Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-16

ハードペッグが財政規律に与える影響 : Synthetic Control Methods によるケーススタディ

江阪, 太郎
藤井, 隆雄

(Citation)
神戸大学経済学研究科 Discussion Paper,1814

(Issue Date)
2018

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81010189

ハードペッグが財政規律に与える影響：
Synthetic Control Methods によるケーススタディ

江阪 太郎
藤井 隆雄

March 2018

Discussion Paper No.1814

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

ハードペッグが財政規律に与える影響: Synthetic Control Methodsによるケーススタディ*

江阪太郎† 藤井隆雄‡

2018年3月

要旨

本稿では、ハードペッグから財政規律への因果効果を検証する。具体的には、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、通貨統合および公式のドル化政策等のハードペッグへの制度変更のケースを特定化し、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（SCM）を応用して、ケースごとのハードペッグのプライマリーバランスに与えるトリートメント効果を推定した。分析結果によれば、通貨統合は財政規律を高めている場合（例えば、ベルギー）もあれば、低下させている場合（例えば、ギリシャ）もあった。また、ドイツやフランスなどのように、通貨統合は財政規律にあまり影響を与えていない場合もあった。エクアドルは2000年に、エルサルバドルは2001年にそれぞれ公式のドル化政策を導入したが、エクアドルでは財政規律を高めているのに対し、エルサルバドルでは財政規律にあまり影響を与えていなかった。加えて、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、ハードペッグ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、1999年にユーロに通貨統合した10カ国では、一般的に言われているのとは逆に、1999年から2004年の期間、通貨統合は平均的に財政規律を高めていた。

Keywords: Exchange rate regimes, Hard pegs, Currency union, Dollarization, 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）。

†神戸市外国語大学, E-mail: tesaka@inst.kobe-cufs.ac.jp

‡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、通貨統合や公式のドル化政策などの厳格な固定相場制、いわゆるハードペッグの採用が財政規律にどのように影響を与えるのかを検証することである。1999 年に EU の 11 カ国が単一通貨ユーロを導入し通貨統合を行い、経済通貨同盟（EMU）に参加した。2001 年からはギリシャも EMU に参加した。その後、EMU へ参加する国が増加し、2018 年 1 月現在、EU の 19 カ国が EMU に参加している。欧州通貨統合が実現する前から、為替制度と財政規律の関係、特に通貨統合の財政規律への影響については、国際金融の重要なトピックのうちの一つであり、政策当局者や研究者によって議論されてきた。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って、「通貨統合を行うことにより各国の財政規律が悪化したのではないのか」という疑問が一般的に持たれるようなってきた。はたして、本当に通貨統合は財政規律を悪化させるのか。その財政規律への影響は各国で同じなのか、それとも異なるのか。

De Grauwe (2016) の『*Economics of Monetary Union*』によれば、理論的には、通貨統合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。EMU においては、加盟各国は自国通貨を廃止し、共通の単一通貨ユーロを導入して通貨統合を行うことにより、通貨主権を放棄し、完全に金融政策の独立性を失うことになった。このことにより、各国は様々な金融政策（例えば、中央銀行による国債購入や政府への資金の貸付および通貨発行利益の活用）を使用して財政赤字をファイナンスするができなくなるので、通貨統合は財政規律を高めると考えられる。つまり、通貨統合による金融政策の自由度の喪失から生じる制度的制約から財政規律が改善すると言える。

一方で、国内景気に対して、加盟各国は金融政策を使用できなくなったので、財政政策により依存する可能性がある。ユーロ圏においては、すでに完全に資本自由化が進んでいたので、財政赤字を穴埋めするための国債を外国（EMU 域内）から購入してもらうことが可能である。つまり、財政赤字を外国からの資本流入でファイナンスしてもらえれば、財政赤字を出し続けることも可能である。実際、通貨統合により、域内において為替リスクは完全になくなったので、外国資本の流入によって財政赤字をファイナンスしやすくなった（Hale and Obstfeld (2016)）。また、為替リスクがなくなった結果、各国の国債の利回りが低下し、国債発行による資金調達がしやすくなった。これらの理由から、通貨統合は財政規律を低下させると考えられる。

欧州通貨統合が実現する前から欧州委員会は、通貨統合による財政規律の悪化を懸念していた。そこで、マーストリヒト条約の経済収斂条件の中には、①総合収支における財政赤字を GDP 比で 3%以内にすること、②政府債務を GDP 比で 60%以内にすることが明記され、通貨統合の前段階ですでに厳格な財政ルールが導入されていた。また、マーストリヒト条約において、ERM の加盟国の財政が悪化して、財政・債務危機が発生しても、加盟国は救済しないという救済禁止条項（no-bailout clause）もすでにあった（De Grauwe (2016)）。通貨統合後に、マーストリヒト条約における財政ルールを引き継いだのが、1997 年に採択された安定成長協定（Stability and Growth Pact (SGP)）である。つまり、財政規律の維持のために、通貨統合前から明確な財政ルールが導入されていて、通貨統合後にもそれが引き継がれていた。

しかし、安定成長協定における財政ルールや救済禁止条項があるにも関わらず、ユーロ参加国の中には、通貨統合によって財政規律が低下する可能性がある。EMU の参加国内では、通貨統合によって貿易取引、特に資本取引が活発に行われるようになり、経済相互依存関係がより緊密になっている。そのような状況下で、もしある国が財政危機になれば、他の国にも多大な影響が及ぶので、たとえ事前的に救済禁止条項があって救済しないことが決まっていたとしても、事後的に財政危機が起こったときには、財政危機が発生している国を救済した方が加盟国にとって良い状況になることがある。つまり、通貨統合には動学的不整合性の問題がある。このことを理解している国があれば、もし放漫財政によって財政危機が発生しても、他の加盟国からの救済を受けられると考え、財政規律を悪化させる国があることは否定できない。いわゆる、モラルハザード問題によって、通貨統合は財政規律を低下させる可能性がある（De Grauwe (2016)）。

上記のように、理論的には、ユーロによる通貨統合は財政規律を高める場合もあれば、財政規律を低下させる場合も考えられる。また、通貨統合による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、通貨統合の効果がないように見える場合も考えられる。そこで、本稿では、EMU に参加している 11 カ国のケース（オーストリア、ベルギー、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、フィンランド、ギリシャ、アイルランド、ポルトガル、スペイン）について、それぞれ通貨統合から財政規律への因果効果を実証的に解明する。

通貨統合だけではなく、公式のドル化政策もハードペッグに属するものである。公式のドル化政策とは、自国通貨を廃止し、一方的に外国通貨を法定通貨と定める為替制

度である。この制度は一方的に外国通貨を導入して通貨統合を行っているので、片務的な通貨同盟（Unilateral Currency Union）と解釈できる（Fatás and Rose (2001)）。近年、公式のドル化政策を採用したケースとしては、2000 年のエクアドルと 2001 年のエルサルバドルが挙げられる。これらの国は、自国通貨を廃止し、一方的に米ドルを法定通貨として定めているので、通貨主権および通貨発行利益を失い、金融政策の独立性を完全に喪失したことなる。これにより、財政赤字をファイナンスするために様々な金融政策を使うことができなくなるので、公式のドル化政策は財政規律を高めると考えられる。つまり、通貨統合と同様に、金融政策の自由度の喪失から生じる制度的制約から財政規律が改善すると言える。

一方で、国内景気に対して、金融政策は使用できなくなるため、財政政策により依存する可能性がある。財政赤字を穴埋めするためには国内または外国から資金を融資してもらわなければならないが、国内の金融システムが未発達の場合は、政府は国内からは資金を十分に借りることができない。また、資本規制を行っている場合は、外国からの資本流入で財政赤字をファイナンスすることはできない。ゆえに、資本規制下のドル化政策は、財政規律を高めると考えられる。

これに対して、資本自由化を行っている場合では、ドル化により為替リスクはなくなるので、外国から資金を集めやすく、財政赤字をファイナンスすることができる。すなわち、資本自由化の下でのドル化政策は、金融政策の独立性の喪失による財政規律の改善（プラス効果）と、資本流入による財政赤字のファイナンスによって生じる財政規律の悪化（マイナス効果）が考えられる。ただし、資本自由化の下で、もし外国からの資本流入で放漫財政を続けていくと、投資家が債務の維持可能性に疑問を持ち投資資金を一気に引き上げるリスクが高まるので、このことを政策当局者が理解していれば、財政規律が高まる（プラス効果）と考えられる。このように、資本自由化の下でのドル化政策は財政規律に対して、プラスとマイナスの効果があるので、それらが相殺して、ドル化政策は財政規律に影響を与えていないように見える可能性もある。なお、ドル化政策では、通貨統合と違って、モラルハザード問題が起こる可能性は低い。なぜなら、財政危機が起こっても他国から救済してもらえる可能性が低いからである。そこで本稿では、上記の理論的見解に基づいて、エクアドルとエルサルバドルが資本規制下でドル化政策を採用したのか、資本自由化の下でドル化政策を採用したのかを区別して、それぞれのケースにおいて公式のドル化政策の財政規律に与える影響を検証する。

為替制度と財政規律に関する先行研究では、固定相場制と変動相場制を比較して、どちらが財政規律を高めるのかを分析することが主に行われてきた。コンベンショナルな考え（Conventional wisdom）では、固定相場制の方が変動相場制に比べて財政規律を有していると言われている（例えば、Aghevli et al. (1991)、Giavazzi and Pagano (1988)、Kim (2003)）。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、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。このことを回避するために、政策当局者には規律のある財政政策を採用するインセンティブがある。しかし、通貨統合や公式のドル化政策を採用している国では、自国通貨を廃止しているので、為替リスクがなく、通貨危機の発生リスクもなくなるので、為替市場から政策当局者への規律付けのインセンティブは働かない。ただし、もし外国からの資本流入で放漫財政を続けていくと、投資家が債務の維持可能性に疑問を持ち投資資金を一気に引き上げるリスクが高まる。つまり、債務危機のリスクと資本流出リスクが高まるので、このことを政策当局者が回避しようとすれば、財政規律が高まると考えられる。

コンベンショナルな考えに対して、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。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。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、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と考えられる。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)、Duttagupta and Tolosa (2006)、El-Shagi (2011)、Vuletin (2013)、Jalles et al. (2016)）。この理論を応用すると、通貨統合とドル化政策を採用している国は、自国通貨を廃止して為替リスクがない状況であり、（これらの制度をやめて自国通貨を新たに導入するまでは）自国通貨の大幅な減価は起こりようがない。よって、市場から政策当局者への規律付けは働かなくなるので、通貨統合とドル化政策などのハードペッグは他の制度に比べて、財政規

律が悪化すると言える。

上記のように、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。よって、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と言える。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プーリング回帰モデルやダイナミック・パネルモデルを含む固定効果モデルを用いて推定している（例えば、Fatás and Rose (2001)、El-Shagi (2011)、Vuletin (2013)、Jalles et al. (2016)、Chowdhury et al. (2016)）。しかしながら、これらの研究は、為替制度から財政規律への因果効果を正しく識別する能力が欠如している。なぜなら、第一に、これらは因果分析というよりは、相関分析であるからである。第二に、為替制度を表すダミー変数の係数は、推定式の定式化や推定方法の違いによって変わることがよく見られる。第三に、為替制度選択の self-selection 問題などの本質的な内生性問題はほとんど考慮されていない [1]。また、これらは平均的な効果を捉えることができるかもしれないが、効果の異質性を捉えることはできない。

以上の点を踏まえて、本稿では、因果推論の観点から、通貨統合や公式のドル化政策などのハードペッグ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ハードペッグ以外の為替制度からハードペッグへの変更のケースを特定化し、②実際にハードペッグ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、ハードペッグの 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、ハードペッグ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、ケースごとのハードペッグの PB に与えるトリートメント効果を推定する。

[1] 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、操作変数法は回帰式の定式化問題がある。

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、ハードペッグへ制度変更した国の反実仮想のアウトカム（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。そこで SCM を用いることによって、ハードペッグの PB に与えるトリートメント効果を推定することでき、ハードペッグの財政規律への因果効果を識別できる。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、特定化したハードペッグへの制度変更の効果をケースごとに分析できる。よって、ケースごとの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、ハードペッグ以外を採用していた国（ドナープール国）の PB の加重平均から作成され、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、ハードペッグ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、それが時変的に扱われている。ゆえに、ハードペッグ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、ハードペッグの PB に与える平均トリートメント効果を推定する。具体的には、SCM から得られた EMU に参加した 11 カ国のデータを用いて、通貨統合の財政規律に与える平均トリートメント効果を推定する。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。Athey and Imbens (2017) と 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ハードペッグの 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、通貨統合は財政規律を高めている

場合（例えば、ベルギー）もあれば、低下させている場合（例えば、ギリシャ）もあった。また、ドイツやフランスなどのように、通貨統合は財政規律にあまり影響を与えていない場合もあった。第二に、2000 年のエクアドルのドル化政策は財政規律を高めているのに対し、2001 年のエルサルバドルのドル化政策は財政規律にあまり影響を与えていなかった。第三に、1999 年にユーロに通貨統合した 10 カ国では、一般的に言われているのとは逆に、1999 年から 2004 年の期間、通貨統合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 を用いてハードペッグの 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、ハードペッグの 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、通貨統合や公式のドル化政策などのハードペッグ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 (以下、SCM) を用いる [2]。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)、Billmeier and Nannicini (2013)、Cavallo et al. (2013)、Jinjarak et al. (2013)、Bohn et al. (2014)、Ando (2015)、Koehler and König (2015)、El-Shagi et al. (2016)、Hope (2016)、Gardeazabal and Vega-Bayo (2017)、Saia (2017)）。

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。すなわち、Abadie et al. (2010) が示しているように、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ハードペッグ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

[2] 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。

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 国がもしハードペッグ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[3]。

2.1 Synthetic Control Methods (SCM)

今、1 期から T 期 (t=1, $\cdots$, T_0, T_0+1, $\cdots$, 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、中間的な為替制度および通常の固定相場制からハードペッグに変更し、T 期までハードペッグ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 期までハードペッグ以外の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（本稿ではハードペッグへの変更）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（本稿ではハードペッグ以外の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、$t \in \{1, \cdots T_0\}$ においては、$Y_{it}^I = Y_{it}^N$ が成立する。Y_{it} を

$$
\begin{aligned}
Y_{it} &= D_{it}Y_{it}^I + (1-D_{it})Y_{it}^N. \\
D_{it} &= \begin{cases} 1 & \text{if } i=1 \text{ and } t > T_0 \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}
\end{aligned}
$$

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。

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

[3]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。

ここで、η_t は未知の共通因子、θ_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、λ_t は $1 \times F$ の観測されない共通因子ベクトル、μ_i は $F \times 1$ の因子負荷量 (factor loadings) ベクトルであり、ϵ_{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、$T_0 + 1$ 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 $j = 2, \cdots, J+1$ にとって、$w_j \geq 0$ であり、$w_2 + w_3 + \cdots + w_{J+1} = 1$ 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。

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

ここで、$\boldsymbol{W}$ は $\boldsymbol{W} = (w_2, \cdots, w_{J+1})'$ の $J \times 1$ ベクトルであり、$\boldsymbol{V}$ は $k \times k$ の対称な半正値定符号行列 (symmetric and positive semidefinite matrix) である [4]。また、$\boldsymbol{X}_1$ 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、$\boldsymbol{X}_0$ 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 [5]。

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

[4] $\boldsymbol{V}$ 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。

[5] 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 V に依存するため、$W^*(V)$ となる。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 V を決めてからウエイトを計算し、そのウエイトを使って再度 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。

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 [6]。

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。

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

本稿の分析では、この DID 推定値は、年平均のハードペッグの 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、ハードペッグの 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 推定値によるハードペッグ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 [7]。一つ目は、Bohn et al. (2014)

[6] 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。

[7] 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。

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。ある A 国が 2000 年にハードペッグ以外の為替制度からハードペッグに変更したケースで、そのドナープール国が 30 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 30 カ国（ハードペッグ以外の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）29 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 [8]。この作業を 30 カ国ごとに繰り返し行うことによって、30 個の偽物の介入効果を作成する。次に、実際にハードペッグを採用した A 国の DID 推定による介入効果をその 30 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することにより、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 [9]。

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

ケースごとに SCM を用いて synthetic の PB を推定しているので、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、ハードペッグへの変更前（$t - 5$ 期から $t - 1$ 期）には 0 を、ハードペッグへの変更後（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。ϵ_{it} は誤差項であり、推定する係数は α, β, γ, δ であり、t は時点を表している。

