

Title	国際貿易は所得水準を上昇させるか：初期の先駆的研究と批判と革新
Sub Title	Does international trade raise income? : early studies, critiques, and innovations
Author	笹原, 彰(Sasahara, Akira)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2023
Jtitle	三田学会雑誌 (Mita journal of economics). Vol.116, No.2 (2023. 7) ,p.153 (55)- 185 (87)
JaLC DOI	10.14991/001.20230701-0055
Abstract	
Notes	解説
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20230701-0055">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20230701-0055</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.



## 国際貿易は所得水準を上昇させるか： 初期の先駆的研究と批判と革新

笹原 彰\*

### 1 はじめに

国際貿易論における重要なリサーチクエスションの1つに「国際貿易は所得水準を上昇させるか」という問いがある。<sup>(1)</sup> 理論的にはリカードモデルやヘクシャー＝オリーンモデルを用いて、貿易が促す比較優位産業への資源再配分を通じて所得水準が上昇することを示すことができる。しかし、この理論的結果が実証的にも観察できるのかどうかを検証することは実は非常に難しい。本稿では、この重要で難解な研究課題に挑んだ初期の先駆的研究とそれに対する批判、そしてその批判を乗り越えて今のところ多くの研究者が納得して受け入れている研究成果について議論し、それを通じて実証的検証がなぜ困難であるのかを説明する。初期研究への批判についてもまとめるのは、その欠点を掘り起こしてその至らなさを再批判するためではなく、どういった経緯で分析手法が改善され発展してきたのかを理解し学術研究の流れを把握するためである。そして、これから実証研究に取

本稿は、筆者本人の研究を進める上でまとめた研究ノートを基にしている。遠藤正寛氏、加藤隼人氏、杉田洋一氏、匿名審査員の方に多くの有益なコメントを頂戴した。JSPS 科研費若手研究: 21K1329, 同基盤研究 B: 21H00713, 同基盤研究 A: 22H00063 の研究支援を得た。記して感謝申し上げる。誤りは筆者に帰属する。

\* 慶應義塾大学経済学部  
sasahara@keio.jp

- (1) 国の平均的な所得水準の指標として一人当たり GDP がよく用いられる。一人当たり GDP の自然対数値を被説明変数にした研究、一人当たり GDP の成長率を被説明変数にした研究それぞれあるが、本稿では特にそれらを区別せずに議論する。また、本稿では「一人当たり GDP」と「所得水準」を同義語として用いる。

り組む中で同じ批判をされないように過去の試みから学ぶことを意図している。

国際貿易（または閉鎖経済から開放経済に移行すること）によって所得水準がどのように変化するかを検証した論文は1990年代以降非常に多く書かれた。それには大きく2つの背景があると考えられる。第1は、1980年代以降多くの国が貿易自由化政策を進めたことである<sup>(2)</sup>。1990年の湾岸戦争を端に起こった金融危機後のインドの貿易自由化、1997年のアジア通貨危機後のインドネシアの貿易自由化など、中にはいわゆるワシントン・コンセンサスに基づく国際通貨基金（IMF）の意向を強く反映した貿易自由化もあり、貿易自由化政策の効果について当時の経済学者は強い関心を持っていたと想像できる。第2の背景は内生的成長理論の隆盛である。1990–2000年代にかけて多くの研究者が、人的資本の蓄積やイノベーションから経済成長が内生的に生じる理論モデルの研究に取り組んでいた。実際、この時期に書かれた実証研究のいくつかはRomer（1986）やLucas（1988）などの理論研究を引用し、Barro and Sala-i-Martin（1992）の収斂（convergence）の概念をベースにした実証分析を行っている。貿易開放度を内生的経済理論にどのように取り込むか、理論的予測がデータからも支持されるのかどうかについては、実証家だけでなく理論家の関心も大きかったと思われる。

以上の世界情勢の背景と学術的背景から、1990年代から2000年代初頭にかけて多くの経済学者が貿易自由化と経済成長の関係について実証的に検証した。しかし、初期研究の多くが手厳しい批判にさらされた。批判は大きく以下の2点に集約できる。

- (1) 貿易自由化を測る指標が正しく貿易自由化を反映できていない。
- (2) 内生性によって引き起こされているかもしれない係数のバイアスを適切に処理できていない。

より新しい研究では、(1)の批判に応えるためにアドホックと言われかねない自由化の指標は避けて貿易開放度（輸出入額のGDP比）や関税率などの客観的な指標を用いるようになった。

そして(2)についてだが、まず内生性とは回帰式の説明変数と誤差項が相関することとして定義される<sup>(3)</sup>。内生性があるとき、最小二乗法（以下OLS: Ordinary least squares）の推定値はバイアスを伴って推定され、貿易自由化の効果を正しく測ることができない。内生性は省略変数、逆の因果、説明変数の測定誤差などの理由で発生する。したがって、(2)の批判に対する応答として、観察可能・不可能な国の固定効果を制御するためにパネルデータを用いた分析、さらに自然実験的状況や操作変数法（以下IV: Instrumental variable approach）を用いて因果関係の識別を試みた分析が主流になっていった。本稿では、初期研究から近年の研究に至るまでの推定方法の発展という点に着眼

---

(2) 「第2期グローバリゼーション（The Second Era of Globalization）」（Hummels, 2007）, 「1990年代の大貿易自由化（The Great Liberalization of the 1990s）」（Estevadeordal and Taylor, 2013）などと表現される。

(3) Wooldridge（2021）の82頁を参照のこと。

点を置き、適切な推定法とはどのようなものを指すのかを明らかにしていきたい。なお、本論文は国レベルのマクロデータを用いた実証研究を対象とし、特定の国の貿易自由化の効果を分析した研究はまた別の機会に議論するとする。<sup>(4)</sup>

さて、「国際貿易は所得水準を上昇させるか」という問いに対して、初期研究でも近年の研究でも基本的には「イエス」の回答を得ている。貿易が所得水準の上昇をもたらす経路まで明らかにした研究は今のところ限られているが、比較優位産業への特化、規模の経済、廉価な輸入中間財や資本財の利用の拡大、産業内資源配分、アイデアの交換など様々な経路を通じて貿易が国の所得水準の上昇をもたらすことはほぼ間違いないようである。本稿では、こうしたコンセンサスに至るまでの1990年代以降の学術研究の流れをまとめ、今後の研究の行き先について展望したい。

## 2 初期の先駆的研究

まず1990年代の影響力が大きかった研究の分析手法と結果について議論する。<sup>(5)</sup>以下に記述する回帰式はそれぞれ異なるので、定数項  $\beta_0$  や係数  $\beta_1$ 、制御変数  $\mathbf{X}_i$ 、誤差項  $u_i$  などは本来回帰式ごとに異なる文字を用いるべきであるが、簡単化のために同じギリシャ文字、アルファベットで記述する。太字の文字は列ベクトルであることを意味し、右肩のプライム記号は列ベクトルを行ベクトルに転置する記号である。

### 2.1 所得水準の収斂をめぐる研究の中の国際貿易

国際貿易が所得水準に与える実証研究は、国内地域間あるいは国家間の「所得水準の収斂」がデータから観察されるかどうかを検証した一連の研究を出発点にしていると言える。Barro and Sala-i-Martin (1992) はアメリカの州レベルのクロスセクションデータ、Mankiw, Romer, and Weil (1992) は国レベルのクロスセクションデータを用いて、初期時点の所得水準がその後の一人当たり所得の成長率と負の相関関係にある（つまり初期時点の所得水準が低い経済ほどその後の所得の成長率が高い）ことを示している。多くの実証分析では、それぞれの経済が同じ定常状態にある状況を作るために、人口成長率や資本蓄積、教育水準などの条件を制御し、いわゆる「条件付き収斂」が観

---

(4) 特定の国に焦点を当てているが、本稿のテーマと関連がある論文には例えば Bernhofen and Brown (2005), Irwin (2005), Etkes and Zimring (2015) があり、それぞれ1853年の日本の開国、1807年のトーマス・ジェファースンの禁輸措置、2007-10年にガザ地区に適用された貿易封鎖措置の厚生への影響を調べている。「厚生」は「所得」とは異なる概念であるが、貿易自由化（あるいは禁輸政策）による利益（損失）の推定を試みているという点で共通している。Buch and Toubal (2009) はドイツにのみ焦点を当てているが、ドイツの州レベルのデータを用いているので本稿で取り扱う。

