

HIAS-E-52

実質為替レートと通貨体制：
1972年沖縄返還からの示唆
Real Exchange Rates and Currency Regimes:
Implications from 1972 Okinawa Reversion

Kazuko Kano
Musashino University

Takashi Kano
Hitotsubashi University

August 2017



Hitotsubashi Institute for Advanced Study, Hitotsubashi University
2-1, Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8601, Japan
tel:+81 42 580 8604 <http://hias.ad.hit-u.ac.jp/>

HIAS discussion papers can be downloaded without charge from:
<http://hdl.handle.net/10086/27202>
<https://ideas.repec.org/s/hit/hiasdp.html>

All rights reserved.

実質為替レートと通貨体制: 1972 年沖縄返還からの示唆

武蔵野大学経済学部

一橋大学大学院経済学研究科

加納 和子[†]

加納 隆[‡]

2017 年 8 月 31 日

要約

本稿は、異なる通貨体制が個別小売商品レベルの実質為替レートに対して与える効果を識別・推定する上で、1972 年 5 月 15 日の沖縄本土返還前後に琉球・沖縄が経験した 3 つの通貨体制 — 米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、および日本円共通通貨制 — が理想的かつ強力な自然実験環境を提供することを、第 2 次世界大戦後の琉球・沖縄の経済史を概観することで議論する。この自然実験の実装のため、本稿は沖縄本土返還前後に沖縄と日本本土において実施された小売物価統計調査に着目する。食料品 41 銘柄に基づいた本稿の計量分析から、米ドル変動相場制は統計的にも経済的にも個別商品レベルの実質為替レート調整に対し有意な阻害効果を持つこと、また個別商品レベルの実質為替レート調整を促進する共通通貨効果の仮説は、経済的には有意ではないことが観察される。本稿の自然実験からの結論は、名目為替レート変動の国内小売価格への不完全なパス・スルーを示唆する開放経済ニューケインジアンモデルの実証的妥当性を支持している。

キーワード: 実質為替レート, 通貨体制, 沖縄本土返還, 小売物価統計調査, 自然実験

[†] 〒135-8181 東京都江東区有明 3-3-3. Email: k_kano@musashino-u.ac.jp

[‡] 〒180-8601 東京都国立市中 2-1. Email: tkano@econ.hit-u.ac.jp.

* 本稿は 2017 年度日本経済学会秋季大会における特別報告に向け準備・執筆されたものである。本稿の執筆においては Martin Berka 氏から貴重なコメントをいただいた。また本稿の計量分析を可能にしたデータ収集においては、大関智也氏、柴田正暁氏、和田健司氏の研究補助を受けた。記して感謝したい。また本稿は科学研究費基盤研究 (B)(課題番号 24330060 および 17H02542) および一橋大学社会科学高等研究院から研究助成を受けている。本稿中におけるいかなる誤りも筆者に帰する事は言うまでもない。

1 はじめに

国際金融論において、実質為替レートの特徴を明らかにし、その変動の構造的な原因についての理解を深めることは、常に中心的な研究課題であり続けてきた。実質為替レートとは、同一通貨で測った2国間の物価水準の乖離である。ある国の物価水準が同一通貨単位で他国の物価水準より高く（低く）なれば、その国の購買力は上昇し（低下し）、実質為替レートは増価（減価）する。それゆえ、実質為替レートの変動は当該国の相対的な経済的厚生に直結する。また、経常収支や貿易収支に反映される当該国の対外取引は、国際的な相対価格である実質為替レートに大きく影響を受ける。外生的ショックの国際的波及メカニズムの支柱である総需要振替効果（expenditure switching effect）は、実質為替レート調整の大きさと速度に強く依存している。以上のように、実質為替レートは開放経済が直面する最も重要な相対価格であり、その変動のより正確な理解に向けて過去極めて多くの研究が行われてきたことは言を俟たないだろう。

物価指数を構成する全ての財において2国間で一物一価が成立しているならば、購買力平価が成立し実質為替レートの変動は理論的には存在しない。しかし、全ての構成財において一物一価が成立するとは、先験的にも経験的にも言えない。まず国際的取引に禁止的な取引費用がかかる（理髪のような）サービス財は、裁定取引の機会がなく一物一価が成立しないと考えられる。より一般的には、物価指数の構成財を貿易財と非貿易財に分けるとすれば、実質為替レートの変動は非貿易財の2国間価格差の変動に等しくなる。それゆえ、実質為替レートの変動が貿易財と非貿易財の生産性比の当該2国間における違いによって説明されることが、バラッサ・サムエルソン効果（Balassa and Samuelson effect）として新古典派2国2財モデルで示されている。

近年実質為替レート分析の中心は、消費者物価指数などの集計データに基づいた実証分析から、その構成財である個別商品の小売価格からなるマイクロデータを用いたものに移行してきた。個別商品価格を用いた実質為替レート研究の背後には、一物一価の検証には、その前提条件である「同一財」を厳密に識別する必要があるからだ。そしてこのマイクロデータを用いた個別商品における実質為替レート研究によると、非貿易財だけではなく貿易財においてさえ、国際的な一物一価が成立していないという驚くべき事実が明らかになった（Engel 1999, Crucini and Telmer 2012, Gopinath et al. 2011, Broda and Weinstein 2008）。*¹ この結果は長年主張されてきたバラッサ・サムエルソン効果の有効性に深刻な疑念を投げかけたのと同時に、そもそもなぜ貿易財において一物一価が成立しないのか、その統計的頑健性とその主要因を探る研究トピックを新たに生み出し、現在精力的に研究が進められている。

貿易財における国際的な一物一価からの乖離の主要因には、まず国際間・地域間取引コスト（輸送コストおよび国境効果）や国内流通サービスにおける非貿易財（人件費や倉庫等）など、財の裁定機会を妨げる実物的摩擦（real frictions）の役割が挙げられている。*² 実質為替レート変動における実物的摩擦の重要な役割は、主に国際的実物的景気循環理論（international real business cycle models）の分野を中心に、理論的・実証的に考察されてきた。一方、名目価格の硬直性などの名目的摩擦（nominal frictions）の重要性はMussa（1986）により指摘されている。Mussa（1986）は、ブレトン・ウッズ体制の固定相場制下と、ブレトン・ウッズ体制崩壊後の変動相場制下における、先進国間の実質為替レートと名目為替レートの集計データの時系列分析から、以下の2つの観察を行っている。

*¹ マイクロデータを用いた実質為替レートに関する最近の実証分析の包括的なサーベイはBursten and Gopinath（2014）とMarsh et al.（2012）を参照のこと。

*² 一物一価からの乖離の持続性における国内流通サービスを通じた非貿易財の役割に関してはCrucini and Shintani（2008）のマイクロデータを用いた分析が知られている。Kano et al.（2013）は日本の農産物卸売価格と輸送パターンのデータを用いて構造モデルを識別し、地域間価格における輸送コストの役割を推定している。国境効果の識別に関してはGopinath et al.（2011）参照のこと。

1. 変動相場制下において、実質為替レートと名目為替レートの間には、おおそ一対一の正の相関がある。
2. 固定相場制における実質為替レート変動の程度は、変動相場制下のものよりはるかに小さい。

実質為替レートの変化率が、名目為替レートの変化率から当該2国間のインフレ率差を引いたものに等しくなることを考慮すれば、この Mussa (1986) の主張を理解することは比較的容易である。当該国において名目価格が十分に硬直的であれば、インフレ率の変化はそれぞれの国で小さい。一方、変動相場制下の国際金融市場において、資産価格の1つとして決定される名目為替レートは、他の資産価格（例えば株価）と同様に変動が極めて激しい。結果として、実質為替レートの変動は名目為替レートの変動におよそ一致する。また固定相場制下では、名目為替レートの変動は制度的に認められない。それゆえ実質為替レートの変化率はインフレ率差に等しく、その変動の大きさは、名目価格の硬直性を反映して、変動相場制下のものよりもはるかに小さくなる。

Mussa (1986) の分析以降、ニューケインジアンモデルの分野において、実質為替レート変動における名目的硬直性の役割が考察されてきた。そこでは主に観察1が強調され、変動相場制下における実質為替レート変動の主要因として、独占競争的輸出企業の市場差別的 (pricing-to-market) かつ輸出先通貨 (local currency) に基づいた硬直的な価格設定行動が産み出す、名目為替レート変動の国内価格への不完全なパス・スルー (pass-through) の役割が重要視されている。一方、Mussa (1986) の観察2が示唆するように、実質為替レートの調整が、ブレトン・ウッズ体制に見られる固定相場制や、その崩壊後の変動相場制といった、国際通貨体制それ自体に強い影響を受けている可能性を看過することはできない。さらに1999年に発足したユーロ体制の存在は、固定相場制の一形態である共通通貨制が、一般的な固定相場制以上に、実質為替レート調整を促進させる固有な「共通通貨効果」(common currency effect) と持つのかどうか、自然であるが政策的にも極めて重要な疑問を新たに提起した。

この「共通通貨効果」の仮説に対し、少なくとも筆者が知る限り、個別商品価格を用いた2つの代表的な研究がある。Berka et al. (2012) は、欧州18カ国の個別商品価格の1995年-2009年の年次データ (Eurostat-OECD PPP Program) を用いて、2カ国間の個別商品別実質為替レートを計算している。このとき実質為替レートの時系列およびクロスセクション方向の標準偏差は、ユーロ加盟国ペアの方が、変動相場制採用国を含んだペアよりも、有意に小さい。このことはユーロ共通通貨体制に代表される固定相場制下の方が、変動相場制下に比較して、実質為替レートの調整が早いことを示唆している。また Berka et al. (2017) では、同じマイクロデータを用いて、個別商品価格におけるバラッサ・サムエルソン効果の実証が行なわれている。このとき、変動相場制採用国を含めたペアではなく、ユーロ加盟国ペアにおいてバラッサ・サムエルソン効果が有意に観察されている。このことは、名目為替レート変動の影響を受けない共通通貨制/固定相場制のほうが、バラッサ・サムエルソン効果の想定のとおり、貿易財と非貿易財の相対価格の変化に対し、実質為替レートが効率的に調整されていることを意味している。

Cavallo et al. (2014a) は、貿易可能な個別商品レベルの実質為替レート調整に対し、固定相場制下と共通通貨制下でどのような違いが存在するのか、実証的に明らかにしようとする最初の試みである。この研究では、グローバル展開する小売製造業企業4社のオンラインストアで観察される個別商品価格を、世界85カ国において日次でサンプルしている。特筆すべきは、データ内の欧州諸国に、ユーロ加盟国、固定相場制採用国、そして変動相場制採用国がそれぞれ含まれていることである。^{*3} このため、Cavallo et al. (2014a) は、それぞれの通貨体制に属する2国間の個別商品実質為替レート変動の程度について、異なった通貨体制間での比較が可能であり、よって通貨体制の実質為替レートへの影響が推定可能である。

Cavallo et al. (2014a) では以下の驚くべき観察事実が報告されている。貿易可能な個別商品価格における一物

^{*3} グローバル展開する小売製造業とはアップル、イケア、H&M、Zara を指す。

一価は、ユーロ加盟国間ではかなり正確に成立しているが、ユーロ非加盟国間では、たとえ固定相場制採用国間においても、大きく乖離しているという事実である。この観察は、名目為替レートの変動が無いということ以上に、共通通貨で価格設定されている事それ自体が、実質為替レート調整を促進する「共通通貨効果」の可能性を示唆している。ここで問題は、このような観察を説明できるニューケインジアンモデルは、現在存在していないことである。もちろん実質為替レート変動に対する変動相場制と固定相場制の効果の違いは、過去いくつかのニューケインジアンモデルにおいて集計データに基いて説明されてきた。^{*4} しかし少なくとも筆者の知る限り、貿易可能な個別商品実質為替レート変動に対する、固定相場制と共通通貨制の影響の有意な違いを合理的に説明できるニューケインジアンモデルは存在していない。それゆえ、もし Cavallo et al. (2014a) の観察が真の「共通通貨効果」を捉えているとすれば、それは実質為替レート変動に関する新しい理論モデルの必要性を強く提起していることになるだろう。

本稿の目的は、以上のように近年進展が著しい、個別商品価格のマイクロデータを用いた国際通貨体制の実質為替レート効果の実証分析を再考することにある。このため、Kano and Kano (2016) の分析に依拠し、我が国の歴史的データを用いて「共通通貨効果」のより適切な識別・推定を試みる。本稿では、Kano and Kano (2016) 同様、1972 年 5 月 15 日に実現した沖縄本土返還前後で観察された、沖縄・那覇市と本土主要都市間における個別商品価格差のデータを分析対象としている。^{*5} 本稿では、日本政府総理府統計局と琉球政府企画局統計庁によって実施された「小売物価統計調査」の 1970 年 1 月から 1974 年 12 月に収集された調査品目の小売店舗における販売価格の月次データを使用する。当データの実質為替レート研究における希少性と妥当性は次のように説明できるだろう。

