</sup>。また、Billmeier and Nannicini (2013)、Lee (2011)、Bohn et al. (2014)に従って、実際のアウトカムの動きを予測するために上記の共変量に加えて、制度変更前のアウトカムである、各年のPBも予測因子に使用する。これによって、制度変更前の実際のPBにかなりフィットした synthetic controlのPBを推定できる。

固定相場制への変更の各ケースにおいて、SCMによる synthetic controlのPBはドナープール（コントロール・グループ）に入っている国のPBの加重平均として計算される。第2節に示したように、SCMによる加重平均のウェイトは、固定相場制への変更前の実際のPBに synthetic controlのPBが一番フィットするように決まってくる。Abadie et al. (2010)によれば、synthetic controlのアウトカムは、実際に固定相場制へ変更した国が、もし固定相場制に変更しなかった場合のアウトカム、いわゆる反実仮想のアウトカムであるので、ドナープールには、各ケースの分析期間（制度変更の5期前から制度変更後の5期後）に、1年でも固定相場制を採用した国は入れてはいけないことになる。

<sup>18</sup> エクアドルの2000年のドル化政策、バングラデシュの2006年の固定相場制のケースにおいては、政府債務の対GDP比のデータが入手できなかったため、このデータを使用していない。

<sup>19</sup> Abadie et al. (2010, 2011)、Lee (2011)、Billmeier and Nannicini (2013)、Cavallo et al. (2013)、Saia (2017)は、制度変更や介入によって直接的に影響を受ける変数をアウトカムの予測因子に使用しない方が良いと提案している。本稿では、それらに従って、財政規律に関連する先行研究で使用されていた変数、例えば、外貨準備高は共変量としては使用していない。なぜなら、固定相場制を採用している国は、固定レートを維持するために頻繁に為替介入をする必要があり、その結果、外貨準備高が変化するためである。なお、外貨準備高を予測因子に含めてSCMを用いた分析も行ったが、各ケースのベンチマークの結果はほとんど変わらなかった。



また、SCMを用いるためには、各ケースの分析期間において、上記の共変量とアウトカム変数のPBが各年ですべて揃っている国がドナープール国でないといけない。すなわち、各ケースの分析期間において、変動相場制および中間的な為替制度を採用し続けていて、かつ各年で共変量とPBのデータがすべて揃っている国がドナープール国になる。本稿では、イベントの発生年が違う場合があるので、ケースごとにドナープール国が違っている。よって、ケースごとに、11年の分析期間があり、固定相場制へ制度変更した1カ国と複数のドナープール国からなる年次パネルデータ（バランスド・パネルデータ）を構築して、SCMを用いて固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定することになる。

### 3.3 分析手順

第2節に示したように、はじめに、SCMを用いて、ケースごとにsynthetic control（反実仮想）のPBを推定する。次に、正確に反実仮想のPBが推定されているのかを検証するために、Abadie et al. (2010)に従って、制度変更前期間のPBに対するMSPEを計算する。Abadie et al. (2010)によれば、MSPEが小さければ小さいほど、制度変更前の期間、実際のアウトカムと反実仮想のアウトカムがフィットしているので、推定した反実仮想のアウトカムの信頼性が高まり、制度変更のアウトカムへの因果効果を正確に推定できる。反実仮想のアウトカムは、制度変更があった国がもし制度変更をしなかった場合のアウトカムであるので、制度変更前には、実際のアウトカムと反実仮想のアウトカムは理論的（原理的）には同じであると考えられる。

逆に、制度変更前のMSPEが大きければ、推定した反実仮想のアウトカムは信頼できないので、その反実仮想のアウトカムを使用して、制度変更のアウトカムに与える因果効果を推定できない。では、どの程度のMSPEならば信頼できるのか。この問いに関して、SCMの先行研究（例えば、Abadie et al.(2010, 2015)、Billmeier and Nannicini (2013)）は明確な答えは示していない。そこで、本稿では、制度変更前の実際のPBと反実仮想のPBのフィットの程度を分析図から判断して、MSPEが3以下のケースのみ分析を進める。

表4は、各ケースの固定相場制への変更前期間のPBに対するMSPEである。この表から、ベネズエラ、スリナム、イラン、ヨルダン、クウェートのMSPEが3より大きいので、これらのケースでは、制度変更前期間、実際のPBと反実仮想のPBがフィット

トしていない。そこで、反実仮定の PB を使用すると、固定相場制の PB に与える影響を正確に分析できないので、以下の分析ではこれらを除外し、残りの 12 ケースについて分析を進める。

各ケースにおける固定相場制の PB へのトリートメント効果を推定するために、第 2 節で説明した DID 分析を用いる。もし制度変更前の MSPE がゼロならば、制度変更後の実際の PB と反実仮定の PB の差が固定相場制のトリートメント効果になるが、実際には MSPE がゼロでない場合があるので、Bohn et al. (2014) に従って、DID 推定値を用いる。トリートメント効果が統計的に有意かどうかを判定するために、第 2 節で説明した二つの方法を用いる。一つ目は、Bohn et al. (2014) に従って、Abadie et al. (2010) のプラセボテストを用いた順序付けに基づいた方法である<sup>20</sup>。しかし、プラセボテストでは、ドナープールに入る国の数がプラセボテストの試行回数になり、その数が少ないと（実際に 100 カ国以上のドナー国はない）、よほど大きなトリートメント効果以外は、一般的な統計的有意性（例えば、有意水準 10%）では有意にはならない。

二つ目は、(2) 式の DID 推定を用いて、トリートメント効果の統計的有意性を判定する。この手法の利点は、もし SCM によって正しく反実仮定の PB が推定されていれば、DID 推定式からトリートメント効果の統計的有意性が直接分かる点である。実際に本稿のプラセボテストでは、統計的有意性を正しく判定できない場合がある。例えば、ベネズエラの 2003 年の固定相場制のケースでは、MSPE が 4.15、年平均のトリートメント効果は 2.23%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.108 であるが、DID 推定式から得られた p 値は 0.382 であった。SCM から推定された反実仮定の PB の変動が特に制度変更前期間で大きいと、プラセボテストで統計的有意性が高くても、DID 推定式からの統計的有意性が低くなる傾向がある。よって、二つの手法を補完的に使用しながら、固定相場制の PB に与えるトリートメント効果の統計的推論を行っていく。

固定相場制の PB に与える因果効果を正しく識別できているのかを確かめるためには、為替制度の変更以外に PB に直接的に影響を与える政策や制度変更が同時にまたは為替制度の変更以後の期間に行なわれたのかを確認する必要がある。特に、近年、財政規律を高めるための財政ルールが各国で導入されている（Heinemann et al. (2017)、

<sup>20</sup>各ケーススタディのプラセボテストにおいても、推定結果の信頼性を高めるために、MSPE が 3 以下のケースのみを採用した。

Combes et al. (2017))。もし固定相場制への変更と同時に財政ルールが導入されていたならば、固定相場制がPBを改善させたとしても、それは固定相場制の効果なのか、財政ルールの効果なのかは識別できない。そこで、IMFのFiscal Rulesデータベース(データの作成はSchaechter et al. (2012)参照)から、財政ルール(予算収支ルールと債務ルール)の導入時期やその変更を観察することによって、固定相場制のPBに与える因果効果を識別する<sup>21</sup>。

また、政治体制(民主的・独裁的体制)や行政府(為政者)の権力と抑制の程度は直接的に財政規律に影響する可能性がある(例えば、Alesina and Passalacqua (2016))。そこで、Marshall et al. (2015)のPolity IV Projectのデータベースから、政治体制を表すpolity2スコアと行政府の意思決定に対する制約度を表すxconstスコアの変化を観察することによって、固定相場制のPBに与える因果効果を識別する。もし各ケースの制度変更後期間において、各国の財政ルールの導入や変更、ならびに政治体制や行政府の意思決定に対する制約が大きく変化しなかった場合は、SCMを用いて推定された固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を正しく識別できる。

資本規制(資本自由化)の下での固定相場制のPBに与える影響を分析するためには、各国の資本規制および資本自由化の程度を知る必要がある。そこで、本稿では、Chinn and Ito (2006)の資本自由化データとIMFから各年に出版されている*Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER)*に掲載されている情報から資本規制および資本自由化の程度を判断する。付録1で、ケースごとに、IRR (2011)の為替制度データ(rrfc)、Chinn and Ito (2006)の資本自由化データ(kaopenはマイナス1.8948からプラス2.38919の値をとり、数値が大きいほど資本自由化度が高い)、IMFのFiscal Rulesデータベースの財政ルール(FR)(予算収支ルール(bb)と債務ルール(de))のデータ(財政ルールがあれば1、ルールがなければ0)、Marshall et al. (2015)の政治体制データ(polity2はマイナス10(最も独裁的)からプラス10(最も民主的)の21段階の値をとり、数値が大きいほど民主化度が高い)と行政府の意思決定に対する制約度を表すデータ(xconstは1(行政府の執行権力に制約が全くない)から7(議会や政党などが行政府と同等の執行権力を有し

---

<sup>21</sup>本来ならば、当該の政策やイベントのアウトカムに与える因果効果を識別するためには、当該の政策と同時にまたは以後に当該政策以外にアウトカムに直接的に影響を与える可能性がある政策や制度変更注意到注意を払う必要がある。しかしながら、SCMを用いた多くの先行研究では、そのようなことはあまり行っていない。その点、本稿では、固定相場制のPBに与える因果効果を精緻に識別している。

ている)の7段階の値をとり、数値が大きいほど意思決定において行政府が他の機関から多くの制約を受ける)の動きを示す。また、付録2で、それぞれのケースにおけるドナープール国とSCMを用いてsynthetic controlを作成するために推定された国のウェイトを示しておく。なお、ケースごとに分析対象期間が違うので、ドナープール国もそれぞれ違う。

図1の左図は、各ケースの実際のPBと反実仮想のPBの動きを示している。図1の右図は、実際のPBから反実仮想のPBの差(太線)とプラセボテストから得られたドナープールの国ごとの実際のPBからその反実仮想のPBの差(破線)を示している。制度変更後期間では、右図の太線はトリートメント効果の大きさを表しているもので、この太線の動きから各期の効果の大きさを計ることができ、また、複数の破線に比べて、太線がどの順位になるのかを見ることによって、各期の効果の統計的推論が可能になる。なお、紙幅の関係上、トリートメント効果が大きく、プラセボテストとDID推計式から得られたp値を用いて、統計的有意性が高いケースを中心に第4節で分析結果を説明する。

## 4 固定相場制の財政規律に与える影響

本節では、SCMを用いて、変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への変更がPBにどのように影響を与えていたのかを第3節で特定化した各イベントについて分析を行う。

### 4.1 理論的見解

SCMによる分析結果を説明する前に、固定相場制の財政規律に与える影響について、理論的な考えを整理しておくことは、分析結果を解釈する上で有益である。特に、ここでは、固定相場制への制度変更による各国の金融政策の独立性(自由度)の変化に着目して、その財政規律への影響を考える。国際金融システムのトリレンマによると、資本規制の下で固定相場制を採用している国は、金融政策の独立性(自由度)はあるが、資本自由化の下で固定相場制を採用している国は、金融政策の自由度が小さくなる(無くなる)。そこで以下では、資本規制の下での固定相場制の財政規律に与え

る影響と、資本自由化の下での固定相場制の財政規律に与える効果を整理して考えてみる。

まず、資本規制を行っている国が固定相場制を採用する場合を考える。もし財政赤字が生じた場合、国内か外国から資金を借りて赤字をファイナンスしなければならない。国内の金融システムが未発達の場合は、政府は国内からは十分な資金を借りることができない。また資本規制を課しているので、外国からの資本流入によって財政赤字を十分にファイナンスすることができない。この資本規制を課していることによる制度的な制約から、財政規律が高まる可能性がある。ただし、資本規制を行っている国が固定相場制を採用する場合は、金融政策の独立性があるので、中央銀行が国債市場で国債を購入したり、政府に資金を貸し付けたり、または、通貨発行利益で財政赤字をファイナンスしようとする可能性がある。加えて、国債を直接的に引き受ける、いわゆる財政ファイナンスの可能性も否定できない。よって、財政赤字をこれらの金融政策でファイナンスすることができるので、財政規律は低下すると考えられる。

しかし、もし放漫財政を上記のような金融政策で穴埋めを続けていくと、投資家に債務の維持可能性とインフレ懸念による固定レートの維持に疑問を持たれ、その国の通貨に対して投機攻撃が行われ通貨危機のリスクが高まる (Krugman (1979)、Flood and Garber (1984))。このことを回避するために政府は財政規律を高めると考えられるが、資本自由化している国に比べて、資本規制を課している国は、財政赤字が原因で生じる通貨危機のリスクはあまり高くないので、逆に、財政規律が緩む可能性が考えられる。すなわち、Tornell and Velasco (2000) が示しているように、固定相場制は変動相場制に比べて、放漫財政の結果による自国通貨の大幅な減価を先に延ばすことができるので、市場から政策当局者への規律付けは、固定相場制では働きづらくなり、財政規律を低下させるかもしれない。以上より、資本規制下の固定相場制は、財政規律を改善させる場合もあれば、悪化させる場合も考えられる。また、財政規律に与える影響のプラス効果とマイナス効果が相殺して、固定相場制の財政規律に与える影響がないように見える場合も考えられる。

次に、資本自由化を行っている国が固定相場制を採用する場合は、金融政策の自由度は小さくなるので、財政赤字を上記のような金融政策を用いてファイナンスすることができない。よって、財政規律を高めると考えられる。しかし、固定相場制を採用することによって、為替リスクは小さくなり、また資本自由化を行っているので、財政赤字を外国からの資本流入により十分にファイナンスすることが可能である。また、

金融政策の自由度が小さくなるので、国内景気に対して、財政政策により依存する可能性がある。これより、財政規律が低下すると考えられる。通貨危機の第一世代モデルが示しているように、資本自由化の下で固定相場制を採用している国が、もし放漫財政を続けていくと、投資家に固定レートの維持に疑問を持たれ、その国の通貨に対して売りの投機攻撃が行われ、通貨危機のリスクが高まる。このことを回避するために、政府は財政規律を高めると考えられる (Conventional wisdom)。以上の理論的見解からは、資本自由化の下での固定相場制は、財政規律を改善させる場合もあれば、悪化させる場合も考えられる。また、財政規律に与える影響のプラス効果とマイナス効果が相殺して、固定相場制の効果がなくなるように見える場合も考えられる。

ここでは、上記に示した理論的見解に基づいて、固定相場制への制度変更のイベント国が資本規制を課しているのか、それともすでに資本自由化を行っているのかに注目して、当該国が資本規制下で固定相場制を採用しているのか、資本自由化の下で固定相場制を採用しているのかを区別して、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を見ていく。

#### 4.2 固定相場制が財政規律を有意に高めているケース

表5は、各ケースのDID推定値で表される固定相場制のPBに与える年平均のトリートメント効果とそれに対応するプラセボテストから得られたp値およびDID推定式から得られたp値を示している。表5と図1より、各ケースの分析結果を述べる。付録1より、為替制度の変更以外にPBに直接的に影響を与える財政ルールの導入や変更、ならびに政治制度の大きな変化を確認することによって、固定相場制のPBへの因果効果を識別する。なお、12ケースの内、バングラデシュ以外は、為替制度変更後に、政治体制や行政府の権力に大きな変化はなかったため、政治体制の変化によるPBへの影響は排除できる。

デンマーク: EUの11カ国は1999年にユーロを導入しEMUに参加したが、デンマークはEMUに参加せず、EMU参加の前段階の組織であるERM IIに参加している。そこで、デンマークは、1999年に中間的な為替制度から固定相場制へ制度変更した。デンマークはすでに資本自由化を行っていたので、資本自由化の下で固定相場制を採用したことになる。固定相場制のPBに与えるトリートメント効果は、制度変更後から2004年までプラスで