ここで注目するべきなのは、DID 推定値を表している係数 δ である。もちろん、(1) 式の DID 推定値と (2) 式の係数 δ 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、ハードペッグの PB に与えるトリートメント効果の統計的有意性を直

[8] 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、実際にハードペッグ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。

[9] 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。

接的に知ることができる。

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 1 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　ハードペッグへの制度変更のイベントの識別

SCM を用いて、ハードペッグの 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、中間的な為替制度および通常の固定相場制からハードペッグ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。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 band that is narrower than or equal to +/-2%、(9) pre announced crawling band that is wider than or equal to +/-2%、(10) *de facto* crawling band that is narrower than or equal to +/-5%、(11) moving band that is narrower than or equal to +/-2%、

(12) managed floating、 (13) freely floating、(14) freely falling に分類している [10]。

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) と (2) のカテゴリーをハードペッグ、(3) と (4) のカテゴリーを通常の固定相場制、(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 [11]。

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、中間的な為替制度および通常の固定相場制からハードペッグへの制度変更のイベントがあった」と定義する。

① ハードペッグへの変更前の 5 期間（最低でも 4 期間）、変動相場制、中間的な為替制度および通常の固定相場制を採用し続けていて、ハードペッグを一度も採用していなかったケース。

② ハードペッグへの変更後の 5 期間（最低でも 4 期間）、ハードペッグを採用し続けていたケース。

③ ハードペッグへの変更前の 5 期間（最低でも 4 期間）と変更時点および変更後の 5 期間（最低でも 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 2 は、1994 年から 2006 年の期間で、変動相場制、中間的な為替制度および通常の固定相場制からハードペッグへの制度変更のイベントを示している。ハードペッグへの制度変更のイベントは 18 ケースある。その内、11 ケースはユーロへの通貨統合

[10] 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。

[11] 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。

であり、2 ケース（エクアドルとエルサルバドル）は公式のドル化政策の採用であり、残りの 5 ケースは Pre-announced peg の採用である。18 ケースごとに、SCM を用いて、ハードペッグの 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、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。

ハードペッグへの変更後 5 年以内に再び変動相場制、中間的な為替制度および通常の固定相場制に戻るケースを除外することによって、ハードペッグの PB に与える影響を正確に捉えることができる。なぜなら、ハードペッグに変更後すぐにまた元の制度に戻る場合は、ハードペッグの採用が PB の変化の要因かどうか正確に計れないからである。

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直接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 [12]。

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、ハードペッグ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、Chowdhury et al. (2016)、

[12] 各イベントにおいて、ハードペッグへの変更前期間を 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、第 5 節では、ハードペッグ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。

Combes et al. (2017)）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 [13]。(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 [14]。また、Billmeier and Nannicini (2013)、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。

ハードペッグ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、ハードペッグ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、実際にハードペッグへ変更した国が、もしハードペッグ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 年でもハードペッグを採用した国は入れてはいけない。

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、中間的な為替制度および通常の固定相場制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。そこで、ケースごとに 11 年の分析期間

[13] エクアドルの 2000 年のドル化政策、スワジランドの 1995 年の Pre-announced peg 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ので、このデータを使用していない。

[14] Abadie et al.(2010, 2011)、Lee (2011)、Billmeier and Nannicini (2013) 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。そこで本稿では、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。なお、外貨準備高を予測因子に含めた分析も行ったが、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。

があり、ハードペッグへ制度変更した 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 を用いてハードペッグの 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、ケースにごとに synthetic control（反実仮想）の PB を推定する。次に、正確に synthetic control 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。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。この問い対して、Abadie et al.(2010, 2015) 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 3 は、各ケースのハードペッグへの変更前期間の PB に対する MSPE を示している。この表から、ベネズエラとスリナムの MSPE が 3 より大きいので、制度変更前期間、実際の PB と反実仮想の PB がフィットしていない。よって、これらのケースは以下の分析では除外し、残りの 16 ケースについて分析する。

各ケースにおけるハードペッグの 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。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 [15]。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%）

[15] 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。

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想の 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。そこで、二つの手法を補完的に使用しながら、ハードペッグのトリートメント効果の統計的推論を行っていく。

ハードペッグから PB への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)、Combes et al. (2017)）。もしハードペッグへの変更と同時に財政ルールが導入されていたならば、ハードペッグが PB を改善させたとしても、それはハードペッグの効果なのか、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（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、ハードペッグの PB に与える因果効果を識別する [16]。

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、ハードペッグの 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ハードペッグの 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）の下でのハードペッグの 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

[16] 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に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、ハードペッグの PB に与える因果効果を精緻に識別している。

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、右図の実線はトリートメント効果の大きさを表しているので、この実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、実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　ハードペッグ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、中間的な為替制度および通常の固定相場制からハードペッグへの制度変更が 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。まず、11 ケースは欧州の EMU に参加したケースなので、はじめに、これらのケースをまとめて分析する [17]。次に、ドル化政

[17] データの制約上、ルクセンブルグは分析から除外した。

策を導入したエクアドルとエルサルバドルのケースを分析し、最後に、Pre-announced peg を採用した 3 ケースを取り上げる。なお、付録 1 より、ここでの 16 ケースは、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ので、政治体制の変化による PB への影響は排除できる。

4.1 ユーロによる通貨統合の財政規律に与える影響

SCM の分析結果を示している表 4 と図 1 を用いて、EMU に参加した 11 カ国のケースにおいて、通貨統合への制度変更が PB にどのように影響を与えていたのかを分析する。なお、EMU 参加国はすでに資本自由化を行っていたので、資本自由化の下での通貨同盟を採用したことになる。付録 1 に示しているように、財政規律の維持のために、通貨統合前からマーストリヒト条約の経済収斂条件で明確な財政ルールが導入され、安定成長協定によって通貨統合後にもそれが引き継がれていたので、本稿の分析期間においては、財政ルールの導入や変更による PB への影響は小さいと考えられる。よって、EMU の PB への効果を正しく識別できると言える。

ベルギー：通貨統合の PB に与えるトリートメント効果は、制度変更後から上昇し、2001 年から 2004 年まで 5%を超える水準で推移している。DID 推定値から得られる年平均のトリートメント効果は 5.25%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.069、DID 推定式からの p 値は 0.006 である。ゆえに、ベルギーの 1999 年の EMU への参加は財政規律を有意に高めていた。

フィンランド：通貨統合の PB に与えるトリートメント効果は、制度変更後から上昇し、2000 年から 2004 年まで 3%前後で推移している。年平均のトリートメント効果は 2.77%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.176、DID 推定式からの p 値は 0.278 である。ゆえに、フィンランドの 1999 年の EMU への参加は、統計的有意性は一般的な水準からは低いものの、財政規律を高めていたように見える。

アイルランド：通貨統合の PB に与えるトリートメント効果は、制度変更後はマイナスになっているが、その後は上昇し、2000 年から 2004 年までは 3%前後で推移している。年平均のトリートメント効果は 2.15%ポイン

トであり、プラセボテストからのp値は0.296、DID推定式からのp値は0.247である。ゆえに、アイルランドの1999年のEMUへの参加は、統計的有意性は一般的な水準からは低いものの、財政規律を高めていたように見える。

ギリシャ：ギリシャは2001年にEMUに参加した[18]。通貨統合のPBに与えるトリートメント効果は、2001年と2002年にはマイナス1%程度でそれほど悪化していなかったが、2003年から急激に悪化し、2003年から2006年まではマイナス5%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0.056、DID推定式からのp値は0.001である。ゆえに、ギリシャの2001年のEMUへの参加は財政規律を有意に低下させた。つまり、ギリシャは、もしユーロに通貨統合をしなかった場合に比べて、実際に通貨統合を行ったことにより、PBを年率3.44%も悪化させていた。このことは、De Grauwe (2016)が指摘しているように、通貨統合のモラルハザード問題によって、ギリシャは財政規律を低下させたと考えられる。

オランダの通貨統合のPBに与えるトリートメント効果は、2000年からマイナスになり、2004年までマイナス2%前後で推移している。DID推定値から得られる年平均のトリートメント効果はマイナス1.50%ポイントであるが、統計的有意性は低い。イタリアの通貨統合の年平均のトリートメント効果はマイナス0.72%ポイント、ポルトガルの年平均のトリートメント効果はマイナス0.74%ポイント、オーストリアの年平均のトリートメント効果はマイナス0.25%ポイントであるが、統計的に有意ではない。

EMUの中心国であるドイツとフランスは、2003年の財政赤字の対GDP比が安定成長協定で定める3%を超えた。この二国は通貨統合によって本当に財政規律が低下したのか。ドイツの通貨統合のトリートメント効果は、2000年に2%、2001年にマイナス1.5%であったが、2002年から2003年は、ほぼゼロであった。年平均のトリートメント効果は0.57%ポイントであるが、統計的に有意ではない。フランスのトリートメント効果は、1999年から2002年まではプラス、2003年から2004年まではマイナスであるが、いずれの効果も1%未満であった。年平均のトリートメント効果は、ほぼゼ

[18] IRR (2011)では、ギリシャは1999年に通貨同盟に参加したと分類されているが、本稿では、史実に基づき、2001年にEMUに参加したとして分析を行った。

ロである。よって、ドイツとフランスは、通貨統合によって財政規律を低下させてはいなかった。

以上より、EMU に参加した 11 ケースにおいては、ベルギーは財政規律を有意に高めていた。また、フィンランドとアイルランドは財政規律を高めていたように見える。一方、ギリシャだけは財政規律を有意に悪化させていた。他の 7 カ国では、通貨統合が財政規律にあまり影響を与えていなかったように見える。よって、ギリシャを除く 10 カ国では、一般的に言われているように、通貨統合は各国の財政規律を低下させたという事実はないと言える。

4.2 ドル化政策の財政規律に与える影響

SCM の分析結果である表 4 と図 1 を用いて、エクアドルとエルサルバドルの 2 カ国のケースごとに、公式のドル化政策への制度変更が PB にどのように影響を与えていたのかを分析する。

エクアドルでは、1990 年代後半、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増加し、2000 年から 2004 年まで 3%前後で推移している。年平均のトリートメント効果は 2.34%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.171、DID 推定式からの p 値は 0.021 である。

エクアドルでは、2003 年より財政ルールが導入され、また 2004 年より資本規制を緩めて資本自由化を進めていたので、資本規制下のドル化政策の効果を識別するために、分析期間を 2002 年までとして、トリートメント効果を推定した。その結果、DID 推定値は 2.68%ポイント（p 値は 0.043）であったので、エクアドルの 2000 年のドル化政策の採用は実質的に財政規律を高めていたと言える。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、財政赤字を各種の金融政策を用いてファイナンスすること、また資本規制を課していたため、外国からの資本流入でも財政赤字をファイナンスすることが容易ではないので、財政赤字をファイナンスすることができなくなり、この制度的な制約から財政規律が高まったと考えられる。

エルサルバドルは2001年にドル化政策を採用している。2000年には資本規制を撤廃し完全に資本自由化を行っているので、資本自由化の下でのドル化政策が採用されたことになる。エルサルバドルのトリートメント効果は2002年にはプラスであったが、それ以外の期間はマイナスであった。年平均のトリートメント効果はマイナス0.59%ポイントであり、プラセボテストからのp値は0.333、DID推定式からのp値は0.593であるので、統計的に有意ではない。ゆえに、エルサルバドルのドル化政策は財政規律に影響を与えていないように見える。

4.3 Pre-announced pegの財政規律に与える影響

Pre-announced pegとは、固定レートを事前に公表して、そのレートを維持する固定相場制である。Reinhart and Rogoff (2004)では、ハードペッグに分類されているが、IMFやFischer (2001)の分類では、通常の固定相場制（conventional pegged arrangement）に分類されている。

> **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ギットも投機攻撃を受け、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す結果となった。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リンギットに固定するPre-announced peg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[19]。IRR (2011)では、1999年に変動相場制からPre-announced pegへ変更したとしている。マレーシアのPre-announced pegの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2004年までマイナス5%前後で推移している。DID推定値からの年平均のトリートメント効果はマイナス4.30%ポイントで非常に大きく、プラセボテストからのp値は0.071、DID推定式からのp値は0.003である。マレーシアでは、1998年9月に固定相

[19]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。

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、財政規律を有意に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 が悪化したと考えられる。コンベンションな考えでは、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。よって、市場から政策当局者への規律付けは働きづらくなり、財政規律を低下させると言える。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。

ホンジュラスは、2005 年に Pre-announced peg に制度変更したが、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。IRR (2011) によれば、スワジランドは 1995 年 3 月に自国通貨リランゲニを南アフリカランドに等価（1 ランド＝1 リランゲニ）にする固定相場制を採用した。スワジランドでは、南アフリカランドが等価で流通しているので、ランド圏に属していると考えられる。Pre-announced peg のトリートメント効果は、1995 年はプラスであったが、以後はマイナスになり、1996 年にはマイナス 7%、2000 年にはマイナス 8%であった。年平均のトリートメント効果はマイナス 3.43%ポイントであり、プラセボテストからの p 値は 0.103、DID 推定式からの p 値は 0.291 である。スワジランドでは、もともと資本規制を課していたが、1996 年から 2000 年まで資本規制をより強化している。このことは、マレーシアのケースと同じで、資本規制下での Pre-announced peg の採用が、財政規律を低下させているようである。

4.4 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) 世界金融危機の影響、(2) アジア通貨危機の影響、(3) ギリシャの通貨統合において実際の制度変更の

時点より前に制度変更があったと仮定、(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、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、このことがハードペッグ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、ホンジュラスの分析対象期間を 2008 年までとして DID 推定を行った。その結果、ホンジュラスにおける Pre-announced peg のトリートメント効果は 0.35%ポイントであり、p 値は 0.883 であったので、統計的に有意ではなく、ベンチマークの結果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。

第二に、アジア通貨危機の影響を受けて、各国の PB が悪化している可能性がある。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 Pre-announced peg 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 Pre-announced peg を採用したことが主な原因であり、Pre-announced peg 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。

第三に、ギリシャのケースにおいて、実際の制度変更の時点より前に制度変更があっ

たと仮定してSCMを用いて分析を行った。なぜなら、本稿では、史実に基づいて、ギリシャは2001年にEMUに参加したとして分析したが、IRR (2011) では、1999年に通貨同盟に参加したと分類されているからである。そこで、IRR (2011) に基づいて、ギリシャが1999年に通貨同盟に参加したと仮定して、SCMを用いて通貨統合のトリートメント効果を推定した。MSPEは0.0000であり、制度変更前期間の実際のPBとsynthetic controlのPBは同じであったので、推定した反実仮想のPBの信頼性が高いと言える。図3より、通貨統合のPBに与えるトリートメント効果は、1999年から2002年まではマイナス0.5%以下であったが、2003年から急激に悪化し、2003年にマイナス5%、2004年にはマイナス6%になった。このトリートメント効果の推移は、ベンチマークの結果とほとんど同じであった。DID推計値による年平均のトリートメント効果はマイナス1.95%ポイントであり、p値は0.138であった。ベンチマークの結果に比べて、効果の大きさも統計的有意性も低下している。この理由は、2001年に通貨統合したとして分析したベンチマークの結果は2003年から2006年の大きなマイナスのトリートメント効果を捉えているのに対し、1999年に通貨統合したと仮定して分析した結果は2003年と2004年のマイナス効果しか捉えていないからである[20]。以上より、ギリシャは実際に2001年にEMUに参加したとして分析した方が、ギリシャの通貨統合のPBに与えるトリートメント効果を正確に推定することができ、2001年の通貨統合によって財政規律が有意に悪化したことを確認できる。

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に限定して、p値を計算し統計的推論を行った。表4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5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[21]。

[20] 1999年にEUの11カ国がEMUに参加し実際にユーロへの通貨統合が実現したことにより、ギリシャでは通貨統合への機運が高まっていた。また、ギリシャはすでにEMUに参加する準備を進めていたので、2001年に実際に通貨統合する前に、EMUに参加することによる期待効果がPBに影響を与えていた可能性がある。しかし、1999年に制度変更があったと仮定して分析したSCMの結果は、2001年の実際のEMUへの参加前の1999年と2000年において、実際のPBと反実仮想のPBはほとんど同じであった。これより、2001年のギリシャのEMUへの参加前に、通貨統合のPBへの期待効果はなかったと言える。