まず本稿のデータには、固定相場制、変動相場制、および共通通貨制の 3 つの異なった通貨体制を経験した同じ地域ペアが含まれている。第 2 次大戦後、那覇市を主要都市とする琉球・沖縄は、米軍占領下にあり、1958 年 9 月 20 日以降本土復帰まで、その流通通貨は米ドルであった。1971 年 8 月 15 日のいわゆる「ニクソン・ショック」による米ドルの金兌換停止に伴い、日本円はブレトン・ウッズ体制における 1 ドル 360 円の固定相場から米ドルに対し急激な切り上げを余儀なくされ、1971 年 8 月 28 日には変動相場制への移行が実施された。このため、沖縄の日本本土に対する通貨体制は、1971 年 8 月 28 日を境に固定相場制から変動相場制に事実上移行したと言える。さらに 1972 年 5 月 15 日を境に、那覇市のすべての個別商品価格はドル建てから円建てに変更された。言い換えれば、1972 年 5 月以降、那覇市は日本円の「共通通貨圏」に政策的かつ外生的に合併されたと考えることができる。つまり、那覇市と本土主要都市間の通貨体制が、円・ドルの固定相場制 (1958 年 9 月 20 日から 1971 年 8 月 27 日) から変動相場制 (1971 年 8 月 28 日から 1972 年 5 月 14 日) に移行し、その後日本円の共通通貨制 (1972 年 5 月 15 日以降現在まで) に移行したことを意味する。

政策評価の文献に従えば、特定の政策効果を識別・推定するためには、当該政策が施行される処置群 (treatment group) を設定し、処置群の政策施行前後の反応を統計的に比較することが必要とされる。しかし処置群の情報だけでは、政策効果の正確な推定には十分ではない。なぜなら当該政策の効果と政策施行時に同時に発生したと考えられる他の経済環境の変化の効果を分離することが出来ないからである。このため、同じ経済環境を共有しながらも政策が施行されない、いわゆる対照群 (control group) の設定が必要となる。このことは、本研究が注目する沖縄本土復帰前後のデータ・セットが、沖縄と本土主要都市間の地域ペアを、歴史的に 3 つの異なった通貨体制を経験した処置群として、またその他の本土主要都市間の地域ペアを、通貨体制の変化を受けない対照群とした、通貨体制の実質為替レート効果の検証における、適切な自然実験 (natural experiment) の場となっていることを意味す

^{*4} Mussa (1986), Monachelli (2004), and Kano (2016) を参照のこと。

^{*5} 本稿は Kano and Kano (2016) の分析に基づいているが、本稿の自然実験環境の妥当性を議論するため、次節で見るように戦後琉球・沖縄の経済史のより詳細な解説を試みる。

る。^{*6}さらには、(i) 琉球・沖縄の日本円圏からの離脱と再参入が、経済的な理由に基づいた内生的な選択ではなく、第2次世界大戦の終戦と沖縄の地政学的立地という外生的要因によって決定されている点、(ii) 当時の沖縄経済が、米軍占領下においても実質的に日本本土経済圏に十分に統合されていた点、(iii) そして1971年8月のニクソン・ショック以降の変動相場制移行が、琉球・沖縄経済にとっては全く意図せず外生的に発生した通貨体制の構造変化であった点は、本稿での自然実験の妥当性を強く保証している。このとき、差の差回帰 (difference-in-difference regression: DID) や不連続回帰デザイン (regression discontinuity design: RDD) など、政策評価の強力な計量経済的方法が利用可能となる。

ここで本稿の研究と既存研究の違いを明らかにしておく。前説の Berka et al. (2012, 2017) と Cavallo et al. (2014a) の分析では、それぞれのサンプル期間の中で、同一の国ペアは同一の通貨体制のみを経験している。このため通貨体制の変化を受ける処置群と、通貨体制の変化を経験しない対照群の明確な設定が存在せず、通貨体制の実質為替レート効果を識別する、適切な自然実験の条件を満たしていない。問題は、Cavallo et al. (2014a) において「共通通貨効果」として識別・推定された効果が、その真の効果ではなく、当該共通通貨圏に属する国のペア固有の時間を通じて不変な別の要因を反映している可能性を排除できないことにある。

筆者の知る限りにおいて、実質為替レートに対する「共通通貨効果」を識別・推定するための自然実験を扱う既存研究は2つある。まず第1に、Cavallo et al. (2014b) は、2014年に実施されたりトピアのユーロ加盟の前後でサンプルされた、グローバル展開する小売製造業企業の1つであるZARAの衣類商品のオンライン価格を分析している。リトビアとその他のユーロ加盟国間のペアを処置群とし、またリトビア以外の既存のユーロ加盟国間のペアを対照群として、個別商品レベルの実質為替レートに対する共通通貨効果の自然実験を設定している。そして処置群におけるZARA製品の2国間相対価格分布は、ユーロ加盟という処置後ほぼゼロに退化していることを観察し、統計的に有意な「共通通貨効果」の存在を主張している。

また第2の既存研究として、Takagi et al. (2004) は、1972年5月の沖縄本土復帰前後の琉球・沖縄の消費者物価データを用いて、共通通貨効果の自然実験を通じた識別・推定を試みている。次節で概説するように、太平洋戦争末期、1945年4月1日の米軍沖縄本島上陸後、琉球・沖縄は1972年5月15日の本土復帰まで米軍占領下となった。この米軍施政下で、本土復帰に至るまでに、琉球・沖縄は計6回もの法定通貨変更を経験する。Takagi et al. (2004) は、集計データに基づいた消費者物価指数を用いて、日本および米国それぞれに対する琉球・沖縄の実質為替レートの時系列分散を、第4次、第5次および第6次法定通貨変更で実現された、B型円軍票紙幣 (以下B円)、米ドル、日本円に基づく3つの通貨体制のそれぞれにおいて計算している。このとき、琉球・沖縄の実質為替レートの分散は、円通貨体制の際には日本に対してより小さくなり、逆に米ドルおよびB円通貨体制期にはアメリカに対してより小さくなっていることを観察し、実質為替レート変動に対する有意な共通通貨効果を推定している。

このように Cavallo et al. (2014b) と Takagi et al. (2004) は、自然実験を用いて実質為替レート変動に対する共通通貨効果の識別と推定を試みる重要な先行研究であるが、それぞれ本稿との明確な違いがある。その結語でも十分に留意されているように、Cavallo et al. (2014b) の問題点は、識別された「共通通貨効果」が、グローバル展開をしている衣類メーカー独自の価格戦略の一部を反映しているだけで、たとえサンプルに含まれている衣類商品数がいかに多くても、当該国の物価指数を構成する他の多くの財に対して、その結論を一般化して当てはめることが困難な点である。一方で本稿で用いるデータは、我が国の消費者物価指数を構成する多種類の財の小売価格であ

^{*6} Gorodnichenko and Tesar (2009) は、一物一価からの乖離に対する「国境効果」の識別・推定において、適切な処置群と対照群に基づく自然実験の必要性を説いている。この一物一価からの乖離に対する国境効果の識別・推定における自然実験としては、1971年に実現したパキスタンとバングラディッシュの分離・独立のケースを分析した Morshed (2007) の DID 分析がある。Morshed (2007) によれば、当該2国の間に相対価格構造に統計的に有意で頑健な国境効果は観察できない。

る。この点本稿の結論は、ある特定の個別商品生産者固有の価格設定行動のような固定効果の影響に対しては頑健である。

また Takagi et al. (2004) では、消費者物価指数の集計データに基づいた実質為替レートが分析対象だが、本稿ではより最近の文献に従い、個別商品レベルの実質為替レートを分析対象としている。Takagi et al. (2004) では、実質為替レートの変動を、絶対的購買力平価 (absolute purchasing power parity) からの乖離と相対的 PPP (relative purchasing power parity) からの乖離に基づいて計測しているが、注目すべきことに、有意な共通通貨効果は、相対的 PPP ではなく絶対的 PPP を用いた際にのみ観察される。絶対的 PPP からの乖離を用いた実質為替レート研究の問題点は過去多く指摘されてきたことであるが、このことは、Takagi et al. (2004) の結論が実質為替レートの階差を取るかどうかという時系列的操作に対して頑健ではないという留意を示唆している。さらに Takagi et al. (2004) では、沖縄本土復帰後の日本円共通通貨制におけるサンプル期間が、その他の通貨体制におけるサンプル期間よりもはるかに長い。^{*7} 政策評価の文献が強調しているように、より正確な政策評価のためには、当該処置の前後で処置以外の経済環境が均一であることが理想的である。処置後のサンプル期間の長さが著しく異なることにより、実質為替レートに対する日本円共通通貨効果の推論が、「共通通貨効果」とは直接関係の無い、より最近に沖縄と本土の間に起こった他の経済環境の変化を反映している可能性を排除できない。^{*8}

本稿では、日本政府総理府統計局と琉球政府企画局統計庁が本土 46 都道府県県庁所在地と那覇市のそれぞれで実施した「小売物価統計調査」における、沖縄返還前後の 5 年間 (1970 年 1 月から 1974 年 12 月) の結合データを分析対象とする。これにより、その他の経済環境の時系列方向での均質性を可能な限り担保する一方で、「小売物価統計調査」の調査対象である多種類の個別品目をその分析に含めることにより、クロスセクション方向の情報を活用する。その上で個別品目レベルで一物一価からの乖離を計算し、多くの品目からなる個別品目レベルの実質為替レートの標本分布を観察する。その上で対照群特性をコントロールした上で、米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、および日本円共通通貨制それぞれの処置の前後で、当該分布特性に統計的に有意な差があるかどうか、DID 分析を用いて検証する。以上が本稿が実質為替レート変動における通貨体制の役割に対して接近する計量経済学的方法である。

「小売物価統計調査」の食料品項目に含まれる 41 品目のサンプルに基いた、本稿の分析の主な結論は、以下のとおりである。^{*9} まず、41 品目の全てを対象として、那覇市と本土主要都市間の個別品目レベルの実質為替レートの絶対値の分布を、米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、および日本円共通通貨制の下でそれぞれ推定すると、米ドル変動相場制下においてのみ分布の形状が有意に変化し、多くの品目において実質為替レート調整が阻害されることが観察された。しかし日本円共通通貨制下において、分布の形状の明確な変化は確認されなかった。次に、全食料品品目をブランド品とノンブランド品のそれぞれに分けてサブサンプルを作成して分析を行うと、ブランド品サブサンプルにおいて、米ドル変動相場制下の分布だけが、米ドル固定相場制下と日本円共通通貨制下の分布と有意に形状が異なっていた。一方ノンブランド品サブサンプルにおいては、そのような分布の形状の明確な違いは 3 つの通貨体制で観察されない。DID 分析を用いたよりフォーマルな計量分析の結果も上記の観察を裏付ける。すなわち、処置群を那覇市と本土主要都市間の個別商品レベルの実質為替レートの絶対値とし、対照群を那覇市を除

^{*7} B 円体制と米ドル体制のサンプル数はそれぞれ 86 ヶ月 (1951 年 7 月から 1958 年 8 月) と 154 ヶ月 (1958 年 10 月から 1971 年 7 月) であるのに対し、返還後の円体制のサンプル数は 353 ヶ月 (1972 年 8 月から 2001 年 12 月) である。

^{*8} 例えば流通システムの効率化による輸送費の低下などが考えられるだろう。

^{*9} 本稿の分析対象が未だに食料品 41 項目に限定されている主な理由は、本稿が調査しているサンプル期間における「小売物価統計調査」の電子データが存在せず、全て「手打ち」でデータを作成せざるを得ない物理的・時間的な制約に直面してきたからである。本稿の結論があくまで食料品のデータ特性の制約を受けていることは重要な留意である。2017 年度から科学研究費助成 (17H02542) を受け、データベースの拡張を行っている。

いた本土主要都市間の個別商品レベルの実質為替レートの絶対値として DID 分析を全サンプルに適応すると、米ドル固定相場制を基準にして、米ドル変動相場制と日本円共通通貨制は統計的にも経済的にも有意に実質為替レート調整を阻害することが推定された。さらにブランド品とノンブランド品のサブサンプルを用いた分析の結果、この2つの通貨体制の実質為替レート調整阻害効果の源泉がブランド品サブサンプルに起因することが確認された。特にブランド品サブサンプルにおいては、ニクソンショック後の円高ドル安は、同一ブランド品的那覇市での円建て価格を、本土主要都市におけるものよりも平均的に低くしていた。一方、ノンブランド品サブサンプルでは、経済的に有意な通貨体制効果は観察されなかった。

それゆえ、本稿での自然実験が明らかにしたのは、まず変動相場制は統計的にも経済的にも有意な実質為替レート調整阻害効果を持つこと、さらに個別商品レベルの実質為替レート調整を促進する「共通通貨効果」は、日本円共通通貨制の効果で測る限り経済的には有意ではないことである。特にブランド品では、日本円共通通貨の採用は、むしろ実質為替レート調整を阻害していた可能性すらある。ブランド品のサブサンプルに含まれるほぼ全ての品目が、本土に存在するメジャーな食料品メーカーの商品であることを考慮すると、上記の結論は、前述の Mussa (1986) の2つの観察を踏襲するものであり、外国市場と国内市場のそれぞれで現地通貨建てで硬直的に価格設定を行う、独占競争的な輸出企業が存在するニューケインジアンモデルの理論仮説に極めて整合的である。また上記結論は、共通通貨制を包含した固定相場制は、変動相場制より、貿易財の実質為替レートを安定化せるという Berka et al. (2012) の政策含意を再確認するものではあるが、Cavallo et al. (2014a) の政策含意である、固定相場制を上回る共通通貨制固有の効果を認めない。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿の自然実験環境の妥当性を議論するため、第2次世界対戦後の琉球・沖縄経済史を概説する。第3節は本稿のデータを解説する。第4節で本稿の計量分析の結果を報告し、第5節で結語する。