(5) Helpman (2004) の第5章でも、本稿の第2節と第3節で議論している論文の一部について議論している。

察されるかどうかを検証している。いくつかの論文では、条件を一定に制御するための変数の1つとして国際貿易を捉える変数も導入されている。

例えば、Barro (1998) は「交易条件 (輸出価格 ÷ 輸入価格) の変化」を回帰式に導入し、交易条件の改善が成長率に正の影響を与えることを示している<sup>(6)</sup>。Barro and Sala-i-Martin (2003) は、「貿易開放度 (輸出額と輸入額の和を GDP で割ったもの)」を回帰式に導入し、先進国に限っては、貿易開放度が高い国ではその後の成長率が高いことを示している<sup>(7)</sup>。これらの収斂の実証研究では、教育水準や資本財の価格などを制御することの重要性は多く議論されているものの、国際貿易が果たす役割はあまり強調されていない。一方で、Alesina, Spolaore, and Wacziarg (2005) は、国の規模に依存して貿易開放度の一人当たり所得の成長率に対する影響が変化することを示している。国内市場が小さい国では、国際貿易の重要性が他の国よりも大きいため、小さい国ほど貿易開放度の成長率に対する影響が大きいことを実証的に示している。

## 2.2 実質為替レートをを用いた研究

Dollar (1992) は、実質為替レートを貿易開放度 (彼の言葉では外向き志向: Outward orientation) の代理変数として用いている。国  $i$  の実質為替レートは  $100 \times e_i P_i / P_{US}$  であり、ただし  $e_i$  は名目為替レート (ドル/国  $i$  の通貨) で、 $P_i$  は国  $i$  の消費価格指数、 $P_{US}$  は米国の消費価格指数である。Dollar は、実質為替レートが高い (例えば 100 よりも大きい) ということは、十分に自国市場を他国に開放しないことによって歪みが生じ、価格水準が高止まりしていることを意味するものであると解釈した。この解釈が正しければ、実質為替レートは貿易開放度の減少関数になっているはずである<sup>(8)</sup>。

以上の考え方のもと、Dollar は 117 か国のデータを用いて、以下のような式を推定している：

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 \text{RexDist}_i + \beta_2 \text{RexVar}_i + \mathbf{X}'_i \beta_3 + u_i \quad (1)$$

ただし、 $g_i$  は 1976–1985 年の期間の国  $i$  の一人当たり GDP 成長率、 $\text{RexDist}_i$  は同期間の国  $i$  の実質為替レートの平均値である。 $\text{RexVar}_i$  は同期間の国  $i$  の実質為替レートの分散であり、分散が大きいということは実質為替レートの変動が激しく成長を阻害するものと解釈されている<sup>(9)</sup>。1976–1985 年の 10 年間のデータを使いながらも、その期間の成長率や平均値を使ったクロスセクション分析となっている。

(6) Barro (1998) の 13 頁の表 1.1 を参照のこと。

(7) Barro and Sala-i-Martin (2003) の 522 頁の表 12.3 を参照のこと。

(8) ただし、生産性が高い国で物価水準が高くなり実質為替レートが増価するというバラッサ=サミュエルソン効果があることを念頭に置くと、実質為替レートで貿易開放度を測れるという考えは正しくないと考えられる。

(9)  $\mathbf{X}_i$  は制御変数を含むベクトルで、投資と外れ値ダミーが含まれている。

表 1 世界各地域における *RexDist* と *RexVar* の平均値

	<i>RexDist</i> (実質為替レートの歪み)	<i>RexVar</i> (実質為替レートの歪みの分散)
先進国	108	0.11
途上国		
アフリカ	160	0.15
アジア	86	0.11
ラテンアメリカ	114	0.22
ヨーロッパと中東	104	0.15

注：Dollar（1992）の表 3 から抜粋して作成した。各国の 1976–1985 年の期間の平均値を各地域ごとの平均値としてまとめたものである。

世界各地域における *RexDist* と *RexVar* の平均値が表 1 にまとめられている。それによると、アジアでは実質為替レートが 86 と最も小さく価格水準が低いことから競争的な環境にあると言える。一方で、アフリカやラテンアメリカでは実質為替レートが 160, 114 と高く、競争的な環境とは言えない。実質為替レートの分散もアジアで 0.11 と先進国並みに低く、ラテンアメリカでは 0.22 と高くなっている。

Dollar（1992）は(1)式を推定し、(a)  $RexDist_i$  と  $RexVar_i$  の両方が統計的に有意に負の係数を持つこと、(b) ラテンアメリカがアジアと同等水準の実質為替レートの水準と分散を維持できれば一人当たり GDP 成長率が 2.0%ポイント上昇すること、(c) アフリカの場合は 2.2%ポイント上昇すること——を主張している。

しかし、この Dollar（1992）の論文は Rodríguez and Rodrik（2001）に批判されている。批判の 1 点目は、国の地理的立地の GDP 成長率への効果が制御されておらず、ラテンアメリカダミー、アジアダミー、サハラ砂漠以南ダミーを回帰式に導入すると  $RexDist_i$  が統計的に有意ではなくなる。2 点目は、 $RexVar_i$  の係数はこれらの地域ダミーを導入しても統計的に有意に負ではあるが、 $RexVar_i$  は単に実質為替レートの不安定性を捉えたもので国の外向き志向を測る変数とは言えないということである。以上の批判に加えて、分析はクロスセクションデータを用いたものであるから国固定効果を制御できていないこと、GDP の成長がサンプル期間後期の実質為替レートに影響し得るという逆の因果関係を処理できていないことも問題点として挙げられる。

### 2.3 複数の指標に基づいて開放度を判断した研究

Dollar（1992）は実質為替レートを用いて国の外向き志向度を測ったが<sup>3</sup>、Sachs and Warner（1995）は複数の指標を基にその国が閉鎖経済であるかどうかの判断をしている。具体的には、その国が(a) 非関税障壁が 40%以上の輸入品目に課されている、(b) 平均関税率が 40%以上である、(c) 1970–80 年代の闇市場の為替レートの公式の為替レートからの減価率（ブラックマーケット・プレミアム）が平均して 40%以上である、(d) 社会主義体制である、(e) 輸出が一部の企業によって独占的に行わ

れている——の少なくとも1つの基準に合致すれば閉鎖経済であると判断して、開放経済ダミーを作成している。そして、79か国のデータを用いて以下のような回帰分析を推定している。

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 D_i^{Open} + \mathbf{X}_i' \beta_2 + u_i \quad (2)$$

ただし、 $g_i$  は1970–1989年の国*i*の一人当たりGDP成長率で、 $D_i^{Open}$ はその国が開放経済であれば1をとるダミー変数である。 $\mathbf{X}_i$ には制御変数が含まれる<sup>(10)</sup>。(2)式を推定して、開放経済の一人当たりGDPの成長率は閉鎖経済よりも2.2%ポイント程度高いことを示している。

これに対して、Rodríguez and Rodrik (2001)は(c)ブラックマーケット・プレミアムと(e)輸出独占の変数が「開放経済ダミー」を構築する上ではほぼ決定的な役割を果たしていることを指摘している。その結果、Sachs and Warner (1995)の開放経済ダミーは、開放経済であるかどうかというよりも、マクロ経済的不安定性や成熟していない社会制度、地理的立地(サハラ砂漠以南)などを強く反映した変数である可能性が高いと主張している。

## 2.4 複数の貿易開放度の指標を用いた研究

Edwards (1998)は、Sachs and Warner (1995)の指数に加えて8つの変数を用いて貿易開放度の成長への効果を分析している。そこでは75か国のデータを用いて以下の回帰式を推定している：

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 Open_i + \mathbf{X}_i' \beta_2 + u_i \quad (3)$$

ただし $g_i$ は1980–90年の期間の国*i*の全要素生産性(TFP)の成長率<sup>(11)</sup>、 $Open_i$ は貿易開放度の指標である。この貿易開放度の指標として用いられている変数は以下の9つ：(a) Sachs and Warner (1995)の開放経済ダミー、(b) World Development Reportの外向き志向指数、(c) Leamer (1988)の貿易開放度の指数、(d) ブラックマーケット・プレミアム、(e) 製造業の品目への平均関税率、(f) 非関税障壁の平均適用範囲、(g) ヘリテージ財団が作成した国際貿易における歪み指数、(h) 貿易税比率、(i) Wolf (1993)の輸入における歪み指数——である。

制御変数のベクトル $\mathbf{X}_i$ には1965年時点のGDPの自然対数値と1965年時点の人的資本を測る変数(平均教育年数)が含まれる。(3)式は1985年時点のPPP調整済みGDPでウェイト付けした

(10) 制御変数は、1970年時点の実質GDPの対数値、極端な政治的抑圧があったときに1をとるダミー変数、2次高等教育就学比率、初期教育就学比率、政府支出のGDPに占める割合、1970–1985年における革命の回数、1970–1985年における暗殺件数の人口比、投資財の相対価格、投資のGDP比、1960年時点の人口密度である。