増加している。年平均のトリートメント効果は 2.81%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.167、DID 推定式からの p 値は 0.036 である。ゆえに、デンマークの 1999 年の固定相場制への変更は有意に財政規律を高めたと言える。なお、分析期間を通して、デンマークでは、財政ルールが採用されていたので、財政ルールの導入および変更による PB への影響は排除できると考える。よって、固定相場制の PB への効果を正しく識別できていると言える。

イタリア：欧州通貨危機により 1992 年 9 月に ERM を離脱したイタリアは、1996 年 11 月に ERM に復帰した。そこで、IRR (2011) では、1997 年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更したとしている。イタリアはすでに資本自由化を行っていたので、資本自由化の下で固定相場制を採用したことになる。トリートメント効果は制度変更後から 2002 年まで 2%ポイント前後で推移している。年平均のトリートメント効果は 1.84%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.250、DID 推定式からの p 値は 0.086 である。なお、分析期間を通して、イタリアでは財政ルールが採用されていたので、財政ルールの導入および変更による PB への影響は排除できると考える。よって、固定相場制の PB への効果を正しく識別できていると言える。

フィンランド：IRR (2011) によると、フィンランドは 1995 年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更した。フィンランドはすでに資本自由化を進めていたので、資本自由化の下で固定相場制を採用したことになる。固定相場制の PB に与えるトリートメント効果は 1996 年から 2000 年までプラスで増加している<sup>22</sup>。DID 推計より、年平均のトリートメント効果は 6.45%ポイントで非常に大きく、プラセボテストからの p 値は 0.143、DID

---

<sup>22</sup>付録 2 より、フィンランドの synthetic control の PB を推定するためのドナープール国は 17 カ国で、SCM による data-driven で選択されたガーナのウェイトが 1 になった。そこで、ガーナをドナープール国から除いて SCM を用いて分析すると、ノルウェーのウェイトが 1 になり、MSPE が 8.6180 になった。次に、ガーナとノルウェーをドナープール国から除いて分析すると、カナダのウェイトが 0.908、マダガスカルが 0.092 になり、MSPE が 11.4415 になった。いずれの MSPE も 3 よりかなり大きく、制度変更前の実際の PB に synthetic control の PB がほとんどフィットせず、推定結果の信頼性を損なうため、これらの結果は採用しなかった。

推定式からの p 値は 0.026 である。しかし、フィンランドでは、固定相場制への変更があった 1995 年に同時に財政ルールが導入されたので、この PB の大幅な改善が、どの程度固定相場制の効果なのか、財政ルールの効果なのかは識別できない。よって、フィンランドの 1995 年の固定相場制の変更は財政規律を有意に高めたと言えるが、財政ルールの導入の影響も否定できない。

エクアドル：1990 年代後半、エクアドルでは経済危機に見舞われ、自国通貨スクレは米ドルに対して大幅に減価し、高インフレに悩まされていた。そこで、エクアドルでは、2000 年 3 月に自国通貨スクレを廃止し、米ドルを法定通貨として定める、いわゆる公式のドル化政策を実行した。その後、実際の PB は大きく改善した。エクアドルでは、資本規制があったので、資本規制の下でドル化政策を採用したことになる。ドル化政策のトリートメント効果は制度変更後から 2004 年まで 5%前後で推移している。年平均のトリートメント効果は 4.51%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.160、DID 推定式からの p 値は 0.000 である。なお、2003 年よりエクアドルでは、財政ルールが導入されたので、2003 年以降の PB の動きが、固定相場制の影響なのか、財政ルール導入の影響なのかは識別できない。そこで、分析期間を 2002 年までとして、ドル化政策の PB に与えるトリートメント効果を推定した。その結果、DID 推定値は 4.73%ポイント (p 値は 0.001) であったので、エクアドルの 2000 年のドル化政策への変更は実質的に財政規律を高めたと言える。エクアドルはドル化政策により、完全に金融政策の独立性を失った。このことは、拡張的な財政政策によって生じる財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスすることができなくなったことを意味するので、制度の制約から財政規律が高まったと考えられる。

#### 4.3 固定相場制が財政規律を有意に低下させているケース

ポルトガル：IRR (2011) によると、ポルトガルは 1994 年に中間的な為替制度から固定相場制へ制度変更した。ポルトガルでは、1993 年から資本自由化を進めていたので、資本自由化の下で固定相場制を採用したことにな



る。固定相場制のPBに与えるトリートメント効果は制度変更後から1998年までマイナス5%前後で推移している。DID推計より、年平均のトリートメント効果はマイナス4.20%ポイントで大きく、プラセボテストからのp値は0.200、DID推定式からのp値は0.001である。ゆえに、ポルトガルの1994年の固定相場制への変更は有意に財政規律を低下させていたと言える。なお、ポルトガルでは、固定相場制採用の1994年より前の1992年から財政ルールが採用されていたので、財政ルールの導入および変更によるPBへの影響は分析対象期間では排除できると考える。よって、固定相場制のPBへの効果を正しく識別できていると言える。

マレーシア：1997年から1998年のアジア通貨危機において、マレーシアの通貨リングgitも投機攻撃を受け、米ドルに対して大幅に減価した。自国通貨防衛のために、高金利政策による金融引き締め策を行ったが、そのことが国内経済を冷え込ませる結果となった。そこで、通貨の安定と金融緩和政策による国内経済の回復を目標に、マレーシアでは、1998年9月に1米ドル=3.80リングgitに固定する固定相場制を採用し、さらに非居住者の資本流出規制を中心とした資本規制を同時に行った<sup>23</sup>。IRR (2011)では、1999年に変動相場制から固定相場制へ変更したとしている。固定相場制のPBに与えるトリートメント効果は、2000年にはマイナス7%になって、その後もマイナス3%前後で推移している。年平均のトリートメント効果はマイナス3.44%ポイントであり、プラセボテストからのp値は0.125、DID推定式からのp値は0.016である。

マレーシアでは、1998年9月に固定相場制と資本規制を同時に採用したので、この組み合わせの政策が、財政規律を低下させたと考える。国際金融システムのトリレンマの観点から、マレーシアは為替レートの固定化と金融政策の独立性を同時に達成できると言える。金融政策の自由度を増した結果、国内経済を浮揚するために、金融緩和政策と積極的な財政政策を行うことができ、この財政政策から生じた財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスできるので、その結果、大幅にPBが悪化したと考え

<sup>23</sup>Chinn and Ito (2006)の資本自由化データであるkaopenでは、マレーシアが1999年に急激に資本規制を課したことは見られないが、AREAERには1998年9月に大規模な資本規制を課したことが示されている。

られる。コンベンショナルな考えでは、このような経済政策を続けていくと通貨危機が発生する可能性が高まるが、マレーシアでは、厳格な資本規制を実行し投機資金を回避することにより、通貨危機の発生リスクを抑えている。このことは、Tornell and Velasco (2000) が示しているように、放漫財政の結果による自国通貨の大幅な減価を先に延ばすことができるので、市場から政策当局者への規律付けは、固定相場制では働きづらくなり、財政規律を低下させることを示している。なお、分析期間を通して、マレーシアは財政ルールを採用していたので、財政ルールの導入および変更によるPBへの影響は分析対象期間では排除できると考える。よって、固定相場制（と資本規制の組み合わせ）のPBへの効果を正しく識別できていると言える。

#### 4.4 固定相場制が財政規律に有意に影響を与えていないケース

IRR (2011) によれば、ドイツは為替制度を1999年に変動相場制から固定相場制（通貨統合）へ変更したとしているが、ユーロ導入の前段階の組織であるERMに加盟していて、共通通貨ユーロへの通貨統合に向けて、中心的な役割を担っていたので、すでに固定相場制を採用していたとも解釈できる。DID推計より、年平均のトリートメント効果は小さく、統計的に有意ではなかったため、ドイツの1999年の通貨統合は財政規律に有意に影響を与えていなかったと言える。

IRR (2011) によると、スペインは1994年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更した。固定相場制のトリートメント効果は1995年にマイナス3%であったが、1997年以降はプラスになっている。しかし、DID推計値は、マイナスとプラスの効果が相殺して小さい値になり、統計的に有意でなかった。ホンジュラスは、2005年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更したが、DID推計値による年平均のトリートメント効果はゼロに近い。バングラデシュは2006年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更したが、トリートメント効果は2009年に2.5%であったが、DID推定値は小さく、統計的に有意ではなかった。なお、付録1より、バングラデシュは2007年に民主的な体制から独裁的な体制に変化し、また2009年に民主的な体制になっているので、この政治体制の変化がPBに影響を与えていた可能性は否定できない。

モロッコは、IRR (2011) によれば、2005年に中間的な為替制度から固定相場制へ

変更した。固定相場制のトリートメント効果は2005年にマイナスであったが、その後はプラスになり、2009年には4%であった。DID推計値による年平均のトリートメント効果は1.15%であったが、統計的に有意ではなかった。スロベニアは、2006年に中間的な為替制度から固定相場制へ変更したが、DID推定値は小さく、統計的に有意ではなかった。

#### 4.5 頑健性のテスト

上記のベンチマークの分析結果の頑健性を確認するために、(1) 通貨統合の影響、(2) 世界金融危機の影響、(3) アジア通貨危機の影響、(4) プラセボテストのMSPE基準の影響を明確に考慮する。

第一に、固定相場制へ制度変更した後に、1999年にユーロに通貨統合したケースとして、イタリア、フィンランド、ポルトガル、スペインがある。これらのケースでは、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果は、1999年からの通貨統合の影響を受けている可能性がある。そこで、これらの国の分析期間を1998年までとして、DID推定式を用いて、固定相場制のトリートメント効果を推定した。表6より、ベンチマークの結果に比べて、イタリアとフィンランドでは、トリートメント効果は小さくはなっていないが、定性的にはほとんど同じ結果が得られた。また、ポルトガルとスペインでは、トリートメント効果がマイナスで大きくなってはいるが、定性的には同じ結果が得られた。よって、ベンチマークの結果はユーロへの通貨統合の影響を受けているかもしれないが、その影響を除いて分析しても、ベンチマークの結果は変わらなかった。

第二に、2008年の世界金融危機の影響を受けて、各国のPBが著しく悪化しているので、このことが固定相場制のトリートメント効果に影響を与えている可能性がある。本稿では、ホンジュラス、バングラデシュ、モロッコ、スロベニアのケースが当てはまる。実際に各国のPBは2009年以降悪化しているので、これらの国の分析対象期間を2008年までとして、DID推定式を用いて、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定した。表7より、いずれのケースにおいても、統計的に有意ではなく、ベンチマークと定性的に同じであった。よって、ベンチマークの結果は世界金融危機の影響を受けているかもしれないが、その影響を除いて分析しても、ベンチマークの結果は変わらなかった。

第三に、ベンチマークの結果として、マレーシアの1999年の資本規制と固定相場制

の採用は財政規律を大幅に悪化させていた。しかしこの結果は、資本規制下の固定相場制の採用が原因ではなく、アジア通貨危機が主な原因ではないのか。なぜなら、マレーシアは、通貨危機によって景気が悪化したので、歳入が減少し、また景気浮揚のための財政支出が増加したため、PBが大幅に悪化した可能性があるからである。そこで、マレーシアと同じように、アジア通貨危機の影響を直接的に受けたインドネシア、韓国、フィリピン、タイのPBとマレーシアのPBを比較してみた。IRR（2011）によれば、1999年から2004年の期間、インドネシア、韓国、タイは変動相場制を採用していて、フィリピンは、1999年は変動相場制、それ以後は中間的な為替制度を採用していた。もしマレーシアと同じようにこれらの国のPBも大幅に悪化していれば、マレーシアのPBの悪化の原因はアジア通貨危機であったと考えることができるが、これらの国のPBが悪化していなければ、マレーシアのPBの悪化は資本規制下の固定相場制の採用が原因であると言える。図2はアジア通貨危機に直面した各国のPBの推移を示している。図2より、2002年のタイのPBはマレーシアのPBより悪かったが、それ以外の期間、各国のPBはマレーシアのPBより大幅に良好であった。この結果から、マレーシアのPBの悪化は、アジア通貨危機の直接的な影響ではなく、資本規制下で固定相場制を採用したことが主な原因であり、固定相場制のPBに与える因果効果を正確に識別できていると言える。

第四に、ベンチマークでは、プラセボテストのMSPE基準が3以下のケースを採用したが、その基準をより厳しくしてMSPEが2.5以下のドナープール国のみ限定して、p値を計算し統計的推論を行った。表5のベンチマークの結果から得られた各ケースのp値と比較しても、表8のp値はあまり変わらなかった。よって、プラセボテストのMSPE基準を厳しくしても、各ケースの固定相場制のPBに与えるトリートメント効果の統計的有意性は変わらなかったと言える<sup>24</sup>。

## 5 追加分析：DID分析による平均トリートメント効果の推定

固定相場制は平均的には財政規律を高めるのか。それとも低下させるのか。第4節の分析結果では、固定相場制は財政規律を高めているケースもあれば、逆に低下させているケースもあったので、固定相場制の財政規律に与える平均的な影響は、今まで

<sup>24</sup>もちろん、MSPE基準を2や1のようにより厳しくすると、プラセボテストの試行数は減り、統計的推論に必要なサンプルが減るため、信頼性のあるp値は推計できない。

の分析結果からは分からない。そこで本節では、SCMの分析から得られたそれぞれのケースにおける実際のPBとそれに対応するsynthetic controlのPBのデータを用いて、パネルデータを構築し、そのデータを用いて、変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への制度変更によるPBへの平均トリートメント効果を推定する。このことをより精緻に行うために、構築したパネルデータを用いて、回帰式によるDID分析を行う。

## 5.1 固定相場制の平均トリートメント効果

図3の(A)は、第4節のSCMの分析結果(12ケース)から得られた、それぞれのケースごとの実際のPBとそれに対応する反実仮想のPBを時点ごとに平均したものを表している。期間は、t-5期からt+5期であり、0期で固定相場制へ制度変更があったことを示している。図3の(A)の右図は、実際のPBの平均値から反実仮想のPBの平均値の差を表しているので、制度変更後期間においては、固定相場制のPBに与える平均トリートメント効果の推移を表している。

図3の(A)より、制度変更前の期間(t-5期からt-1期)では、実際のPBの平均値と反実仮想のPBの平均値はほとんど同じ動きをしていて、その差はゼロに近い。よって、各データの平均値をとった場合からも、SCMによる反実仮想のPBが正確に推定されていることが判断できるので、固定相場制の平均トリートメント効果の推定を適切に行うことができる。

固定相場制への変更の当初(0期)においては、反実仮想のPBに比べて実際のPBは少し悪化しているが、1期目以降は実際のPBは改善している。特に、その効果は時間が経つにつれて大きくなり、3期目と5期目には、PBを1.4%ポイント改善させている。ゆえに、図3の(A)からは、12カ国の固定相場制は平均的に財政規律を高められていると言える。

上記の結果が統計的に正しいのかを分析するために、下記のDIDの推定式を用いて、固定相場制の平均トリートメント効果を推定する。

$$d_{it} = \alpha + \beta Treatment\_After_{it} + \gamma_i + \epsilon_{it}. \quad (3)$$

ここで、 $d_{it}$  は実際のPB ( $y_{actual_{i,t}}$ ) からsyntheticのPB ( $y_{synthetic_{i,t}}$ ) の差 ( $d_{i,t} = y_{actual_{i,t}} - y_{synthetic_{i,t}}$ ) であり、 $Treatment\_After_{it}$  は、固定相場制への

変更前 ( $t-5$  期から  $t-1$  期) には 0 を、固定相場制への変更後 (0 期から  $t+5$  期) には 1 をとる制度変更ダミー変数である。  $\gamma_i$  はケース (国) の固定効果であり、  $\epsilon_{it}$  は誤差項である。推定する係数は、  $\alpha$  と  $\beta$  であり、  $i$  は国、  $t$  は時点を表している。