2 自然実験環境の妥当性：本土返還前後の琉球・沖縄経済史

本節では、太平洋戦争末期の沖縄戦における米軍沖縄上陸から沖縄本土返還にかけての琉球・沖縄の経済史を概説することによって、本稿において考察する自然実験環境の妥当性を議論する。^{*10} 特に (i) 沖縄の日本本土からの分離と再帰属が、経済的な理由に基づいた選択ではなく、沖縄戦終結と沖縄の軍事的・地政学的重要性という経済外生的要因によって決定された点、(ii) 当時の沖縄経済が、米軍占領下においても、実物面では日本本土経済圏に融合されていた点、(iii) 第5次法定通貨変更以降の米ドル通貨体制が、沖縄開発のため外資誘致をはかった米軍政府の政治的意思決定の結果であり、沖縄と日本本土との相対価格構造とは中立的であった点、そして (iv) 1971 年 8 月のニクソン・ショック以降の変動相場制移行が、琉球・沖縄経済にとっては意図されず外生的に発生した国際通貨体制上の構造変化であった点を、琉球・沖縄の経済史を振り返り説明する。

2.1 日本本土からの分離と返還の経済外生性

日本と連合国軍の間で行われた沖縄戦において、連合軍の主力をなす米国海軍が沖縄本島に上陸したのは 1945 年 4 月 1 日であった。同日、米海軍は米国海軍軍政府特別布告第 1 号を發布し、米海軍による軍政府が樹立を宣言する。以降 1972 年 5 月 15 日の沖縄本土返還に至るまで、琉球・沖縄は米軍の占領下に置かれることになった。沖

^{*10} 本節における琉球・沖縄経済史の記述は「戦後沖縄経済史（以下「経済史」）」（琉球銀行 1986）によるところが大きい。また Takagi et al. (2004) は英文による概説をしている。

縄占領と軍政施行の当初の目的は、沖縄を太平洋戦争末期の対日攻略の橋頭堡にすることであった。1945年7月26日の日本のポツダム宣言受諾による無条件降伏により、沖縄の占領と軍政施行の当初の目的は達成されるが、沖縄は日本に再帰属されず、米軍による軍政は継続されることになる。連合軍統合参謀本部は、沖縄の地政学的重要性と軍事的価値を強く認識し、米国を唯一の施政者とする信託統治による沖縄の保有継続を強く主張する。一方、米国国務省は琉球・沖縄は日本が保有するとともに非軍事化される諸小島という認識を持っていた。この統合参謀本部と米国国務省の間の意見対立により、沖縄戦終結直後の沖縄保有の決定と行政主体の確定は意図的に「留保」された。このいわゆる「留保政策」により、その後の沖縄政策は混迷し、その復興・振興策の道筋が立たなかった。この留保政策が事実上解消され、米軍政による沖縄復興へのコミットメントが本格化するのには、米軍の沖縄長期留保が米国政府およびトルーマン大統領により正式に承認される1949年5月6日を待たなければならなかったのである。^{*11}

沖縄の日本本土への返還が初めて正式に日米間で表明されたのは、1967年11月15日の佐藤・ジョンソン会談後発表された「佐藤総理・ジョンソン大統領共同声明」においてである。^{*12} 当時米軍による土地収容問題（いわゆる「軍用地問題」）が沖縄全島に発展する「島ぐるみ闘争」を引き起こし、米軍に対する沖縄住民の反発が非常に強まった。沖縄住民の本土復帰運動の高まりと1960年の日米安保改定で緊張化した日米関係に直面し、米国務省は日米関係の修復と安保体制の維持強化のために、日本と沖縄の要請や感情に配慮したより一層の政治的譲歩を主張する。一方、米軍部は沖縄に対するより一層の政治的譲歩は、沖縄基地の戦略的価値を大きく毀損することになるとして真っ向から反対した。この米国務省と軍部の間で先鋭化した意見対立が解消され、沖縄の施政権返還に米国サイドが大きく傾くのは、1966年6月の国務省と国防省のメンバーで構成される「琉球特別作業班」による、沖縄問題に関する詳細な検討の結果を受けた後であった。そこでは、仮に沖縄の施政権を日本に返還したとしても、日米安保下で主要な基地機能は維持可能であるという結論に至り、米軍部は返還反対の強硬な態度を軟化させた。日本政府も沖縄の復帰運動の激化と、国内世論の沖縄問題に対する関心の高まりに強い政治的危機感を抱き、沖縄施政権の早期返還の必要性を強く認識しはじめた。しかし、ベトナム戦争をはじめ極東アジア情勢の緊迫化の中において、沖縄基地の軍事的重要性は益々強まり、沖縄施政権の日本返還は同時にアメリカの沖縄基地の自由運用を完全に担保したものでなければならなかった。

佐藤・ジョンソン共同声明においては、施政権返還の方針を日米間で共有したが、具体的な返還日時とその条件について決定には至らず先送りとなった。そして沖縄返還が日米間で正式に決定されたのは、1969年11月21日の佐藤・ニクソン会談後に表明された「佐藤総理・ニクソン大統領共同声明」においてであり、そこで1972年中の沖縄施政権の返還が明記された。その1年後の1971年6月17日に「沖縄返還協定」が日米間で調印される。この沖縄返還に伴い、米国は返還後も米軍基地の機能を損なわず、日米安保条約等日米協調体制を維持強化でき、さらには返還後の沖縄行政管理の財政的負担を節減できるという利益を保証できた。また日本側も分割されていた領土ないし統治権を回復し、それにより国内の政治的緊張が大幅に緩和したこと、またその結果として日米安保条約の継続が可能となった等の利益を享受できた。このように沖縄の本土返還の背後には、日米政府の極めて政治的な誘因があり、それは「沖縄の意志や主張とかかわりなく、日米双方にとってそれぞれの安全保障体制を確保するため不可欠のものであり、まさに日米協調体制を支える結節点」（経済史 p.899）だったのである。

以上のように、沖縄戦終結後、琉球・沖縄が日本の帰属を離れ行政的に日本から分離され、またベトナム戦争停戦

^{*11} 国家安全保障会議「合衆国の対日政策に関する諸韓国」（NSC13/3）

^{*12} 「経済史」によると、当初佐藤が沖縄返還問題と関わりを持ったのは、当時の自民党総裁池田隼人との総裁選におけるキャッチフレーズ作成のためであり、「その解決に使命感を見出したからではなく、あくまでも総裁選挙用スローガンとしての政治的効果に期待してのもの」だった（経済史 p.697）。この点からも沖縄の返還が極めて政治的な意思決定の結果だったことが類推される。

後本土への返還が実現するのは、沖縄の軍事的・地政学的重要性を認識していた米軍と米国政府の戦略上の意思決定の帰結であったことを認識することは、本稿の自然実験環境の妥当性にとって極めて重要である。本稿の自然実験では、日本の 47 主要都市間の全てのペアを、那覇市を含むペアを含む処置群と、その他の都市間ペアを含む対照群に分割するが、この操作が経済的に内生的ではなく、米軍の沖縄島上陸という経済的に外生的な歴史的イベントと日米協調体制の維持強化という極めて長期的な視点に立った 2 国間の政治決定によってなされている。このことは、少なくとも処置群固有の効果を除去したあとでは、本稿の政策評価において、処置の内生性に伴う推定上のバイアスがないことを強く示唆している。

2.2 本土経済圏との実物経済上の融合

次に米軍占領下の琉球・沖縄経済が、実物経済面では日本本土経済に融合されていたことを確認する。もし沖縄と本土の実物経済が完全に分離されていて、商品取引自体が不活発であったら、そもそも貿易財における一物一価の分析を行う意義がない。それゆえ米国占領下当時においてさえ、琉球・沖縄経済がいかに実物面において本土経済と密に関連していたか確認することは、本稿の分析の意義を担保する上で必要不可欠である。

米軍占領下の沖縄経済の特徴を端的に示せば、「基地依存型輸入経済」であった。沖縄戦終結後、一切の生産能力が灰燼と帰した沖縄経済は、常に物資不足によるインフレ圧力に悩まされた。特に 1949 年 5 月に米軍の長期保有が確定したのち、1950 年から 52 年にかけて米軍恒久基地建設のブーム（いわゆる「軍工事ブーム」）がおこると、琉球域内の物資需要に対する供給不足が顕在化する。さらに基地建設のための労働力確保のため、賃金を大幅に上昇させる必要があり、この賃金上昇がインフレをさらに加速させるおそれがあった。この問題に対して、米軍政府は 1950 年 4 月 12 日に布令第 6 号「琉球列島における軍の B 円交換率」を發布し、当時の法定通貨である B 円の固定為替を 1 ドル=120B 円に変更する。^{*13} 当時、円ドルレートが 1 ドル=360 円であったことを考えると、この B 円の対ドルレートの下、いかに日本円に対して B 円が過大に評価されたか容易に知ることができるだろう。この政策的に誘導された B 円高のため、沖縄の対日輸入価格は低く押さえられ、沖縄が日本から安価な物資を大量に輸入し物資不足を緩和することが可能になったのである。一方、沖縄は砂糖・スクラップ・パイン以外は主要な輸出産業を持っておらず、結果として沖縄は恒常的に巨額な対日貿易収支の赤字を計上する。この対外赤字は米軍基地に対する米国予算と日米両政府の経済援助によってファイナンスされていた。

このような沖縄の本土への輸入依存は、1950 年 10 月 20 日付布令第 26 号「琉球列島における外国貿易および外国為替」に基づく輸入の民間自由化後さらに強まった（いわゆる「L/C 時代」）。輸入額は 1958 年には 1951 年と比べ 7 倍まで拡大し、沖縄経済の輸入依存度（国民所得に対する輸入の割合）は 1957 年には 65.5% を記録している。^{*14} さらに本土からの輸入は全輸入額の 71.6% を占めた。^{*15} このように、基地依存型輸入経済として特徴づけられる沖縄の経済活動は本土経済と強く結びついていた。「経済史」から引用すれば、「換言すれば... 沖縄経済は本土経済の中に包摂されている。輸入高の 80% 近くを本土に依存し、輸入依存度が 70% 近い沖縄における商品価格体系が本土の価格体系との関連で決まるのは当然である。さらに、賃金水準も単に島内における需給関係のみでなく、本土経済の一地域として決定される要素が多く、事実、労働力の移動も大量にのぼっているなど、実物経済のあらゆる面で本土経済と融合関係」（「経済史」p.1082）が存在していたのである。

^{*13} B 円（B 型軍票円）が沖縄の唯一の法定通貨に指定されたのは、1948 年 6 月 26 日に公布された米国軍政本部特別布告第 29 号「通貨の交換と新通過発行」による（第 4 次法定通貨変更）。

^{*14} 輸出も考慮した貿易依存度は 79.5% であった。

^{*15} 輸出の本土比率は 1958 年において 88.3% であった。

また田中(1980)は、復帰以後の沖縄における物価分析の序論において「... 本土復帰前から沖縄経済は貿易依存度が高く、かつ輸出、輸入に占める日本のウェイトは著しく高かった。このような傾向は復帰後も同様に続いている。このように日本経済(本土経済)への強い依存性という認識の下で、沖縄県の物価動向やその要因分析を試みるとき、沖縄県独自の事情があるとしても趨勢としては日本経済における物価の動向と同じであり、それを規定している要因についても著しい相違があるとは考えられない」と観察している。特にこの田中(1980)の主張は、本稿の分析期間において、沖縄と日本本土は物価上の長期トレンドを共有していたことを示唆しており、本稿のDID分析がその重要な前提条件を満たすことを意味している。

2.3 第5次法定通貨変更による米ドル通貨体制

前述の通り本稿は、米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、および日本円共通通貨制の3つの通貨体制を分析対象としている。米ドル体制から日本円体制への変更は、本土復帰に伴う施政権返還によるものであり、また米ドル固定相場制から米ドル変動相場制への移行は、次節で記述するニクソン・ショックによるものである。以下この節では、そもそもなぜ琉球・沖縄に米ドル通貨体制が成立したのか概説する。そしてそれが、本稿の分析対象である琉球・沖縄と日本本土の相対価格構造とは中立的な、米軍政府の政治的意思決定の結果であったことを示す。

米ドルが琉球・沖縄における唯一の法定通貨として規定されたのは、1959年9月15日公布の高等弁務官布令第14号「通貨」によってであった。この布令により、それまでの法定通貨であったB円は、1ドル=120B円のレートで米ドルに強制的に交換された(第5次法定通貨変更)。従前のB円通貨体制の基本的性質は、B円発行の裏付けとして米ドルを準備として積むカレンシー・ボード(currency board)制にある。すなわち、B円の域内供給は沖縄のドル準備と一対一に結びつき、対外収支が黒字になりドル準備が増えると、同時に沖縄のB円貨幣供給量が増え、逆に対外収支が赤字になると、ドル準備が減少し、同時にB円貨幣供給量も減少する。換言すると、B円通貨体制は、米ドルを「金」とみなした「金本位制」と考えることができる。同じことが米ドル通貨体制にもあてはまる。沖縄に米ドルの発行権が無い以上、対外収支が黒字になり、沖縄域内にドル資金が流入すれば、域内の米ドル貨幣供給量は増え、逆に対外収支が赤字で、ドル資金が流出すると、同額分米ドル貨幣供給も減ってしまう。