[21] 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。

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

ハードペッグ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。ユーロへの通貨統合は財政規律を改善させるのか、悪化させるのか。第 4 節の分析結果では、通貨統合やドル化政策などのハードペッグ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、ハードペッグの財政規律に与える平均的な影響は、今まで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、ハードペッグ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　ハードペッグの平均トリートメント効果

はじめに、ハードペッグの平均トリートメント効果の推移を図で表示し、次に、その効果を DID 推定式から統計的に分析する。図 4 の (A) の左図は、通貨統合、ドル化政策、Pre-announced peg の 16 ケースの SCM の分析結果から得られた、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 期でハードペッグへ制度変更があったことを示している。図 4 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、ハードペッグの 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 4 の (A) より、制度変更前期間では、実際の PB の平均値と synthetic control 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。ハードペッグへの変更後は、平均トリートメント効果はプラスになったりマイナスになったり非常に不安定で、プラス・マイナスで効果を相殺していて、またそれは、マイナス 0.8%からプラス 0.7%の狭い幅で変化している。ゆえに、16 カ国のハードペッグの財政規律への効果は平均的にはほとんどないように見える。

こ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、

ハードペッグの平均トリートメント効果を推定する。

$$d_{it} = \alpha + \beta Treatment_After_{it} + \gamma_i + \epsilon_{it}. \tag{3}$$

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、ハードペッグへの変更前（$t-5$ 期から $t-1$ 期）には 0 を、ハードペッグへの変更後（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。 γ_i はケース（国）の固定効果であり、ϵ_{it} は誤差項である。推定する係数は、 α と β 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 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（実際にハードペッグに変更したケース）と②コントロール・グループ（実際にはハードペッグに変更しているが、もしもハードペッグ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（$d_{i,t}$）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ハードペッグ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、β が DID 推定値である。つまり、β はハードペッグの 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 [22]。よって、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ハードペッグの PB に与える因果効果を捉えることができると言える。

[22] 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、ハードペッグ以外の制度を採用していた時の PB とハードペッグ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。

表 6 の (A) は、(3) 式を用いて推定したハードペッグの PB に与える平均トリートメント効果を示している。（3）式の推定においては、①プーリング回帰（Pooled、標準誤差は robust SE）、②国の固定効果を考慮した最小二乗ダミー変数法（LSDV、標準誤差は robust SE）、③国の固定効果を考慮したグループ内推定（within estimator、標準誤差はクラスターロバスト標準誤差（cluster-robust SE））の三つの方法を用いた。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 173 で、クラスター（国）が 16 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。

表 6 の (A) は、(3) 式を用いて推定した 16 カ国のハードペッグの平均トリートメント効果を示している。すべての推定法において、平均トリートメント効果はゼロに近く、統計的に有意ではなかった。ゆえに、ハードペッグは平均的に財政規律に影響を与えていないと言える。ただし、この分析結果は注意が必要である。なぜなら、通貨統合やドル化政策以外に、Pre-announced peg を採用した 3 カ国（ホンジュラス、マレーシア、スワジランド）が含まれているからである。これらはいずれも、資本規制の下で固定相場制を採用しているので、金融政策の自由度があるのに対し、ユーロに通貨統合した国やドル化政策を導入した国は完全に金融政策の自由度を喪失している。つまり、IMF や Fischer (2001) の分類によれば、Pre-announced peg は本質的にハードペッグではない。そこで、Fischer (2001) の分類に従って、ドル化と通貨統合（カレンシーボードは本稿の分析にはない）をハードペッグと定義し、これらの制度を採用した 13 ケースの平均トリートメント効果も推定した（効果の推移は図 4 の (B) 参照）。表 6 の (B) より、国の固定効果を考慮した LSDV での分析結果では、平均トリートメント効果は 0.54%ポイントであり、有意水準 5%で統計的に有意であった。しかし、クラスターロバスト標準誤差を用いた場合は、統計的有意性が大きく低下した。ゆえに、

通貨統合とドル化政策を採用した 13 カ国の場合、ハードペッグ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たとは言えない。

5.2　欧州通貨統合による平均トリートメント効果

2010 年のギリシャ発の欧州債務危機の経験より、欧州の EMU は各国の財政規律を悪化させたのではないのかと政策当局者や経済学者の間で頻繁に議論されている。第 4 節では、EMU に参加した国（11 ケース）ごとに、通貨同盟の財政規律に与える影響を分析した。その結果、ベルギーのように財政規律を有意に高めている国もあれば、ギリシャのように財政規律を大幅に低下させている国もあった。ここでは、EMU 参加による PB への平均トリートメント効果を推定することによって、平均な意味での、EMU の財政規律に与える影響を検証する。

図 4 の (C) は、EMU に参加した 11 カ国（オーストリア、ベルギー、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、フィンランド、アイルランド、ポルトガル、スペイン、ギリシャ）における実際の PB の平均値と synthetic control の PB の平均値の推移を示している。また、図 4 の (D) は、ギリシャを除く 10 カ国のそれぞれの PB の平均値の推移を示している。ギリシャを除いて分析する理由は、主に二つある。第一に、ギリシャ以外の 10 カ国は 1999 年に EMU に参加したのに対し、ギリシャは 2001 年に EMU に参加したからである。よって、0 期は 1999 年であり、t+5 期は 2004 年となり、期間を特定化して分析することができる。第二に、第 5 節のケーススタディより、ギリシャだけが通貨統合によって財政規律を有意に低下させていたので、ギリシャ以外の国々では、通貨統合によって財政規律を平均的に高めていた可能性があるからである。このことを検証するために、ギリシャを除いた 10 カ国で分析を行う。

ユーロ圏に参加した 11 カ国とギリシャの除く 10 カ国の場合ともに、実際と反実仮想の PB は良く似た動きをしている。通貨統合の当初から、実際の PB は反実仮想の PB より良くなっていて、平均トリートメント効果は 3 期までは時間が経つにつれて大きくなっている。11 カ国と 10 カ国の場合の平均トリートメント効果の違いは、主に二つある。第一に、11 カ国に比べて、10 カ国の方が、全期間を通してプラスの値が大きい。例えば、3 期目において、11 カ国の場合は 1.1%であるが、10 カ国の場合は 1.7%である。第二に、11 カ国の場合は、5 期目に効果がマイナスになっているのに対して、10 カ国の場合は 5 期目もプラスであり、通貨統合後の期間、もし通貨統合をし

なかった場合に比べて、平均的に PB は改善していたと言える。

表 6 の (C) はユーロに参加した 11 カ国における通貨統合の PB に与える平均トリートメント効果を示している。国の固定効果を考慮した LSDV で分析を行った結果、平均トリートメント効果は 0.48%ポイントであり、有意水準は 11%であった。しかし、ブートストラップ法のクラスターロバスト標準誤差を用いた場合は、標準誤差は大きくなり、統計的有意性が大きく低下した。ゆえに、ユーロに参加した 11 カ国の場合、通貨統合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たとは言えない。

表 6 の (D) はギリシャを除く 10 カ国における通貨統合の PB に与える平均トリートメント効果を示している。国の固定効果を考慮した LSDV で分析を行った結果、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。ブートストラップ法のクラスターロバスト標準誤差を用いた場合は、統計的有意性が低下したものの、有意水準は 14%であった。

以上より、ユーロに参加したギリシャを除く 10 カ国の場合、通貨統合の PB に与える平均トリートメント効果は 0.89%ポイントであり、ギリシャを含めた 11 カ国の場合に比べて、0.4%ポイントも効果が大きい。よって、ギリシャを除く 10 カ国では、1999 年から 2004 年の期間、もしユーロに通貨統合しなかった場合に比べて、通貨統合をしたことにより年平均で PB が 0.89%ポイント改善していることを示している。有意水準は 14%で一般的な有意水準（10%）より低いが、通貨統合は平均的に財政規律を悪化させることはなく、むしろ財政規律を高めていたと言える。

6　結論

本稿では、IRR (2011) の実際の為替制度データを用いて、通貨統合および公式のドル化政策などのハードペッグへの制度変更のケースを特定化し、反実仮想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、ケースごとにハードペッグの PB に与えるトリートメント効果を推定した。為替制度と財政規律の関係性については、古くから研究されている重要なテーマであるが、従来の研究は因果推論の観点から考えると、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、ハードペッグを採用した国がもしハードペッグ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（synthetic control）を制度変更前期間の実際の PB と同じ

あるいはできる限り近い値になるようにdata-drivenでドナープール国のPBの加重平均値で構築し、制度変更後の現実値と反実仮想値との差であるトリートメント効果を推定している。よって、因果推論に基づいた、ハードペッグから財政規律への効果の検証が可能となっている。

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、ハードペッグ（通貨統合）のPBに与える平均トリートメント効果も推定した。このDID分析では、政策を行った国のPBとその反実仮想値を用いて、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ハードペッグのPBに与える平均的な因果効果を捉えることができる。すなわち、この分析を行うことにより、平均的な意味でのハードペッグの財政規律への因果効果を知ることができ、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ようになった。

本稿の分析結果によれば、ユーロへの通貨統合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年のベルギーの通貨統合は財政規律を有意に高めていたが、2001年のギリシャの通貨統合は財政規律を有意に低下させていた。また、ドイツやフランスなどのように、通貨統合は財政規律にあまり影響を与えていない場合もあった。また、ギリシャを除く1999年にユーロに通貨統合した10カ国でみた場合、一般的に言われているのとは逆に、1999年から2004年の期間、通貨統合は平均的に財政規律を高めていた。

通貨統合による財政規律の悪化を懸念して、欧州委員会はユーロに通貨統合する前からマーストリヒト条約の経済収斂条件やそれを引き継いだ安定成長協定によりEMU加盟（予定）国に厳格な財政ルールを課していた。1999年にEMUに加盟した10カ国では、通貨統合によって財政規律が有意に低下した国はなく、むしろ財政規律を高めていたので、通貨統合の財政規律へのモラルハザード問題は生じていなかった。しかし、2001年にユーロに通貨統合したギリシャは、このモラルハザード問題が原因で、財政規律を有意に低下させたと考えられる。近年、欧州債務危機の発生により、安定成長協定の見直しの議論が進んでいたが、上記の分析結果を踏まえて考えると、EMU加盟国に対して一律に財政ルールの厳格化を行っても、通貨統合のモラルハザード問題を完全に排除することはできない。また、ほとんどの国では財政規律の実質的な悪

化はなかったので、財政ルールの一律の厳格化は加盟各国の経済に弊害をもたらし、逆に、税収の減少を通して財政収支が悪化する可能性があると考えられる。

公式のドル化政策に関しては、エクアドルは2000年に、エルサルバドルは2001年に、それぞれ自国通貨を廃止し米ドルを法定通貨に定めて、ドル化政策を導入したが、エクアドルでは財政規律を有意に高めているのに対し、エルサルバドルでは財政規律はあまり影響を受けていなかった。共に自国通貨を廃止して、通貨主権失い、完全に金融政策の自由度を喪失しているので、財政赤字を各種の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ている。それでは、なぜ財政規律に与える影響は違うのか。エクアドルでは、ドル化政策導入前に資本規制を課していたので、資本規制下のドル化政策を採用しているのに対し、エルサルバドルでは、ドル化政策導入前に資本自由化を行っていたので、資本自由化の下でのドル化政策を採用している。このことは、資本自由化をすでに行っているエルサルバドルでは、ドル化により為替リスクがなくなるので、外国から資金を集めやすく、財政赤字をファイナンスすることができるが（財政規律を緩める方向に働く）、資本規制を行っているエクアドルでは、外国からの資本流入で財政赤字をファイナンスできないことを示している。ゆえに、上記の結果から、資本規制の有無の違いによって、ドル化政策の財政規律への効果が違ってきていると推測できる。以上の分析結果は、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。

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.

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.

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.

De Grauwe, Paul (2016) *Economics of Monetary Union*: Oxford Univ Pr, 11th edition.

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 Effec-

tive 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).

Fischer, Stanley (2001) "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 2, pp. 3-24.

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.

Hale, Galina and Maurice Obstfeld (2016) "The Euro and the Geography of International Debt Flows," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 14, No. 1, pp. 115-144.

Heinemann, Friedrich, Marc-Daniel Moessinger, and Mustafa Yeter (2017) "Do Fiscal Rules Constrain Fiscal Policy? A Meta-Regression-Analysis," *European Journal of Political Economiy*, 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: Measurign 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 Targeting 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. Jaggers (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 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	C?e 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 2 ハードペッグへの制度変更のケース

IFS 番号	国名	分析期間			ハードペッグへの変更年	為替制度の変化		
122	Austria	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
124	Belgium	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
132	France	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
134	Germany	1995	—	2004	1999	(13)	→	(1)
136	Italy	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
138	Netherlands	1995	—	2004	1999	(4)	→	(1)
172	Finland	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
174	Greece	1996	—	2006	2001	ユーロ導入		
178	Ireland	1995	—	2004	1999	(4)	→	(1)
182	Portugal	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
184	Spain	1994	—	2004	1999	(4)	→	(1)
248	Ecuador	1995	—	2005	2000	(14)	→	(1)
253	El Salvador	1996	—	2006	2001	(4)	→	(1)
268	Honduras	2000	—	2010	2005	(7)	→	(2)
299	Venezuela	1998	—	2008	2003	(6)	→	(2)
366	Suriname	1996	—	2006	2001	(14)	→	(2)
548	Malaysia	1994	—	2004	1999	(13)	→	(2)
734	Swaziland	1990	—	2000	1995	(4)	→	(2)

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。IRR(2011) では、ギリシャは 1999 年に通貨同盟に参加したと分類されているが、本稿では、史実に基づき、2001 年に EMU に参加したとして分析を行った。

表 3 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	ハードペッグのケース	
	国名	MSPE
122	Austria	1.4611
124	Belgium	0.0680
132	France	0.0000
134	Germany	1.3723
136	Italy	0.0093
138	Netherlands	0.8733
172	Finland	0.5285
174	Greece	0.0000
178	Ireland	0.0000
182	Portugal	0.0000
184	Spain	0.0009
248	Ecuador	0.1316
253	El Salvador	0.0000
268	Honduras	0.1095
299	Venezuela	3.0935
366	Suriname	13.4089
548	Malaysia	0.0000
734	Swaziland	0.2713

表 4 ハードペッグの PB に与えるトリートメント効果 (DID 推定値)

Hard pegs	MSPE	Pre Average	Post Difference	DID estimates (=Change, Post−Pre)	Placebo tests Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	DID Robust SE	p-value
Austria	1.4611	−0.6271	−0.8780	−0.2509	11/28	0.3929	18/28	0.6429	(1.1842)	0.835
Belgium	0.0680	0.0764	5.3253	5.2489	28/29	0.9655	2/29	0.0690	(1.6975)	0.006
France	0.0000	−0.0004	0.0892	0.0896	11/28	0.3929	18/28	0.6429	(0.9984)	0.930
Germany	1.3723	−0.4865	0.0849	0.5714	14/27	0.5185	14/27	0.5185	(2.1942)	0.798
Italy	0.0093	0.0039	−0.7137	−0.7176	11/28	0.3929	18/28	0.6429	(1.2575)	0.575
Netherlands	0.8733	0.0902	−1.4140	−1.5042	4/27	0.1481	24/27	0.8889	(2.4967)	0.555
Finland	0.5285	−0.1288	2.6414	2.7702	24/28	0.8571	5/28	0.1786	(2.4755)	0.278
Greece	0.0000	0.0000	−3.4373	−3.4373	2/36	0.0556	35/36	0.9722	(0.8670)	0.001
Ireland	0.0000	0.0000	2.1469	2.1469	20/27	0.7407	8/27	0.2963	(1.7869)	0.247
Portugal	0.0000	0.0000	−0.7363	−0.7363	11/28	0.3929	18/28	0.6429	(0.6955)	0.304
Spain	0.0009	−0.0014	1.0940	1.0954	16/28	0.5714	13/28	0.4643	(1.0090)	0.292
Ecuador	0.1316	0.0129	2.3491	2.3362	30/35	0.8571	6/35	0.1714	(0.9263)	0.021
El Salvador	0.0000	0.0000	−0.5936	−0.5936	12/36	0.3333	25/36	0.6944	(1.0914)	0.593
Honduras	0.1095	−0.0259	0.0734	0.0993	41/68	0.6029	28/68	0.4118	(2.3293)	0.966
Malaysia	0.0000	0.0000	−4.3025	−4.3025	2/28	0.0714	27/28	0.9643	(1.2305)	0.003
Swaziland	0.2713	0.1504	−3.2793	−3.4297	3/29	0.1034	27/29	0.9310	(3.1550)	0.291