SCM の分析から得られたデータより構築したパネルデータには、各国の時点ごとに、実際の PB とそれに対応する synthetic control (反実仮想) の PB のデータがある。つまり、国ごとに、①トリートメント・グループ (実際に固定相場制に変更したケース) と②コントロール・グループ (実際には固定相場制に変更しているが、もしも固定相場制に変更しなかった時のケース) の 2 つのグループが存在しているので、それぞれのグループの固有の違い (異質性) が PB の動きに影響する可能性があると考えられる。そこで、実際の PB から synthetic control の PB の差 ( $d_{it}$ ) を用いることにより、その異質性の影響を除去する。そして、この差が制度変更後の各時点での固定相場制の平均トリートメント効果を示している。

(3) 式は、標準的な DID 分析の推定式であり、  $\beta$  が DID 推定値である。つまり、  $\beta$  は固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果を示している。しかし、従来の DID 分析 (および固定効果モデル) とは大きな違いがある。それは、従来の DID 分析では、政策を行った国の PB (アウトカム) と政策を行わなかった国の PB を用いて、政策を行った前後のそれぞれの PB を比較しているのに対し、本稿では、政策を行った国の PB とその国がもし政策を行わなかった場合の PB、つまり反実仮想の PB を用いて、政策を行った前後のそれぞれの PB を比べて、平均トリートメント効果を推定している点である<sup>25</sup>。よって、Athey and Imbens (2017) と Imbens and Wooldridge (2009) の因果推論の考え方によれば、従来の DID 分析に比べて、本研究はより正確に固定相場制の PB に与える因果効果を捉えることができると言える。

表 9 の (A) は、(3) 式を用いて推定した固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果を示している。はじめに、プーリング回帰による推定を行った結果、平均トリートメント効果は 0.83%ポイントであり、有意水準 5%で統計的に有意であった。次に、国の固定効果を考慮した最小二乗ダミー変数法 (LSDV) で推定を行った結果、平均トリートメント効果は 0.86%ポイントであり、国の固定効果を考慮しても有意水準

---

<sup>25</sup> 本研究に当てはめて具体的に説明すると、固定効果モデルでは、一国内で、変動相場制を採用していた時の PB と固定相場制を採用していた時の PB を比較して、その PB の差を用いて政策効果を推定している。つまり、固定効果モデルでは、制度変更を行わなかった他の国の PB と全く比較していないし、もちろん、制度変更を行った国の反実仮想の PB とも比較していない。

5%で統計的に有意であった。

しかし、Cameron and Miller (2015) が指摘しているように、パネルデータ分析 (DID 分析) において、クラスター内の相関 (本稿では、国レベルの誤差項の系列相関) を考慮せずに、誤差項の不均一分散だけを考慮した係数の標準誤差 (robust SE) を計算すると、標準誤差が過小になり、係数の統計的有意性を過大に見積もる可能性がある。そこで、標準誤差の計算に、不均一分散とクラスター内の相関も考慮したクラスターロバスト標準誤差 (cluster-robust SE) を計算した方が良い。ただ、本研究のように、観測数が 126 で、クラスター (国) が 12 のようなスモールサンプルで、かつ少ないクラスターの場合は、ブートストラップ法を用いたクラスターロバスト標準誤差を計算する方が良いと Cameron and Miller (2015) は提案している。

そこで、国の固定効果を考慮したグループ内推定 (within estimator) を行う時に、ブートストラップ法 (繰り返し計算 5000 回) を用いたクラスターロバスト標準誤差を計算した。その結果、ロバスト標準誤差に比べて、標準誤差が大きくなり、係数の統計的有意性は低くなった。以上より、固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果は 0.86%ポイントではあるが、統計的に有意とは言えないので、固定相場制は平均的に財政規律を悪化させることはないが、財政規律を有意に高めるとは言えない。

しかし、上記の分析は、12 カ国で観測数が 126 のスモールサンプルの DID 分析であったので、固定相場制のトリートメント効果がプラス・マイナスで極端に大きなケースがベンチマークの結果に影響を与えている可能性がある。表 5 の個別ケースごとの年平均のトリートメント効果はフィンランドが 6.45%、エクアドルが 4.51%、ポルトガルがマイナス 4.20%、マレーシアがマイナス 3.44% で非常に大きく共に統計的に有意であった。そこで、効果がプラスで大きい 2 カ国とマイナスで大きい 2 カ国のこれらの計 4 カ国を除いた 8 カ国のサンプルで固定相場制の平均トリートメント効果を推定した (効果の推移は図 3 の (B) 参照)。表 9 の (B) より、国の固定効果を考慮した LSDV の分析結果では、平均トリートメント効果は 0.89%ポイントであり、有意水準 1% で統計的に有意であった。クラスターロバスト標準誤差を用いた場合には、統計的有意性は低下したものの、有意水準 5% で統計的に有意であった。固定相場制のトリートメント効果は、12 カ国のサンプルとあまり変わらなかったが、8 カ国のサンプルでは、統計的有意性が大幅に高まっている。ゆえに、ベンチマークの結果 (標準誤差の推計) はトリートメント効果が大きい数カ国の影響を受けている可能性があり、このことを考慮して分析した結果からは、固定相場制は平均的に財政規律を有意に高める

と言える。

## 5.2 金融政策の自由度の喪失による財政規律への影響

ここで、各国の金融政策の自由度（独立性）の喪失が財政規律に与える影響について考えてみる。第4節に示したように、資本自由化の下での固定相場制を採用した国は、金融政策の自由度を失う。また、公式のドル化政策を導入した国では、通貨主権の放棄により完全に自由な金融政策がとれなくなる。この金融政策の自由度の喪失は、理論的には、財政規律を高める場合もあれば、低下させる場合も考えられる。金融政策の独立性の喪失によって、財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスすることが不可能になるので、この制度的な制約から財政規律を高めると考えられる。一方、金融政策の自由度が無くなることによって、国内景気に対して、財政政策により依存する可能性があり、これより財政規律が低下すると考えられる。はたして、金融政策の自由の喪失は財政規律を高めるのか、それとも低下させるのか。そこで、固定相場制の12ケースの中で、資本自由化の下での固定相場制を採用した国であるデンマーク、ドイツ、イタリア、フィンランド、ポルトガル、スペイン、スロベニアと、公式のドル化政策を導入したエクアドルの計8カ国のサンプルで、固定相場制のPBに与えるトリートメント効果を推定することにより、間接的ではあるが、金融政策の自由度の喪失による財政規律への影響を検証する<sup>26</sup>。

図3の(C)より、制度変更の当初(0期)においては、トリートメント効果はほぼゼロであったが、1期目以降、トリートメント効果は時間が経つにつれて大きくなり、4期目には1.6%、5期目には2.5%ポイントになっている。表9の(C)より、国の固定効果を考慮したLSDVの分析結果では、平均トリートメント効果は1.51%ポイントであり、有意水準1%で統計的に有意であった。クラスターロバスト標準誤差を用いた場合には、統計的有意性は低下し、p値は0.154であった。次に、この8カ国のケースの内、ポルトガルだけが財政規律を有意に低下させていたので、ポルトガルを除いた7カ国のサンプルでも分析を行った(効果の推移は図3の(D)参照)。表9の(D)より、国の固定効果を考慮した分析結果では、平均トリートメント効果は2.28%ポイントであり、クラスターロバスト標準誤差を用いた場合においても、有意水準1%で統計的に

<sup>26</sup> ホンジュラス、バングラデシュ、マレーシア、モロッコは、それぞれ資本規制の下で固定相場制を採用していたので、金融政策の独立性があると言える。



有意であった。

以上より、金融政策の自由度の喪失は平均的に財政規律を低下させることはなく、むしろ財政規律を実質的に高めている。本稿の SCM による分析では、固定相場制から財政規律への総合的な因果効果は捉えることができるが、残念ながらその詳細なメカニズムを明らかにすることはできない。しかし、この分析結果は、固定相場制への制度変更によって生じる金融政策の自由度の喪失により、財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスすることが不可能になるので、その制度的な制約が実質的に財政規律を改善させるということを間接的に実証している。

## 6 結論

本稿では、IRR (2011) の実際の為替制度データを用いて、変動相場制および中間的な為替制度から固定相場制への制度変更のケースを識別し、反実仮想のアウトカムを推定するためのノンパラメトリック手法である SCM を用いて、ケースごとの固定相場制の PB に与えるトリートメント効果を推定した。固定相場制の財政規律に与える影響については、古くから研究されている重要なテーマではあるが、これまでの研究は因果推論の観点から考えると、あまり正確には分析されていなかった。一方、本稿では、SCM を用いて、固定相場制を採用した国がもし固定相場制を採用しなかったならば実現したであろう PB、すなわち、反実仮想の PB をデータから構築し、現実値と反実仮想値との差を推計しているため、因果推論に基づいた固定相場制の財政規律に与える効果の検証が可能となっている。この点が本稿の一つ目の貢献である。

また、本稿では、SCM の分析から得られたそれぞれのケースにおける実際の PB とそれに対応する反実仮想の PB のデータからパネルデータを構築し、そのデータを用いて DID 分析を行うことにより、固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果も推定した。よって、平均的な意味での固定相場制の財政規律に与える因果効果を知ることができ、パネルデータ分析を行っている最近の研究結果と比較することができるようになった。この点が本稿の二つ目の貢献である。

本稿の主な分析結果は以下の通りである。第一に、固定相場制は財政規律を高めている場合もあれば、低下させている場合もあった。例えば、1999 年のデンマークの固定相場制と 2000 年のエクアドルのドル化政策は財政規律を有意に高めていた。一方、1994 年のポルトガルの固定相場制と 1999 年のマレーシアの固定相場制は財政規律を

有意に低下させていた。この結果は、固定相場制の財政規律に与える影響の異質性を明らかにしている。第二に、多くの先行研究が示しているように、固定相場制は平均的に財政規律が低いという事実は見出せなかった。むしろ、固定相場制は平均的に財政規律を高めていた。以上の結果は、因果推論に基づいた分析および個々のケースを検証することの重要性を物語っていると言える。ゆえに、因果推論に基づいた正しい推計手法を用いることによって、先行研究の結果とは違う結果を導き出した点が、本稿の三つ目の貢献である。

本稿では、固定相場制の財政規律に与える影響を考える上で、資本規制の有無を調べることにより、各国の金融政策の独立性（自由度）の有無を考慮した。金融政策の自由度がある場合には、財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスすることができるので、その結果、財政規律は悪化する傾向がある。本稿の分析結果では、1999年のマレーシアの固定相場制が当てはまる。一方、金融政策の自由度がない場合は、財政赤字を様々な金融政策を用いてファイナンスすることができないので、その結果、財政規律は高まる傾向がある。このケースは、1999年のデンマークの固定相場制や2000年のエクアドルのドル化政策などが当てはまる。もちろん、ポルトガルの1994年の固定相場制のように、上記の説明が当てはまらないケースもある。しかし、ポルトガルを除いて、金融政策の自由度がない国に限定して、固定相場制のPBに与える平均トリートメント効果を推定した結果、固定相場制は財政規律を有意に高めていたので、間接的ではあるが、金融政策の自由度の喪失という制度的な制約から財政規律は高まると考えられる。ゆえに、本稿の分析結果は、固定相場制の財政規律に与える影響を議論するときに、各国の金融政策の自由度を考慮することの重要性を提示している。この点が本稿の四つ目の貢献である。

よって、今後の課題・拡張の方向性として、資本規制（自由化）と為替制度の変更をさらに正確に識別して分析を行う必要がある。具体的には、資本自由化の下での変動相場制および中間的な為替制度、資本規制下での変動相場制および中間的な為替制度、資本規制下での固定相場制のそれぞれの制度から資本自由化の下での固定相場制へ制度変更したケースを特定化して、その制度変更の財政規律に与える因果効果を推定することによって、間接的ではあるが、各国の金融政策の自由度から財政規律に与える影響を分析できると考えている。

## 参考文献

- Abadie, Alberto, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller (2010) “Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of Californias Tobacco Control Program,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 105, No. 490, pp. 493-505.
- (2011) “Synth: An R Package for Synthetic Control Methods in Comparative Case Studies,” *Journal of Statistical Software*, Vol. 042, No. i13.
- (2015) “Comparative Politics and the Synthetic Control Method,” *American Journal of Political Science*, Vol. 59, No. 2, pp. 495-510.
- Abadie, Alberto and Javier Gardeazabal (2003) “The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country,” *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, pp. 113-132.
- Aghevli, Bijan B., Mohsin Khan, and Peter Montiel (1991) “Exchange Rate Policy in Developing Countries; Some Analytical Issues,” IMF Occasional Papers 78, International Monetary Fund.
- Alesina, A. and A. Passalacqua (2016) “The Political Economy of Government Debt,” Vol. 2: Elsevier, Chap. Chapter 33, pp. 2599-2651.
- Ando, Michihito (2015) “Dreams of Urbanization: Quantitative Case Studies on the Local Impacts of Nuclear Power Facilities Using the Synthetic Control Method,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 85, No. C, pp. 68-85.
- Arellano, Manuel and Stephen Roy Bond (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277-297.
- Athey, Susan and Guido Imbens (2017) “The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 31, No. 2, pp. 3-32.

- Billmeier, Andreas and Tommaso Nannicini (2013) “Assessing Economic Liberalization Episodes: A Synthetic Control Approach,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 3, pp. 983-1001.
- Blundell, Richard and Stephen Bond (1998) “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- Bohn, Sarah, Magnus Lofstrom, and Steven Raphael (2014) “Did the 2007 Legal Arizona Workers Act Reduce the State’s Unauthorized Immigrant Population?” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 96, No. 2, pp. 258-269.
- Cameron, A. and Douglas Miller (2015) “A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference,” *Journal of Human Resources*, Vol. 50, No. 2, pp. 317-372.
- Cavallo, Eduardo, Sebastian Galiani, Ilan Noy, and Juan Pantano (2013) “Catastrophic Natural Disasters and Economic Growth,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 5, pp. 1549-1561.
- Chinn, Menzie and Hiro Ito (2006) “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions,” *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No. 1, pp. 163-192.
- Chowdhury, Mohammad, Prasad Bhattacharya, Debdulal Mallick, and Mehmet Ulubasoglu (2016) “Exchange Rate Regimes and Fiscal Discipline: The Role of Trade Openness,” *International Review of Economics & Finance*, Vol. 45, No. C, pp. 106-128.
- Combes, Jean-Louis, Xavier Debrun, Alexandru Minea, and René Tapsoba (2017) “Inflation Targeting, Fiscal Rules and the Policy Mix: Cross-Effects and Interactions,” *Economic Journal*, pp. 1-30.
- Duttagupta, Rupa and Guillermo Tolosa (2006) “Fiscal Discipline and Exchange Rate Regimes; Evidence From the Caribbean,” IMF Working Papers 06/119, International Monetary Fund.