このようにB円通貨体制と米ドル通貨体制は、同じ通貨体制上の性質を共有していた。その上で、第5次法定通貨変更によって米軍政府が敢えて後者の通貨体制への変更を実行した理由が、本稿の分析にとって重要である。結論から言えば、米ドル通貨体制の下で琉球・沖縄経済の自由化をはかり、それを持って外国資本を誘致し沖縄の経済開発を促進させることが、米軍政府の経済政策だったからである。前述したとおり、当時沖縄住民の反米運動・本土復帰運動が激化していた。この沖縄の政治的不安定化に直面し、米軍政府は、沖縄の経済的福祉の向上を持って対処しようとした。このため、沖縄経済開発の促進が必要となっていたが、当時アイゼンハワー共和党政権下の米国の緊縮財政政策の下、沖縄関係予算も縮小・削減され、沖縄開発資金の確保が困難になっていた。すなわち、B円通貨体制初期に実現した、基地収入に頼る「基地依存型輸入経済」モデルは、1955年にはすでに破綻しかけていたのである。この状況において、米軍政府は沖縄の資本取引および貿易・為替取引の自由化を推し進めることにより開発資金として外国資本の誘致を試みる。その際、当時の基軸通貨でもあり、国際決済通貨として高い流動性を誇る米ドルは、国際的な一般受容性に欠けるB円に比べ、実用的価値があったことは言うまでもなかった。つまり米軍政府は、米ドルの法定通貨設定が外国資本誘致の必要条件の1つと考えていたのである。

以上のように、沖縄の米ドル通貨体制の成立は、沖縄の本土復帰運動の激化と米国の緊縮財政政策という沖縄経済にとっては全く外生的な要因に対する、米軍政府の政治的選択の結果であったことがわかる。

2.4 ニクソン・ショックの沖縄経済に対する外生性

いわゆる「ニクソン・ショック」とは、1971年8月15日にニクソン大統領が公表した「平和のための挑戦」(The Challenge of Peace)と題された経済緊急政策を指す。その内容は、ドル防衛策、景気刺激策(失業対策)、インフレ抑制策からなっていたが、特にドル防衛策としての米ドルと金の交換停止措置と10%の輸入課徴金の賦課は、国際通貨体制に空前の影響を与えることになる。当時ブレトン・ウッズ体制の下、国際通貨体制は、米ドルと金の交換レートを1オンス=35ドルに固定し、かつ外国通貨を米ドルに固定する、米ドルを基軸通貨とした金・為替本位制(gold exchange system)であった。ニクソン・ショックによる米ドルと金の交換停止措置は事実上米ドルと金の変動相場を意味し、また10%の輸入課徴金は米ドルと他通貨との固定レートを事実上放棄することを意味した(米ドルの切り下げ)。それゆえ、ニクソン・ショックは固定相場制というブレトン・ウッズ体制の事実上の終焉をもたらしたのである。ニクソン・ショック以後、西側諸国は一時的に為替市場を閉鎖した後、一斉に変動相場制に移行する。日本も1971年8月28日には、管理相場制に移行し、1ドル=360円の公式レートからの円切上げが始まる。それ以降、1971年12月20日のスミソニアン合意では1ドル=308円に合意し、沖縄返還の1972年5月15日には1ドル=305円でのドルから日本円への通貨交換(第6次法定通貨変更)が行われた。^{*16}

ニクソン・ショックの遠因は以下のように要約できるだろう。1958年以降、西ドイツや日本などの西側諸国の経済復興と同盟関係維持のための多額の政府援助により、米国の国際収支は継続的に巨額な赤字を記録していた。さらに1965年にベトナム戦争介入が本格化すると、軍事費の増額による財政赤字の悪化とそれによるインフレーションによって、国際収支赤字はさらに悪化した。これが国際的なドル過剰問題を引き起こし、ドルの信用不安につながっていた。^{*17} また1970年にはいつてからは、高い失業率と高いインフレが共存するスタグフレーションが顕在化する。このような国内外の経済環境の悪化に対して、米国はニクソン・ショックによって、国際的な公約であるドルの固定相場制を放棄し、自国経済に対するマクロ経済政策の自律性を確保したのである。^{*18}

このように、ニクソン・ショックによるブレトン・ウッズ体制の崩壊と国際通貨体制の変動相場制への実質的な移行は、当時の米国経済の抱える問題と国際通貨体制の制度的限界の結果としてなされた米国の一方的な政策的選択であった。それゆえ沖縄経済にとっては全く予期されない外生的な歴史的イベントであったことは明白であろう。この予期されない米ドル変動相場制への移行は、以下の節で本稿が試みる通貨体制の実質為替レート効果を識別するための理想的な自然実験環境を与える。^{*19}

^{*16} より正確には、スミソニアン合意により、国際通貨体制は大幅なドルの切り下げを伴いながらも固定相場制を復活させた。しかしこのスミソニアン体制の下でも投機的なドル売りは止まらず、先進各国は順次フロート制に移行する。日本も1973年2月には完全な変動相場制に移行し、スミソニアン体制は事実上崩壊する。

^{*17} 米国の国際収支赤字により、黒字国は多額のドル準備を蓄積することになる。この外国の米ドル準備が、米国の金準備を凌駕するようになると、全てのドルを金に交換することが不可能になり、ドルの信用問題が生じる。一方で米国の国際収支を黒字にすれば、国際決済通貨で基軸通貨であるドルの不足問題が生じ、世界経済の成長の足かせになる。この「トリフィンのジレンマ」(Triffin's dilemma)と知られる、基軸通貨としての米ドルの宿命は、やがてニクソン・ショックで現実化する。

^{*18} 「国際通貨体制のトリレンマ」(international monetary trilemma)の議論に従えば、当時の米国は、変動相場制に移行することにより、名目為替レートの変動を容認する代わりに、国内経済に対する金融政策の自律性と資本の国際移動を確保した。

^{*19} ニクソン・ショックによる円の変動相場制への移行という外生的ショックは、沖縄経済に甚大な影響を与えた。特に1972年5月に予定されていた本土復帰時点における米ドルから日本円への通貨交換において、円の切り上げのため、円受取額が大幅に減額されてしまうことが予想され通貨不安を惹起させた。この通貨交換時における公式レートの決定に関して、日本政府と琉球政府の間の合意形成は政治的に困難を極めた。日本政府は、1ドル=360円からの円切り上げによって生じる金銭的損失を、返還後事後的に補償する通貨差損保障措置として特別給付金を支給したが、そのため返還前の1971年10月9日に琉球・沖縄全域においてドル通貨確認作業が実施される。このドル確認作業の詳細な経緯に関しては、軽部(2012)と川平(2015)が詳しい。

3 データ

前述の通り、本稿が分析対象とするデータは日本政府総理府統計局と琉球政府企画局統計庁が本土の46都道府県県庁所在都市と那覇市のそれぞれで実施した「小売物価統計調査」（以下「本土調査」と「沖縄調査」）における、沖縄返還前後の5年間の1970年1月から1974年12月までの月次データである。これら2つの小売価格に関する基幹統計の主目的は消費者物価指数の作成にあるが、本稿ではそれらを結合して用いる。「本土調査」は、1972年以前、未だ沖縄が米軍政府の占領下にあった那覇市の調査を実施していないため、那覇市に関する調査結果が欠損している。これに対して、「沖縄調査」は、「本土調査」の調査品目をほぼ踏襲した上で、1972年以前に那覇市で小売価格を調査している。ここで「沖縄調査」は、1972年5月以前はすべて米ドル建て、1972年6月から12月はすべて円建てで報告されている。本稿では、沖縄・本土間価格差を測るため、那覇市の米ドル建て価格を円建て価格に変換するが、その際には当該月の円ドルの公式レート（月中平均値）を用いた。

本稿は、「本土調査」と「沖縄調査」に含まれる全品目のうち「食料」大分類に含まれる41品目の個別銘柄を分析の対象とした。^{*20} この41個別銘柄の内、24銘柄は特定の商品名（ブランド名）が記載されている。その他の銘柄は特定の商品名が記載されていない。本稿ではサブサンプルとして「ブランド品」と「ノンブランド品」を構成したが、前者に関しては、(i) 那覇と本土46県庁所在都市の全てでサンプルされていること、また(ii) 特定の商品名が確認できることを条件とした。多くのブランド品においては、「本土調査」と「沖縄調査」で銘柄のマッチングが可能であり、より厳密な個別商品レベルの実質為替レートを作成できる。また多くのブランド品は本土における大手食料品メーカーの主要商品なので、那覇においてサンプルされる小売価格は、本土からの輸入品のものである蓋然性が高い。^{*21} このため、ブランド品の実質為替レートからの結果は、本土大手メーカーの価格設定行動を強く反映していると考えることができる。一方、沖縄のノンブランド品に含まれる銘柄には、沖縄で生産された「島産品」が多く含まれている。このような島産品が本土に輸出され販売されることはほとんどない。それゆえ「沖縄調査」におけるノンブランド品はおよそ非貿易財と考えることができるだろう。このとき「本土調査」における対応銘柄との間で裁定取引が十分に行われていない可能性が高い。このことは、沖縄と本土主要都市間におけるノンブランド品の一物一価成立の程度に、通貨体制の違いは強い影響を与えないという本稿の仮説を提起する。

1970年1月から1974年12月までの本稿のサンプル期間は、以下の3つの理由で選択された。まず第1に、1969年以前の「沖縄調査」は調査項目と調査品目の設定が粗く不正確なことが理由として挙げられる。「沖縄調査」の調査品目の設定が粗いと、「本土調査」における対応調査品目の同定ができず、本稿の目的における個別商品レベルの実質為替レートの正確な導出ができない。第2に、サンプル期間を1974年以降も現在まであまりに長く取ってしまうと、通貨体制の変化の効果だけではなく、他の経済環境の変化を捉えてしまう蓋然性が極めて高い。結果として、本稿の日本円共通通貨効果の推定にバイアスが生じる可能性がある。本稿では、政策評価の文献に従い、他の経済環境の均一性を確保するため、3つの通貨体制の変化の直前直後のデータに限定し、沖縄・本土間価格差のクロス・セクション分布の形状に不連続な変化があるかどうかを確認する。第3の理由は、前述の通り、このサンプル期間が3つの異なった通貨体制、米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、および日本円共通通貨制を内包していることである。まず1970年1月から1971年7月までは1ドル=360円の米ドル固定相場制に、1971年8月のニクソン・ショックから本土返還が実施された1972年5月までは米ドル変動相場制に、そして1972年6月から1974年12月は日本円共通通貨制にそれぞれ対応する。

^{*20} 41個別銘柄の詳細は付録を参照のこと。

^{*21} 例えばブランド品の中には「ネスカフェ」、「森永ミルクキャラメル」、「バヤリース」、「キッコーマン醤油」などが含まれる。

本稿で扱う個別品目レベルの実質為替レートは以下の方法で導出される。 $p_{c,j}(t)$ は、 $t(=1, \dots, T, T=60)$ 期における、沖縄・那覇を含む日本の47都道府県庁所在都市 $c(=1, \dots, 47)$ での、品目 $j(=1, \dots, 41)$ の円建て小売価格の自然対数値を示す。 t 期における2つの異なった都道府県庁所在都市 c および $s(\neq c)$ の間の品目 j に関する個別品目レベルの実質為替レートの対数値を $q_{c,s,j}(t)$ で示すと、 $q_{c,s,j}(t)$ は

$$q_{c,s,j}(t) \equiv p_{c,j}(t) - p_{s,j}(t),$$

で与えられる。ここで、通貨体制効果には関係のない時間を通じて一定の都道府県ペア・品目固有の効果をサンプルから事前に除去する。このため、それぞれの都道府県ペア (c, s) と品目 j に関して、時系列平均 $\bar{q}_{c,s,j} \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T q_{c,s,j}(t)$ を推定する。その上で、 $\bar{q}_{c,s,j}$ を各サンプル $q_{c,s,j}(t)$ から差し引き、都道府県ペア・個別品目固定効果除去済みの個別品目別実質為替レート $\hat{q}_{c,s,j}(t) \equiv q_{c,s,j}(t) - \bar{q}_{c,s,j}$ を計算し、以下本稿における計量分析のデータとする。

4 計量分析

本節では計量分析の結果を報告する。

4.1 記述統計量とカーネル平滑化分布

4.1.1 全銘柄

表1では、全41銘柄の個別品目レベルの実質為替レートの絶対値 $|\hat{q}_{c,s,j}(t)|$ の記述統計量が報告されている。表1(a)は沖縄を含むペア（以下、沖縄ペア）、表1(b)は沖縄以外の本土46都道府県ペア（以下、本土ペア）に対応しているが、全サンプルと3つの通貨体制——米ドル固定相場制、米ドル変動相場制、日本円共通通貨制——のそれぞれに対し、サンプル数、平均、メディアン、および標準偏差が列記されている。表1から少なくとも以下4つのことが明らかである。第1に、通貨体制に関わらず、沖縄ペアの平均、メディアンおよび標準偏差は、本土ペアのそれらよりもかなり大きい。このことは、沖縄ペアの分布において、正の固定効果と分散不均一性が存在することを示している。第2に、沖縄ペアの分布は、米ドル変動相場制の際、右方向への強い偏りが認められることである。このことは、沖縄ペアのメディアンが、米ドル変動相場制の際に一番大きくなり、かつ標準偏差が一番小さくなっていることから類推できる。第3に、日本円共通通貨制下での沖縄ペアの平均とメディアンは、米ドル固定相場制のそれらより大きく、実質為替レート調整を促進しているようには見えないことである。第4に、沖縄ペアとは逆に、本土ペアにおいては、米ドル変動相場制期での平均とメディアンの低下が観察される。