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、年平均のハードペッグの 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 5 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 Rank	p-value	Reverse Rank	p-value	DID Robust SE	p-value
Austria	1.4611	−0.6271	−0.8780	−0.2509	11/25	0.4400	15/25	0.6000	(1.1842)	0.835
Belgium	0.0680	0.0764	5.3253	5.2489	25/25	1.0000	1/25	0.0400	(1.6975)	0.006
France	0.0000	−0.0004	0.0892	0.0896	11/25	0.4400	15/25	0.6000	(0.9984)	0.930
Germany	1.3723	−0.4865	0.0849	0.5714	14/27	0.5185	14/27	0.5185	(2.1942)	0.798
Italy	0.0093	0.0039	−0.7137	−0.7176	11/25	0.4400	15/25	0.6000	(1.2575)	0.575
Netherlands	0.8733	0.0902	−1.4140	−1.5042	4/27	0.1481	24/27	0.8889	(2.4967)	0.555
Finland	0.5285	−0.1288	2.6414	2.7702	22/25	0.8800	4/25	0.1600	(2.4755)	0.278
Greece	0.0000	0.0000	−3.4373	−3.4373	2/35	0.0571	34/35	0.9714	(0.8670)	0.001
Ireland	0.0000	0.0000	2.1469	2.1469	20/27	0.7407	8/27	0.2963	(1.7869)	0.247
Portugal	0.0000	0.0000	−0.7363	−0.7363	11/25	0.4400	15/25	0.6000	(0.6955)	0.304
Spain	0.0009	−0.0014	1.0940	1.0954	16/25	0.6400	10/25	0.4000	(1.0090)	0.292
Ecuador	0.1316	0.0129	2.3491	2.3362	30/35	0.8571	6/35	0.1714	(0.9263)	0.021
El Salvador	0.0000	0.0000	−0.5936	−0.5936	12/35	0.3429	24/35	0.6857	(1.0914)	0.593
Honduras	0.1095	−0.0259	0.0734	0.0993	40/67	0.5970	28/67	0.4179	(2.3293)	0.966
Malaysia	0.0000	0.0000	−4.3025	−4.3025	2/25	0.0800	24/25	0.9600	(1.2305)	0.003
Swaziland	0.2713	0.1504	−3.2793	−3.4297	3/28	0.1071	26/28	0.9286	(3.1550)	0.291

表 4 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（太枠の箇所が表 4 と違う）。

表 6 ハードペッグの PB に与える平均トリートメント効果：DID 分析

(A): ハードペッグの 16 ケース

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	-0.0412	-0.0486	-0.0486
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.2980)	(0.2658)	(0.6017)
p-value	0.8900	0.8550	0.9360
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(B): 通貨統合とドル化の 13 ケース

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	0.5375	0.5438	0.5438
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.2945)	(0.2594)	(0.6028)
p-value	0.0700	0.0380	0.3670
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(C): EMU の 11 ケース

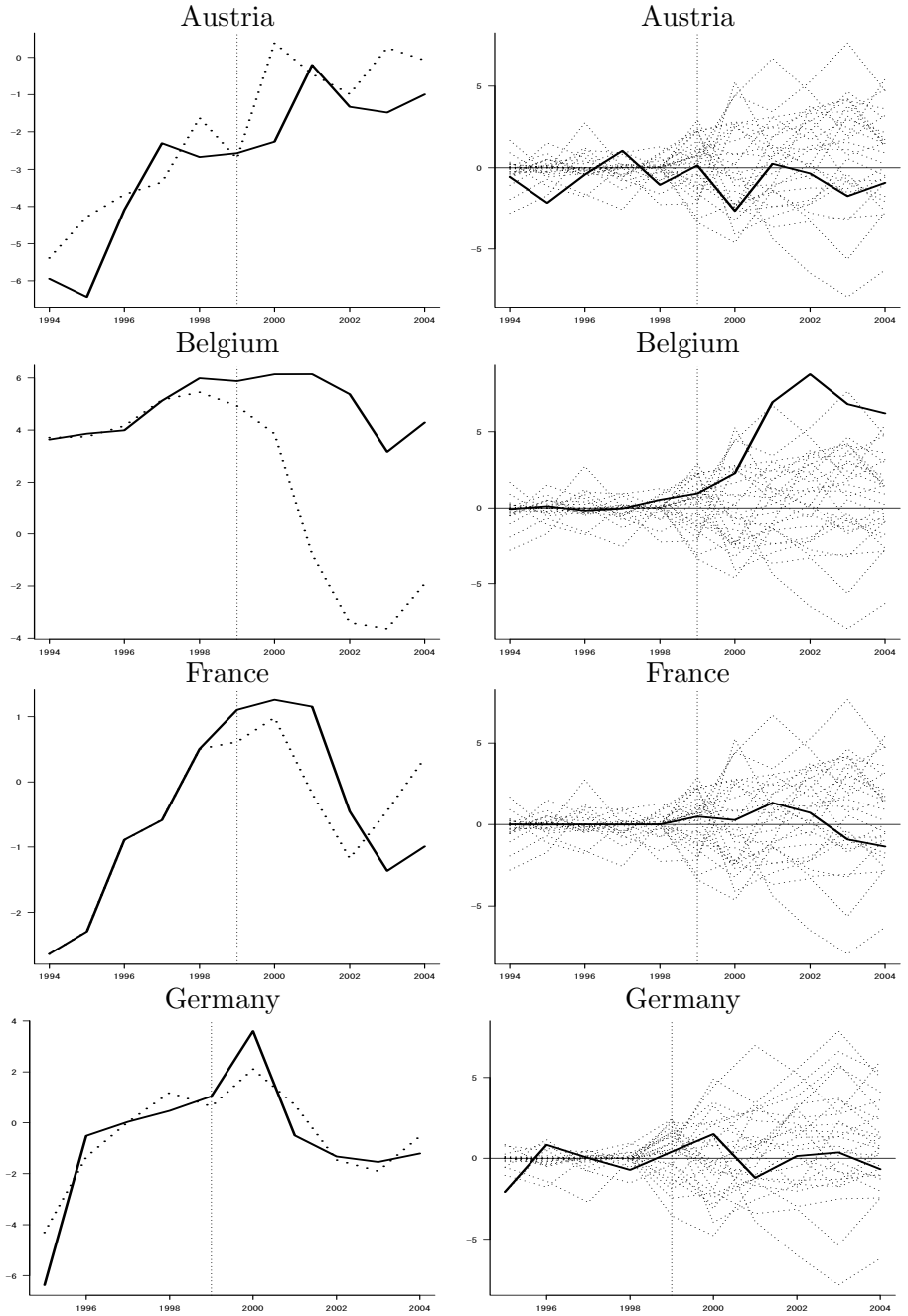
	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	0.4777	0.4822	0.4822
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.3369)	(0.2989)	(0.6737)
p-value	0.1590	0.1100	0.4740
Country fixed effects	No	Yes	Yes

(D): EMU の 10 ケース (ギリシャを除く)

	Pooled	LSDV	Within
DID(=beta)	0.8698	0.8888	0.8888
	Robust SE	Robuset SE	Bootstrapped cluster SE
SE	(0.3232)	(0.2880)	(0.6062)
p-value	0.0080	0.0030	0.1430
Country fixed effects	No	Yes	Yes

注：(A) は MESP が 3 以下のハードペッグの 16 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 Pre-announced peg を採用した 3 カ国（ホンジュラス、マレーシア、スワジランド）を除いて、通貨統合やドル化政策を採用した 13 カ国で分析したもの。(C) は EMU に参加した 11 カ国で分析したもの。(D) は (C) からギリシャを除いて分析したもの。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 によるハードペッグの 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。

図 1 (continued)

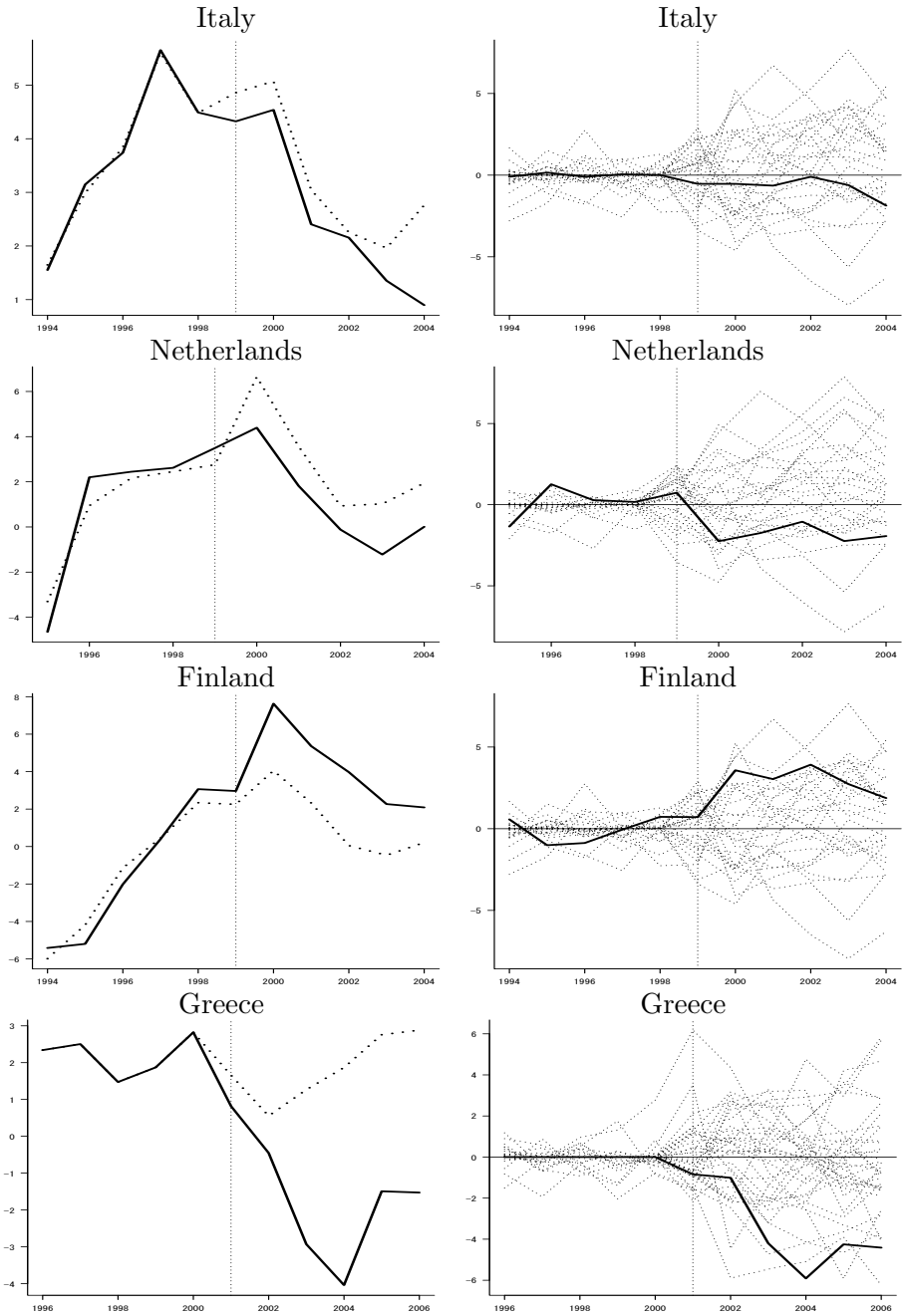


図 1 (continued)

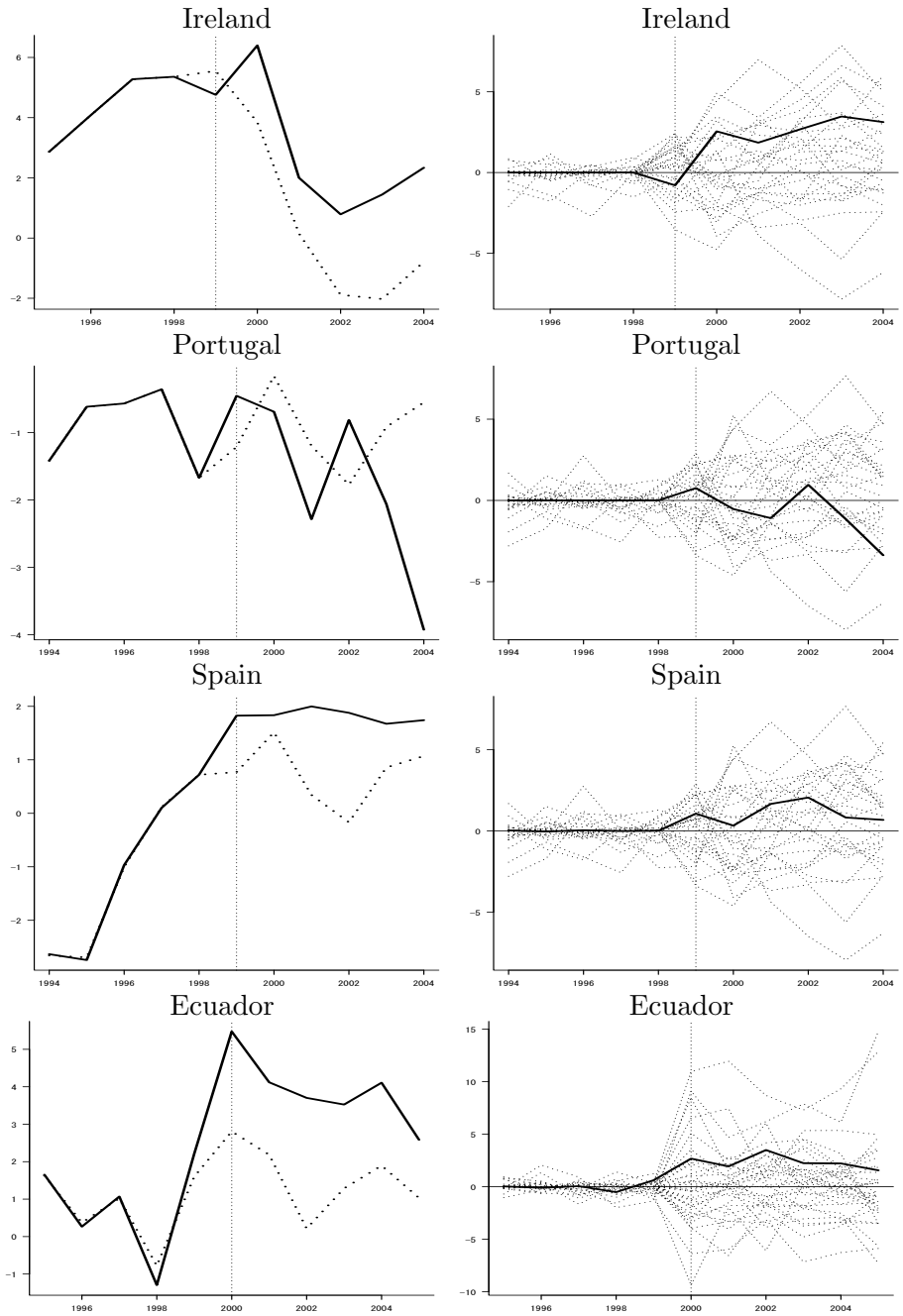


図 1 (continued)