- El-Shagi, Makram (2011) “The Impact of Fixed Exchange Rates on Fiscal Discipline,” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 58, No. 5, pp. 685-710.
- El-Shagi, Makram, Axel Lindner, and Gregor von Schweinitz (2016) “Real Effective Exchange Rate Misalignment in the Euro Area: A Counterfactual Analysis,” *Review of International Economics*, Vol. 24, No. 1, pp. 37-66.
- Fatás, Antonio and Andrew Rose (2001) “Do Monetary Handcuffs Restrain Leviathan? Fiscal Policy in Extreme Exchange Rate Regimes,” *IMF Staff Papers*, Vol. 47 (Special issue).
- Flood, Robert and Peter Garber (1984) “Collapsing Exchange-rate Regimes: Some Linear Examples,” *Journal of International Economics*, Vol. 17, No. 1-2, pp. 1-13.
- Gardeazabal, Javier and Ainhoa Vega-Bayo (2017) “An Empirical Comparison Between the Synthetic Control Method and Hsiao et al.’s Panel Data Approach to Program Evaluation,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 32, pp. 983-1002.
- Gavin, Michael and Roberto Perotti (1997) “Fiscal Policy in Latin America,” in *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*: National Bureau of Economic Research, Inc, pp. 11-72.
- Giavazzi, Francesco and Marco Pagano (1988) “The Advantage of Tying One’s Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility,” *European Economic Review*, Vol. 32, No. 5, pp. 1055-1075.
- Heinemann, Friedrich, Marc-Daniel Moessinger, and Mustafa Yeter (2017) “Do Fiscal Rules Constrain Fiscal Policy? A Meta-Regression-Analysis,” *European Journal of Political Economy*, pp. 1-24.
- Hope, David (2016) “Estimating the Effect of the EMU on Current Account Balances: A Synthetic Control Approach,” *European Journal of Political Economy*, Vol. 44, No. C, pp. 20-40.
- Hsiao, Cheng, H. Steve Ching, and Shui Ki Wan (2012) “A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration

- of Hong Kong with Mainland China,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 27, No. 5, pp. 705-740.
- Ilzetzki, Ethan, Carmen Reinhart, and Kenneth Rogoff (2011) “The Country Chronologies and Background Material to Exchange Rate Arrangements into the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?” Technical report.
- Imbens, Guido and Jeffrey Wooldridge (2009) “Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 1, pp. 5-86.
- International, Monetary Fund (IMF) *various issues, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restriction*: Washington DC: International Monetary Fund, 1990-2010.
- Jalles, João, Carlos Mulas-Granados, and José Tavares (2016) “Fiscal Discipline and Exchange Rates; Does Politics Matter?” IMF Working Papers 16/230, International Monetary Fund.
- Jinjarak, Yothin, Ilan Noy, and Huanhuan Zheng (2013) “Capital Controls in Brazil Stemming a Tide with a Signal?” *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, No. 8, pp. 2938-2952.
- Kim, Woochan (2003) “Does Capital Account Liberalization Discipline Budget Deficit?” *Review of International Economics*, Vol. 11, No. 5, pp. 830-844.
- Koehler, Sebastian and Thomas König (2015) “Fiscal Governance in the Eurozone: How Effectively Does the Stability and Growth Pact Limit Governmental Debt in the Euro Countries?” *Political Science Research and Methods*, Vol. 3, No. 02, pp. 329-351.
- Krugman, Paul (1979) “A Model of Balance-of-Payments Crises,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, No. 3, pp. 311-25.
- Lee, Wang-Sheng (2011) “Comparative Case Studies of the Effects of Inflation Tar-

- getting in Emerging Economies,” *Oxford Economic Papers*, Vol. 63, No. 2, pp. 375-397.
- Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger (2005) “Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words,” *European Economic Review*, Vol. 49, No. 6, pp. 1603-1635.
- Long, J. Scott and Laurie Ervin (2000) “Using Heteroscedasticity Consistent Standard Errors in the Linear Regression Model,” *The American Statistician*, Vol. 54, pp. 217-224.
- Marshall, Monty G., T. R. Gurr, and K. Jagers (2015) “Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transition, 1800-2014. Polity.”
- Reinhart, Carmen and Kenneth Rogoff (2004) “The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, pp. 1-48.
- Saia, Alessandro (2017) “Choosing the Open Sea: The Cost to the UK of Staying out of the Euro,” *Journal of International Economics*, Vol. 108, No. C, pp. 82-98.
- Schaechter, Andrea, Tidiane Kinda, Nina Budina, and Anke Weber (2012) “Fiscal Rules in Response to the Crisis; Toward the ”Next-Generation” Rules: A New Dataset,” IMF Working Papers 12/187, International Monetary Fund.
- Tornell, Aaron and Andres Velasco (1995) “Fiscal Discipline and the Choice of Exchange Rate Regime,” *European Economic Review*, Vol. 39, No. 3-4, pp. 759-770.
- (2000) “Fixed versus Flexible Exchange Rates: Which Provides More Fiscal Discipline?” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, No. 2, pp. 399-436.
- Vuletin, Guillermo (2013) “Exchange Rate Regimes and Fiscal Discipline: The Role of Capital Controls,” *Economic Inquiry*, Vol. 51, No. 4, pp. 2096-2109.

表 1 為替制度と財政規律の関係：予備的研究としてのパネルデータ推計

	Pegs=1 if 1-4 IRR(2011)					Pegs=1 if 1-2 IRR(2011)					Pegs=1 if 1-8 IRR(2011)				
	FE			AB	BB	FE			AB	BB	FE			AB	BB
被説明変数：PB	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Pegs	1.6225 (1.5380)	-3.1995 (2.5973)	-0.5514 (1.6310)	-0.6211 (1.5907)	-0.9159 (0.8460)	1.0048 (1.0407)	-6.6626 (4.3474)	-0.111 (1.6494)	-0.8464 (1.6522)	-1.1924 (0.9090)	0.7920** (0.3810)	0.0306 (1.2120)	-1.4978 (1.3008)	-1.9174 (1.9372)	-0.2432 (0.3800)
観測数	2797	2365	2365	2105	2273	2797	2365	2365	2105	2273	2797	2365	2365	2105	2273
コントロール変数	No	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
国の固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年の固定効果	No	No	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	Yes

注：データは 1990 年から 2010 年の 176 カ国の年次パネルデータである。被説明変数がプライマリーバランスの対 GDP 比 (PB)、説明変数が固定相場制を表すダミー変数 (Pegs) である回帰式を固定効果 (FE) モデル (within 推定)、ダイナミック・パネルモデル (Arellano and Bond (1991) 推定量 (AB)、Blundell and Bond (1998) 推定量 (BB)) を用いて推定した。列 (1)-(5) においては、IRR (2011) の為替制度カテゴリーが (1)-(4) の場合は Pegs を 1、それ以外はゼロとし、列 (6)-(10) においては、為替制度カテゴリーが (1) または (2) の場合は Pegs を 1、それ以外はゼロとし、列 (11)-(15) においては、為替制度カテゴリーが (1)-(8) の場合は Pegs を 1、それ以外はゼロとした。コントロール変数は実質 GDP の自然対数値、一人当たり実質 GDP の自然対数値、貿易開放度、経済成長率、政府債務の対 GDP 比である。詳細は第 3 節参照。括弧はクラスターロバスト標準誤差である。\*\* は有意水準 5% を示している。



表 2 サンプル国

IFS	Country	IFS	Country	IFS	Country	IFS	Country
111	United States	336	Guyana	632	Comoros	912	Azerbaijan
112	United Kingdom	339	Belize	634	Congo, Rep.	913	Belarus
122	Austria	343	Jamaica	636	Congo, Dem. Rep.	914	Albania
124	Belgium	361	St. Kitts and Nevis	638	Benin	915	Georgia
128	Denmark	362	St. Lucia	642	Equatorial Guinea	916	Kazakhstan
132	France	364	St. Vincent and the Grenadines	643	Eritrea	917	Kyrgyz Republic
134	Germany	366	Suriname	644	Ethiopia	918	Bulgaria
135	San Marino	369	Trinidad and Tobago	646	Gabon	921	Moldova
136	Italy	419	Bahrain	648	Gambia, The	922	Russian Federation
138	Netherlands	423	Cyprus	652	Ghana	923	Tajikistan
142	Norway	429	Iran, Islamic Rep.	654	Guinea-Bissau	924	China
144	Sweden	433	Iraq	656	Guinea	926	Ukraine
146	Switzerland	436	Israel	662	Cote d'Ivoire	927	Uzbekistan
156	Canada	439	Jordan	664	Kenya	935	Czech Republic
158	Japan	443	Kuwait	666	Lesotho	936	Slovak Republic
172	Finland	446	Lebanon	668	Liberia	939	Estonia
174	Greece	449	Oman	672	Libya	941	Latvia
176	Iceland	453	Qatar	674	Madagascar	944	Hungary
178	Ireland	456	Saudi Arabia	676	Malawi	946	Lithuania
181	Malta	463	Syrian Arab Republic	678	Mali	948	Mongolia
182	Portugal	466	United Arab Emirates	682	Mauritania	960	Croatia
184	Spain	469	Egypt, Arab Rep.	684	Mauritius	961	Slovenia
186	Turkey	474	Yemen, Rep.	686	Morocco	962	Macedonia, FYR
193	Australia	512	Afghanistan	688	Mozambique	963	Bosnia and Herzegovi
196	New Zealand	513	Bangladesh	692	Niger	964	Poland
199	South Africa	514	Bhutan	694	Nigeria	968	Romania
213	Argentina	518	Myanmar	698	Zimbabwe		
218	Bolivia	522	Cambodia	714	Rwanda		
223	Brazil	524	Sri Lanka	716	Sao Tome and Principe		
228	Chile	532	Hong Kong, Chi	718	Seychelles		
233	Colombia	534	India	722	Senegal		
238	Costa Rica	536	Indonesia	724	Sierra Leone		
243	Dominican Republic	542	Korea, Rep.	728	Namibia		
248	Ecuador	544	Lao PDR	732	Sudan		
253	El Salvador	548	Malaysia	734	Swaziland		
258	Guatemala	556	Maldives	738	Tanzania		
263	Haiti	558	Nepal	742	Togo		
268	Honduras	564	Pakistan	744	Tunisia		
273	Mexico	566	Philippines	746	Uganda		
278	Nicaragua	576	Singapore	748	Burkina Faso		
283	Panama	578	Thailand	754	Zambia		
288	Paraguay	582	Vietm	813	Solomon Islands		
293	Peru	611	Djibouti	819	Fiji		
298	Uruguay	612	Algeria	826	Kiribati		
299	Venezuela, RB	614	Angola	846	Vanuatu		
311	Antigua and Barbuda	616	Botswana	853	Papua New Guinea		
313	Bahamas, The	618	Burundi	866	Tonga		
316	Barbados	622	Cameroon	867	Marshall Islands		
321	Dominica	626	Central African Republic	868	Micronesia, Fed. Sts.		
328	Grenada	628	Chad	911	Armenia		

表 3 固定相場制への制度変更のケース

IFS 番号	国名	分析期間		固定相場制への変更年	為替制度の変化		
128	Denmark	1994	— 2004	1999	(7)	→	(4)
134	Germany	1995	— 2004	1999	(13)	→	(1)
136	Italy	1992	— 2002	1997	(7)	→	(4)
172	Finland	1991	— 2000	1995	(8)	→	(4)
182	Portugal	1990	— 1999	1994	(7)	→	(4)
184	Spain	1990	— 1999	1994	(8)	→	(4)
248	Ecuador	1995	— 2005	2000	(14)	→	(1)
268	Honduras	2000	— 2010	2005	(7)	→	(2)
299	Venezuela	1998	— 2008	2003	(6)	→	(2)
366	Suriname	1996	— 2006	2001	(14)	→	(2)
429	Iran	1997	— 2007	2002	(12)	→	(4)
439	Jordan	1991	— 2001	1996	(7)	→	(4)
443	Kuwait	1998	— 2008	2003	(7)	→	(2)
513	Bangladesh	2001	— 2010	2006	(7)	→	(4)
548	Malaysia	1994	— 2004	1999	(13)	→	(2)
686	Morocco	2000	— 2010	2005	(8)	→	(4)
961	Slovenia	2001	— 2010	2006	(8)	→	(4)

注：最終列の番号は、Reinhart and Rogoff(2004) の為替制度カテゴリーである。

表 4 制度変更前期間における実際の PB と Synthetic の PB のフィットの程度：MSPE による評価

IFS 番号	固定相場制のケース	
	国名	MSPE
128	Denmark	0.0000
134	Germany	1.3777
136	Italy	0.0627
172	Finland	2.0289
182	Portugal	0.3721
184	Spain	0.1324
248	Ecuador	0.4404
268	Honduras	0.1095
299	Venezuela	4.1478
366	Suriname	13.8447
429	Iran	4.5635
439	Jordan	8.2604
443	Kuwait	37.4520
513	Bangladesh	0.0000
548	Malaysia	0.0000
686	Morocco	0.0000
961	Slovenia	0.0000

表 5 固定相場制の PB に与えるトリートメント効果 (DID 推定値)

Pegs	MSPE	Pre Post		DID estimates (=Change, Post-Pre)	Placebo tests				DID	
		Average Difference			Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	Robust SE	p-value
Denmark	0.0000	0.0000	2.8091	2.8091	21/24	0.8750	4/24	0.1667	(1.2363)	0.036
Germany	1.3777	-0.4637	0.3732	0.8369	14/23	0.6087	10/23	0.4348	(2.2040)	0.709
Italy	0.0627	0.0014	1.8395	1.8381	13/16	0.8125	4/16	0.2500	(1.0114)	0.086
Finland	2.0289	-1.1285	5.3252	6.4537	13/14	0.9286	2/14	0.1429	(2.6368)	0.026
Portugal	0.3721	0.0547	-4.1473	-4.2020	3/15	0.2000	13/15	0.8667	(1.0555)	0.001
Spain	0.1324	-0.1660	-0.7873	-0.6213	5/13	0.3846	9/13	0.6923	(1.0544)	0.564
Ecuador	0.4404	0.0230	4.5283	4.5053	22/25	0.8800	4/25	0.1600	(0.8574)	0.000
Honduras	0.1095	-0.0261	0.0729	0.0990	30/53	0.5660	24/53	0.4528	(2.3293)	0.967
Bangladesh	0.0000	0.0000	0.7842	0.7842	34/57	0.5965	24/57	0.4211	(0.7942)	0.338
Malaysia	0.0000	0.0000	-3.4390	-3.4390	3/24	0.1250	22/24	0.9167	(1.2973)	0.016
Morocco	0.0000	0.0000	1.1523	1.1523	42/55	0.7636	14/55	0.2545	(1.6636)	0.497
Slovenia	0.0000	0.0000	-0.0952	-0.0952	24/57	0.4211	34/57	0.5965	(1.4116)	0.947

注：MSPE の値が 3 以下であるケース (国) の SCM の分析結果を掲載している。3 列目は、制度変更前における実際の PB の年平均値と synthetic control の PB の年平均値の差であり、4 列目は、制度変更後における実際の PB の年平均値と synthetic control の PB の年平均値の差を示している。5 列目は、DID 推定値であり、年平均の固定相場制の PB に与えるトリートメント効果を示している。6 列目から 9 列目は、プラセボテストの結果であり、6 列目と 7 列目は、分析対象国における効果の下位からの順位とその p 値であり、8 列目と 9 列目は、効果の上位からの順位とその p 値を示している。10 列目と 11 列目は、DID 推定式から得られた頑健標準誤差と p 値を示している。なお、頑健標準誤差は小標本を考慮した Long and Ervin(2000) の HC1 を用いている。

表 6 頑健性のテスト：通貨統合の影響を考慮した分析 (1998 年を終期)

Hard pegs	制度 変更年	Pre Average	Post Difference	DID estimates (=Change, Post-Pre)	Placebo tests				DID	
					Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	Robust SE	p-value
Italy	1997	0.0014	1.6721	1.6707	12/16	0.7500	5/16	0.3125	(1.0243)	0.134
Finland	1995	-1.1285	3.6810	4.8095	13/14	0.9286	2/14	0.1429	(2.5624)	0.085
Portugal	1994	0.0547	-4.3457	-4.4004	3/15	0.2000	13/15	0.8667	(1.0719)	0.001
Spain	1994	-0.1660	-1.3509	-1.1849	4/13	0.3077	10/13	0.7692	(1.0572)	0.281

注：上記の国は、1999 年から EMU に参加したので、その影響を考慮して、分析期間を 1998 年までとした。

表 7 頑健性のテスト：世界金融危機の影響を考慮した分析 (2008 年を終期)

Hard pegs	制度 変更年	Pre Average	Post Difference	DID estimates (=Change, Post-Pre)	Placebo tests				DID	
					Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	Robust SE	p-value
Honduras	2005	-0.0261	0.3266	0.3527	40/53	0.7547	14/53	0.2642	(2.3487)	0.883
Bangladesh	2006	0.0000	-0.0165	-0.0165	29/57	0.5088	29/57	0.5088	(0.8253)	0.984
Morocco	2005	0.0000	0.2428	0.2428	36/55	0.6545	20/55	0.3636	(1.6447)	0.885
Slovenia	2006	0.0000	0.8583	0.8583	42/57	0.7368	16/57	0.2807	(0.5855)	0.168