これらの点を視覚的に確認するため、図1では、全41銘柄の個別品目レベル実質為替レートの絶対値 $|\hat{q}_{c,s,j}(t)|$ のカーネル平滑化分布を、図1(a)全サンプル、図1(b)米ドル固定相場制、図1(c)米ドル変動相場制、および図1(d)日本円共通通貨制のそれぞれで、沖縄ペアに対しては黒実線で、本土ペアに対しては黒破線でプロットしている。^{*22} 第1の点である正の沖縄ペア固定効果は、すべての通貨体制において、黒実線が黒破線よりも平坦でかつ右方向に広がっていることから明確である。第2の点に関しては、図1(c)米ドル変動相場制のケースで、沖縄ペアの分布が他の通貨体制下におけるものよりもさらに平坦になり、分布の単峰性が失われていることから確認できる。これが、表1の沖縄ペアにおけるメディアンが米ドル変動相場制下で、最も大きくなっている理由である。一

^{*22} カーネル平滑化にはガウス型カーネルを用いている。

方、第3の点は、固定相場制に対応する図1(b)と共通通貨制に対応する図1(d)における黒実線の形状が視覚的にはほぼ同じであることから、その頑健性が疑わしい。最後に第4の点も、グラフ上識別が困難である。

以上の点から、本稿の重要な推測が得られる。まず Cavallo et al. (2014a) が強調している個別商品レベルの実質為替レート調整に対する「共通通貨効果」は観察されず、共通通貨制は仮にあっても固定相場制と同程度の実質為替レート調整効果しかもたっていないし、むしろ悪化させた傾向すらある。一方、Berka et al.(2012) が主張するように、変動相場制が個別商品レベルの実質為替レート調整の阻害要因になっている蓋然性が極めて高い。

4.1.2 ブランド品とノンブランド品

表2は、全銘柄をさらにブランド品とノンブランド品に分けた際の、個別品目レベルの実質為替レートの絶対値 $|\hat{q}_{c,s,j}(t)|$ の記述統計量を報告している。ここで、表2(a)は沖縄ペアのブランド品サブサンプル、表2(b)は本土ペアのブランド品サブサンプル、表2(c)は沖縄ペアのノンブランド品サブサンプル、そして表2(d)は本土ペアのノンブランド品サブサンプルにそれぞれ対応している。まず表2においても、ブランド品とノンブランド品の違いに関わらず、正の沖縄ペア固定効果と分散不均一性が観察できること、また本土ペアの分布には、米ドル変動相場制期に平均とメディアンが低下があることを確認してほしい。しかしここで最も重要な観察は、表2(a)で示される沖縄ペアのブランド品サブサンプルにおいて、分布の平均とメディアンが、米ドル変動相場制下において、他の通貨体制下よりはるかに大きくなっている点である。実際に米ドル固定相場制から米ドル変動相場制への移行で、平均とメディアンがそれぞれ4.61%と5.00%上昇している。一方、このような分布の変化は、表2(c)で報告されているように沖縄ペアのノンブランド品サブサンプルでは観察できないし、平均はむしろ若干低下している。またブランド品とノンブランド品の違いに関わらず、日本円共通通貨制における沖縄ペアの平均とメディアンは米ドル固定相場制のそれよりも大きい。

表2に該当するカーネル平滑化分布は、図2および図3にプロットされている。両図とも図1と同様に個別品目レベルの実質為替レートの絶対値 $|\hat{q}_{c,s,j}(t)|$ のカーネル平滑化分布を、沖縄ペアに対しては黒実線で、本土ペアに対しては黒破線でプロットしているが、図2はブランド品、図3はノンブランド品のサブサンプルにそれぞれ対応している。図2(c)は米ドル変動相場制下での平滑化分布をプロットしているが、図2(b)および図2(d)で示されている米ドル固定相場制と日本円共通通貨制下のそれらと比較すると、分布の形状の明確な差異が確認できる。特に沖縄ペアのブランド商品サブサンプルの平滑化分布が他の通貨体制下よりもさらに平坦となりかつ多峰を持つことが観察できる。一方米ドル固定相場制下と日本円共通通貨制下のそれらに明確な相違を識別することは難しい。またノンブランド品サブサンプルに対応する図3において、沖縄ペアと本土ペアのそれぞれで、通貨体制の違いによる平滑化分布の形状の変化は、視覚的には同定できない。要約すると、ブランド品とノンブランド品のサブサンプルを用いた分析で明白になったことは、(1) 米ドル変動相場制下で観察される個別品目レベルの実質為替レート調整の阻害が、主にブランド品サブサンプルに起因していること、(2) また米ドル固定相場制下と比較して、日本円共通通貨制の下で実質為替レート調整が改善している強い証拠はなく、視覚的には鮮明ではないがむしろ悪化傾向にさえあることである。

4.2 DID 分析による通貨体制効果の評価

本節では、通貨体制の個別品目レベルの実質為替レート調整効果を、DID分析を用いて計量経済学的にフォーマルに推定する。

4.2.1 計量モデル

本節で用いる計量モデルを説明するため、以下いくつかのダミー変数を導入する。まず $\mathbf{D}_{c,s}^{\text{Okinawa}}$ は沖縄ペアダミーを示し、47 都道府県 s と那覇を除く 46 都道府県 c に対し、もし s が那覇のとき 1 を取り、 s がそれ以外の本土都市を指すとき 0 を取る。

$$\mathbf{D}_{c,s}^{\text{Okinawa}} = \begin{cases} 1 & \text{if } s = \text{那覇}, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

次に $\mathbf{D}(t)^{\text{Flex}}$ は米ドル変動相場制ダミーを示し、 t が 1971 年 8 月から 1972 年 5 月までの値を取れば 1 を取り、それ以外の場合 0 を取る。また同様に $\mathbf{D}(t)^{\text{Com}}$ は日本共通通貨ダミーを示し、 t が 1972 年 6 月から 1974 年 12 月までの値を取れば 1 を取り、それ以外の場合 0 を取る。

$$\mathbf{D}^{\text{Flex}}(t) = \begin{cases} 1 & \text{if } t = 1971 \text{ 年 8 月}, \dots, 1972 \text{ 年 5 月}, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

$$\mathbf{D}^{\text{Com}}(t) = \begin{cases} 1 & \text{if } t = 1972 \text{ 年 6 月}, \dots, 1974 \text{ 年 12 月}, \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

ここで α を定数項とし、 $u_{c,s,j}(t)$ を誤差項とすると、本稿の計量モデルは以下のように与えられる。^{*23}

$$|\hat{q}_{c,s,j}(t)| = \alpha + \beta_0 \mathbf{D}_{c,s}^{\text{Okinawa}} + \beta_1 \mathbf{D}^{\text{Flex}}(t) + \beta_2 \mathbf{D}^{\text{Com}}(t) + \gamma_0 \mathbf{D}_{c,s}^{\text{Okinawa}} * \mathbf{D}^{\text{Flex}}(t) + \gamma_1 \mathbf{D}_{c,s}^{\text{Okinawa}} * \mathbf{D}^{\text{Com}}(t) + u_{c,s,j}(t). \quad (1)$$

計量モデル (1) を用いると、非説明変数の個別品目レベル実質為替レートの絶対値に対する通貨体制の平均処置効果 (average treatment effect) は、米ドル固定相場制を基準として、表 3 のように同定される。^{*24} 前節でも観察された、沖縄固定効果は計量モデルでは沖縄ペアダミーに対する係数 β_0 で識別される。また DID 分析の文献でも知られているように、米ドル変動相場制固有の限界効果は、沖縄ペアダミーと米ドル変動相場制ダミーのクロス項に対する係数 γ_0 で識別され、日本共通通貨制固有の限界効果は、沖縄ペアダミーと日本円共通通貨制ダミーのクロス項に対する係数 γ_1 で識別される。

ここで Cavallo et al.(2014a) で強調される「共通通貨効果」を計量モデル (1) に対応させれば、仮説 $\gamma_1 < 0$ が得られる。また Berka et al.(2012) で主張される、変動相場制の実質為替レート調整阻害効果は、仮説 $\gamma_0 > 0$ に対応する。さらに仮説の統計的有意性だけではなく経済的妥当性を考慮に入れるため、米ドル変動相場制と日本円共通通貨制の沖縄ペア価格差に対する相対的な効果を

$$\lambda_{Flex} = \frac{\gamma_0}{\alpha + \beta_0}, \quad \lambda_{Com} = \frac{\gamma_1}{\alpha + \beta_0},$$

で測る。 λ_{Flex} と λ_{Com} はそれぞれ、米ドル固定相場制を基準にした際の、米ドル変動相場制と日本円共通通貨制における沖縄ペアの平均的価格差の変化率を示している。

^{*23} 以下本稿の計量モデルでは、都道府県ペア・品目別固定効果を明示していないが、前説のとおり、サンプル計算時に事前に除去し、計量モデルの自由度を確保している。

^{*24} 本稿における DID 分析の欠点は、通貨体制が変化した際、個別品目レベル実質為替レート分布の平均に対する処置効果しか推定できないことにある。一方、前節で観察したように、通貨体制の変化は中位点や標準偏差など個別品目レベル実質為替レート分布全体の形状に影響を与える。この分布効果を計量経済学的に捉えるためには、分位点回帰 (quantile regression) などの方法が必要だろう。

4.2.2 全銘柄

本稿の DID 分析の結果は表 4 に要約されている。表 4 (a) は計量モデル (1) の推定値を、全サンプル (第 3 列)、ブランド品サブサンプル (第 4 列)、およびノンブランド品サブサンプル (第 5 列) のそれぞれで報告している。前節において確認した沖縄ペアにおける分散不均一性を考慮するため、推定には White の分散不均一性を考慮した最小二乗法を用いた。また点推定値と標準偏差にはそれぞれ 100 を掛け、パーセンテージ表示している。まず第 3 列の全サンプルの結果を見てみよう。定数項の点推定値 $\hat{\alpha}$ は統計的に有意に正の値 4.628 を示している。このことは、本土ペアでは 1970 年 1 月から 1971 年 7 月までの間、平均的に約 4.6% の一物一価からの乖離があったことを意味している。次に沖縄ペアダミーに対する係数の推定値 $\hat{\beta}_0$ が統計的に有意に正 (6.685) であり、平均的に 6.7% 程度の本土ペアを上回る沖縄ペア固定効果が観察できる。米ドル変動相場制ダミーと日本円共通通貨制ダミーの係数の推定値 $\hat{\beta}_1$ および $\hat{\beta}_2$ は、統計的に有意に負の値 -0.817 と正の値 0.272 をそれぞれ示している。特に前者の結果は、前節で観察したように、米ドル変動相場制期に、本土ペアの実質為替レートの分布の平均が低下したことを反映している。

沖縄ペアダミーと米ドル変動相場制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_0$ は、統計的に有意に正 (2.228) である。また沖縄ペアダミーと日本円共通通貨制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_1$ も、統計的に有意に正 (1.631) である。それゆえ、全サンプルにおいて、上記 $\gamma_0 > 0$ の仮説は棄却できないが、 $\gamma_1 < 0$ の仮説は統計的には棄却される蓋然性が高い。一方、表 4(b) では、各通貨体制の平均効果の推定値を報告している。第 3 列で示されている全サンプルでの結果 (米ドル固定相場制: 11.312%, 米ドル変動相場制: 12.723%, 日本円共通通貨制: 13.215%) に注目すると、沖縄ペアにおける実質為替レート調整に対する効果として、3 つの通貨体制の間に統計的には有意な差を観察できる。しかしそれらの差はすべて 2% 未満であり、経済的に意味のある差異とみなすことは難しい。^{*25} 表 4(c) では、米ドル固定相場制を基準とした、米ドル変動相場制と日本円共通通貨制の相対効果の推定値 $\hat{\lambda}_{Flex} = 19.695\%$ と $\hat{\lambda}_{Com} = 14.418\%$ を報告している。つまり、本土ペアにおける価格差の変化をコントロールした上で、米ドル変動相場制は沖縄ペアの平均的価格差を相対的に約 20%, 日本円共通通貨制は約 15% それぞれ上昇させたことがわかる。

4.2.3 ブランド品

次にブランド品サブサンプルを使った、計量モデル (1) の推定結果を見てみよう。表 4(a) の第 4 列はブランド品サブサンプルの下での推定結果を報告している。まず沖縄ペアダミーと米ドル変動相場制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_0$ は、統計的に有意に正 (5.905) である。このことは、ブランド品サブサンプルにおいて、変動相場制の実質為替レート調整阻害効果が約 6% と経済的にも有意であることを示唆している。次に沖縄ペアダミーと日本円共通通貨制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_1$ も正 (2.121) であり統計的に有意である。この結果は共通通貨効果の仮説である $\gamma_1 < 0$ と整合的ではない。つまり日本円共通通貨制は、米ドル固定相場制に比較して、沖縄ペアにおけるブランド品の平均的価格差をむしろ拡大している可能性がある。実際、表 4(c) で報告されている通貨体制の相対効果の推定値 $\hat{\lambda}_{Flex} = 86.280\%$ と $\hat{\lambda}_{Com} = 30.991\%$ から、米ドル固定相場制を基準として、米ドル変動相場制は沖縄ペアの平均的価格差を約 86%, 日本円共通通貨制は約 31% それぞれ上昇させており、それぞれ経済的に有意な効果であることが確認できる。