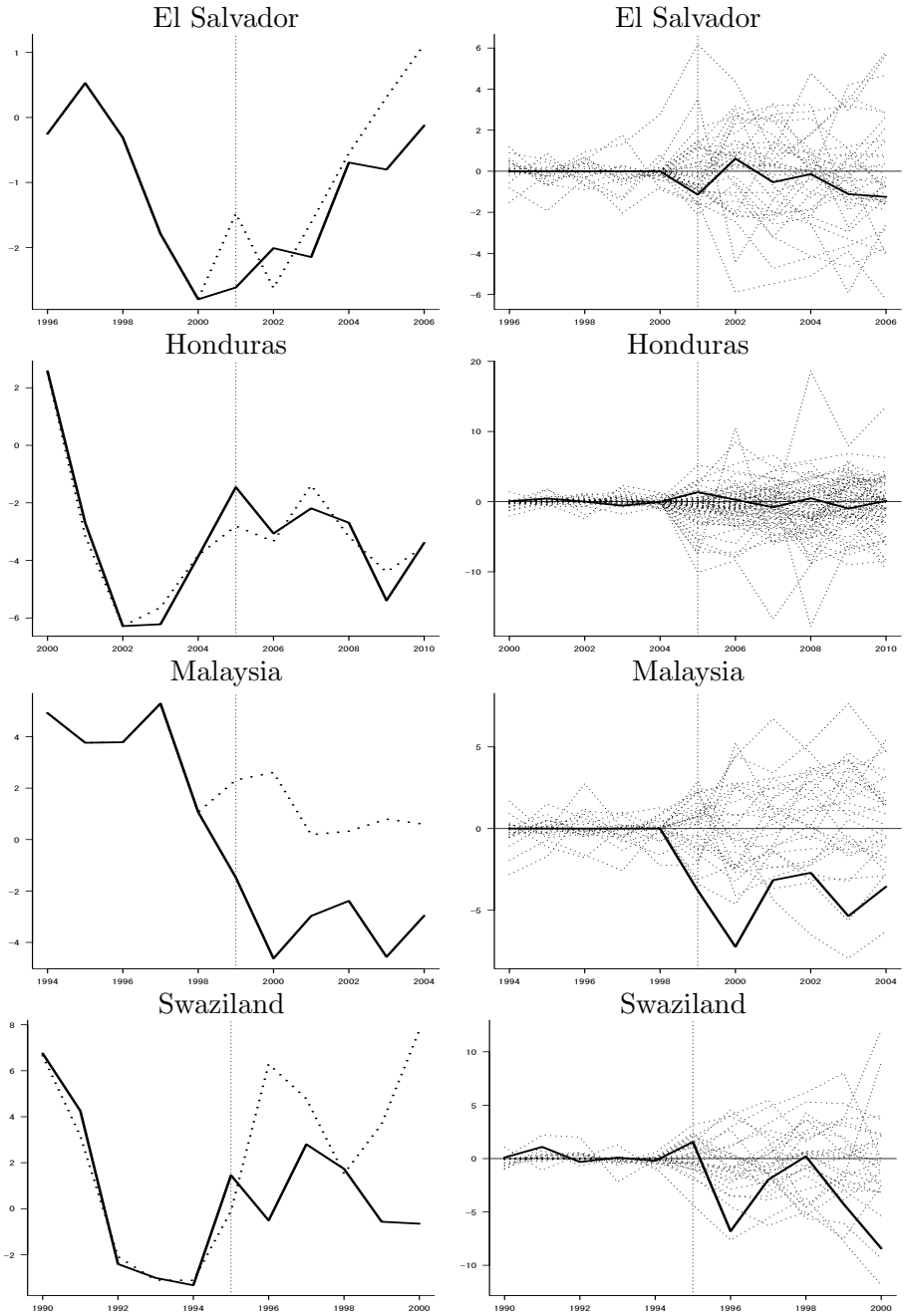
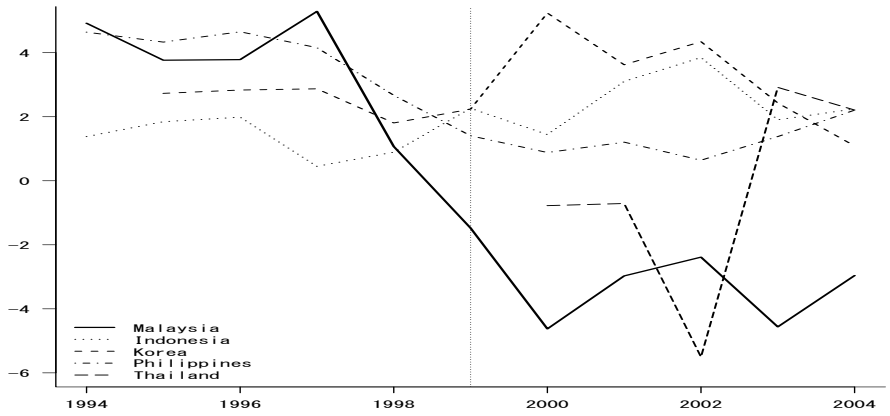
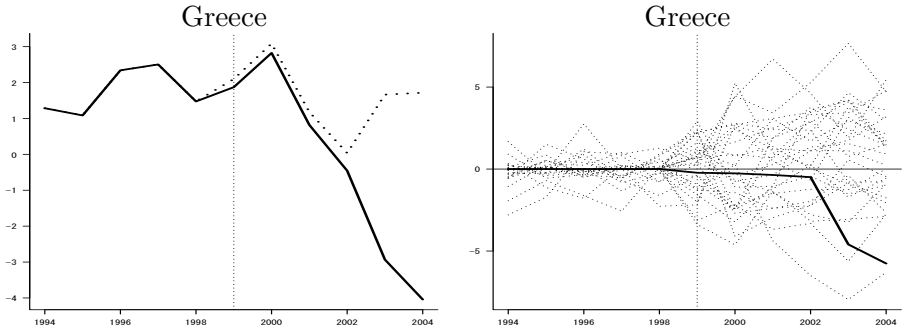


図 2 アジア通貨危機に直面した国の PB



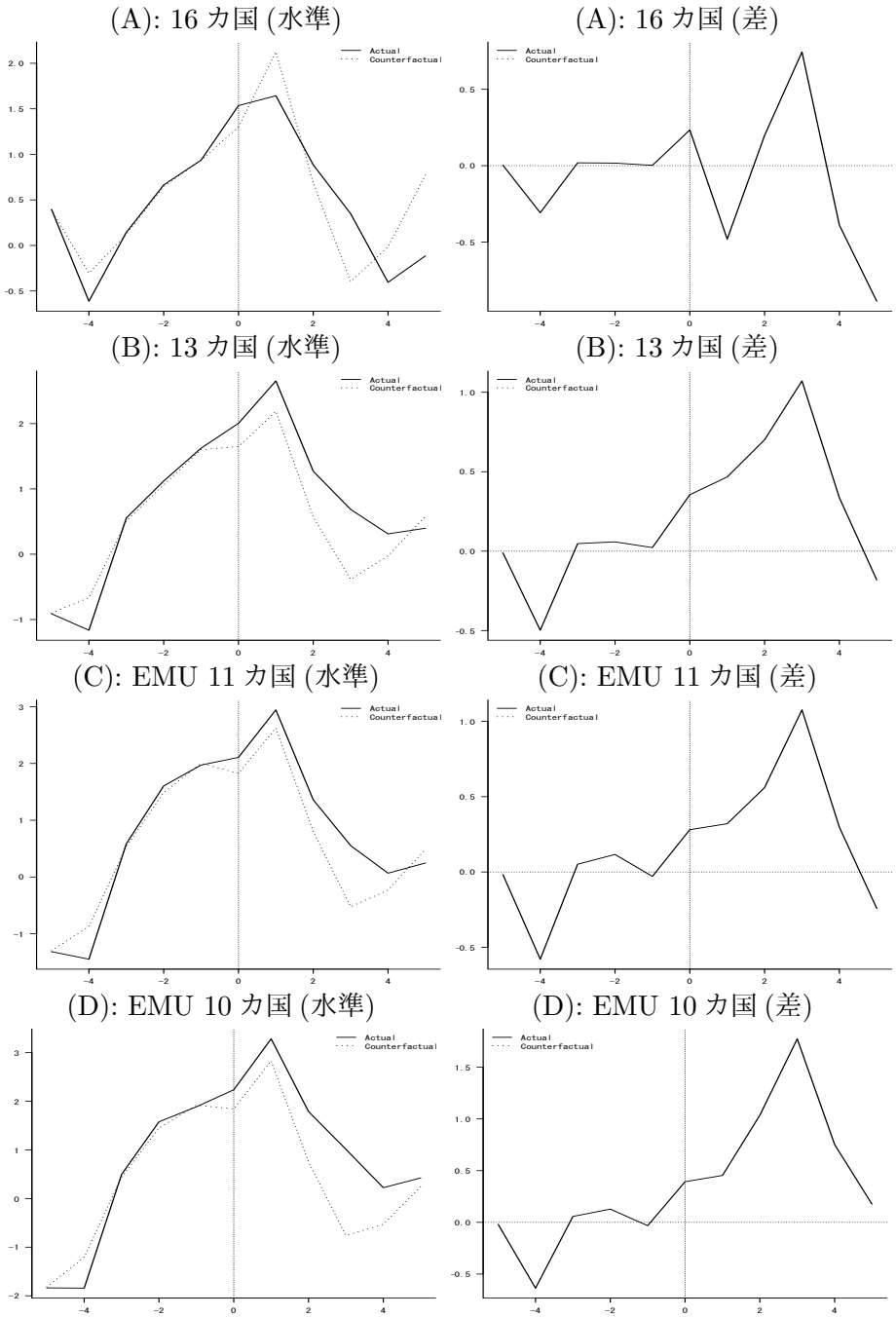
出所：WEO。

図 3 頑健性の確認：ギリシャがユーロ圏に参加した年の変更



注：ギリシャの EMU に参加した年を 2001 年ではなく、IRR (2011) に基づいて、1999 年として分析した。

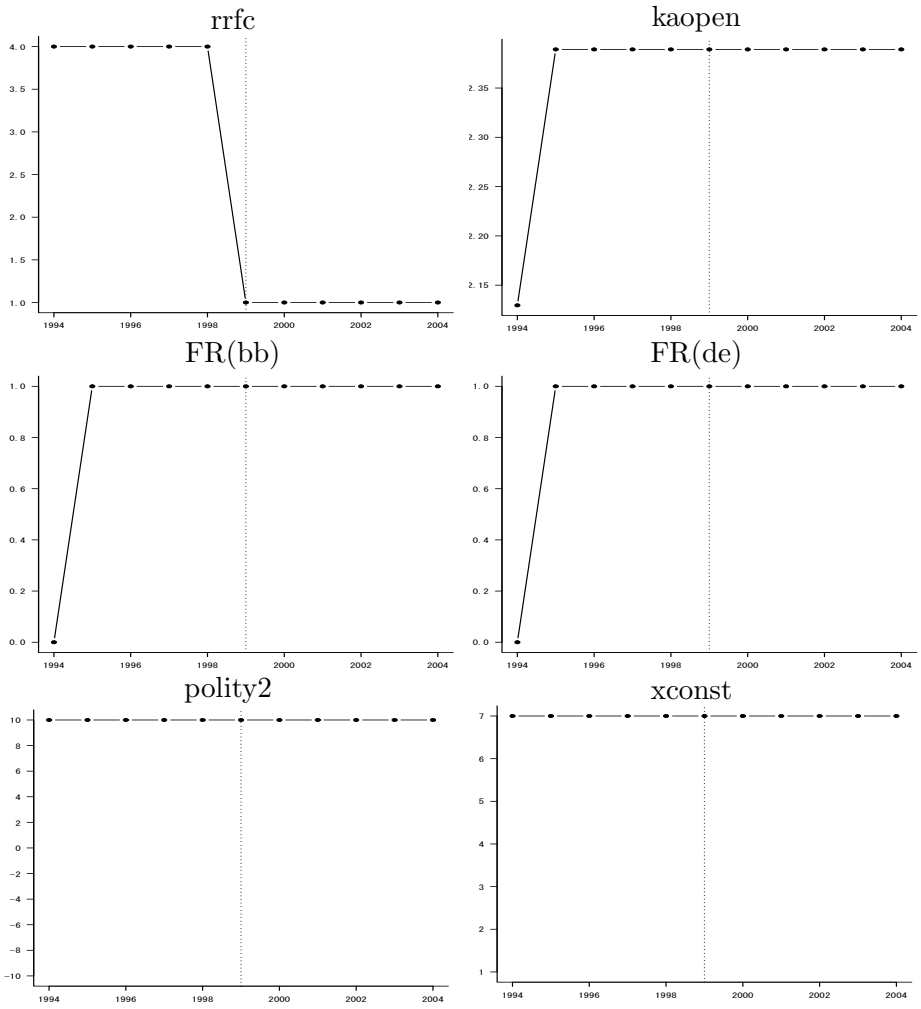
図 4 ハードペッグの PB に与える平均トリートメント効果



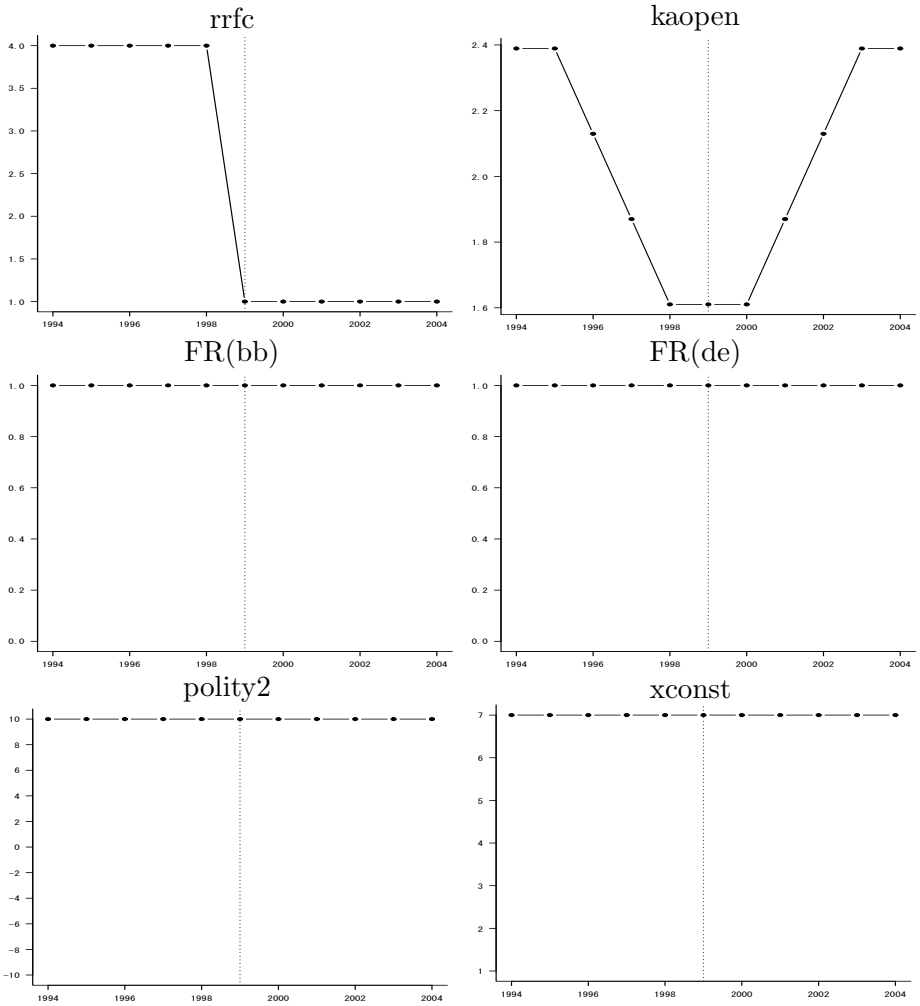
注 : 左図はすべてのケースの実際の PB の時点ごとの平均値 (実線) と、それに対応する synthetic control の PB の時点ごとの平均値 (破線) の推移を示している。右図は、左図で示した実際の PB の時点ごとの平均値と synthetic control の PB の時点ごとの平均値の差を示している。制度変更後期間においては、この差は平均トリートメント効果を示している。(A)、(B)、(C)、(D) は表 6 に対応している。(A) はハードペッグの 16 カ国。(B) は EMU の 11 カ国とドル化 (エクアドル、エルサルバドル) の 13 カ国。(C) は EMU の 11 カ国。(D) はギリシャを除いた EMU の 10 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