(11) TFPは資本の成長と労働の成長をGDPの成長から差し引いた残差として計測されている。被説明変数にTFP成長率を用いるメリットとして、資本や労働の貢献を取り除いた「生産性」への影響を測れることが挙げられる。デメリットとしては、特定の生産関数や生産要素への分配率を仮定しなければならぬことが挙げられる。

重み付き OLS で推定されている。また、貿易開放度の内生性の問題に対処するために、1970 年代の TFP 成長率、Sachs and Warner (1995) の開放経済ダミー、輸入額の GDP 比、輸出額の GDP 比、ブラックマーケット・プレミアム、ヘリテージ財団が作成した所有権保護指数、交易条件の変化を操作変数として用いている。<sup>(12)</sup>

以上の分析から、Edwards (1998) は概ね開放的な国は TFP の成長率が高いという結果を報告している。これに対する Rodríguez and Rodrik (2001) の批判は主に 3 点である。1 点目は GDP でウェイト付けをして回帰分析をしていることが恣意的に思えること、2 点目は「World Development Report の外向き志向指数」や「ヘリテージ財団が作成した国際貿易における歪み指数」が主観に基づいたアドホックな変数であること、3 点目は操作変数が除外制約を満たしていない可能性が高いことである。<sup>(13)</sup>

Lee (1993) は、1960-85 年の 81 か国のデータを用いて、平均関税率とブラックマーケット・プレミアムが一人当たり GDP 成長率に与える影響を推定している。そして、関税率の低下やブラックマーケット・プレミアムの縮小が成長を促すことを示している。しかし、Rodríguez and Rodrik (2001) は、Sachs and Warner (1995) に対する批判と同様ブラックマーケット・プレミアムが適切な変数であると思えないこと、そして各国の関税率のデータが 1980 年代のものであるから逆の因果の問題があることを指摘している。

### 3 クロスセクションデータを用いた因果関係の抽出の試み

ここまで、1990 年代に書かれ影響力があった論文について議論した。これらはいずれも一定期間内の一人当たり GDP 成長率や TFP 成長率を被説明変数とし、右辺に貿易開放度の変数と制御変数を入れた回帰式を推定している。これらの論文に対する Rodríguez and Rodrik (2001) の批判は、主に貿易開放度を測る変数そのものに対する疑念や内生性に関わることである。Dollar (1992) と Sachs and Warner (1995) はそもそも内生性を想定した分析を行っていないし、Edwards (1998) は操作変数法を用いた推定こそ行っているものの操作変数の多くが元の回帰式内のラグ変数であるし、Rodríguez and Rodrik (2001) が指摘しているようにモデル外の操作変数 (excluded instruments) の 1 つである所有権保護指数も除外制約を満たしていない可能性が高い。本節で議論する Frankel and Romer (1999) は、クロスセクションデータを用いた分析であるというここまで議論した論文

---

(12) 「ヘリテージ財団が作成した所有権保護指数」と「交易条件の変化」以外の操作変数はすべて 1970 年代のデータに基づいて作成されている。

(13) Rodríguez and Rodrik (2001) は、特に「ヘリテージ財団が作成した所有権保護指数」が除外制約を満たしていない可能性が高い (つまり、所有権保護が 1980 年から 90 年にかけての TFP 成長率に直接影響している可能性が高い) ことを指摘している。



と近いが、内生性の問題により真剣に取り組んでいるという点で一線を画す。

### 3.1 Frankel and Romer (1999) の識別のアイデアと推定方法

Frankel and Romer (1999) のアイデアは、各国の地理的特徴を貿易開放度に与える外生的要因として利用しようというものである。例えば、内陸国で他の貿易相手国からも遠いという地理的要因で貿易開放度（輸出額と輸入額の和を GDP で割ったものを貿易開放度と定義する）が低い国 A と、沿岸国で貿易相手国からも近いという理由で貿易開放度が高い国 B があるとす。その他の特徴が A と B の間で同じで B の所得水準が A よりも高ければ、地理的要因という外的要因によって生じた貿易開放度の違いが所得水準の差に影響していると言えるかもしれない。<sup>(14)</sup>

以上のアイデアをベースに貿易が所得水準に与える影響を調べるために、第 1 ステップとして以下のグラビティ・モデルを推定する。

$$\ln \left( \frac{T_{ij}}{GDP_i} \right) = \underbrace{\left[ \ln(d_{ij}), \ln(Pop_i), \ln(Pop_j), \ln(Area_i), \ln(Area_j), (D_i^l + D_j^l) \right]}_{\mathbf{x}'_{ij}} \alpha + e_{ij}$$

ただし  $T_{ij}$  は国  $i$  と国  $j$  の間の貿易額（輸出額と輸入額の和）、<sup>(15)</sup>  $GDP_i$  は国  $i$  の GDP、 $d_{ij}$  は 2 国間の距離、 $Pop_i$  は人口、 $Area_i$  は面積、 $D_i^l$  は国  $i$  が内陸国（Landlocked）であれば 1 をとるダミー変数、 $\alpha$  は係数パラメーターのベクトル、 $e_{ij}$  は誤差項である。第 2 ステップとして、以上の回帰式を推定して得られたパラメーターと地理的変数を基に以下に貿易開放度の予測値を得る。

$$\widehat{Open}_i = (T_{ij}/GDP_i) = \sum_{j \neq i} \exp(\mathbf{x}'_{ij} \hat{\alpha})$$

ただしハットは予測値であることを示す。グラビティ・モデルは双方向の貿易フローのデータを用いて推定されるのでクロスセクションの単位は「輸出国－輸入国」であるのに対し、所得水準の決定要因を調べる回帰分析ではクロスセクションの単位は「国」であるので、自国  $i$  を除くすべての貿易相手国  $j$  で合計して国  $i$  の貿易開放度の地理的要因に基づいた予測値  $\widehat{Open}_i$  を得ているのである。そして第 3 ステップとして、以下の回帰式を操作変数法を用いて推定する：

$$\ln(GDPpc_i) = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Open}_i + \beta_2 \ln(Pop_i) + \beta_3 \ln(Area_i) + u_i \quad (4)$$

(14) Dollar (1992) と Sachs and Warner (1995) の被説明変数は一人当たり GDP の成長率、Edwards (1998) の被説明変数は TFP 成長率であったが、Frankel and Romer (1999) の被説明変数は一人当たり GDP の対数値である。こうした異なる定式化の論文の結果を比較する際、(a) 被説明変数が水準（対数値）なのか成長率なのかによって係数の数字の解釈が変わってくることや、(b) 被説明変数が経済規模の指標である GDP なのか、人口規模を考慮した一人当たり GDP なのか、労働や資本などの生産要素の投入量を考慮した TFP なのかで分析対象が若干異なることに注意する必要がある。

(15) つまり、 $EX_{ij}$  を国  $i$  から国  $j$  への輸出額とすると、 $T_{ij} = EX_{ij} + EX_{ji}$  である。

ただし  $\ln(GDPpc_i)$  は一人当たり GDP の自然対数値、 $Open_i = \sum_{j \neq i} T_{ij}/GDP_i$  は実際の貿易開放度である。ここで、 $Open_i$  は内生変数である可能性が高い。つまり、省略変数や逆の因果、測定誤差などの問題で  $Open_i$  が誤差項と相関する可能性が高いので、外的な地理的要因による変動  $\widehat{Open}_i$  を操作変数として用いる。

### 3.2 想定されるバイアスの方向性

(4) 式の推定結果を議論する前に、OLS ではどのようなバイアスが生じると予想されるのか議論しておきたい。所得水準  $\ln(GDPpc_i)$  に影響する重要な変数  $x_i$  が(4)式から省略されており、真の回帰式が以下のように書けるとする。

$$\ln(GDPpc_i) = \beta_0 + \beta_1 Open_i + \beta_2 \ln(Pop_i) + \beta_3 \ln(Area_i) + \beta_4 x_i + \varepsilon_i$$

変数  $x_i$  が加わったことでパラメーターは異なる文字で記述すべきであるが、簡単化のために同じ文字を使う。誤差項については異なる文字  $\varepsilon_i$  を用いている。本来右辺に入れるべき変数  $x_i$  を省略して(4)式を推定して得られるパラメーターの推定値  $\hat{\beta}_1$  は以下のように書ける。<sup>(16)</sup>

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \beta_1 + \frac{Cov(Open_i, u_i)}{Var(Open_i)} \\ &= \beta_1 + \frac{Cov(Open_i, \beta_4 x_i + \varepsilon_i)}{Var(Open_i)} \\ &\approx \beta_1 + \frac{Cov(Open_i, \beta_4 x_i)}{Var(Open_i)} \end{aligned} \quad (5)$$