^{*25} この結論は、表 1 及び図 1 で得られた、全サンプルにおいて得られる、米ドル変動相場制の実質為替レート調整阻害効果の推論と若干異なっている。2 つの分析の推論の違いは、DID 分析を実装する際の計量モデル (1) の線型性と平均回帰性に起因している。

このブランド品サブサンプルにおいて観察される統計的・経済的有意な通貨体制効果の結論をさらに精査するため、個別品目レベル実質為替レート $\hat{q}_{c,s,j}(t)$ の分布は非常に重要な情報を与える。図 4 はブランド品サブサンプルの個別品目レベル実質為替レート $\hat{q}_{c,s,j}(t)$ のカーネル平滑化分布を、沖縄ペアを黒実線で、本土ペアを黒破線でそれぞれプロットしているが、図 4(a) は全サンプル、図 4 (b) は米ドル固定相場制、図 4(c) は米ドル変動相場制、そして図 4(d) は日本円共通通貨制に対応している。ここで、実質為替レートの絶対値 $|\hat{q}_{c,s,j}(t)|$ をプロットした図 1-3 とは異なり、図 4 は実質為替レートのレベル $\hat{q}_{c,s,j}(t)$ をプロットしていることに注意してほしい。また沖縄ペアの実質為替レートは、他の 46 都道府県県庁所在地都市の小売価格の対数値から那覇市のそれを引いて計算されている。

ここで特筆できることは、図 4(c) で確認できるように、米ドル変動相場制下、沖縄ペアの分布がゼロの中心から右方向に大きく偏っていることである。本土ペアの分布はゼロを中心におよそ対称的である。このことは、米ドル変動相場制下において、ブランド品の円建て小売価格が、多くの銘柄において、他の本土主要都市に比べ那覇市でより低かったこと、つまり沖縄の実質通貨安が生じていたことを示唆している。すなわち、沖縄の名目通貨（米ドル）安は実質通貨安を生み出していたと推測できる。この結論は、前述の Mussa (1986) の 2 つの観察 — 名目為替レートと実質為替レートの一対一の相関と変動相場制下における実質為替レートの過大な変動 — を踏襲していることを確認してほしい。ブランド品サブサンプルに含まれる 24 銘柄の多くは、本土に存在するメジャーな食料品メーカーの商品であることを考慮すると、外国市場と国内市場のそれぞれで現地通貨建て硬直的に価格設定を行う独占競争的輸出企業が存在するニューケインジアンモデルの理論仮説である、名目為替レート変動の国内小売価格への不完全なパススルーと極めて整合的である。

一方、日本円共通通貨制の経済的に有意な実質為替レート調整阻害効果を解釈することは、前述したように「共通通貨効果」の経済理論が存在しない以上、それほど自明なことではない。あくまで可能性の一つだが、その原因として、「経済史」と川平 (2015) が指摘する 1972 年 5 月 15 日の沖縄返還直後の那覇市で頻発した「便乗値上げ」が考えられる。2.4 節で前述したように、沖縄返還時における米ドルから日本円への第 6 次通貨交換は 1 ドル 305 円の公式レートで実施された。しかし、輸入業者を含めすべての小売業者がこの公式レートで米ドル価格を日本円価格に改訂した訳ではない。便乗値上げの直接的な証拠は存在しないが、「経済史」の分析では、返還前の米ドル建て価格と返還後の日本円建て価格から算出して、平均的には 1 ドル=382.5 円のレートで米ドルから日本円への価格改訂が行われたことが報告されている（経済史 p.1115）。この価格表記の改訂時における便乗値上げにより、沖縄の日本円価格は通貨交換後急騰した。特にブランド品において便乗値上げが顕著であれば、上記のような日本円共通通貨制の実質為替レート調整阻害効果として識別されている可能性を排除できない。^{*26}

4.2.4 ノンブランド品

ノンブランド品サブサンプルを用いた計量モデル (1) の推定結果は、表 4(a) の第 5 列で報告されている。ここでまず確認すべき点として、定数項の推定値 $\hat{\alpha}$ が 12.710 と際立って大きいことである。このことは、米ドル固定相場制期において本土ペア内での価格差が、ノンブランド品では平均的に 12% を超えることを意味している。また沖縄ペア固定効果の推定値 $\hat{\beta}_0$ も 10.611 と大きく、表 4(b) の第 5 列で示されているように、この時期の沖縄ペ

^{*26} 「経済史」と川平 (2015) は、沖縄返還後実施予定の米ドル建て価格から日本円建て価格への改訂を先取りし、ニクソン・ショック後の米ドル変動相場制下においても、小売業者による米ドル建て価格における便乗値上げがすでに広がり、沖縄の一般物価上昇要因になっていたことを指摘している。この便乗値上げの存在にもかかわらず、本稿の分析でブランド品において米ドル変動相場制下における沖縄の実質減価が観察される理由は、米ドルの日本円に対する名目減価が、便乗値上げにより米ドル建て名目価格の上昇を上回っていたからである。

アにおけるノンブランド品の平均的価格差は 23.321% にもなる。

ここで重要な点は、この沖縄固定効果として観察されるノンブランド品の大きな価格差が、通貨体制効果を経済的に限定的なものにしていることである。この点を確認するために、沖縄ペアダミーと米ドル変動相場制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_0$ は統計的に有意に負の値 (-0.933) を取っているが、経済的には大きくはないことを確認してほしい。実際、表 4(c) の第 5 列で報告されているように米ドル固定相場制を基準にした、米ドル変動相場制の相対的通貨効果は $\hat{\lambda}_{Flex} = -4.000\%$ となり、沖縄ペアの価格差を 4.0% 低下させている。しかしこの変化幅はブランド品サブサンプルにおけるもの (86.280%) と比べあまりにも小さい。また沖縄ペアダミーと日本円共通通貨制ダミーのクロス項の係数の推定値 $\hat{\gamma}_1$ も、統計的に有意に正の値 2.178 を取っているが、経済的には 2% 弱と特筆できるほど大きくはない。米ドル固定相場制を基準とした日本円共通通貨制の相対効果は $\hat{\lambda}_{Com} = 9.339\%$ であり、沖縄ペアの価格差を約 9.3% 上昇させている。しかしこの日本円共通通貨体制の効果も、経済的には無視できるほど小さい。

以上の観察から、ノンブランド品においては、経済的に意味のある個別品目ベースの実質為替レート調整への通貨体制効果は観察できない、と結論できるだろう。この理由としては、沖縄のノンブランドサブサンプルに含まれる銘柄には、生鮮食料品などの島産品が多く含まれていることがまず挙げられる。このような島産品が本土に輸出され販売されることはほとんどない。それゆえ沖縄のノンブランド品はおよそ非貿易財であり、本土の対応銘柄との間で十分な裁定取引が行われていないと思われる。このため通貨体制の変化はノンブランド品の一物一価成立の程度には影響を与えていないと考えられる。

5 結語

本稿では、1972 年 5 月 15 日に実現した沖縄の日本本土返還前後に琉球・沖縄と本土において実施された、小売物価統計調査の個別品目の小売価格のデータに注目し、国際金融論で分析が進む個別商品レベルの実質為替レートに対する通貨体制の効果を識別・推定する上で、第 2 次大戦後の琉球・沖縄の歴史的変遷が理想的で強力な自然実験環境を提供することを議論した。

小売物価統計調査全品目のうち、食料品 41 銘柄に基づいた本稿の計量分析の主要な結果は、以下のように要約できる。まず第 1 に、変動相場制は統計的にも経済的にも有意な実質為替レート調整阻害効果を持つ。この結果は、名目為替レート変動の国内小売価格への不完全なパススルーを導出するニューケインジアンモデルの理論的仮定が妥当と思われるブランド品においてより明確である。第 2 に、個別商品レベルの実質為替レート調整を促進する「共通通貨効果」は、日本円共通通貨制の効果で測る限り経済的には有意ではない。特にブランド品では、むしろ日本円共通通貨の採用は、実質為替レート調整を阻害していた可能性すらある。第 3 に、非貿易財が多数を占めると思われるノンブランド品においては、実質為替レートに対する通貨体制効果は、経済的には無視できるほど小さい。

この適切に設計された自然実験の下で得られ上記の結果は、固定相場制の実質為替レート調整促進効果を出張する Berka et al. (2012) などの近年のニューケインジアンモデルの研究成果の妥当性を強く支持している。一方で、Cavallo et al. (2014a,b) が主張するような、共通通貨制固有の固定相場制以上の実質為替レート調整促進効果は、消費者物価指数を構成するより広範な個別品目に注目する際、実証的に頑健とは言えない。

もちろん本稿の分析にはいくつかの留意がある。まず本稿の分析とその結論は、食料品 41 銘柄のデータに限定されたものである点があげられる。本稿の自然実験を、消費者物価指数の他の構成品目に拡張することは今後の重

要な課題である。次に本稿の DID 分析は実質為替レート分布の「平均値」に対する通貨体制の効果しか測っていない。しかし 4.1 節の分析が示唆しているように、通貨体制は実質為替レート分布の形状全体に影響を持ち得る。この「分布効果」を適切に識別・推定するためには、分位点回帰分析などの応用が必要だろう。最後に、4.2.3 節での分析で明らかになったように、日本円共通通貨制はブランド品の実質為替レート調整を阻害している可能性がある。この結果は集計データの時系列分析に基づく Takagi et al. (2004) の結論と整合的でない。この原因をさらに探ることは、本稿が残した重要な研究課題である。

参考文献

- Berka, M., Devereux, M. B., Engel, C., 2012, Real exchange rate adjustment in and out of the Eurozone, *American Economic Review* 102, 179-185.
- Berka, M., Devereux, M. B., Engel, C., 2017, Real exchange rates and sectoral productivity in the Eurozone, Department of Economic, mimeo, University of Wisconsin, Madison.
- Burstein A., Gopinath, G., 2014, International prices and exchange rates, in Gopinath, G., Helpman, E., and Rogoff, K. eds., *Handbook of International Economics, vol 4*, 391 – 451, North Holland/Elsevier, London.
- Cavallo, A. Neiman, B., Rigobon, R., 2014a, Currency unions, product introductions, and the real exchange rate, *Quarterly Journal of Economics* 129, 529-595.
- Cavallo, A. Neiman, B., Rigobon, R., 2014b, The price impact of joining a currency union: evidence from Latvia, *NBER Working Paper* 20225.
- Crucini, M. J., Shintani, M., 2008, Persistence in law of one price deviations: Evidence from micro-data, *Journal of Monetary Economics* 55, 629-644.
- Crucini, M. J., Telmer, C.I., 2012, Microeconomic sources of real exchange rate variability, *NBER Working Paper* 17978.
- Engel, C., 1999, Accounting for U.S. real exchange rate changes, *Journal of Political Economy* 107, 507-538.
- Gopinath, G., Gourinchas, P.-O., Hsieh, C.-T., Li, N., 2011, International prices, costs, and markup differences, *American Economic Review* 101, 2450-2486.
- Gorodnichenko, Y. Tesar, L., 2009, Border effect or country effect? Seattle may not be so far from Vancouver after all, *American Economic Journal: Macroeconomics* 1, 219-241.
- Kano, K., Kano, T., 2016, Searching for a common currency effect on price dispersion: 1972 Okinawa reversion, mimeo, Hitotsubashi University.
- Kano, K., Kano, T., Takechi, K., 2013, Exaggerated death of distance: revisiting distance effects on regional price dispersions, *Journal of International Economics* 90, 403-413.
- Kano, T., 2016, Trend inflation and exchange rate dynamics: a new Keynesian approach, Centre for Applied Macroeconomic Analysis (CAMA) Working Paper 74/2016.
- Marsh, I.W., Passari, E., Sarno, L., 2012, Purchasing power parity in tradable goods, in James, J., Marsh, I.W., Sarno, L. eds. *Handbook of Exchange Rates*, chapter 7, John Wiley and Sons, Inc. Hoboken, NJ.
- Monacelli, T., 2004, Into the Mussa puzzle: monetary policy regimes and the real exchange in a small open

- economy. *Journal of International Economics* 62, 191-217.
- Morshed, A.K.M.M, 2007, Is there really a border effect? *Journal of International Money and Finance* 26, 1229-1238.
- Mussa, M., 1986, Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: evidence and implications, *Carnegies-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 117-214.
- Takagi, S., Shintani, M., Okamoto, T., 2004, Measuring the economic impact of monetary union: the case of Okinawa, *Review of Economics and Statistics* 86, 858-867.
- 『小売物価統計調査年報』, 1970, 1971, 1972, 1973, 1974, 日本政府総理府統計局.
- 『第 11 回那覇市統計書 (1971 年度)』, 1972, 那覇市役所企画部企画課.
- 『第 12 回那覇市統計書 (1972 年度)』, 1973, 那覇市役所企画部企画課.
- 『沖縄統計年鑑』, 1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 琉球政府企画局統計庁および沖縄県企画局統計課.
- 『沖縄の統計』, No.2 (1973 年 2 月), 1973, 沖縄県企画局統計課.
- 琉球銀行調査部編, 1986, 『戦後沖縄経済史』, 琉球銀行.
- 田中英光, 1980, 「物価」, 『本土復帰による沖縄社会経済変動調査報告書』下巻, 第 15 部, p177-288, 沖縄社会経済調査委員会.
- 川平成雄, 2015, 『沖縄返還と通貨パニック』, 吉川弘文館.
- 軽部謙介, 2012, 『ドキュメント沖縄経済処分一密約とドル回収』, 岩波書店.