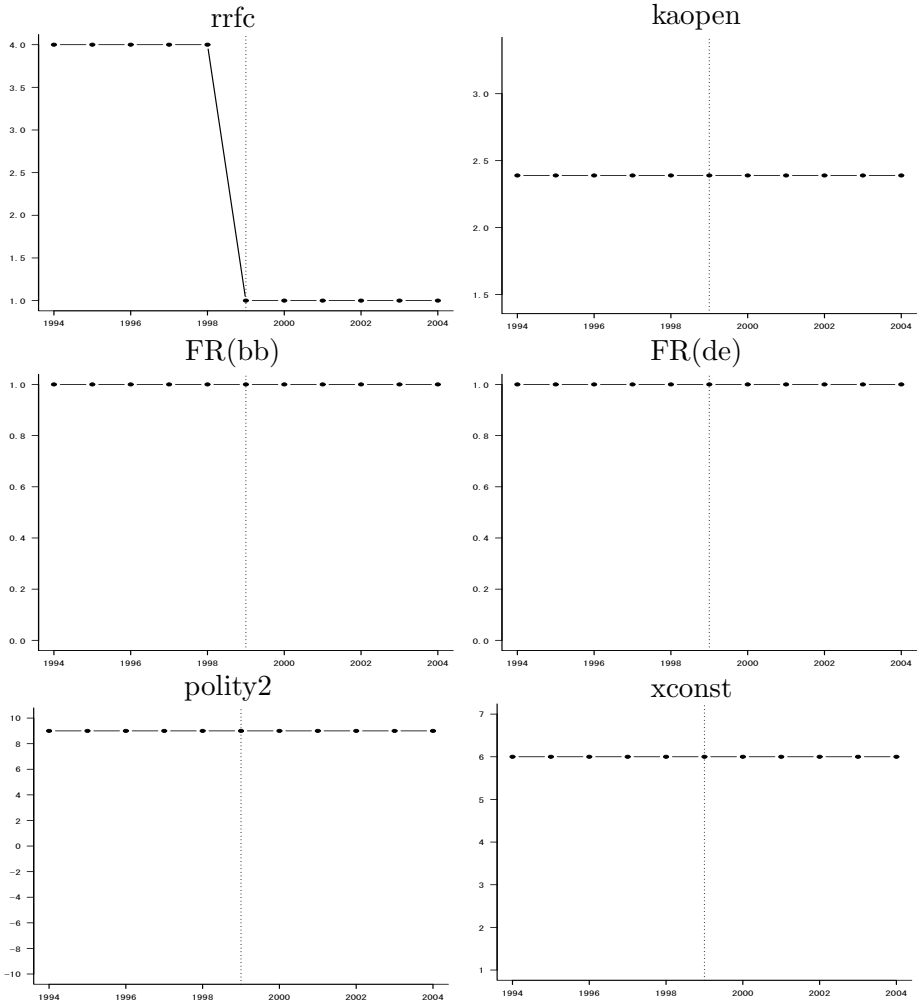
122 Austria



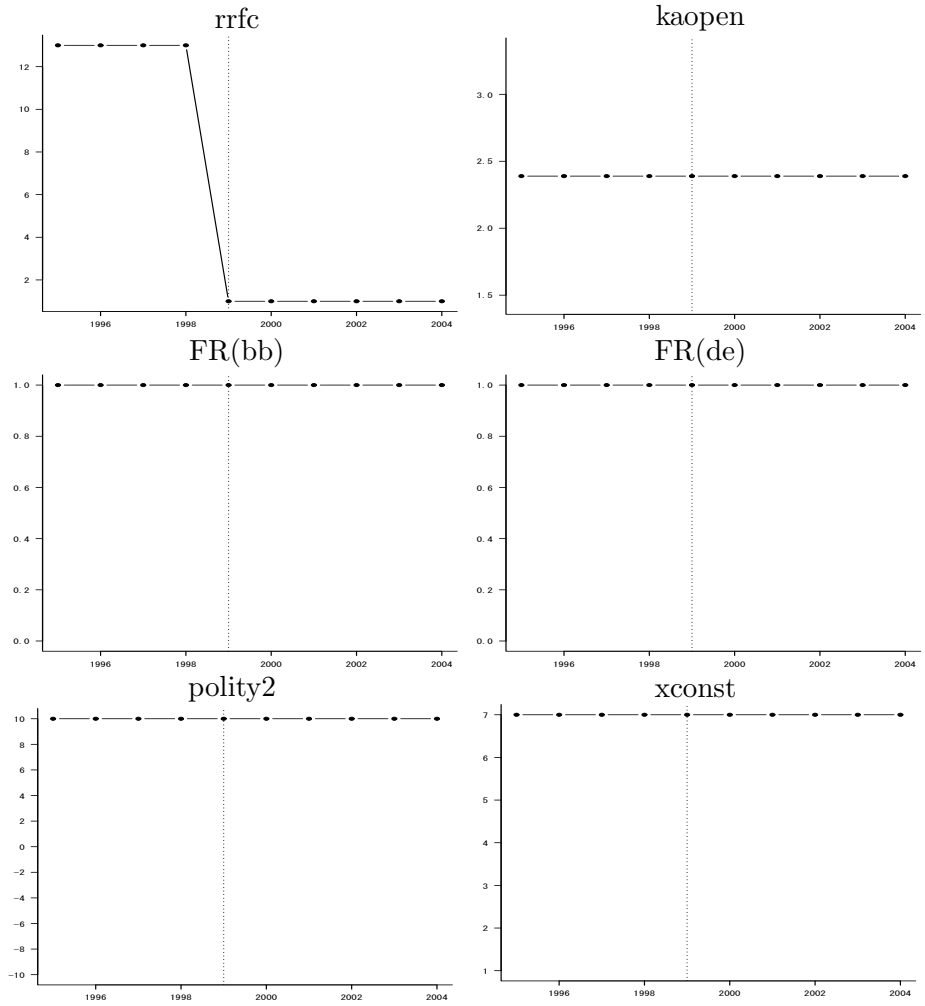
124 Belgium



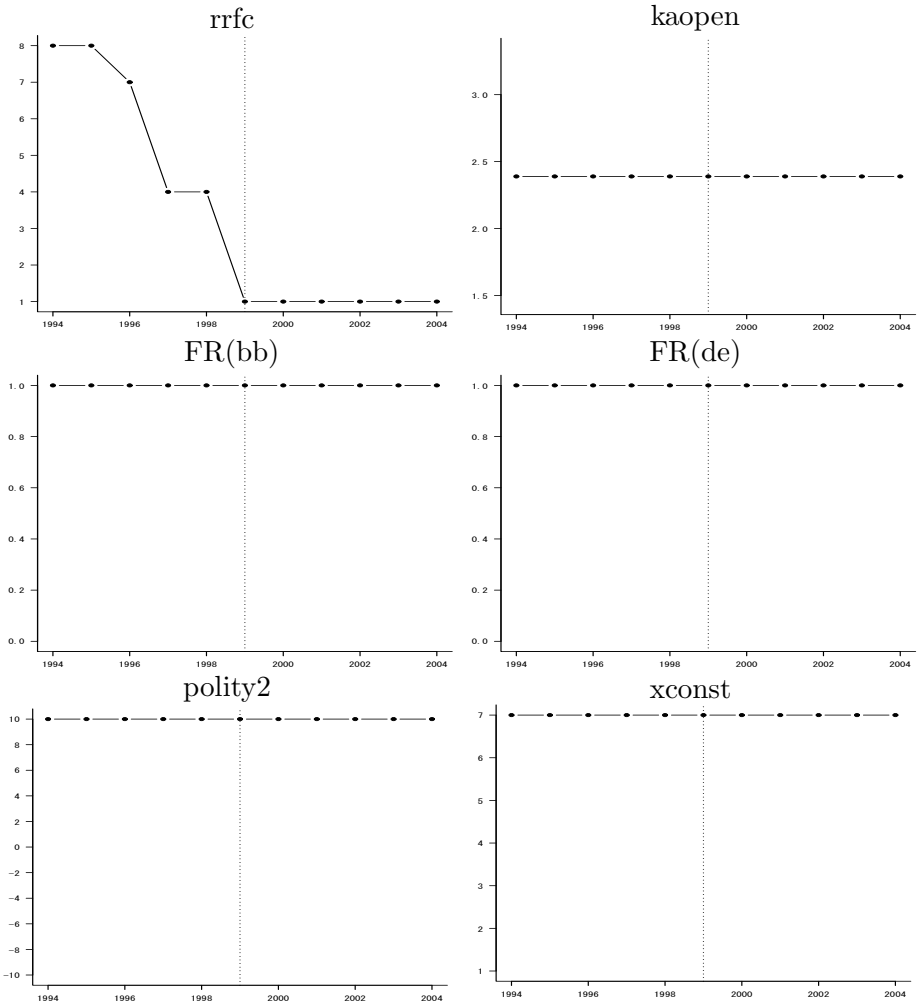
132 France



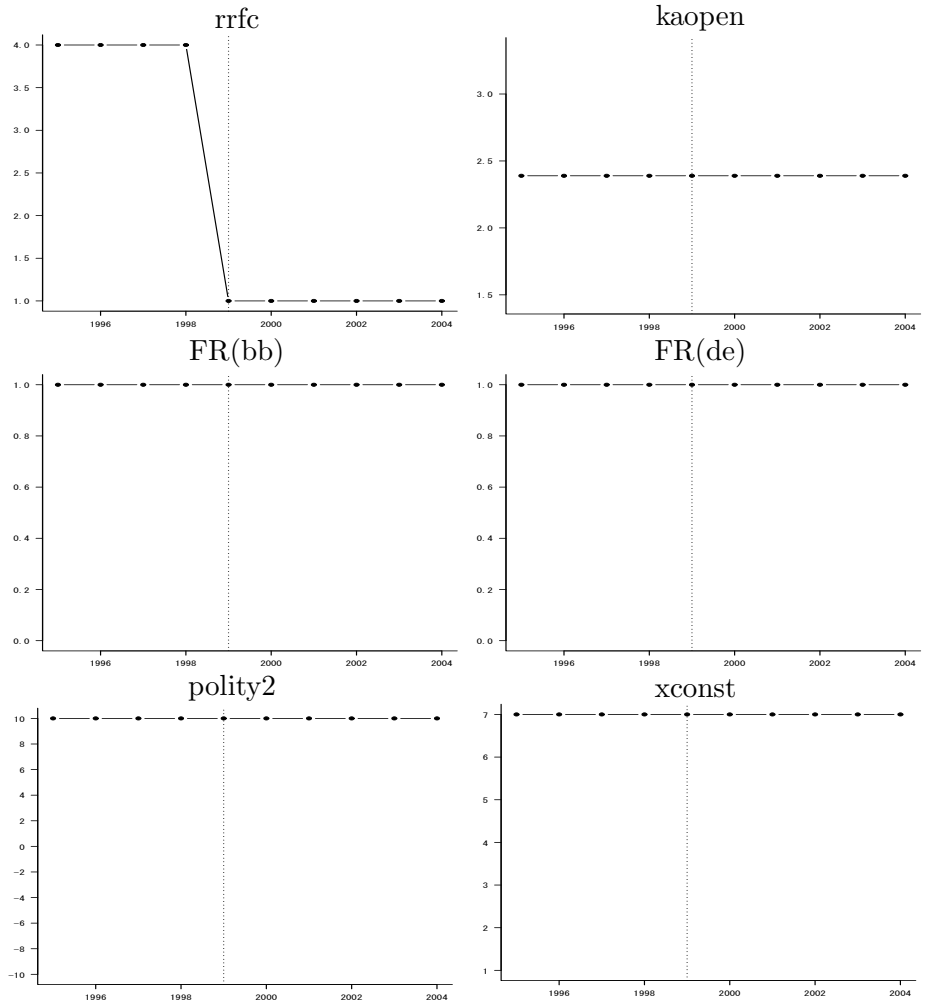
134 Germany



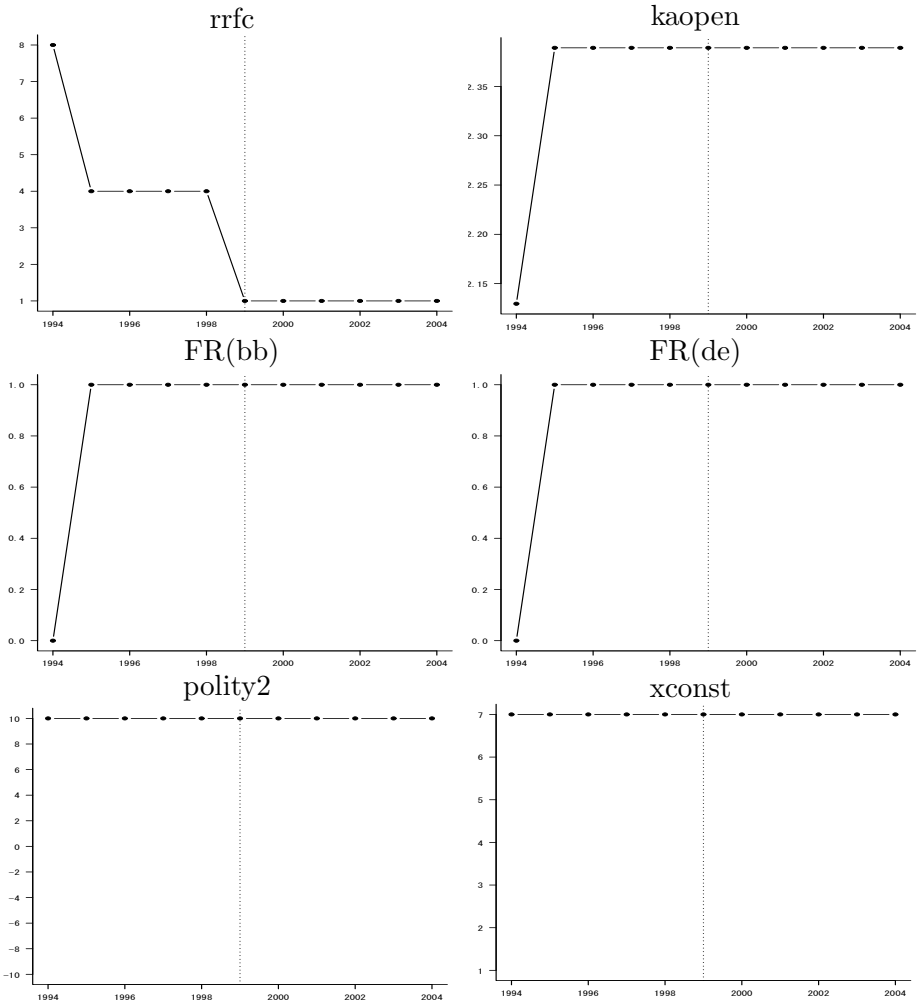
136 Italy



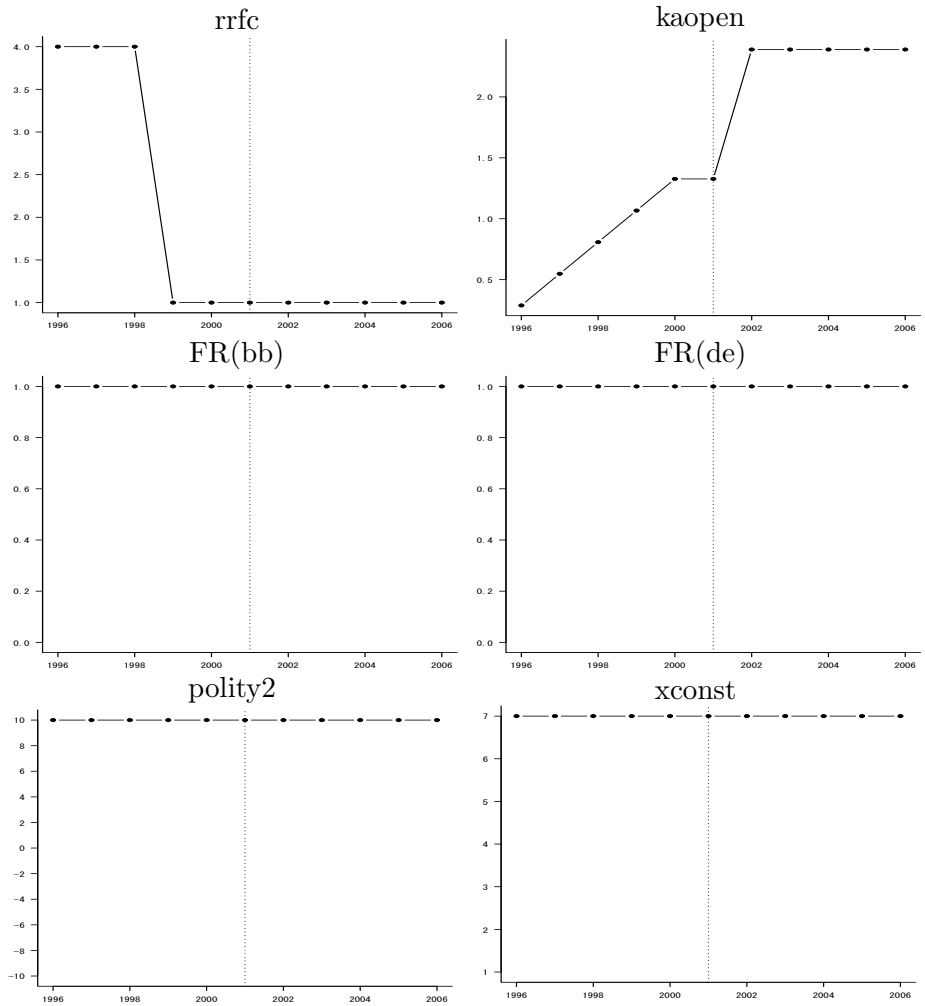
138 Netherlands



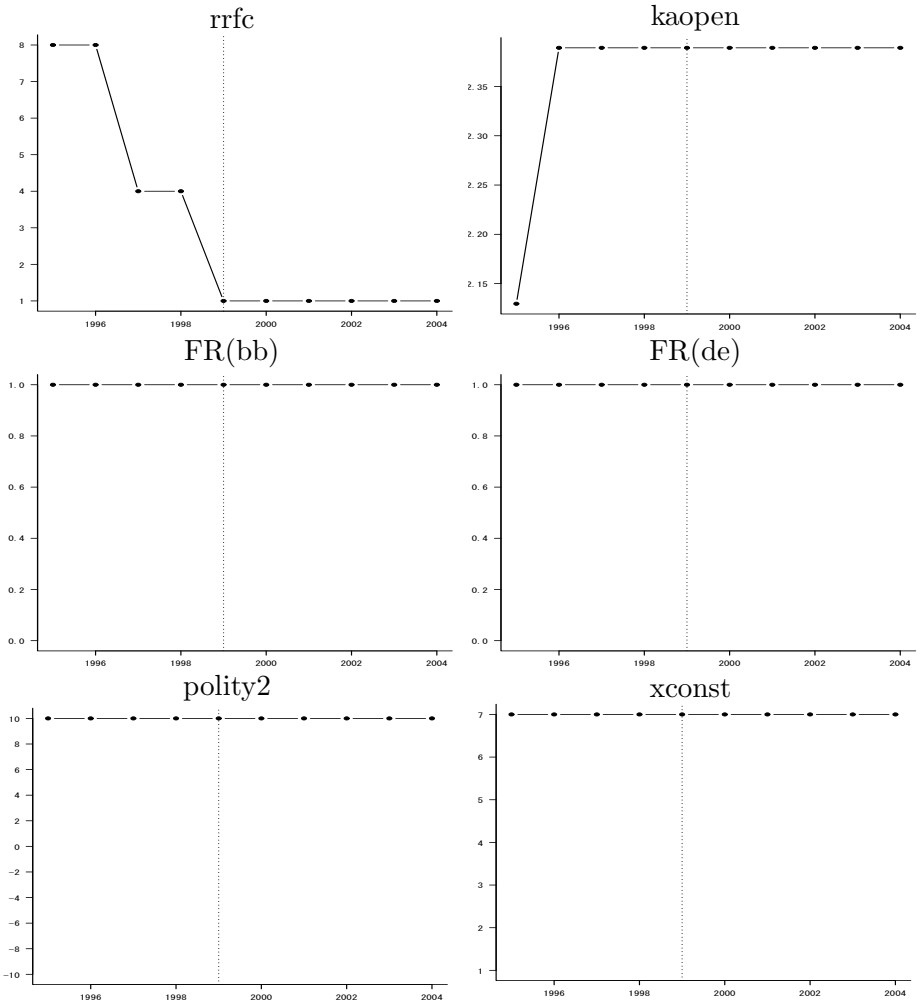
172 Finland



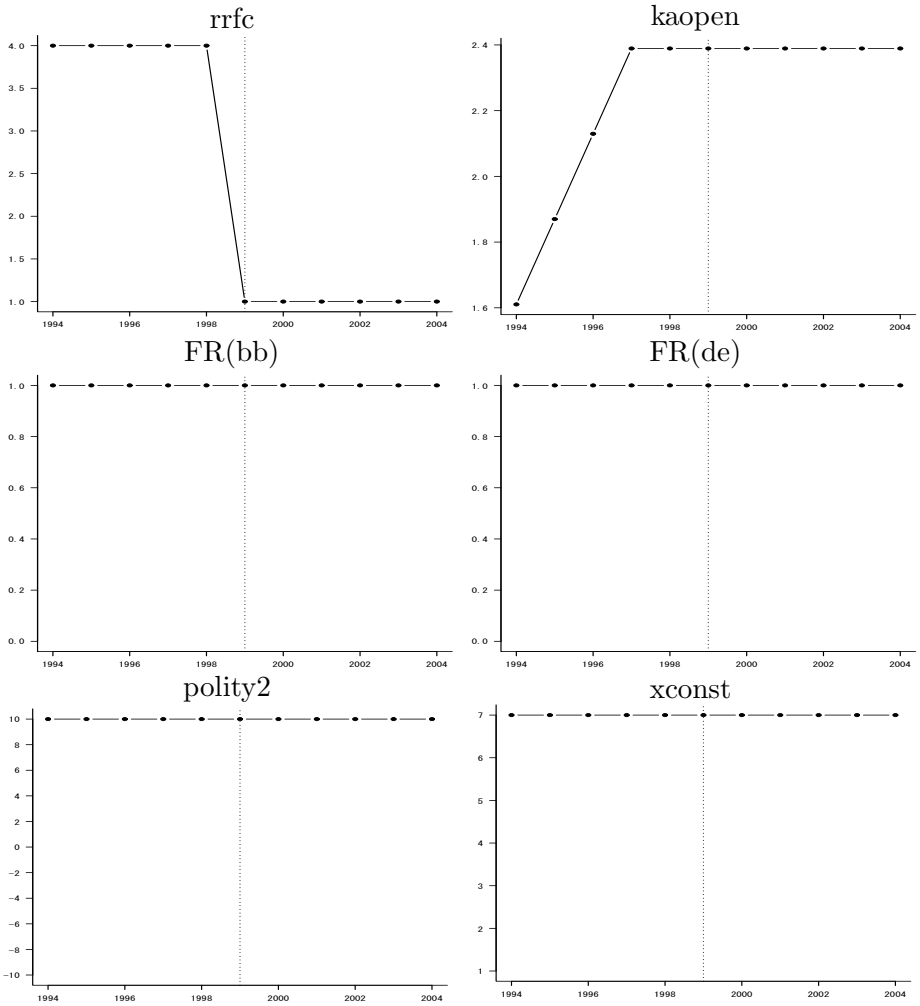
174 Greece



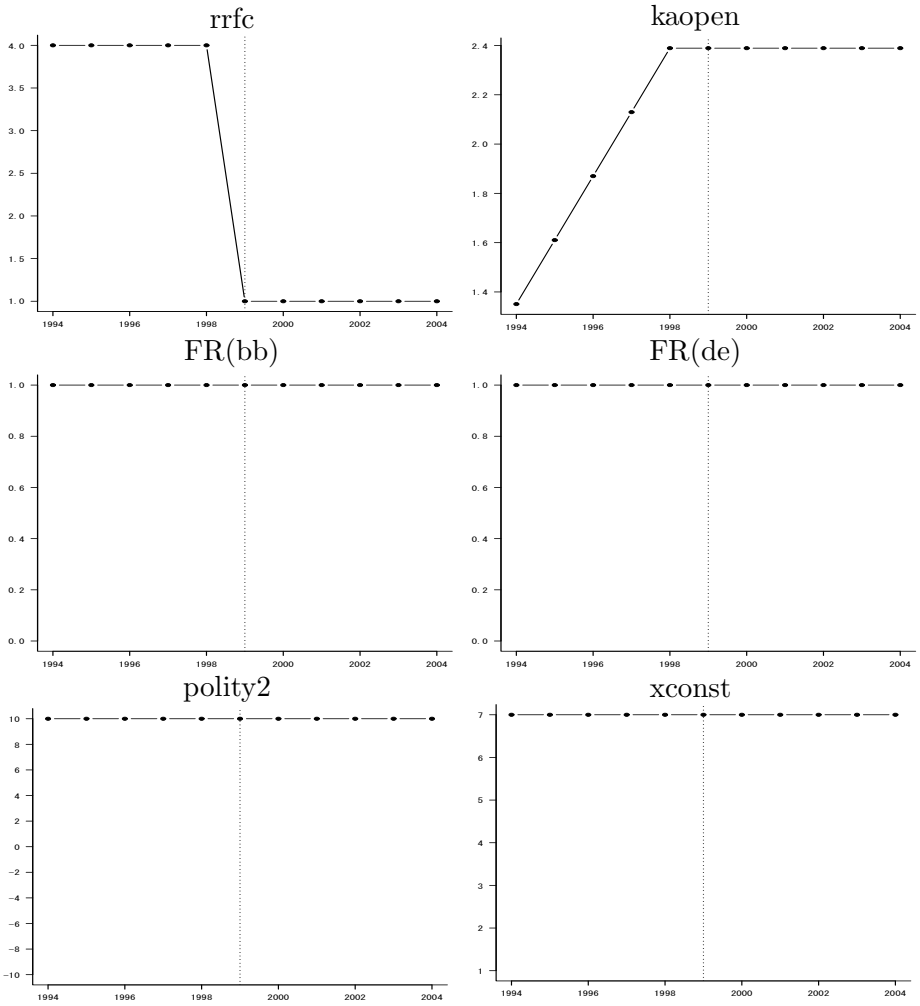
178 Ireland



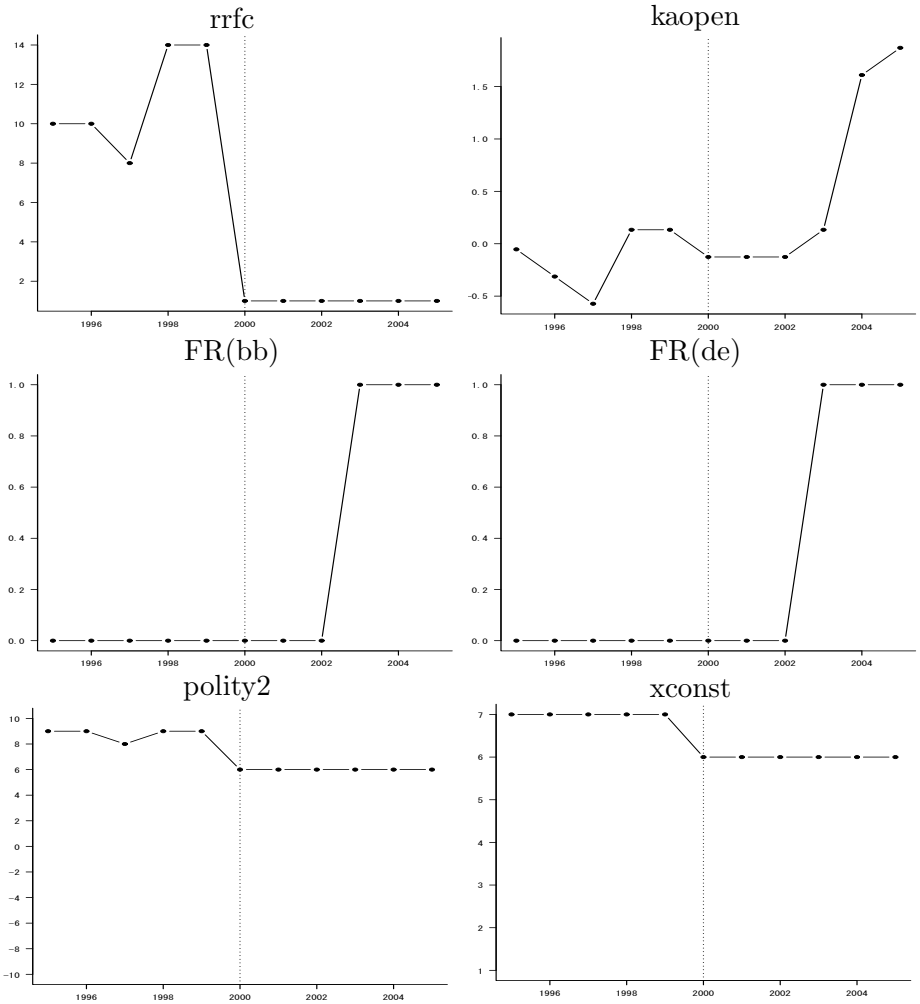
182 Portugal



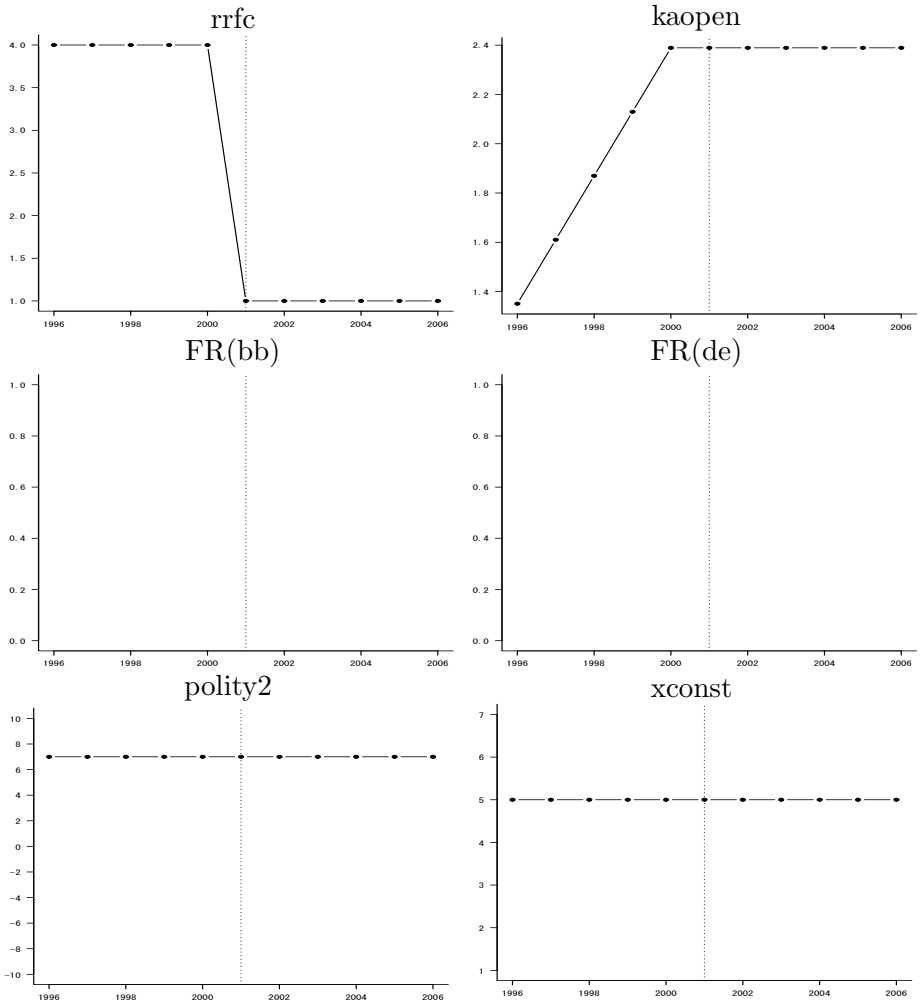
184 Spain



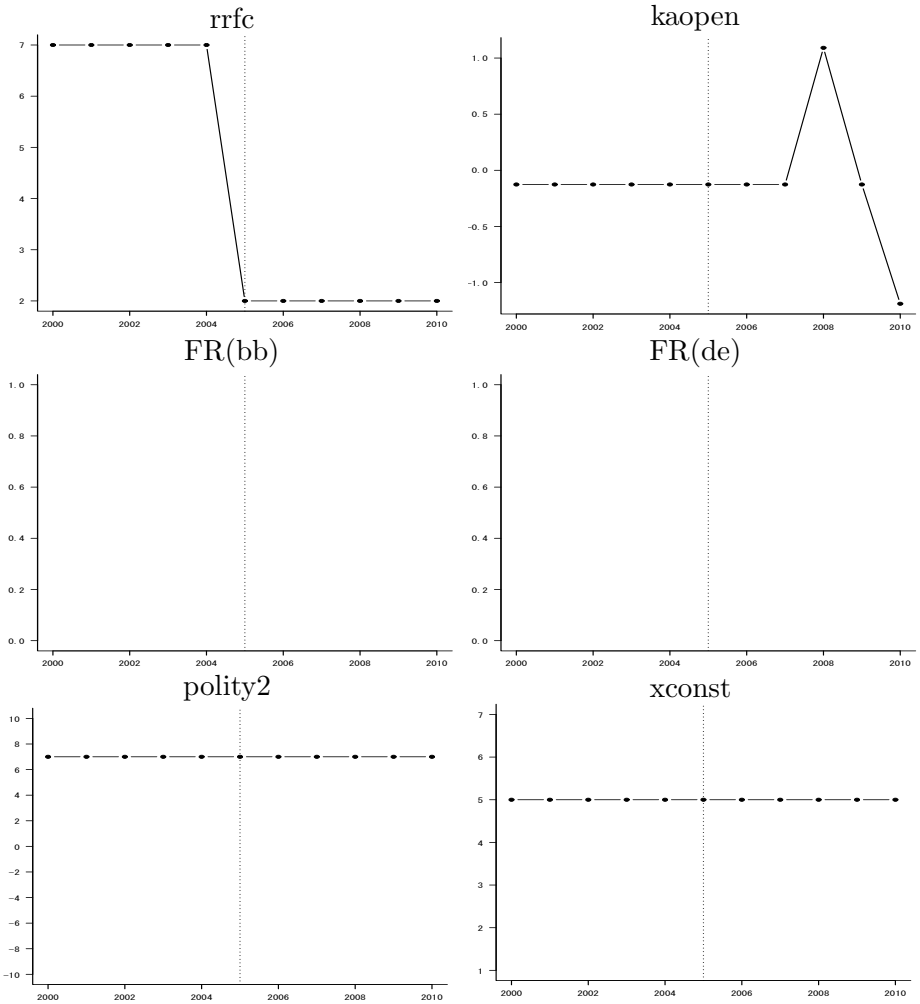
248 Ecuador



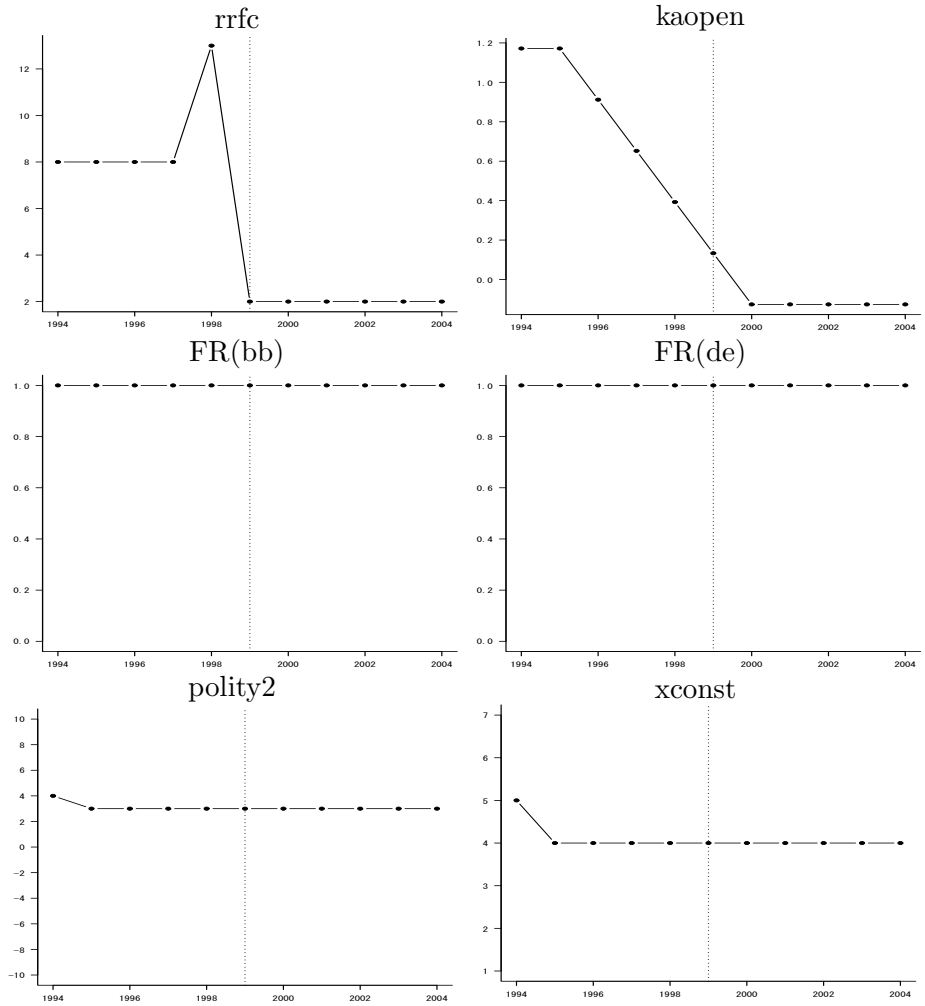
253 El Salvador



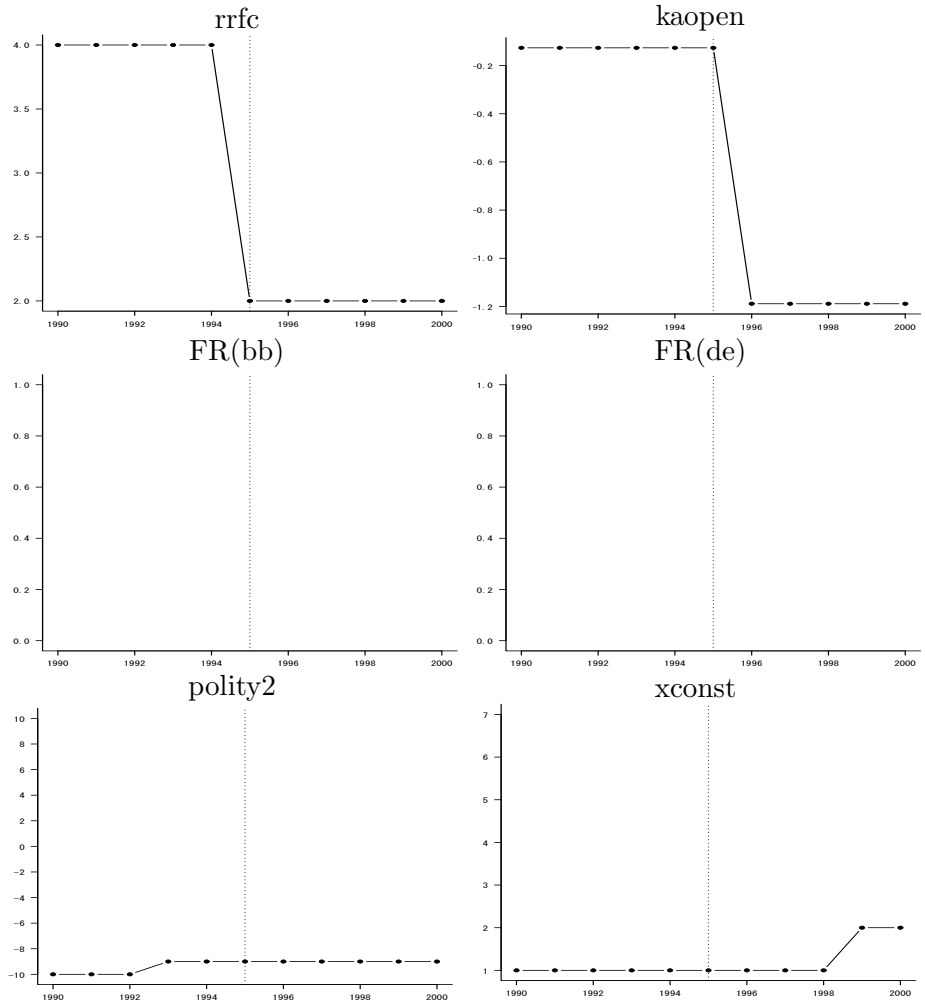
268 Honduras



548 Malaysia



734 Swaziland



付録 2：Synthetic control のウェイト

cn	Austria	cn	Belgium	cn	France	cn	Germany	cn	italy	cn	Netherlands	cn	Finland	cn	Greece
112	0.000	112	0.000	112	0.000	112	0.000	112	0.000	112	0.000	112	0.265	112	0.016
128	0.000	128	0.000	128	0.001	128	0.000	128	0.000	128	0.000	128	0.000	128	0.019
142	0.000	142	0.000	142	0.000	142	0.000	142	0.002	142	0.000	142	0.000	142	0.024
144	0.300	144	0.000	144	0.316	144	0.707	144	0.000	144	0.811	144	0.650	144	0.021
146	0.000	146	0.000	146	0.001	146	0.000	146	0.000	146	0.000	146	0.000	146	0.022
156	0.000	156	0.088	156	0.000	156	0.000	156	0.666	156	0.000	156	0.000	156	0.018
158	0.035	158	0.000	158	0.011	158	0.216	158	0.000	158	0.000	158	0.000	158	0.012
176	0.000	176	0.000	176	0.001	176	0.000	176	0.000	176	0.000	176	0.000	176	0.017
193	0.000	193	0.000	193	0.001	193	0.000	193	0.000	193	0.000	193	0.000	193	0.018
196	0.000	196	0.000	196	0.000	196	0.000	196	0.137	196	0.000	196	0.000	196	0.132
228	0.000	228	0.000	228	0.000	228	0.000	228	0.081	228	0.000	228	0.000	228	0.020
268	0.000	268	0.611	268	0.000	268	0.000	268	0.000	268	0.000	268	0.000	233	0.020
288	0.000	288	0.000	288	0.224	288	0.000	288	0.000	288	0.000	288	0.000	238	0.018
369	0.000	369	0.000	369	0.001	369	0.000	369	0.000	369	0.000	369	0.000	273	0.020
439	0.000	439	0.000	439	0.000	439	0.000	439	0.000	439	0.000	439	0.000	288	0.045
524	0.000	524	0.000	524	0.001	524	0.000	524	0.000	524	0.000	524	0.000	369	0.052
534	0.000	534	0.000	534	0.210	534	0.061	534	0.000	534	0.000	534	0.000	423	0.020
564	0.000	564	0.000	564	0.001	564	0.000	564	0.000	564	0.000	564	0.000	429	0.016