ただし  $\beta_1$  は真のパラメーター (Population parameter)、 $Cov(Open_i, u_i)$  は  $Open_i$  と  $u_i$  の間の共分散、 $Var(Open_i)$  は  $Open_i$  の分散である。しかし、 $x_i$  が省略されているということは(4)式の誤差項  $u_i$  に  $x_i$  が含まれているということである。したがって(5)式の2段目の式を得る。 $\varepsilon_i$  が i.i.d. (独立同一分布に従う) であるとき、 $Open_i$  と  $\varepsilon_i$  の相関はゼロなので(5)式の3段目の式を得る。

以上からわかるのは、「内生変数  $Open_i$ 」と「省略変数とそのパラメーターの積  $\beta_4 x_i$ 」がどのように相関するのかによってバイアスの方向性が決まるということである。<sup>(17)</sup> バイアスの方向性はパラメーター  $\beta_4$  の符号と内生変数と省略変数の相関  $Cov(t_i x_i)$  の正負によって4パターンに分類される(表2)。

Frankel and Romer (1999) は、考え得る省略変数とそれがどのようなバイアスをもたらすのかについて議論している。<sup>(18)</sup> 第1に、良質なマクロ経済政策が行われているときに大きな値をとる省略

(16) より詳しくは、Wooldridge (2021) の84–85頁を参照のこと。

(17) 真の値  $\beta_1$  よりも推定値  $\hat{\beta}_1$  の方が大きい ( $\hat{\beta}_1 > \beta_1$ ) とき、上方バイアスがあるといい、真の値  $\beta_1$  よりも推定値  $\hat{\beta}_1$  の方が小さい ( $\hat{\beta}_1 < \beta_1$ ) とき、下方バイアスがあるという。

(18) 391頁の第E節の第1段落を参照のこと。

表 2 省略変数バイアスの方向性の場合分け

	$\beta_4 > 0$	$\beta_4 < 0$
$Cov(Open_i, x_i) > 0$	上方バイアス	下方バイアス
$Cov(Open_i, x_i) < 0$	下方バイアス	上方バイアス

注：Wooldridge（2021）の 85 頁の表 3.2 を本論文の文脈に即して微修正のもとに作成した。

変数  $x_i$  であるとする。良質なマクロ経済政策は所得水準を上昇させるので  $\beta_4 > 0$  であり、良質なマクロ経済政策を採るような国は開放経済政策を採る傾向にあると言えるので  $Cov(Open_i, x_i) > 0$  である。このとき、 $\hat{\beta}_1$  には上方バイアスが伴う。第 2 に、交通インフラの質を捉える変数  $x_i$  が省略されているとする。所得水準が高い国では交通インフラなどが整備されていて（つまり  $\beta_4 > 0$ ）、それによって国際貿易の水準も高くなっているかもしれない（つまり  $Cov(Open_i, x_i) > 0$ ）。このとき、やはり  $\hat{\beta}_1$  には上方バイアスが伴う。第 3 に、国内の法制度や社会制度が整っていないときに高い値をとる変数  $x_i$  が省略されているとする。法制度や社会制度が整っていない国は低所得国に多く（つまり  $\beta_4 < 0$ ）、法制度や社会制度が整っていないことで税収を関税収入に依存し国際貿易の水準も低くなっていると予想できる（つまり  $Cov(Open_i, x_i) < 0$ ）。やはり、 $\hat{\beta}_1$  には上方バイアスが伴う。このように、以上の省略変数は上方バイアスを引き起こすと想定できる。

逆の因果はどうだろうか。「所得水準 → 国際貿易」の方向性の因果関係を考えてときに、所得水準の上昇は国際貿易を増加させると想像できる。なぜなら、所得水準の上昇から贅沢品への支出割合が増え、仮に輸入財の多くが贅沢品であると仮定すれば、GDP の増大以上に輸入額が増えると思定できるからである。また、所得水準の上昇から輸出の固定費用を支払える企業が増えれば、GDP の増大以上に輸出が増えることが想定できる。もしこれらの仮定が正しければ、逆の因果は「国際貿易 → 所得水準」の相関を強める、つまり上方バイアスを引き起こすように作用する。

IV を用いて得られる推定値は真の値  $\beta_1$  に一致しているは言えないまでも、OLS を推定して得た推定値  $\hat{\beta}_1$  よりも真の値  $\beta_1$  に近いはずである。つまり、IV を用いることで上方バイアスが補正されて、OLS を推定して得た推定値  $\hat{\beta}_1$  よりも小さい値が得られるはずである。次項では、Frankel and Romer（1999）の推定結果がこれらの想定に反するものであったこと、それについて彼らが与えた解釈について議論する。

### 3.3 Frankel and Romer（1999）の推定結果と解釈

Frankel and Romer（1999）は 1985 年のクロスセクションデータを用いて(4)式を推定し、表 3 の結果を得ている。(1)列と(2)列はデータが入手できるすべての国のデータを用いた推定の結果で、(3)列と(4)列は産油国を除いたサンプルを用いた結果である。前項の議論に反して、いずれのケースも IV を用いて得た係数の方が OLS を用いて得た係数よりも大きい。OLS によると、輸出

表3 Frankel and Romer (1999) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDPpc)$

	すべての国を用いた結果		産油国を除いて得た結果	
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)
(輸出額 + 輸入額)/GDP	0.85 (0.25)	1.97 (0.99)	0.82 (0.32)	2.96 (1.49)
サンプルサイズ	150	150	98	98
第1段階のF値		13.13		8.45

注：1985年のデータを用いて推定された Frankel and Romer (1999) の表3を単純化して掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には本文で述べたように制御変数も含まれるが表では割愛されている。

入額の GDP 比が1%ポイント上昇すると、所得水準が0.8%上昇するという結果になっている。一方で、IVによると、輸出入額の GDP 比が1%ポイント上昇すると所得水準が2~3%上昇するという結果になっている。

この結果はどのように解釈すべきであろうか。前述の通り、IVによって省略変数バイアスや逆の因果によるバイアスが補正されたというロジックでは係数値が大きくなったことは説明できない。そこで、Frankel and Romer (1999) は変数の測定誤差によるバイアスが補正されたという説明を与えている。彼らの元々の問題意識は、国際貿易そのものが所得水準に与える影響を検証したいというよりも、国際貿易によって比較優位産業に特化できることやアイデアの交換などの所得を増幅させるようなすべての国際的相互交流がどのように所得水準に影響するかを調べることであり、国際貿易はそのような「所得を増幅させるようなすべての国際的相互交流」の不完全な代理変数であると述べている。説明変数の測定誤差は減衰バイアス (Attenuation bias) をもたらずので、OLS 推定値の方がIV 推定値よりも小さいというロジックである。

### 3.4 Frankel and Romer (1999) への批判

Frankel and Romer (1999) に対する Rodríguez and Rodrik (2001) の批判は、国の立地などの地理的特徴は所得水準を直接説明する変数であり、除外制約の要件を満たしていないということである。例えば、国の地理的特徴は公衆衛生に影響し、そこから社会制度面の質、外国人の入植とそれによる植民関係、移住、戦争の頻度などに影響を及ぼし、それが国家間の所得水準の違いを説明する要因の1つになり得ると主張している<sup>(19)</sup>。実際、Rodríguez and Rodrik (2001) は Frankel and Romer (1999) の第2段階の回帰式に「赤道からの距離」や「熱帯に属する領土の割合」、「地域ダミー」を入れて操作変数推定を行い、貿易開放度の変数が統計的に有意でなくなることを示している。

(19) Rodríguez and Rodrik (2001) の311頁の最後の段落を参照のこと。

### 3.5 Frankel and Romer (1999) の結果は頑健であるという後続研究

Rodríguez and Rodrik (2001) 批判を受けて、共通の通貨の採用が国際貿易に与える影響を推定した Frankel and Rose (2002) では、前述の赤道からの距離などの変数を第 2 段階の回帰式に入れて推定をやり直している。そして、それらの変数を第 2 段階で制御しても、貿易開放度の所得への効果は統計的に有意なままであることを示している<sup>(20)</sup>。Alcalá and Ciccone (2004) も、1985 年の 138 か国のクロスセクションデータに Frankel and Romer (1999) の操作変数法を適用した際に、Kaufmann et al. (1999) の社会制度の質の変数を制御変数として回帰式に導入しても貿易が所得水準を上昇させるという結果を得ている<sup>(21)</sup>。