表 1: 個別品目レベル実質為替レート絶対値の記述統計量 (%): $|q_{c,s,j}(t)|$

通貨体制	サンプル数	平均	メディアン	標準偏差
(a) 沖縄ペア				
全サンプル	104,817	18.74	11.41	22.77
米ドル固定相場	28,185	18.19	9.96	24.64
米ドル変動相場	18,516	18.62	13.63	18.83
日本円共通通貨	58,116	19.05	11.46	22.96
(b) 本土ペア				
全サンプル	2,358,781	10.79	6.10	14.11
米ドル固定相場	634,981	11.57	6.48	14.91
米ドル変動相場	416,232	9.72	5.05	14.64
日本円共通通貨	1,307,568	10.75	6.28	13.50

表 2: 個別品目レベル実質為替レート絶対値の記述統計量 (%): ブランド品 vs. ノンブランド品

通貨体制	サンプル数	平均	メディアン	標準偏差
(a) 沖縄ペア: ブランド品				
全サンプル	54,470	10.29	8.11	8.77
米ドル固定相場	13,376	7.96	6.74	6.16
米ドル変動相場	9,882	12.57	11.74	8.27
日本円共通通貨	31,212	10.56	7.99	9.61
(b) 本土ペア: ブランド品				
全サンプル	1,225,171	5.66	3.72	6.52
米ドル固定相場	300,736	5.62	3.81	6.37
米ドル変動相場	222,166	4.33	3.06	4.63
日本円共通通貨	702,269	6.09	3.93	7.01
(c) 沖縄ペア: ノンブランド品				
全サンプル	50,347	27.89	18.59	28.89
米ドル固定相場	14,809	27.42	16.65	30.69
米ドル変動相場	8,634	25.55	17.77	24.34
日本円共通通貨	26,904	28.90	20.00	29.17
(d) 本土ペア: ノンブランド品				
全サンプル	1,133,610	16.33	11.00	17.58
米ドル固定相場	334,245	16.92	11.33	18.04
米ドル変動相場	194,066	15.88	9.95	19.07
日本円共通通貨	605,299	16.14	11.17	16.80

表 3: DID 分析による個別品目実質為替レート調整への通貨体制効果の識別

平均効果	
沖縄＋米ドル固定相場 $\alpha + \beta_0$	本土＋米ドル固定相場 α
沖縄＋米ドル変動相場 $\alpha + \beta_0 + \beta_1 + \gamma_0$	本土＋米ドル変動相場 $\alpha + \beta_1$
沖縄＋日本円共通通貨 $\alpha + \beta_0 + \beta_2 + \gamma_1$	本土＋日本円共通通貨 $\alpha + \beta_2$
沖縄固定効果	β_0
米ドル変動相場制: 限界効果	γ_0
日本円共通通貨制: 限界効果	γ_1
米ドル変動相場制: 相対効果	$\lambda_{Flex} = \frac{\gamma_0}{\alpha + \beta_0}$
日本円共通通貨制: 相対効果	$\lambda_{Com} = \frac{\gamma_1}{\alpha + \beta_0}$

表 4: 計量モデル (1) の推定

説明変数	係数	全サンプル	ブランド品	ノンブランド品
(a) 推定値				
$D_{c,s}^{Okinawa}$	β_0	6.685*** (0.125)	2.338*** (0.056)	10.611*** (0.228)
$D_{c,s}^{Flex}$	β_1	-0.817*** (0.025)	-0.953*** (0.014)	-0.610*** (0.048)
$D_{c,s}^{Comm}$	β_2	0.272*** (0.019)	0.839*** (0.014)	-0.329** (0.035)
$D_{c,s}^{Okinawa} * D_{c,s}^{Flex}$	γ_0	2.228*** (0.176)	5.905*** (0.105)	-0.933*** (0.335)
$D_{c,s}^{Okinawa} * D_{c,s}^{Comm}$	γ_1	1.631*** (0.150)	2.121*** (0.078)	2.178*** (0.279)
定数項	α	4.628*** (0.021)	4.505*** (0.019)	12.710*** (0.076)
R^2		0.286	0.142	0.179
Nob		2,463,598	1,279,641	1,183,957
(b) 各通貨体制の平均効果 (%)				
沖縄+米ドル固定相場	$\alpha + \beta_0$	11.312 (0.124)	6.844 (0.057)	23.321 (0.236)
沖縄+米ドル変動相場	$\alpha + \beta_0 + \beta_1 + \gamma_0$	12.723 (0.123)	11.796 (0.090)	21.778 (0.250)
沖縄+日本円共通通貨	$\alpha + \beta_0 + \beta_2 + \gamma_1$	13.215 (0.082)	9.804 (0.056)	25.170 (0.172)
本土+米ドル固定相場	α	4.628 (0.021)	4.505 (0.019)	12.710 (0.076)
本土+米ドル変動相場	$\alpha + \beta_1$	3.811 (0.024)	3.552 (0.018)	12.100 (0.080)
本土+日本円共通通貨	$\alpha + \beta_2$	4.900 (0.186)	5.344 (0.017)	12.381 (0.071)
(c) 沖縄ペアに対する通貨体制の相対効果 (%)				
米ドル変動相場	λ_{Flex}	19.695	86.280	-4.000
日本円共通通貨	λ_{Com}	14.418	30.991	9.339