566	0.000	566	0.000	566	0.001	566	0.000	566	0.000	566	0.000	566	0.000	439	0.016
576	0.000	576	0.156	576	0.000	576	0.000	576	0.084	576	0.000	576	0.000	524	0.012
612	0.000	612	0.000	612	0.001	612	0.000	612	0.000	612	0.185	612	0.000	534	0.014
652	0.666	652	0.000	652	0.096	652	0.016	652	0.000	652	0.000	652	0.085	542	0.025
656	0.000	656	0.000	656	0.000	656	0.000	656	0.000	656	0.000	656	0.000	564	0.016
674	0.000	674	0.000	674	0.001	674	0.000	674	0.000	674	0.000	674	0.000	566	0.025
686	0.000	686	0.144	686	0.001	686	0.000	686	0.000	686	0.004	686	0.000	576	0.073
732	0.000	732	0.000	732	0.131	732	0.000	732	0.000	732	0.000	732	0.000	612	0.029
744	0.000	744	0.000	744	0.001	744	0.000	744	0.000	744	0.000	744	0.000	652	0.015
853	0.000	853	0.000	853	0.001	853	0.000	853	0.029	853	0.000	853	0.000	656	0.017
														674	0.013
														686	0.027
														732	0.015
														744	0.016
														912	0.014
														921	0.066
														924	0.016
														935	0.013
														936	0.009
														944	0.020
														961	0.023
														964	0.017

付録 2：Synthetic control のウェイト (続き)

cn	Ireland	cn	Portugal	cn	Spain	cn	Ecuador	cn	El Salvador	cn	Honduras	cn	Malaysia	cn	Swaziland
112	0.002	112	0.014	112	0.000	112	0.000	112	0.002	112	0.000	112	0.003	112	0.000
128	0.002	128	0.014	128	0.000	128	0.000	128	0.002	128	0.000	128	0.004	128	0.000
142	0.001	142	0.012	142	0.000	142	0.141	142	0.001	142	0.009	142	0.003	142	0.000
144	0.003	144	0.010	144	0.294	144	0.000	144	0.002	144	0.000	144	0.003	144	0.406
146	0.001	146	0.023	146	0.000	146	0.000	146	0.002	146	0.000	146	0.003	146	0.000
156	0.212	156	0.012	156	0.000	156	0.000	156	0.002	156	0.000	156	0.003	156	0.000
158	0.001	158	0.093	158	0.000	158	0.000	158	0.273	158	0.000	158	0.032	158	0.000
176	0.001	176	0.016	176	0.000	176	0.000	176	0.002	176	0.000	176	0.003	176	0.000
193	0.001	193	0.016	193	0.000	193	0.000	193	0.002	186	0.000	193	0.003	193	0.000
196	0.001	196	0.035	196	0.000	196	0.000	196	0.000	193	0.000	196	0.002	196	0.000
228	0.001	228	0.038	228	0.000	228	0.000	228	0.077	196	0.000	228	0.003	218	0.000
268	0.369	268	0.013	268	0.000	288	0.000	233	0.003	199	0.000	268	0.003	228	0.000
288	0.005	288	0.011	288	0.064	369	0.000	238	0.003	218	0.000	288	0.006	233	0.000
369	0.001	369	0.014	369	0.000	423	0.000	273	0.002	228	0.000	369	0.064	238	0.000