サンプルサイズを拡大して Frankel and Rose (2002) の結果の頑健性の確認をしている論文もある。Frankel and Romer (1999) はグラビティ・モデルの推定に 63 か国の 3,220 の貿易フローを用いているのに対し、Noguer and Siscart (2005) は 97 か国の 8,906 の貿易フローを用いている<sup>(22)</sup>。当該論文では、「赤道からの距離」や「熱帯に属する領土の割合」「地域ダミー」を第 2 段階で制御しない回帰分析を行い、貿易開放度が 1%ポイント上昇したときの所得の上昇率は OLS 推定で 0.8%、IV 推定で 2.6%と、Frankel and Romer (1999) と同様の結果が得られることを示している。そして、「赤道からの距離」などを第 2 段階で制御したとしても、その係数は統計的に有意なままであることが示されている<sup>(23)</sup>。以上の結果から、Rodríguez and Rodrik (2001) で赤道からの距離などの変数を導入したことで貿易開放度の統計的有意性が失われたのは、「地理的要因に基づく貿易開放度」が正確に構築されていないことによる弱操作変数 (Weak instrument) が原因であると述べている<sup>(24)</sup>。

### 3.6 Frankel and Romer (1999) の結果は頑健でないという後続研究

Irwin and Terviö (2002) は、Frankel and Romer (1999) の操作変数法を 1913 年から 1990 年

---

(20) ただし、Frankel and Rose (2002) では、Frankel and Romer (1999) と全く同じデータを用いてやり直したわけではない。元々使用していた 1985 年のデータを 1990 年のデータにアップデートし、重要な制御変数として人的資本の変数 (初等教育就学率と 2 次高等教育就学率) も第 2 段階の回帰式に導入している。

(21) Alcalá and Ciccone (2004) の論文の第 1 の研究動機は、所得水準が上昇したときに非貿易財を生産するサービス産業が拡大し、それによって貿易額の GDP 比が低下することによるバイアスを補正するというものである。そのために、貿易額を購買力平価調整済み GDP で割って貿易開放度を測定している。

(22) 第 2 段階の回帰式を推定するのに用いられたサンプルのサイズは、Frankel and Romer (1999) で 98、Noguer and Siscart (2005) で 97 とほとんど同じであるが、グラビティ・モデルの推定において大きなサンプルを用いることで、地理的要因に基づいた貿易開放度  $\widehat{Open}_i$  をより正確に推定することができていると Noguer and Siscart (2005) は述べている。

(23) 「赤道からの距離」や「熱帯に属する領土の割合」、「地域ダミー」などを制御すると、IV 推定値の大きさが半分以下に低下することは認めている。

(24) Noguer and Siscart (2005) の 452 頁の第 2 段落を参照のこと。

までの8時点のそれぞれのクロスセクションデータに適用し、(a) 1928年の戦間期以外は貿易開放度が所得水準を上昇させるという結果が得られたこと、(b) Frankel and Romer (1999) 同様、IV推定値の方がOLS推定値よりも大きいこと、(c) 緯度を回帰式に導入するとOLS推定値は半分の大きさになり、IV推定値は統計的に有意性を失うことを報告している。緯度は国家間の距離などの他の地理的変数と違って経済学的な解釈が難しいという留保は起きつつも、緯度を回帰式に導入すると結果が大きく変わることは20世紀中のすべての時点で観察できると述べている<sup>(25)</sup>。

Ortega and Peri (2014) も2000年の181か国のデータを用いてFrankel and Romer (1999) の推定を行っている。そして、「赤道からの距離」を制御するとIVにおける貿易開放度の所得水準への効果がゼロになることを報告している。しかし、移民の人口比で測った移住開放度は「赤道からの距離」を制御しても所得水準に正の影響を与えるという結果が得られると述べている。

## 4 パネルデータの利用

### 4.1 パネルデータ分析の強み

ここまで議論した論文はどれもクロスセクションデータを用いた分析を行っているが、複数時点のクロスセクションデータを用いることでパネルデータ分析に拡張することができる。パネルデータでは国を表す添字  $i$  に加えて時点(多くの場合年)を表す添字  $t$  を加えて、例えば以下のように書ける。

$$\ln(GDPpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Open_{it} + \beta_2 \ln(Pop_{it}) + \beta_3 \ln(Area_i) + \beta_4 \phi_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

時間を通じて変化する一人当たりGDPや貿易開放度などの変数は  $i$  と  $t$  の両方の添字とともに記述されているが、時間を通じて変化しない国の面積  $Area_i$  には国の添字  $i$  しかつけられていない<sup>(26)</sup>。そして、 $\phi_i$  を時間を通じて変化しない(国の面積以外の)あらゆる要素を含む変数であるとする。これを国  $i$  の固定効果と呼ぶ。 $\phi_i$  が誤差項と相関するような内生変数であるにもかかわらず、観察できないなどの理由で回帰式に入れることができないと省略変数バイアスが生じる。しかし、パネルデータを用いれば、時間不変の変数  $x_i$  が観察できなくてもそれを省略することによって生じ得るバイアスを除去することができる。その方法は大きく2つあり、1つは一階の階差推定(First-differenced estimation)で、もう1つが固定効果推定(Fixed effects estimation)である。

まず一階の階差推定から説明する。(6)式の時点  $t-1$  に入れ替えて(7)式とする。

$$\ln(GDPpc_{it-1}) = \beta_0 + \beta_1 Open_{it-1} + \beta_2 \ln(Pop_{it-1}) + \beta_3 \ln(Area_i) + \beta_4 x_i + \varepsilon_{it-1} \quad (7)$$

(25) Irwin and Terviö (2002) の14頁の最初の段落を参照のこと。

(26) 国の面積は海岸の埋め立てや戦争の帰結としての領土分割や割譲で変化するが、多くの場合時間を通じて不変である。

そして(6)式から(7)式を引くと以下の式が得られる。

$$g_{it}^{GDPpc} = \beta_1 \Delta Open_{it} + \beta_2 g_{it}^{Pop} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (8)$$

ただし  $g_{it}^A = \ln(A_{it}) - \ln(A_{it-1})$  は連続時間で定義される変数  $A$  の成長率(変化率)である。 $\Delta Open_{it} = Open_{it} - Open_{it-1}$  は貿易開放度の変化、 $\Delta \varepsilon_{it}$  は誤差項の変化である。(8)式からは時間を通じて変化しない  $\ln(Area_i)$  と  $\phi_i$  が消去されている。つまり、一階階差の推定式には時間不変の変数がそもそも存在しないので、これらの変数を省略してしまうことによる省略変数バイアスは生じない。ただし、 $\ln(Area_i)$  も階差をとった際に削除されてしまったように、あらゆる時間不変の変数が回帰から除かれてしまうので、例えば  $\ln(Area_i)$  の係数に関心がある場合でもその係数が得られないという欠点がある。

次に、固定効果モデルの説明を行う。データの時系列の長さを  $T$  とする。(6)式において、各国  $i$  について時系列の方向に変数を合計して  $T$  で割る(つまり各国  $i$  のサンプル期間内の各変数の平均値を計算する)と、以下の式になる。

$$\begin{aligned} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \ln(GDPpc_{it}) &= \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Open_{it} + \beta_2 \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \ln(Pop_{it}) \\ &+ \beta_3 \ln(Area_i) + \beta_4 \phi_i + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

定数項  $\beta_0$  や時間不変の変数  $\phi_i$  については、 $T$  を掛けて  $T$  で割るという作業としたので(9)式から何も変わっていない。(6)式から(9)式を引くと、以下の式が得られる。

$$\ln(\ddot{GDPpc}_{it}) = \beta_1 \ddot{Open}_{it} + \beta_2 \ln(\ddot{Pop}_{it}) + \ddot{\varepsilon}_{it} \quad (10)$$

ただし  $\ddot{A}_{it} = A_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T A_{it}$  は国  $i$  の変数  $A$  の平均値からの乖離(Demeaned variable)である。(10)式でも(8)式同様、時間不変の変数が除去されている。

このように、一階の階差推定も固定効果推定も、その目的は時間不変の変数が省略されることによる省略変数バイアスを取り除くことにある。そういった意味で、いずれの推定方法も本質的には同じものである。実際、 $T = 2$  のときは一階階差推定量も固定効果推定量も同一になる。<sup>(27)</sup>  $T > 2$  のときは2つの推定量は異なるものになるが、いずれの推定量を選択するかは誤差項の系列相関の有無などによる。<sup>(28)</sup>

(27) Wooldridge (2021) の 467 頁の 14-1b 節を参照のこと。

(28) Wooldridge (2021) の 468 頁の最初の段落によると、誤差項  $\varepsilon_{it}$  に系列相関がない場合は固定効果推定量の方が効率的(係数の分散が小さい)であり、誤差項  $\varepsilon_{it}$  がランダムウォークに従い  $\Delta \varepsilon_{it}$  に系列相関がない場合は、一階の階差推定量の方が効率的である。