注：世界金融危機の影響を受けて、2009 年から各国の財政状況が悪化したので、その影響を考慮して、分析期間を 2008 年までとした。

表 8 頑健性のテスト：プラセボテストの MSPE 基準を 2.5 以下にした場合

Pegs	MSPE	Pre Average	Post Difference	DID estimates (=Change, Post-Pre)	Placebo tests				DID	
					Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	Robust SE	p-value
Denmark	0.0000	0.0000	2.8091	2.8091	19/21	0.9048	3/21	0.1429	(1.2363)	0.036
Germany	1.3777	-0.4637	0.3732	0.8369	14/23	0.6087	10/23	0.4348	(2.2040)	0.709
Italy	0.0627	0.0014	1.8395	1.8381	13/16	0.8125	4/16	0.2500	(1.0114)	0.086
Finland	2.0289	-1.1285	5.3252	6.4537	13/14	0.9286	2/14	0.1429	(2.6368)	0.026
Portugal	0.3721	0.0547	-4.1473	-4.2020	3/15	0.2000	13/15	0.8667	(1.0555)	0.001
Spain	0.1324	-0.1660	-0.7873	-0.6213	5/13	0.3846	9/13	0.6923	(1.0544)	0.564
Ecuador	0.4404	0.0230	4.5283	4.5053	21/24	0.8750	4/24	0.1667	(0.8574)	0.000
Honduras	0.1095	-0.0261	0.0729	0.0990	30/53	0.5660	24/53	0.4528	(2.3293)	0.967
Bangladesh	0.0000	0.0000	0.7842	0.7842	34/57	0.5965	24/57	0.4211	(0.7942)	0.338
Malaysia	0.0000	0.0000	-3.4390	-3.4390	3/21	0.1429	19/21	0.9048	(1.2973)	0.016
Morocco	0.0000	0.0000	1.1523	1.1523	42/55	0.7636	14/55	0.2545	(1.6636)	0.497
Slovenia	0.0000	0.0000	-0.0952	-0.0952	24/57	0.4211	34/57	0.5965	(1.4116)	0.947

注：表 5 と同様の分析である。違いはプラセボテストの MSPE の値が 2.5 以下のドナー国のみを用いて、効果のランクと p 値を再計算している点である（太枠の箇所を表 5 と違う）。

表 9 固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果：DID 分析

(A): 固定相場制の 12 ケース

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	0.8333	0.8603	0.8603
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.3933)	(0.3553)	(0.8140)
p-value	0.036	0.017	0.291
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(B): トリートメント効果がプラス・マイナスで大きいケースを除いた分析

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	0.8566	0.8850	0.8850
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.2872)	(0.2762)	(0.3717)
p-value	0.004	0.002	0.017
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(C): 金融政策の自由度がない 8 カ国での分析

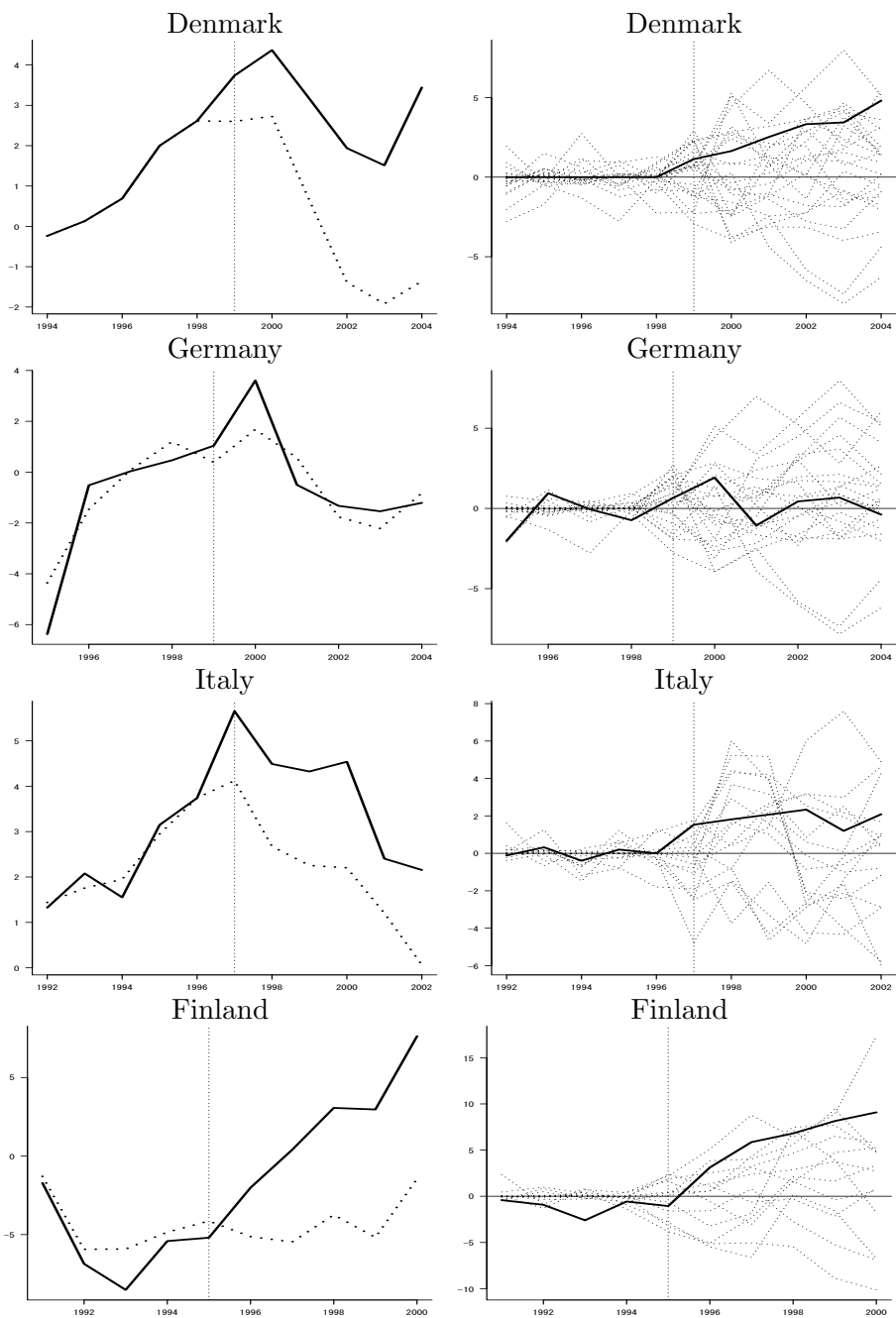
	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	1.4448	1.5109	1.5109
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.5030)	(0.4553)	(1.0593)
p-value	0.005	0.001	0.154
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(D): 金融政策の自由度がない 7 カ国での分析 (ポルトガルを除く)

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	2.2660	2.2777	2.2777
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.4546)	(0.4205)	(0.8626)
p-value	0.000	0.000	0.008
Country fixed effects	No	Yes	Yes

注：(A) は MESP が 3 以下の固定相場制の 12 ケースについて、DID 分析を用いて、固定相場制の PB に与える平均トリートメント効果を推定した  
もの。(B) はトリートメント効果がプラスで大きい国（フィンランドとエクアドル）とマイナスで大きい国（ポルトガルとマレーシア）の 4 カ国を除いて  
8 カ国で分析したもの。(C) は金融政策の自由度がある国（ホンジュラス、バングラデシュ、マレーシア、モロッコ）を除いて、金融政策の自由度がない 8  
カ国で分析したもの。(D) は金融政策の自由度がある国（ホンジュラス、バングラデシュ、マレーシア、モロッコ）とトリートメント効果がマイナスで大き  
いポルトガルを除いて、金融政策の自由度がない 7 カ国で分析したもの。Robuset SE は小標本を考慮した Long and Ervin(2000) の HC1 を用い  
ている。ブートストラップ法によるクラスターロバスト標準誤差 (Bootstrapped cluster SE) は、5000 回のブートストラップ繰り返し計算により推  
定されている。

図 1 SCM による固定相場制の PB に与えるトリートメント効果の推定



注：左図は分析対象国の実際の PB(実線) とその synthetic control の PB(破線) の推移を示している。右図は分析対象国の実際の PB とその synthetic control の PB の差 (実線) と、プラセボテストから得られたドナー国ごとの実際の PB とその synthetic control の PB の差 (破線) の推移を示している。対象国の制度変更後においては、この差はトリートメント効果を示している。プラセボテストにおいては、ドナー国ごとの偽物のトリートメント効果を示している。なお、プラセボテストにおいて、MSPE が 3 を超えるドナー国のものは削除している。

图 1 (continued)

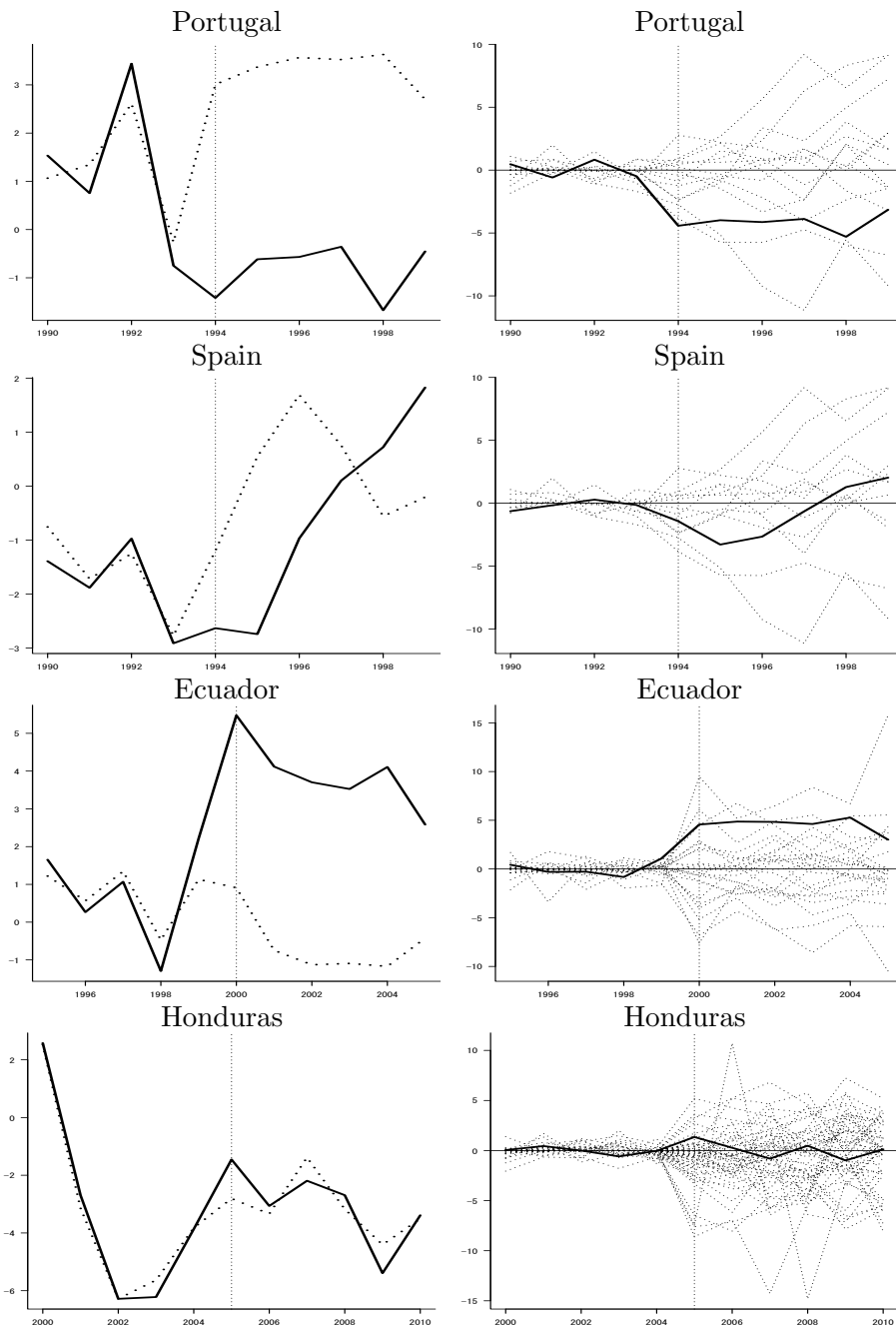


图 1 (continued)

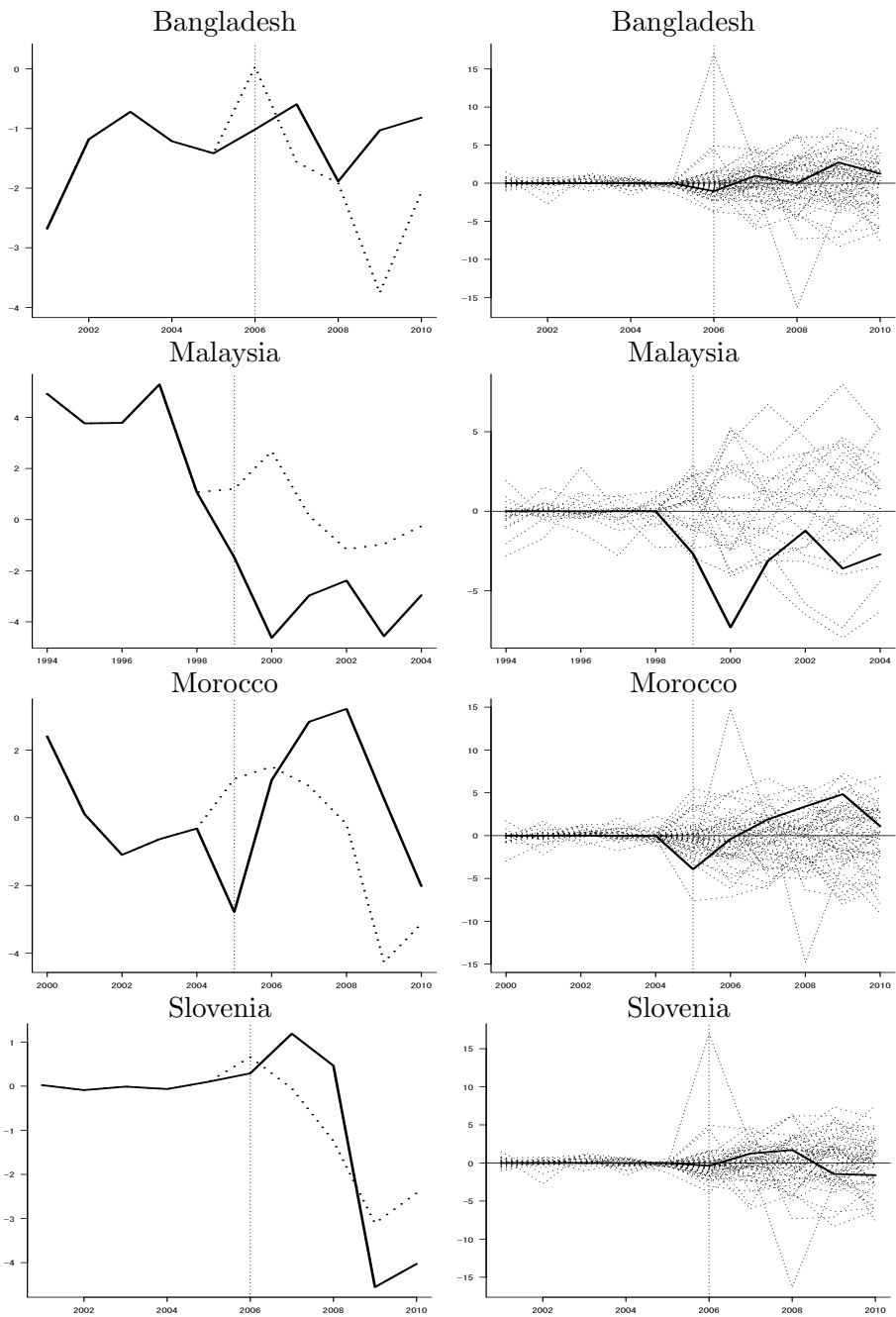
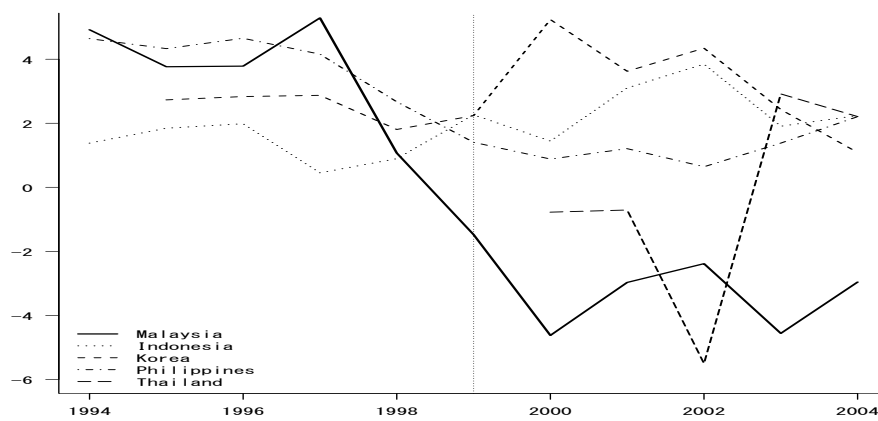