439	0.001	439	0.062	439	0.000	439	0.385	288	0.005	233	0.000	439	0.038	253	0.000
524	0.001	524	0.016	524	0.000	524	0.000	369	0.002	238	0.000	524	0.407	268	0.000
534	0.001	534	0.087	534	0.109	534	0.000	423	0.002	243	0.245	534	0.006	273	0.000
564	0.001	564	0.016	564	0.000	542	0.000	429	0.001	258	0.000	564	0.006	299	0.322
566	0.001	566	0.013	566	0.000	564	0.000	439	0.002	263	0.000	566	0.005	366	0.000
576	0.103	576	0.008	576	0.000	566	0.000	524	0.003	273	0.000	576	0.274	439	0.000
612	0.001	612	0.012	612	0.006	576	0.010	534	0.002	278	0.000	612	0.102	513	0.000
652	0.001	652	0.163	652	0.000	612	0.000	542	0.002	288	0.000	652	0.003	534	0.000
656	0.001	656	0.021	656	0.000	618	0.000	564	0.002	293	0.000	656	0.003	566	0.000
674	0.001	674	0.226	674	0.000	652	0.000	566	0.395	336	0.000	674	0.002	576	0.076
686	0.284	686	0.009	686	0.000	656	0.000	576	0.007	369	0.000	686	0.005	612	0.197
732	0.001	732	0.014	732	0.525	674	0.261	612	0.001	429	0.000	732	0.007	652	0.000
744	0.001	744	0.015	744	0.000	686	0.000	652	0.002	436	0.000	744	0.006	656	0.000
853	0.001	853	0.016	853	0.000	688	0.000	656	0.008	439	0.000	853	0.003	664	0.000
						732	0.000	674	0.002	518	0.000			674	0.000
						744	0.000	686	0.003	524	0.000			686	0.000
						912	0.000	732	0.003	534	0.000			732	0.000
						921	0.203	744	0.003	536	0.000			853	0.000
						924	0.000	912	0.002	542	0.000			924	0.000
						935	0.000	921	0.002	564	0.000				
						936	0.000	924	0.007	566	0.000				
						944	0.000	935	0.002	576	0.000				
						964	0.000	936	0.166	578	0.000				
								944	0.002	612	0.000				
								961	0.003	616	0.180				
								964	0.002	618	0.000				
										648	0.000				
										652	0.000				
										656	0.000				
										664	0.000				
										668	0.000				
										672	0.000				
										674	0.000				
										684	0.000				
										686	0.000				
										688	0.000				
										694	0.000				
										732	0.000				
										744	0.000				
										746	0.000				
										754	0.000				
										912	0.000				
										914	0.000				
										915	0.000				
										917	0.000				
										921	0.000				
										922	0.000				
										923	0.000				
										924	0.000				
										926	0.000				
										935	0.000				
										944	0.567				
										960	0.000				
										962	0.000				
										964	0.000				
										968	0.000				