以上のパネルデータ分析は、貿易開放度が所得に与える影響を検証する上で大きな強みとなる。Frankel and Romer (1999) に対する Rodríguez and Rodrik (2001) の批判の焦点は、「赤道からの距離」「熱帯地帯に含まれる領土の割合」「地域ダミー」のような国の社会制度の質を捉えていると考えられる変数が省略されていたことにあった。しかし Irwin and Terviö (2002) が述べているように、「赤道からの距離 (緯度)」のような変数は経済学的にどのように解釈すべきかよくわからず、誰もが納得する明快な説明は与えられていない。それでも、国の社会制度の質が時間を通じてサンプル期間内で不変であれば、固定効果推定や一階の階差推定を行うことで社会制度の質は固定効果として制御可能である<sup>(29)</sup>。

#### 4.2 パネルデータを利用した研究

Yanikkaya (2003) は、1970–97 年のサンプル期間全体を通じてデータが入手可能な約 30 の先進国のサンプルを用いて、3 時点 (70 年代, 80 年代, 90 年代) のパネルデータを構築している。そして、一人当たり GDP の成長率を被説明変数、様々な貿易開放度の測度や貿易政策変数を説明変数に用いて一階の階差推定と固定効果推定を行っている。その結果、貿易開放度 (輸出額と輸入額の和の GDP 比) や輸入額の GDP 比、輸出額の GDP 比が統計的に有意な正の係数を持つことを示している。一方で、関税率などの貿易を抑制すると思われる政策変数の係数は正であったりと、多くの経済学者の認識に反する結果が得られたことを報告している。

Harrison (1996) は、1960–1988 年の期間の 51 か国のデータを用いて固定効果モデルを推定している。被説明変数は実質一人当たり GDP 成長率で、説明変数として様々な貿易開放度を測る変数を用いている。貿易開放度の変数は、例えば、 $(\text{輸出額} + \text{輸入額}) / \text{GDP}$  や、ブラックマーケット・プレミアム、Dollar (1992) の実質為替レートの歪み指数など様々な指標であり、変数によってサンプルに含まれる国の数が異なっている。そして、貿易開放度を捉える変数の多くが、実質一人当たり GDP 成長率に統計的に有意な正の影響を与えていることを示している<sup>(30)</sup>。Wacziarg and Welch (2008) は、1950–98 年の期間の 136 か国のデータを用いて、固定効果モデルを推定している。被説明変数として一人当たり GDP 成長率を用い、貿易開放度を測る説明変数として Sachs and Warner (1995) の開放経済ダミーを用いている。そして、開放経済に移行した国は、開放経済移行後に移行前よりも 1.5% ほど高い一人当たり GDP 成長率を実現できたことを示している。以上の論文では国固定効果を制御した分析はできているが、時間を通じて変化する変数を潜在的に回帰式から省略し

---

(29) Felbermayr and Gröschl (2013) も、21 頁の最初の段落で、「観察可能・観察不可能な国家間の異質性を制御する最も説得力のある方法は、パネルデータに拡張して固定効果を推定することである」と述べている。

(30) しかし、Harrison (1996) が用いた貿易開放度の変数のいくつかは、Rodríguez and Rodrik (2001) によって信頼できる指標ではないと批判されている。



ている可能性や逆の因果の可能性を捨てきれない。<sup>(31)</sup>

#### 4.3 動学的パネルデータモデルを推定した研究

パネルデータを利用して固定効果モデルや一階の階差推定を行うだけでなく、説明変数のラグ変数を操作変数として用いる動学的パネルデータモデルを推定した論文もある。例えば、Dollar and Kraay (2004) は Arellano and Bover (1995) が提案する識別方法を用いている。一人当たり GDP 成長率を被説明変数として用い (輸出額 + 輸入額) / GDP を説明変数として用いた一階の階差推定で「説明変数のラグ変数の変化」を操作変数として用い、貿易が一人当たり GDP 成長率に正の影響を与えていることを示している。<sup>(32)</sup>

Chang et al. (2009) も Arellano and Bover (1995) の GMM アプローチをベースに「説明変数のラグ変数の変化」を操作変数として用いて、(輸出額 + 輸入額) / GDP が一人当たり GDP の成長率に与える影響を検証している。<sup>(33)</sup>そして、貿易が所得の成長率に与える効果は人的資本の水準や労働市場の柔軟性などの経済状況・政策に依存することを示している。DeJong and Ripoll (2006) は Arellano and Bond (1991) の GMM アプローチをベースに、「説明変数のラグのレベル」を操作変数として用いている。そして、関税の低下が一人当たり GDP の成長率を高めるのは高所得国のみであることを示している。<sup>(34)</sup>

これらの手法はパネルデータを用いて国の固有効果を制御しつつ、ラグ付き説明変数を操作変数として利用して因果効果を推定するという従来のクロスセクションデータを用いた分析に付き物だった問題点をすべて解決しているように思える。それでも、Rodríguez (2007) は説明変数に対するショックが異時点間で相関しているのであれば、逆の因果によって引き起こされ得るバイアスに対処できないと指摘している。<sup>(35)</sup>

#### 4.4 不均一分散を識別に利用した研究

パネルデータの特性を活かした推定というわけではないが、不均一分散を利用した識別方法 (Identification through heteroskedasticity) もある。例えば、

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u$$

---

(31) Yanikkaya (2003) は、Frankel and Romer (1999) の手法を用いて内生性の処理を試みているが、操作変数は時間不変の地理的変数であるのでパネル推定において適切に機能していない可能性がある。

Harrison (1996) はベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いて因果関係の識別を試み、「貿易開放度 → 成長」と「成長 → 貿易開放度」の両方の方向に因果関係が観察されると述べている。

(32) 1980年代と1990年代の2時点の約100か国のサンプルを用いている。

(33) 1960–2000年の82か国のサンプルを用いている。

(34) 1975–2000年の60か国のサンプルを用いている。

(35) Rodríguez (2007) の8頁の第3段落を参照のこと。

$$x = \alpha_0 + \alpha_1 y + e$$

のような同時方程式があるとすると。このとき、サンプルを誤差項の分散  $\sigma_e^2$  が異なるサブサンプル  $A$  と  $B$  に分割できれば（つまり  $\sigma_{Ae}^2 \neq \sigma_{Be}^2$  となる  $A$  と  $B$  があれば）、操作変数を使わずとも同時方程式のパラメーターである  $\beta_1$  や  $\alpha_1$  を識別できる（Rigobon, 2003; Rigobon and Rodrik, 2005）。この手法を用いて、Rigobon and Rodrik（2005）は民主国家であることや法治国家であることは GDP に正の影響を与えるが、貿易開放度（輸出額と輸入額の和の GDP 比）は GDP に負の影響を与えることを示している。

Lee et al.（2004）も同様の手法を用いて貿易開放度、関税率、ブラックマーケット・プレミアムなどの指標と GDP 成長率の関連を調べている<sup>(36)</sup>。そして、開放的な市場の GDP 成長率が高くなること、不均一分散を用いて OLS のバイアスを補正すると市場を開放することの GDP 成長率への効果が小さくなることを示している<sup>(37)</sup>。

## 5 パネルデータと操作変数法を用いた研究

本節では、パネルデータを用いつつ推定モデルの外部の（ラグ付き説明変数ではない）外生ショックを操作変数として用いて因果関係の抽出を試みた論文について議論する。本節で議論するほとんどの論文が Frankel and Romer（1999）を礎にパネル分析に拡張しているが、そこでは操作変数として国の地理的変数を使うことができない。なぜなら、地理的変数は時間を通じて変化せず国固定効果として吸収されてしまうからである。以下では時間を通じて変動し、かつ除外制約を満たす操作変数を 5 つ議論する。

### 5.1 自然災害を操作変数として用いた研究

Felbermayr and Gröschl（2013）は、1950–2008 年の 162 か国のパネルデータに「外国の」自然災害を操作変数として利用した推定を適用している<sup>(38)</sup>。「外国の」と括弧書きにしたのはそのポイントを強調するためである。例えば、国 A で起きた自然災害はインフラの破壊や経済活動の停滞を通じて国 A への所得水準に直接影響すると考えられ、除外制約を満たしているとは言えない。しかし、国 B で起きた自然災害は国 A の所得水準には直接の影響はなく、国 A の所得水準に影響するとしたらその経路はほぼ国際貿易のみと考えられるため、除外制約を満たしていると言える。