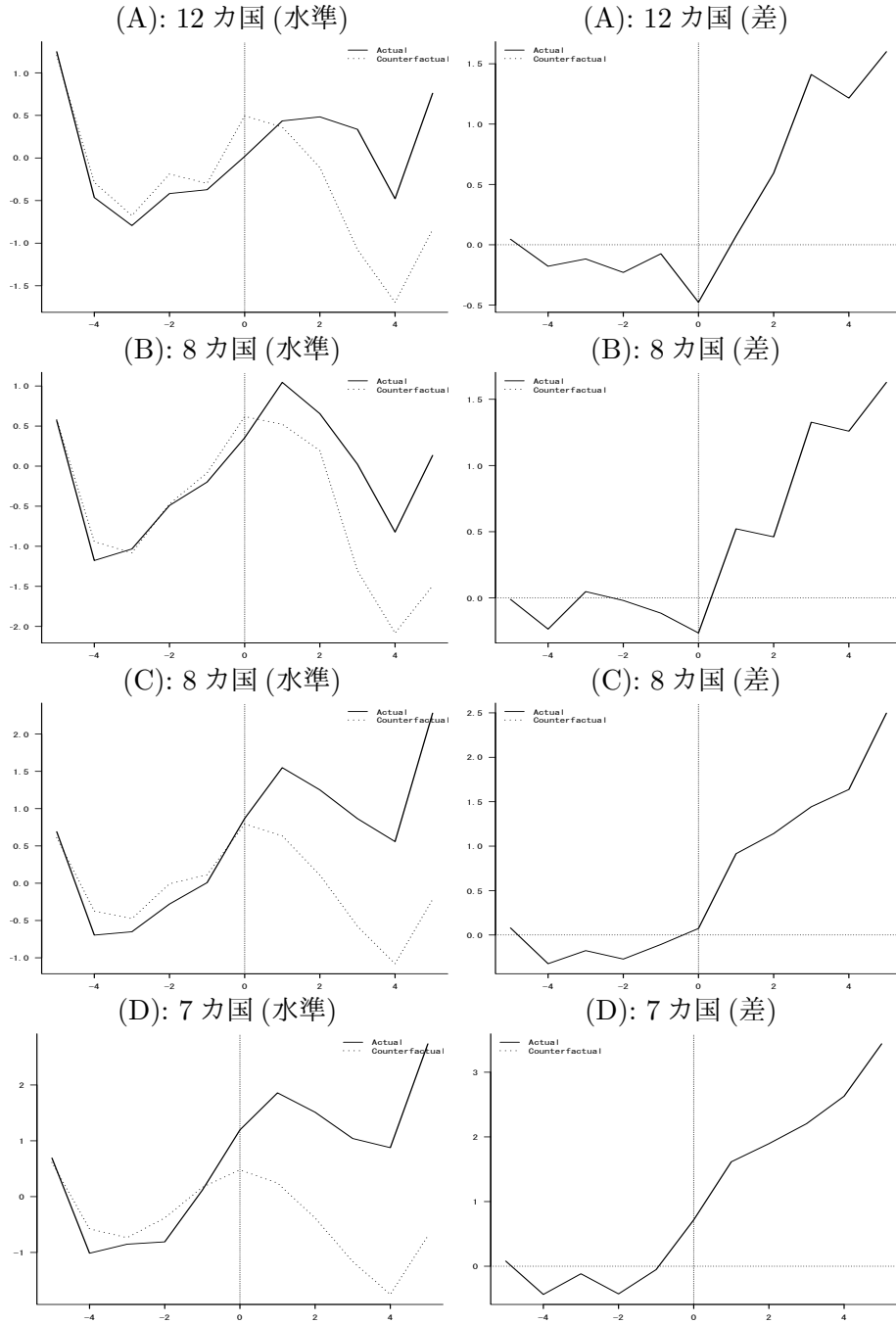


図 2 アジア通貨危機に直面した国の PB



出所：WEO。

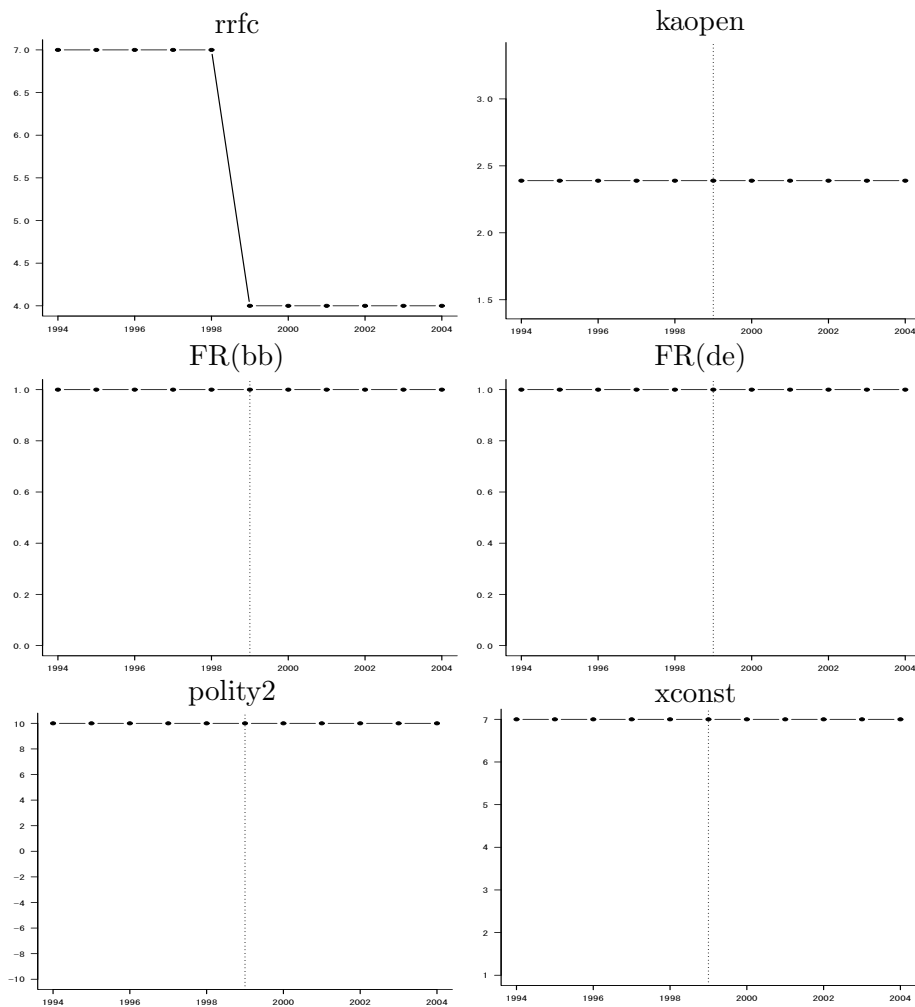
図3 固定相場制のPBに与える平均トリートメント効果



注：左図はすべてのケースの実際のPBの時点ごとの平均値（実線）と、それに対応する synthetic control のPBの時点ごとの平均値（破線）の推移を示している。右図は、左図で示した実際のPBの時点ごとの平均値と synthetic control のPBの時点ごとの平均値の差を示している。制度変更後期間においては、この差は平均トリートメント効果を示している。(A)、(B)、(C)、(D)は表9に対応している。(A)はMESFPが3以下の固定相場制の12カ国。(B)はトリートメント効果がプラスで大きい国（フィンランドとエクアドル）とマイナスで大きい国（ポルトガルとマレーシア）の4カ国を除いた8カ国。(C)は金融政策の自由度がある国（ホンジュラス、バングラデシュ、マレーシア、モロッコ）を除いた、金融政策の自由度がない8カ国。(D)は金融政策の自由度がある国（ホンジュラス、バングラデシュ、マレーシア、モロッコ）とトリートメント効果がマイナスで大きいポルトガルを除いた、金融政策の自由度がない7カ国。

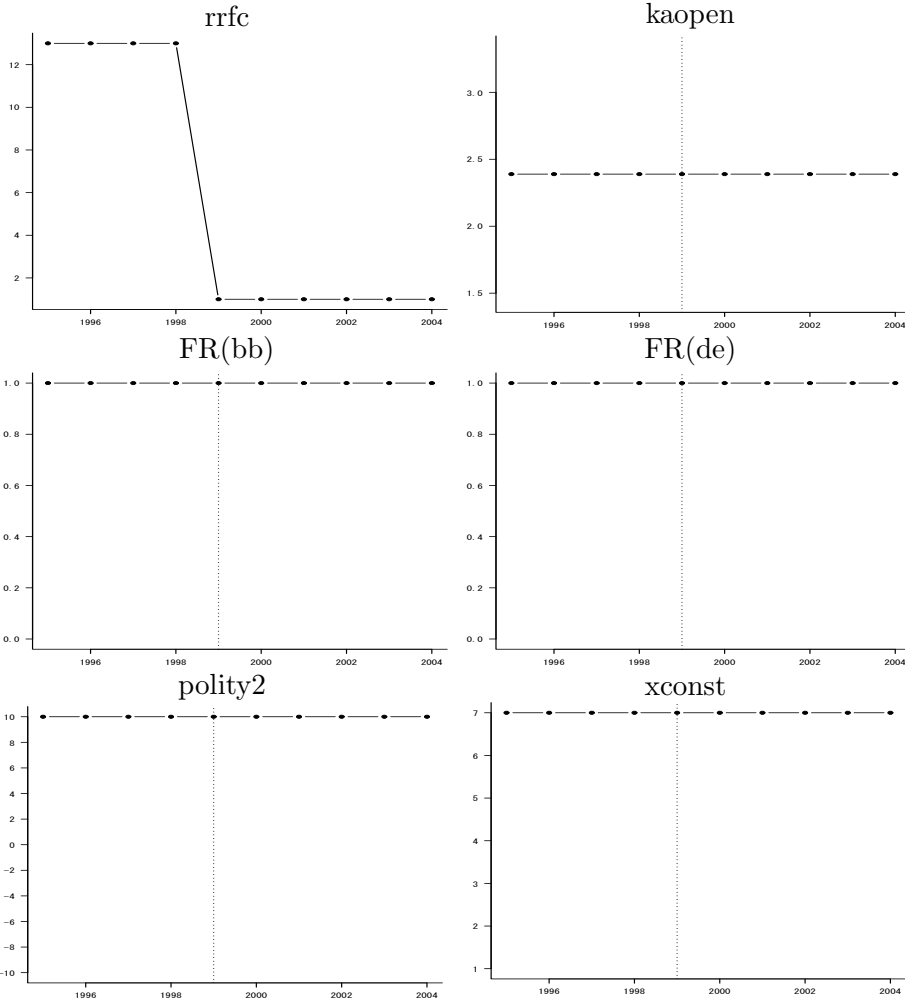
付録1：為替制度、資本自由化度、財政ルール、政治体制の推移

128 Denmark

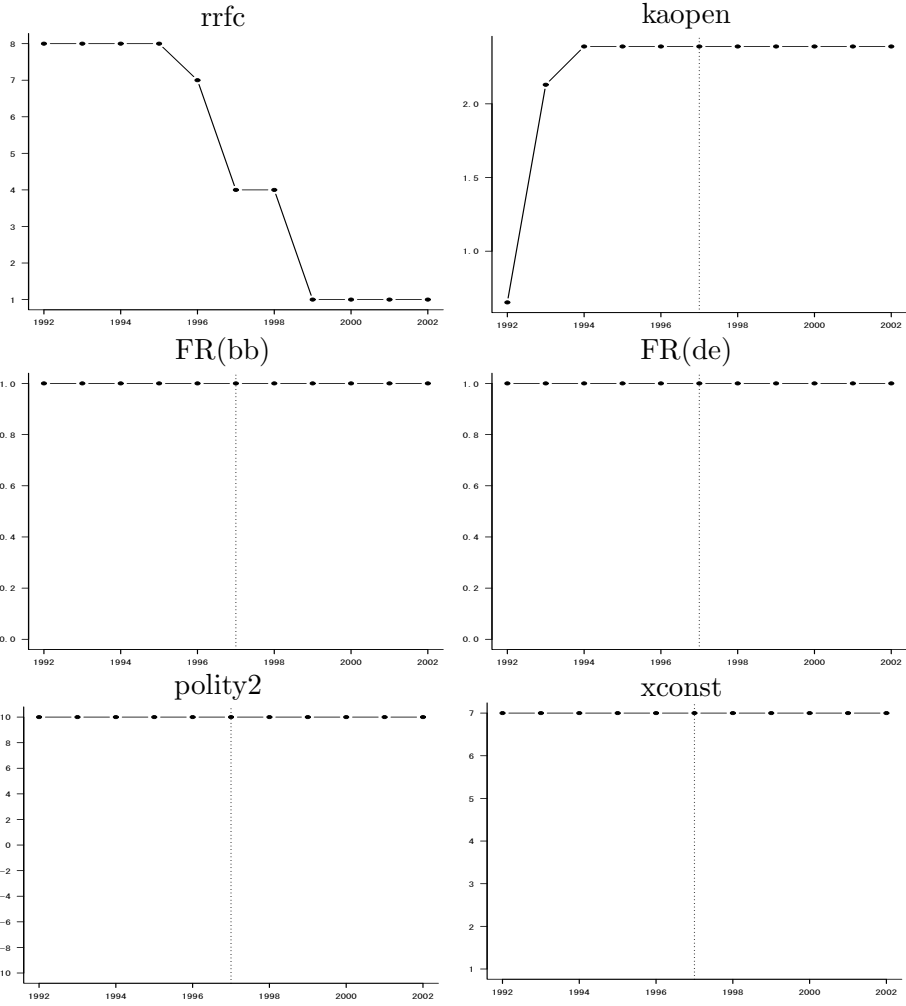


出所：為替制度 (rrfc) は IRR(2011) のデータベース、資本自由化度 (kaopen) は Chinn and Ito (2006) のデータベース、財政ルール (FR (bb) と FR (de)) は IMF の Fiscal Rules データベース、政治体制 (polity2) と行政府の意思決定に対する制約度 (xconst) は Marshall et al. (2015) の Polity IV Project データベースからそれぞれ得た。