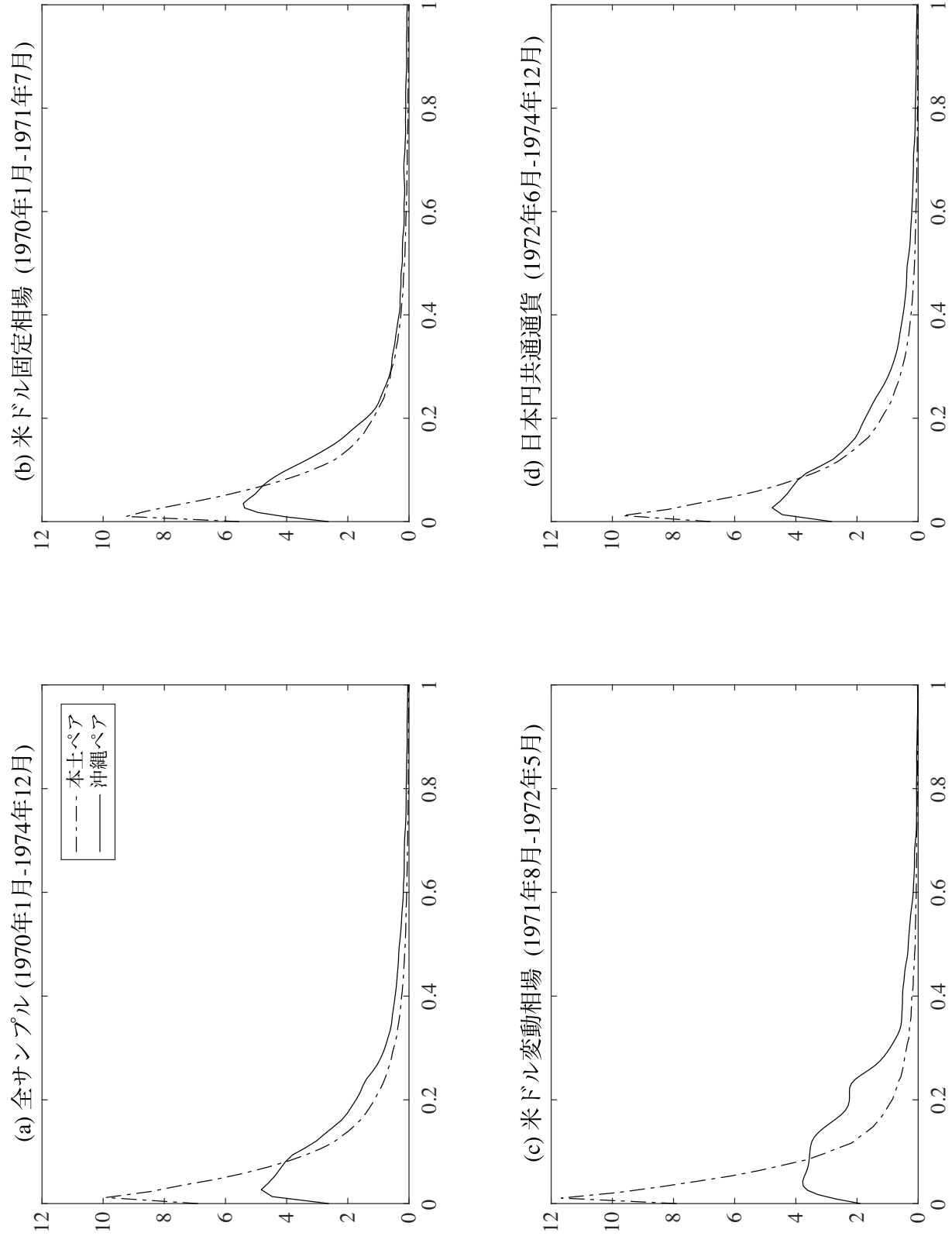


図 1: 個別品目実質為替レート絶対値のカーネル平滑化分布：全サンプル

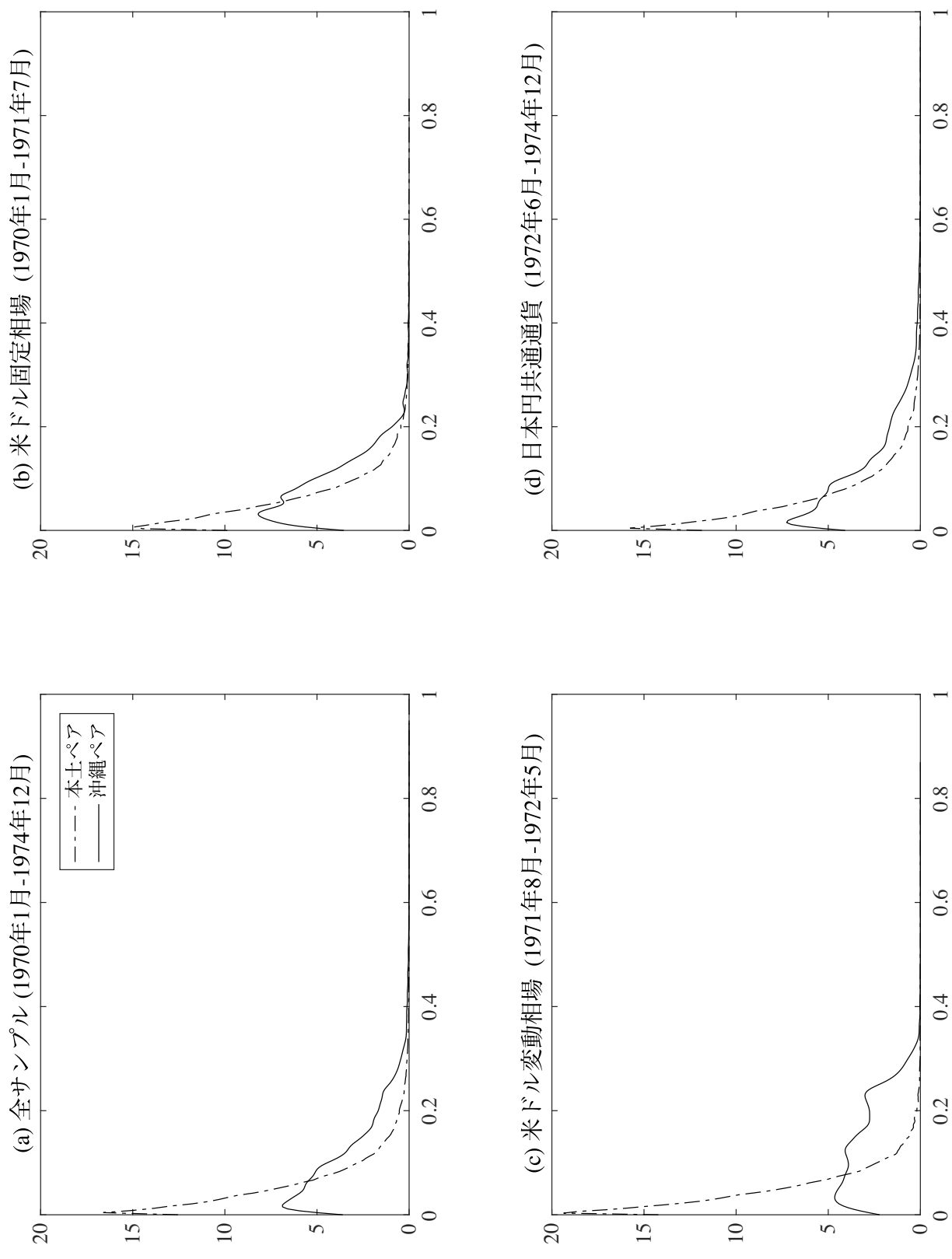


図 2: 個別品目実質為替レート絶対値のカーネル平滑化分布：ブランド品

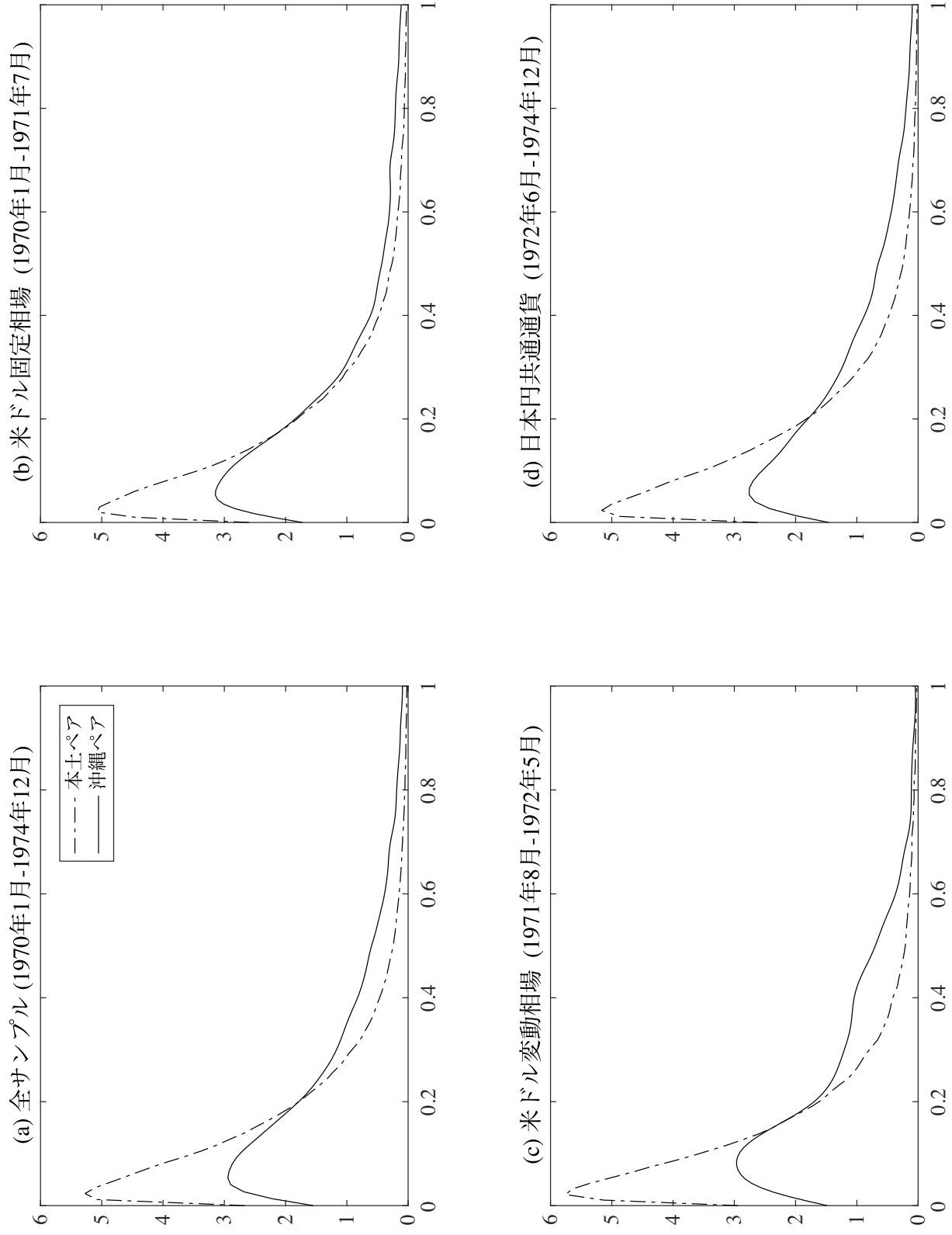


図 3: 個別品目実質為替レート絶対値のカーネル平滑化分布：ノンブランド品

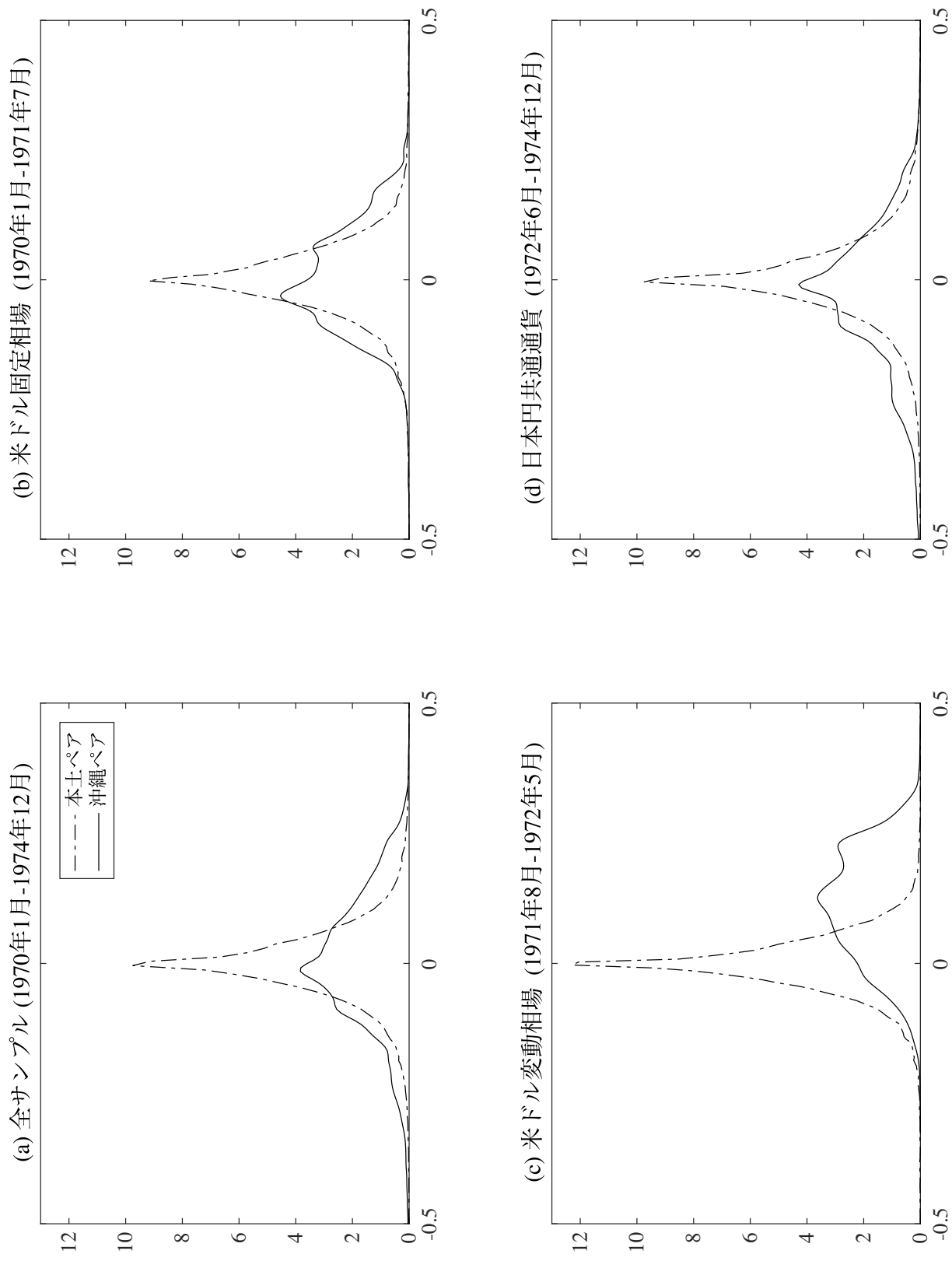


図 4: 個別品目実質為替レートのカーネル平滑化分布: ブランド品

付録表 1: 銘柄表

番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
1	インスタント コーヒー	1970	「ネスカフェ」(56g 入)	びん入り「ネスカフェ (黒ラベル)」 (150g 入)	1
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
2	キャラメル	1972	森永ミルクキャラメル 14 粒	森永ミルクキャラメル (14 粒入)	1
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	「森永ミルクキャラメル (10 粒入)」	
3	ジュース	1971	バヤリース (びん代を除く) 1 本	オレンジジュース「バヤリース」びん 詰 (200cc 入) びん代を除く半ダース	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
4	しょうゆ	1970	キッコーマン印びん詰 (1.8L 入)	濃口上びん詰 (2L 入)「キッコーマン 印」	1
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
5	ソース	1971	いかり印びん詰 (360cc 入)	中濃ソース並製びん詰 (360mL 入) ※ 商標指定	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
6	みそ	1970	(イ) オハラ印白上級品	中	1
		1971	オハラ印白上級品	並袋入り (1kg 入) ※商標指定	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
7	化学調味料	1970	味の素ポリエチレン袋入り 150g	グルタミン酸ソーダ「味の素青袋 (90g)」	1
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	グルタミン酸ソーダ「味の素中袋(120g 入)」	
8	砂糖	1970	白砂糖 輸入品グラニュー糖上級品 600g	上白	1
		1971	輸入品グラニュー糖上級品 (500g 入)	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
9	清酒	1971	月桂冠 1.8L 入特級	びん詰 (1800mL 入) ※商標指定	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
10	コーラ	1971	コカコーラ (びん代を除く)	びん詰 (190mL 入) びん代を除く「コ カ・コーラ」	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
11	バター	1971	ゴールデン CHORN 印 (缶入 340g 入)	上カルトン入り (225g 入) 「雪印バ ター」	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
12	かまぼこ	1970	並丸長 1 本	小板つき中	
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
13	コロッケ	1970	普通品 1 個	並	
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
14	チーズ	1971	輸入品 Kraft Cheese 印上級品 (227g)	固形プロセスカルトン入り (225g)「雪印プロセスチーズ」	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
15	魚肉ソーセージ	1970	マルハママソーセージ 1 個	上 (110g-130g)	1
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
16	サバ缶	1971	水煮サンベル印程度 (200g 入)	水煮平 2 号かん (220g 入) 商標指定	1
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
17	みかん缶詰	1971	310g	全糖 (MOY) 5 号かん (312g 入) ※ (商標指定)	1
		1972	中粒 (310g 入)	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
18	食用油	1970	大豆油上級島産品 1.8L	天ぷら油ポリ容器入り (450g)	1
		1971	大豆油 (1.8L)	〃	
		1972	大豆油上級品島産品 1.8L ビン入	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
19	煎茶	1970	日本産中級 600g	中	1
		1971	〃	〃	
		1972	中級品	中※ (商品銘指定)	
		1973	中級品 600g	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
20	紅茶	1970	リプトン紅茶缶入 227g	簡易包装「日東紅茶青・特用品 (80g)」	1
		1971	リプトンティーバック (48 袋入)	リプトンティーバック 10 袋入り	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
21	食パン	1970	島産品ユニオン印 330g	普通品	1
		1971	島産品ユニオン印 (330g 包) 程度	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
22	即席ラーメン	1970	オキコ印ポリエチレン袋入クロレラ入 85g	即席一号めん程度袋入り (1~4 月 85g5~12 月 100g)	1
		1971	〃	即席一号麺程度袋入り (100g)	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	即席中華麺 (棒状ラーメンを除く) 袋入り (100g)	
23	小麦粉	1970	島産品羽衣印ポリエチレン袋入り 550g	薄力粉 1 等粉 1kg	1
		1971	島産品羽衣印ポリエチレン袋入 (500g 入)	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
24	まぐろ	1971	上級品切身 (刺身用) 600g	きわだ切り身 (刺身用) 100g	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
25	たこ	1971	-	まだこ (ゆでもの)	
		1972	ゆでだこ足	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
25	たこ	1970	-	まだこ (ゆでもの)	
		1971	-	"	
		1972	ゆでだこ足	"	
		1973	"	"	
		1974	本土に同じ	"	
26	牛肉	1970	ロース	ロース	
		1971	"	"	
		1972	"	"	
		1973	"	"	
		1974	本土に同じ	"	
27	豚肉	1970	ロース	ロース	
		1971	"	"	
		1972	"	"	
		1973	"	"	
		1974	本土に同じ	"	
28	キャベツ	1970	出回り品中玉中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
29	馬鈴薯	1970	出回り品中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
30	だいこん	1970	島産品長大根葉なし中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
31	にんじん	1970	出回り品赤の 5 寸人参中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
32	ごぼう	1970	出回り品 (上葉付を除く) 中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
33	玉ねぎ	1970	(台湾産を除く) 出回り品	-	
		1971	"	葉たまねぎをのぞく	
		1972	"	"	
		1973	"	"	
		1974	本土に同じ	"	
34	きゅうり	1970	出回り品 (花きゅうりを除く) 上級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
35	トマト	1970	出回り品中級品 (1 個約 200g)	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	
36	ピーマン	1970	出回り品中級品	-	
		1971	"	-	
		1972	"	-	
		1973	"	-	
		1974	本土に同じ	-	

銘柄表 (続き)

財番号	財	暦年	沖縄	本土	ブランド
37	あずき	1970	出回り品並	-	
		1971	〃	大粒	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
38	ほししいたけ	1970	薄葉並マルカン印 (20g 入)	-	
		1971	〃	薄葉 並	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
39	とうふ	1970	並	絹ごしを除く	
		1971	〃	〃	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
40	あぶらあげ	1971	-	薄揚げ	
		1972	並四角型 (豆腐の薄揚げ)	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	
41	マヨネーズ	1971	エゴ印程度 (227g 入)	ポリエチレン容器入り (300g 入り)	1
				「キューピーマヨネーズ」	
		1972	〃	〃	
		1973	〃	〃	
		1974	本土に同じ	〃	