(36) 1961–2000 年の 100 か国のサンプルを用いている。

(37) OLS 推定値は省略変数や逆の因果などの影響で上方バイアスを持つ傾向にあるはずという予測と整合的である。

(38) Dorn et al.（2022）も Felbermayr and Gröschl（2013）の手法を 1970–2014 年の 139 か国に適用し、国際貿易が各国内の所得格差（ジニ係数）に与える影響を検証している。

表 4 Felbermayr and Gröschl (2013) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDPpc)$

	すべての国を用いた結果		産油国を除いて得た結果	
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)
(輸出額 + 輸入額)/GDP	0.40 (0.09)	1.76 (0.49)	0.55 (0.12)	1.25 (0.18)
サンプルサイズ	1312	1312	919	919
国の数	162	162	94	94
第 1 段階の $F$ 値		6.99		31.41

注：1950–2008 年の 5 年ごとの 5 年平均データ（したがっておそらく 12 時点）を用いて推定された Felbermayr and Gröschl (2013) の表 4 を単純化して掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には制御変数と固定効果も含まれるが表では省略されている。

以上のアイディアに基づき、第 1 ステップとして以下の式を推定する<sup>(39)</sup>。

$$Open_{ijt} = \exp \left\{ \alpha_1 N_{jt} + \mathbf{X}'_{ijt} \alpha_2 + v_i + v_j + v_t \right\} + e_{ijt} \quad (11)$$

ただし、 $Open_{ijt} = (EX_{ijt} + EX_{jit})/GDP_{it}$  は国  $i$  の国  $j$  への  $t$  年における輸出額  $EX_{ijt}$  と国  $j$  からの輸入額  $EX_{jit}$  の和を  $GDP_{it}$  で割ったもの、 $N_{it}$  は国  $i$  の  $t$  年における大きな自然災害の回数<sup>(40)</sup>である。 $\mathbf{X}_{ijt}$  は制御変数のベクトル、 $v_i$  は国固定効果、 $v_t$  は年固定効果、 $e_{ijt}$  は誤差項である。 $Open_{ijt}$  は国  $i$  の視点から見た貿易相手国  $j$  との間の貿易開放度<sup>(41)</sup>であり、それが貿易相手国  $j$  の自然災害  $N_{jt}$  によって外生的に生まれる変動を操作変数の構築に利用する。

第 2 ステップとして、(11) 式を推定して得た係数を基に貿易開放度の予測値を得る。

$$\widehat{Open}_{it} = \sum_{j \neq i} \widehat{Open}_{ijt} = \sum_{j \neq i} \exp \left( \hat{\alpha}_1 N_{jt} + \mathbf{X}'_{ijt} \hat{\alpha}_2 \right)$$

そして第 3 ステップとして、

$$\ln(GDPpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Open}_{it} + \beta_2 \ln(Pop_{it}) + \beta_3 N_{it} + \beta_4 N_{it-1} + \theta_i + \theta_t + u_{it} \quad (12)$$

を操作変数法で推定する。実際の貿易開放度  $Open_{it} = \sum_{j \neq i} (EX_{ijt} + EX_{jit})/GDP_{it}$  は内生変数であるので、その操作変数として、外国の自然災害によって引き起こされた変動に基づいた貿易開放度の予測値  $\widehat{Open}_{it}$  を用いる。人口  $\ln(Pop_{it})$  と自国における自然災害の回数  $N_{it}$ 、そのラグ  $N_{it-1}$  も制御する。 $\theta_i$  は国固定効果、 $\theta_t$  は年固定効果、 $u_{it}$  は誤差項である。

(39) Felbermayr and Gröschl (2013) の(4) 式を単純化した式を示している。この式は OLS ではなくポワソン疑似最尤推定法 (Poisson Pseudo Maximum Likelihood: PPML) を用いて推定されている。

(40) 「大きな自然災害」は、(a) 1,000 人以上の死者を出している、(b) 1,000 人以上の負傷者を出している、(c) 100,000 人以上の人に影響している、のいずれかの基準を満たすものと定義されている。

(41)  $Open_{ijt} = (EX_{ijt} + EX_{jit})/GDP_{it} \neq (EX_{jit} + EX_{ijt})/GDP_{jt} = Open_{jit}$  であることに注意。

彼らの推定結果を表4にまとめている。すべてのサンプル国を用いた結果、産油国を除いて得た結果の両方で、OLS推定値よりもIV推定値の方が大きくなっている。OLS推定値が下方バイアスを伴って推定されているという結果はFrankel and Romer (1999)と整合的である。「輸出入額のGDP比が1%ポイント上昇すると、所得水準が1.3%から1.8%程度上昇する」という推定値は時系列の変動を基に推定されたものであるから、クロスセクションの変動を基に推定されたFrankel and Romer (1999)の値と単純な比較はできない。それでも、Frankel and Romer (1999)と大差ない推定値となっている。

## 5.2 国の地理的立地と輸送手段の変化を操作変数として用いた研究

### 5.2.1 航空輸送の登場

Feyrer (2019)も1950–1995年の101か国のパネルデータを用いて国際貿易が所得水準に与える影響を検証している。これも、Frankel and Romer (1999)に対するRodríguez and Rodrik (2001)批判を乗り越えることを企図した論文である。この論文で用いられている操作変数は、航空輸送手段の登場による輸送距離の短縮である。1955–2004年の間に航空輸送の費用は10分の1にまで低下し、1960年以前はほぼゼロだった航空輸送は、2004年までに額ベースでアメリカの輸出の半分以上をカバーするまでになった(Feyrer, 2019)。航空輸送という新技術の登場は、すべての国に同じように影響する世界的マクロショックであるように思えるが、各国の地理的立地の違いから各国に異なった影響を与える。彼の例を借りると、日本とドイツの間の海上輸送距離は12,000マイルであるのに対し、航空輸送距離は5,000マイル以下である。このように海上輸送距離と航空輸送距離が大きく異なる国のペアがあれば、アメリカとドイツのように海上輸送距離と航空輸送距離がほとんど変わらない国もある。航空輸送の登場で世界中すべての国が輸送距離を短縮できたことは間違いないが、短縮の程度は国の立地(地球上のどこに立地しているか、大陸の位置がどのように海上輸送航路に影響しているかなど)によって大きく異なるのである。航空輸送手段の登場も国の立地も外生であると考えてほぼ間違いないので、貿易額に影響する外生ショックとして操作変数推定に利用できる。

第1ステップとして、Feyrer (2019)は以下の式を推定している。

$$\ln(T_{ijt}) = \beta_0 + \beta_t^{Sea} \ln(d_{ij}^{Sea}) + \beta_t^{Air} \ln(d_{ij}^{Air}) + v_{ij} + v_t + e_{ijt}$$

$T_{ijt}$  は  $ij$  間の  $t$  年における貿易額 (つまり双方向的貿易額の和)<sup>(42)</sup>、 $d_{ij}^{Sea}$  は  $ij$  間の海上輸送距離、 $d_{ij}^{Air}$  は  $ij$  間の航空輸送距離<sup>(43)</sup>、 $v_{ij}$  は国のペアの固定効果、 $v_t$  は年固定効果、 $e_{ijt}$  は誤差項である。この

(42)  $EX_{ijt}$  を国  $i$  から国  $j$  への輸出額とすると、 $T_{ijt} = EX_{ijt} + EX_{jit}$  である。

(43) 国のペアの固定効果  $v_{ij}$  が回帰式に入っているため、国のペア固有の要素の一部である距離  $\ln(d_{ij}^{Sea})$ 、 $\ln(d_{ij}^{Air})$  の係数である  $\beta_t^{Sea}$  と  $\beta_t^{Air}$  の絶対値は得られず、時間  $t$  を通じた相対値の動きしか得られない。なお、Feyrer (2019) は  $v_{ij}$  の代わりに国固定効果  $v_i$  と  $v_j$  を入れた回帰式も推定している。

式を各時点  $t$  において別々に推定するので、 $\beta_t^{Sea}$  と  $\beta_t^{Air}$  は時間を通じて変化することが許容されており、 $t$  の添字がついている。航空輸送手段の登場や航空輸送費用の低下は、パラメーター  $\beta_t^{Sea}$  と  $\beta_t^{Air}$  に影響する。Feyrer (2019) は、1960 年以降航空輸送距離が短い国同士の貿易が増えたことで  $\hat{\beta}_t^{Air}$  の絶対値、 $|\hat{\beta}_t^{Air}|$ 、が上昇し、海上輸送の割合が減ったことで  $|\hat{\beta}_t^{Sea}|$  が低下したことを示している。