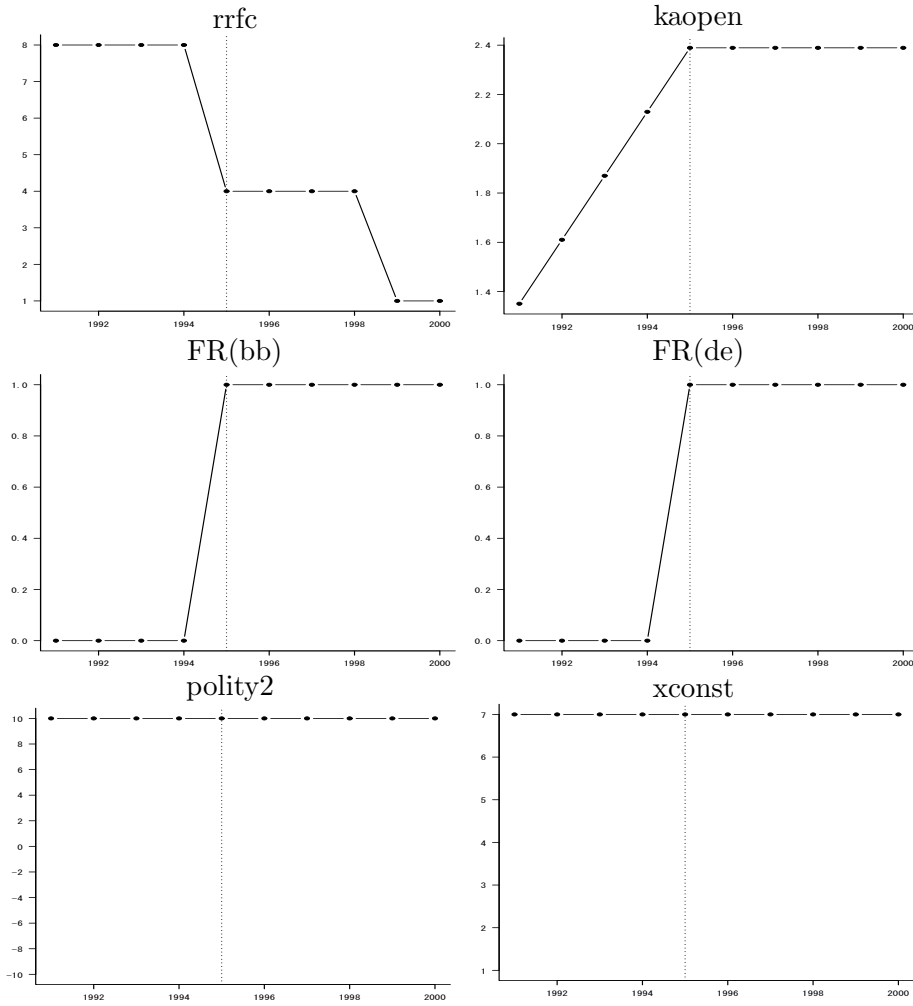
134 Germany



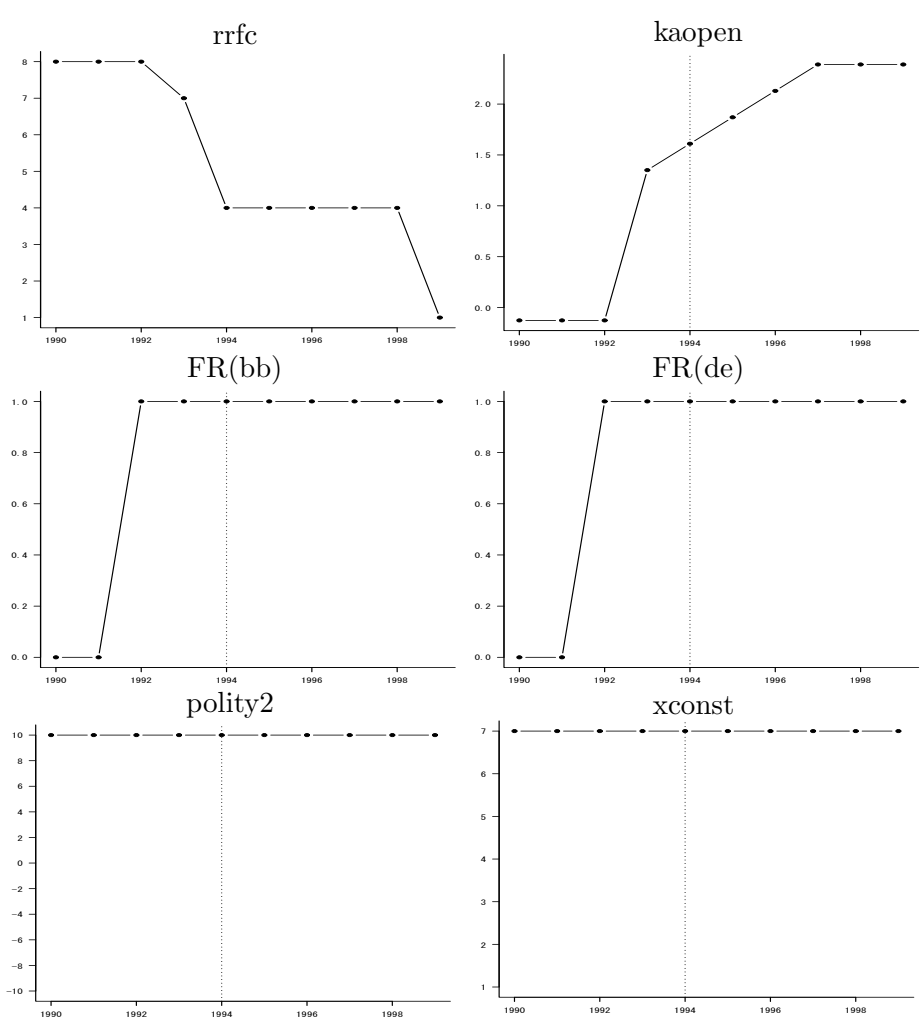
136 Italy



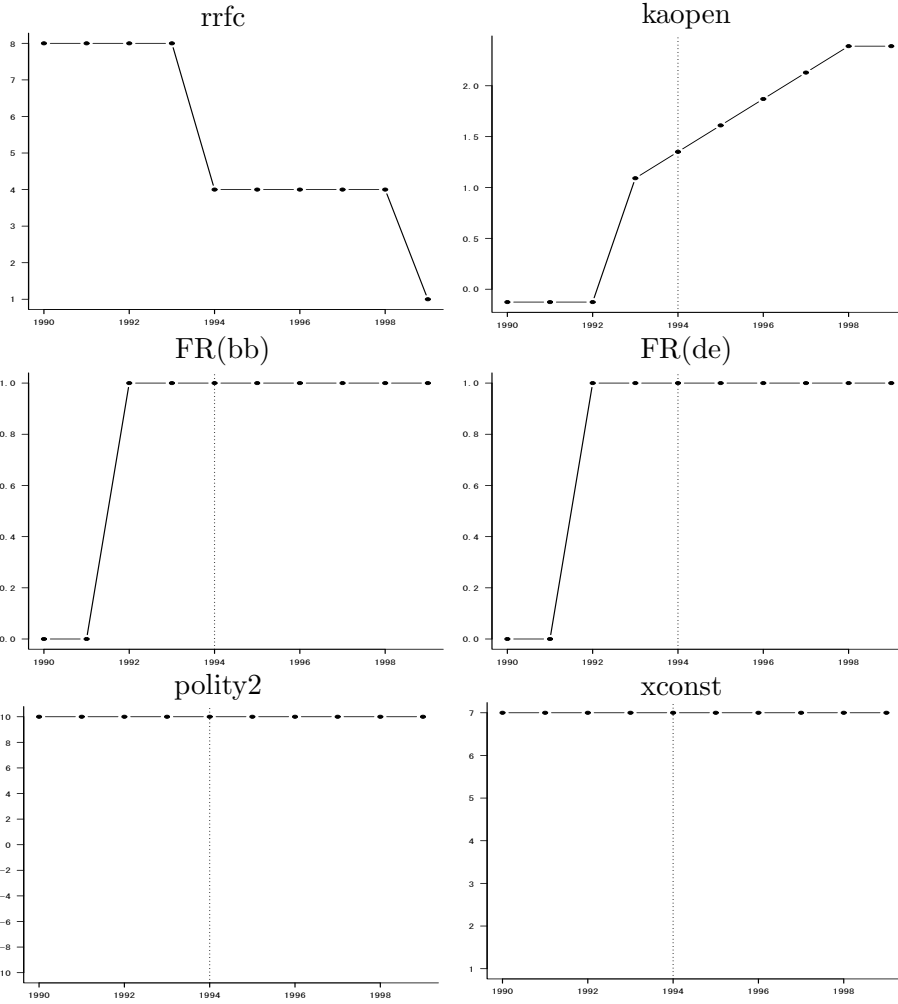
172 Finland



182 Portugal

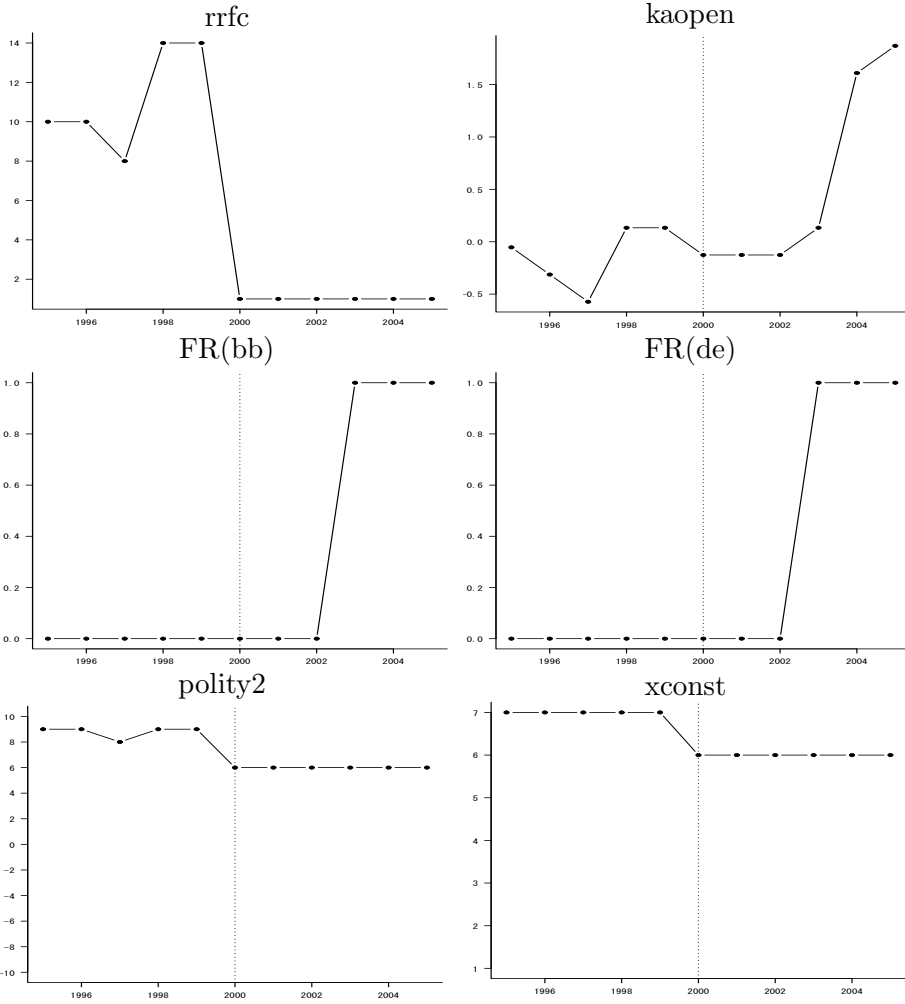


184 Spain

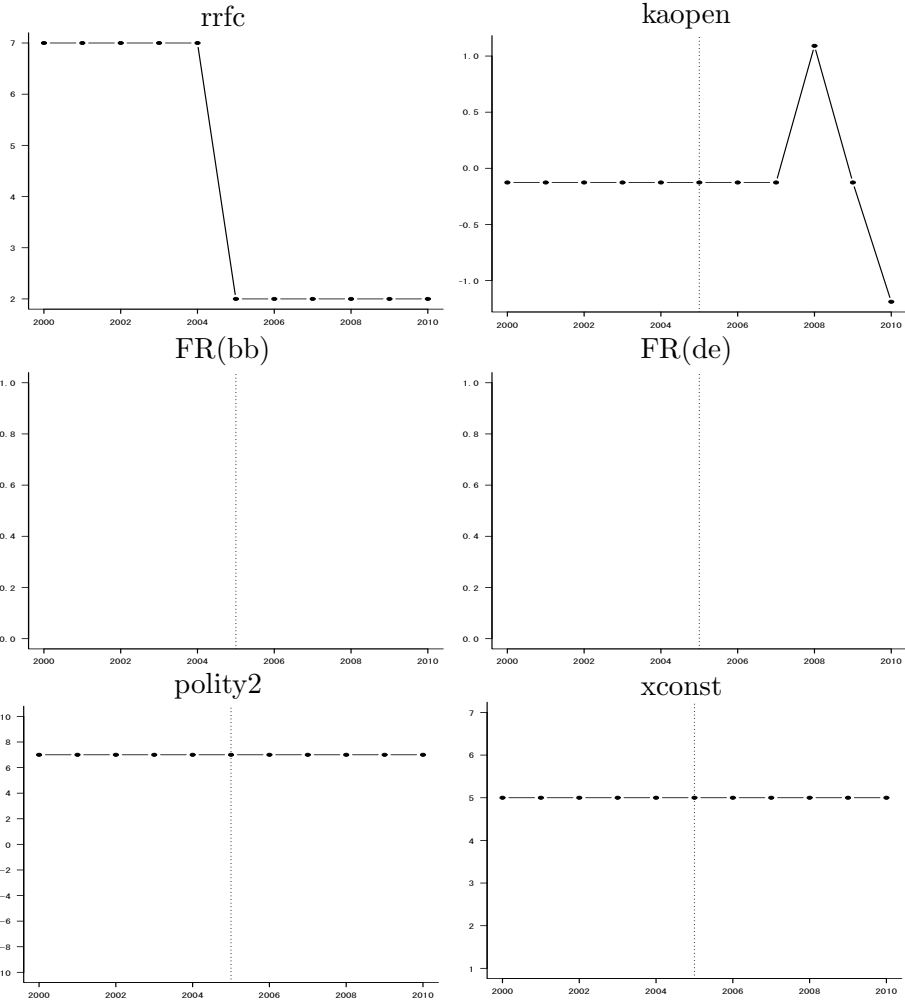




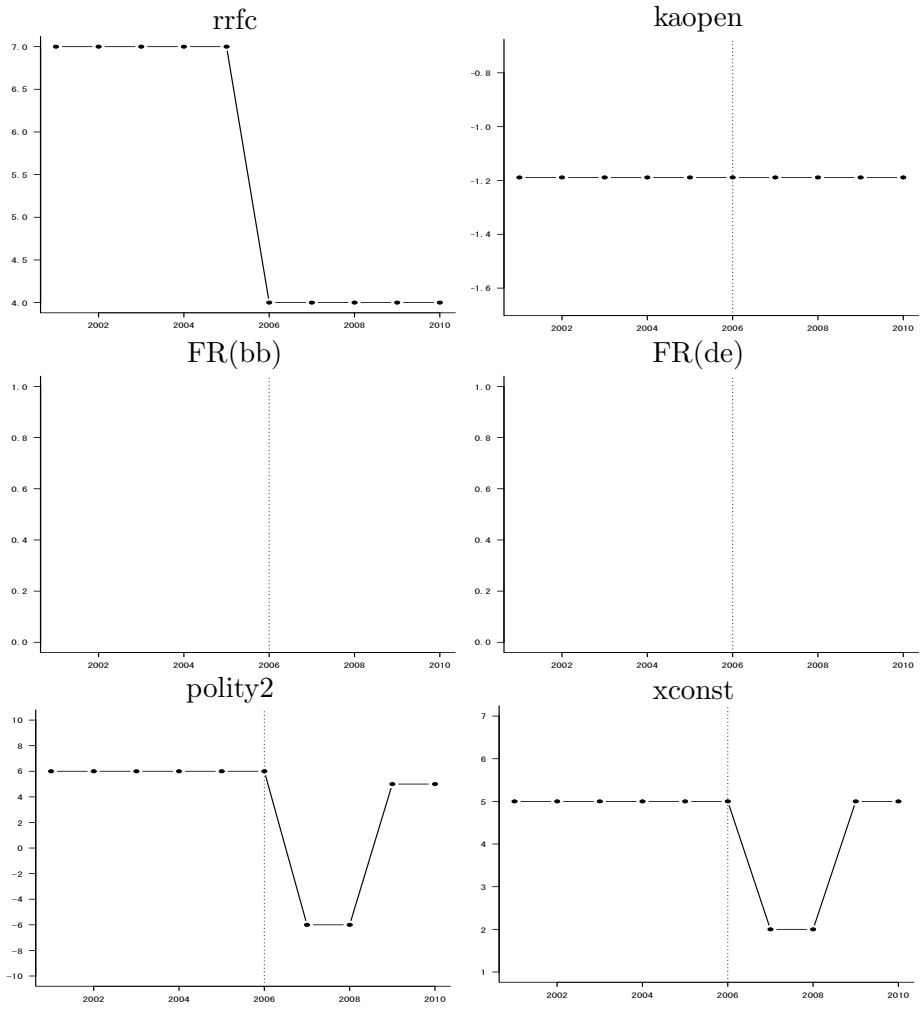
248 Ecuador



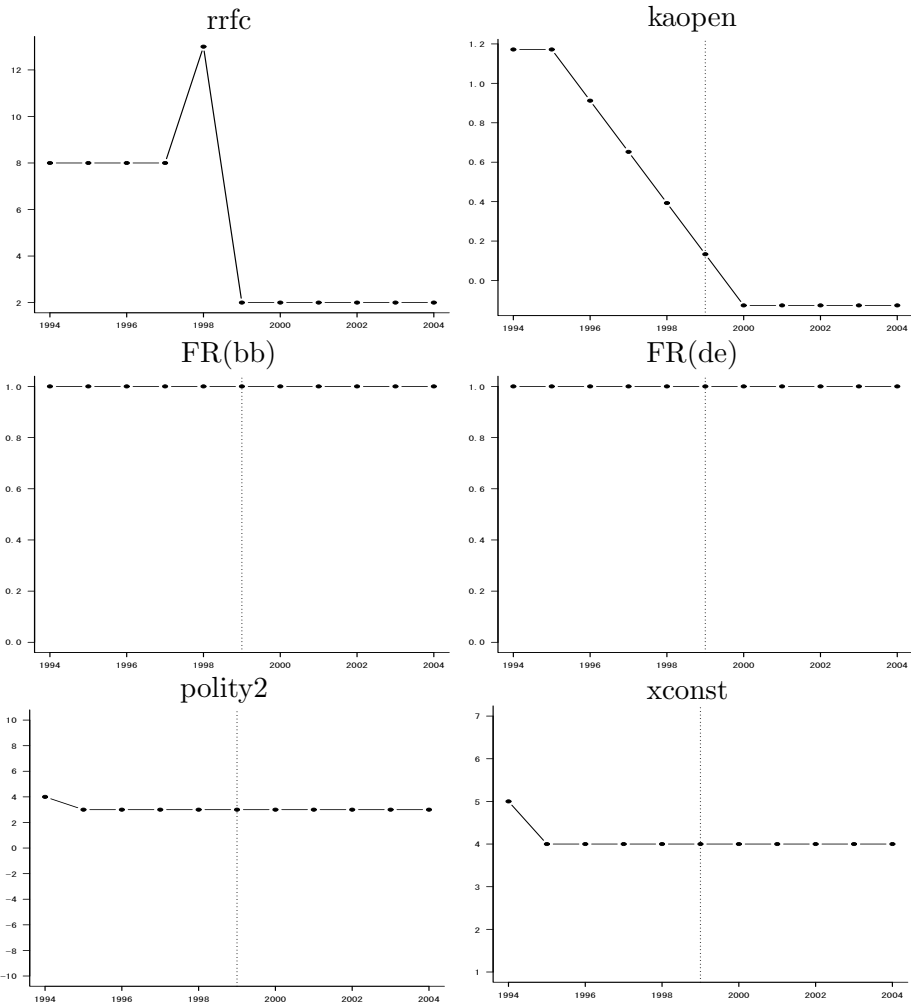
268 Honduras



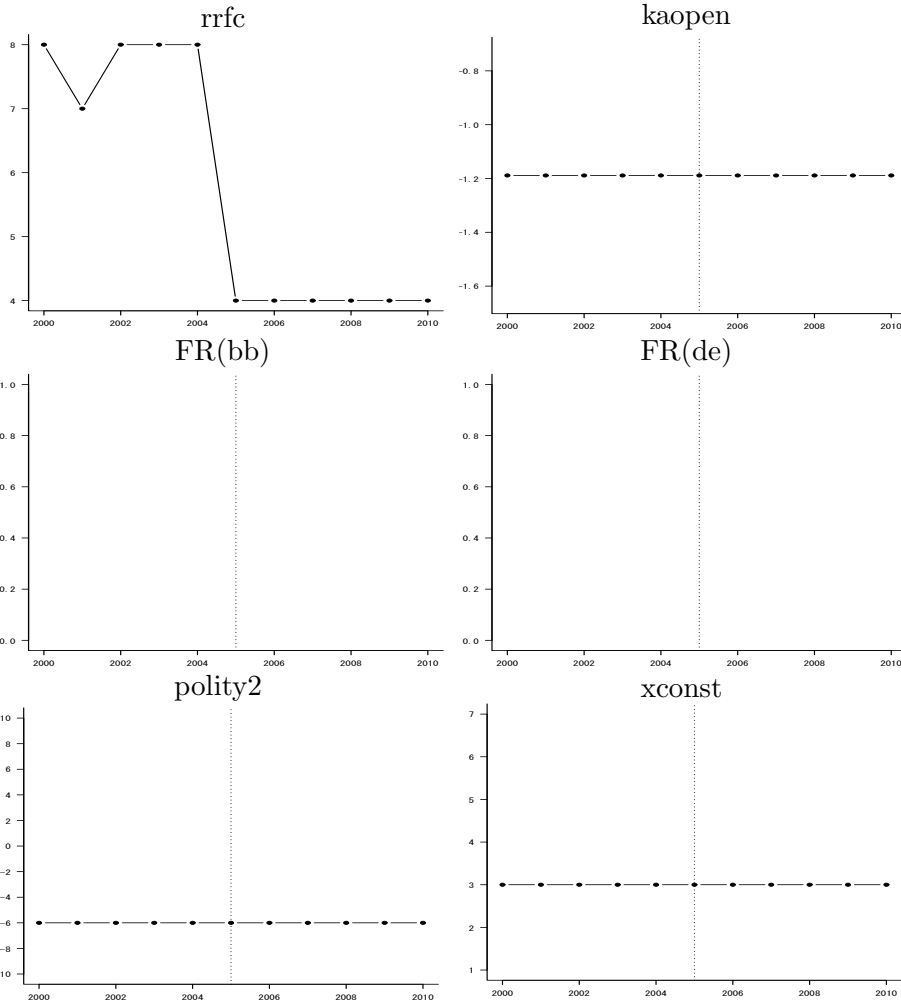
513 Bangladesh



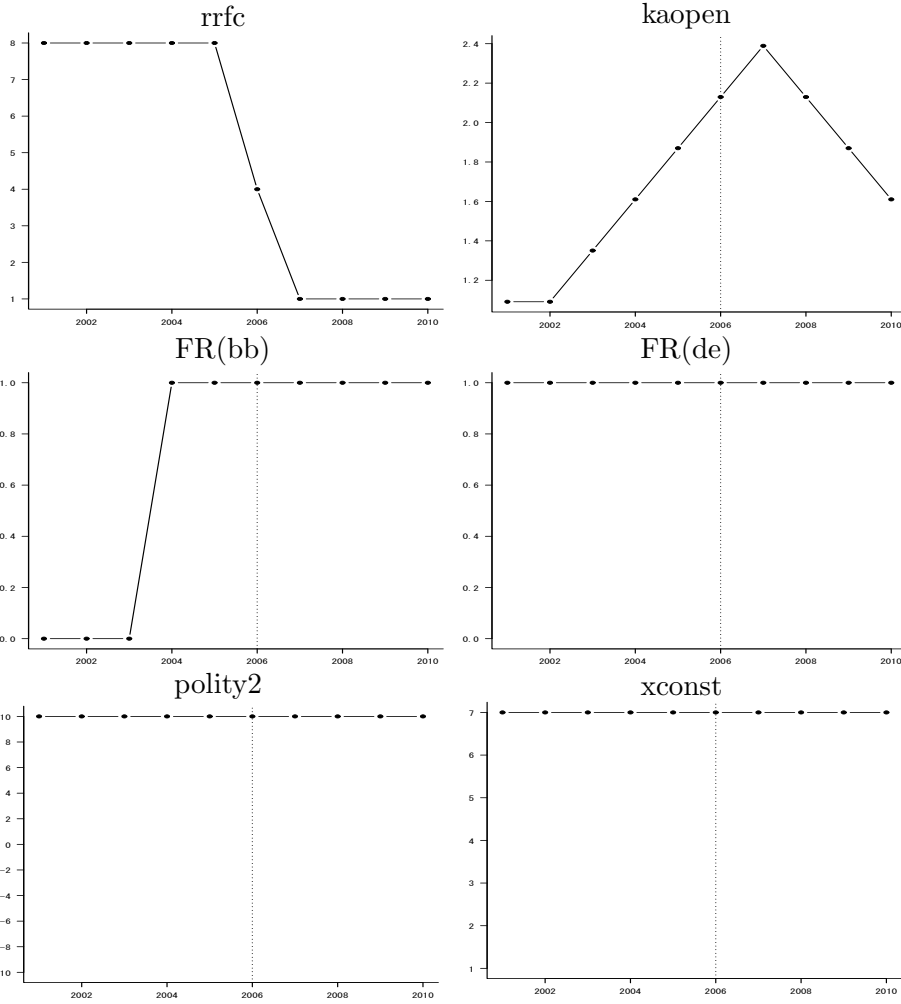
548 Malaysia



686 Morocco



961 Slovenia



付録2 : Synthetic control のウェイト

cn	Denmark	cn	Germany	cn	Italy	cn	Finland	cn	Portugal	cn	Spain
112	0.471	112	0.000	142	0.105	142	0.000	142	0.000	142	0.000
142	0.006	142	0.000	146	0.000	156	0.000	146	0.000	146	0.000
144	0.000	144	0.696	156	0.000	158	0.000	156	0.000	156	0.000
146	0.012	146	0.000	158	0.000	176	0.000	158	0.000	158	0.000
156	0.004	156	0.000	176	0.000	193	0.000	176	0.000	176	0.352
158	0.013	158	0.304	193	0.000	196	0.000	193	0.000	193	0.000
176	0.013	176	0.000	196	0.008	228	0.000	196	0.000	196	0.000
193	0.011	193	0.000	228	0.513	268	0.000	228	0.000	228	0.000
196	0.009	196	0.000	268	0.000	288	0.000	268	0.745	268	0.262
228	0.011	228	0.000	288	0.000	366	0.000	366	0.129	366	0.313
268	0.182	268	0.000	524	0.000	548	0.000	548	0.000	576	0.000
288	0.026	288	0.000	576	0.000	576	0.000	576	0.126	652	0.073
369	0.009	369	0.000	612	0.000	612	0.000	652	0.000	674	0.000
524	0.010	524	0.000	652	0.000	652	1.000	656	0.000	686	0.000
564	0.015	564	0.000	656	0.000	674	0.000	674	0.000		
576	0.081	576	0.000	674	0.000	686	0.000	686	0.000		
612	0.004	612	0.000	686	0.331	744	0.000				
652	0.014	652	0.000	732	0.042						
656	0.040	656	0.000	744	0.000						
674	0.007	674	0.000								
686	0.007	686	0.000								
732	0.019	732	0.000								
744	0.030	744	0.000								
853	0.008	853	0.000								

付録2：Synthetic controlのウェイト(続き)

cn	Ecuador	cn	Honduras	cn	Bangladesh	cn	Malaysia	cn	Morocco	cn	Slovenia
112	0.000	112	0.000	111	0.003	112	0.004	112	0.019	111	0.014
142	0.000	142	0.009	112	0.003	142	0.005	142	0.009	112	0.019
144	0.000	144	0.000	142	0.001	144	0.004	144	0.008	142	0.006
146	0.000	146	0.000	144	0.003	146	0.004	146	0.006	144	0.010
156	0.000	156	0.000	146	0.003	156	0.005	156	0.006	146	0.014
158	0.000	158	0.000	156	0.003	158	0.326	158	0.023	156	0.011
176	0.000	176	0.000	158	0.004	176	0.004	176	0.007	158	0.012
193	0.000	186	0.000	176	0.003	193	0.005	186	0.016	176	0.008
196	0.000	193	0.000	186	0.003	196	0.004	193	0.006	186	0.009
228	0.000	196	0.000	193	0.004	228	0.004	196	0.004	193	0.012
288	0.000	199	0.000	196	0.003	268	0.005	199	0.008	196	0.009
369	0.000	228	0.000	199	0.003	288	0.006	228	0.006	199	0.011
524	0.000	233	0.000	228	0.003	369	0.045	233	0.010	228	0.008
542	0.000	243	0.245	233	0.003	524	0.090	243	0.007	233	0.011
564	0.198	258	0.000	243	0.003	564	0.006	258	0.006	243	0.009
576	0.069	263	0.000	258	0.005	576	0.290	263	0.031	258	0.011
612	0.000	273	0.000	263	0.004	612	0.161	273	0.009	263	0.014
652	0.000	278	0.000	273	0.004	652	0.002	278	0.005	273	0.010
656	0.000	293	0.000	278	0.008	656	0.004	288	0.008	278	0.016
674	0.268	336	0.000	293	0.004	674	0.003	293	0.007	293	0.011
732	0.000	369	0.000	298	0.005	686	0.006	298	0.006	298	0.009
744	0.000	436	0.000	336	0.020	732	0.007	336	0.004	336	0.067
936	0.000	518	0.000	369	0.003	744	0.006	369	0.005	369	0.009
944	0.000	524	0.000	436	0.003	853	0.004	436	0.007	436	0.009
964	0.465	534	0.000	518	0.033			524	0.005	518	0.014
		536	0.000	524	0.491			534	0.085	524	0.036
		542	0.000	534	0.008			536	0.006	534	0.011
		564	0.000	536	0.003			542	0.005	536	0.012
		566	0.000	542	0.003			564	0.015	542	0.019
		576	0.000	564	0.005			566	0.006	564	0.126
		578	0.000	566	0.003			576	0.003	566	0.010
		612	0.000	576	0.003			578	0.015	576	0.010
		616	0.180	578	0.004			612	0.133	578	0.009
		652	0.000	612	0.002			616	0.035	612	0.007
		656	0.000	616	0.023			636	0.009	616	0.009
		664	0.000	636	0.004			652	0.006	636	0.010
		668	0.000	652	0.008			656	0.012	652	0.016
		672	0.000	656	0.003			664	0.016	656	0.010
		674	0.000	664	0.004			668	0.010	664	0.011
		684	0.000	668	0.004			674	0.015	668	0.017
		694	0.000	672	0.001			684	0.005	672	0.004
		732	0.000	674	0.004			694	0.000	674	0.014
		744	0.000	684	0.006			732	0.007	684	0.013
		746	0.000	694	0.005			738	0.257	694	0.006
		754	0.000	732	0.070			744	0.006	732	0.012
		914	0.000	738	0.004			746	0.014	738	0.035
		915	0.000	744	0.005			754	0.004	744	0.013
		917	0.000	746	0.005			914	0.006	746	0.009
		921	0.000	754	0.036			915	0.005	754	0.010
		922	0.000	914	0.006			917	0.006	914	0.015
		923	0.000	915	0.005			921	0.008	915	0.008
		944	0.567	917	0.014			922	0.011	917	0.016
		960	0.000	921	0.003			923	0.003	921	0.011
		962	0.000	922	0.002			944	0.050	922	0.007
		964	0.000	923	0.103			960	0.005	923	0.056
		968	0.000	944	0.004			964	0.008	944	0.013
				960	0.010			968	0.007	960	0.021
				962	0.010					962	0.010
				964	0.004					964	0.013
				968	0.003					968	0.069