第 2 ステップとして、これらの時間を通じて変化する 2 つの「貿易の距離に対する弾力性」を用いて、航空輸送費用の低下によって生じる貿易額の外生変動を取り出す。具体的には、以下の式を用いて各国の貿易額 ( $T_{it} = \sum_{j \neq i} T_{ijt}$ ) の予測値を得る。<sup>(44)</sup>

$$\hat{T}_{it} = \exp(\hat{v}_t) \sum_{j \neq i} \exp \left\{ \hat{\beta}_t^{Sea} \ln(d_{ij}^{Sea}) + \hat{\beta}_t^{Air} \ln(d_{ij}^{Air}) + \hat{v}_{ij} \right\}$$

第 3 ステップとして、

$$\ln(GDPpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(T_{it}) + \theta_i + \theta_t + u_{it} \quad (13)$$

を推定する。 $\ln(T_{it})$  の操作変数として  $\ln(\hat{T}_{it})$  を用いる。貿易開放度を測る説明変数は、(4) 式と (12) 式を見ればわかるように Frankel and Romer (1999) と Felbermayr and Gröschl (2013) では貿易額の GDP 比 ( $T_{it}/GDP_{it}$ ) であったのが、ここでは貿易額の対数値  $\ln(T_{it})$  になっている。Feyrer (2019) は、(a) 国固定効果  $\theta_i$  を回帰式に入れていることからパラメーターは変数の時系列の変動から推定され、GDP で割って国の経済規模の影響を排除する必要はないこと、(b) 右辺と左辺の両方に GDP を入れると係数の解釈が難しくなる<sup>(45)</sup>——という 2 つの理由から、(13) 式のような定式化を採用している。サンプルからは産油国と海上輸送距離が定義できない内陸国を除外し、用いられる国の数は 101 となる。

推定結果が表 5 にまとめられている。OLS 推定値は、貿易額が 1% 上昇することによって一人当たり所得が 0.446% 上昇するという結果を示唆している。IV 推定値は OLS 推定値よりも若干大きく、弾力性は 0.459 である。そして OLS、IV のいずれの推定値も 1% 水準で統計的に有意である。Feyrer (2019) は他にもいくつかの異なった操作変数を構築し、固定効果の取り方も若干変えて複数の推定値を提示しているが、所得の貿易に対する弾力性の IV 推定値はだいたい 0.5~0.75 となっている。<sup>(46)</sup>

(44) Feyrer (2019) は複数のバージョンの操作変数を構築しているが、ここでは Feyrer (2019) の (12) 式のみ議論する。

(45) 被説明変数は  $\ln(GDPpc_{it}) = \ln(GDP_{it}/Pop_{it})$  であり GDP の関数と言える。説明変数として  $T_{it}/GDP_{it}$  を用いて傾き係数が 1 と推定されたとする。このとき、 $Pop_{it}$  が変化していないとすると、「貿易額の GDP 比が 1% ポイント上昇すると、GDP が 1% 上昇する」という結果になり、したがって貿易額の GDP 比が変化していないことになると Feyrer (2019) は述べている。

表 5 Feyrer (2019) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDP_{pc})$

	OLS (1)	IV (2)
$\ln$ (輸出額 + 輸入額)	0.446 (0.041)	0.459 (0.097)
サンプルサイズ	774	774
国の数	101	101
第 1 段階の $F$ 値		30.5

注：1950–1995 年の 5 年ごとのデータ（したがって 10 時点）を用いて推定された Feyrer (2019) の表 4 列(1)と列(4)を掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には固定効果も含まれるが表では省略されている。

ただし、この Feyrer (2019) の推定値は国際貿易の所得水準への効果を過大に推定している可能性がある。<sup>(47)</sup> その第 1 の理由として、国家間の産業構造などの違いから航空輸送が可能になったことによる貿易の増え具合が異なる可能性がある。このとき、IV 推定値は「航空輸送の登場で貿易額が変動するような国」のみにおける貿易の所得の効果を捉えていることになる。そのような推定値を平均処置効果 (LATE: Local average treatment effect) と呼び、真の係数値よりも大きくなることが知られている。第 2 の理由は、除外制約が厳密には満たされていない可能性があることである。航空輸送の登場は、国際貿易（物流）だけでなく人や企業の国家間移動も増加させる。それによって移民や直接投資が増え、それが所得に影響するのであれば、国際貿易を通じた以外の経路で所得に影響している（つまり除外制約を満たしていない）可能性が高い。したがって、IV 推定値には物流の変化だけでなく移民や直接投資の効果も含めた広義のグローバル化の効果が含まれていると考えた方が自然である。

### 5.2.2 スエズ運河の閉鎖と再開通

Feyrer (2021) は、スエズ運河の閉鎖による海上輸送距離の拡大を自然実験的状况として利用して推定を行っている。<sup>(48)</sup> 第三次中東戦争が 1967 年 6 月 5 日に始まると、エジプトがスエズ運河を閉鎖し、1975 年 6 月 5 日に再開通させるまで丸 8 年間閉鎖されたままであった。スエズ運河の閉鎖と再開通によって、海上輸送距離が変動し、かつそのような変動は外生ショックであるとみなせるの

(46) 既に議論したように、Feyrer (2019) では回帰式の定式化が Frankel and Romer (1999) と異なるので Frankel and Romer (1999) の推定値と単純比較ができない。しかし、Donaldson (2015) の手法を用いて比較可能な数字に変換し、ここでの 0.5~0.75 という値が Frankel and Romer (1999) における 1.8~5.5 に等しいことを示している。そして、Frankel and Romer (1999) が得た数字が 2 であることから、Frankel and Romer (1999) と大差ない結果が得られたと述べている。

(47) ここで議論する第 1 の理由については Feyrer (2019) の 6 頁の C 節の第 2 段落を参照のこと。第 2 の理由については 5 頁の B 節の最後の段落を参照のこと。

で操作変数として利用できる。

第1ステップで推定する式は以下の通りである。

$$\ln(T_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d_{ijt}) + v_{ij} + v_t + e_{ijt}$$

ただし  $T_{ijt}$  は 5.2.1 同様  $ij$  間の双方向的貿易額の和で、 $d_{ijt}$  は国  $i$  と国  $j$  の間の  $t$  年における海上輸送距離である。通常は時間を通じて不変であるが<sup>48</sup>、1967年と1975年に離散的に変動するので  $t$  の添字がついている。第2ステップとして、以下の予測値を得る。

$$\hat{T}_{it} = \exp(\hat{v}_t) \sum_{j \neq i} \exp\left\{\hat{\beta}_1 \ln(d_{ijt}) + \hat{v}_{ij}\right\}$$

そして第3ステップとして、5.2.1 同様(13)式を推定し、その際、 $\ln(T_{it})$  の操作変数として  $\ln(\hat{T}_{it})$  を用いる。推定には1960–1984年の各年の、産油国と内陸国を除いた80か国のデータを用いている。

推定結果が表6にまとめられている。貿易額が1%上昇すると、一人当たり所得水準はOLSの場合で0.3%、IVの場合で0.227%上昇するという結果が得られている。ここまで議論してきた結果と異なり、IV推定値の方がOLS推定値よりも小さくなっている。また、Feyrer (2019) の推定値よりも小さくなっている。Feyrer (2021) はこれについて、識別に用いた外生ショックが海上輸送の物流のみを変動させるので航空輸送を通じた貿易の効果は推定できておらず、したがってアイデアの交換や国際交流のような広義の「開放度」の拡大の影響を捉えることができていないためであると述べている<sup>(49)</sup>。また、Feyrer (2019) は5年ごとのデータを使ったので長期的効果を推定していたと言えるが、Feyrer (2021) は1年ごとのデータを使ったので短期的効果とみなしている<sup>(50)</sup>。海上輸送による物流の変動のみを推定に用いた Feyrer (2019) の推定値が、海上輸送と航空輸送による物流の変動を用いた Feyrer (2021) の推定値の約半分であることから、物流によるものでない広義のグローバル化による所得の上昇効果 (non-trade effects of integration) は全体の効果の約半分程度であると述べている<sup>(51)</sup>。

---

(48) このような航海路の変動を自然実験として利用している研究には他にも Bekkers et al. (2018) と Maurer and Rauch (2023) がある。Bekkers et al. (2018) は北極圏の水が解けたことによる北極海航路 (NSR: Northern Sea Route) の開通を自然実験として利用し、その各国の厚生への影響を検証している。Maurer and Rauch (2023) は1914年のパナマ運河の開通がアメリカの各郡の人口に与えた影響を検証している。帰結変数がそれぞれ厚生、人口と本稿の焦点とは異なり、アプローチも特に前者は理論モデルに基づく推定をしていて手法も異なるため、本稿では脚注での議論に留める。

(49) Feyrer (2021) の9頁の右段の文章を参照のこと。

(50) Feyrer (2021) の2頁の左段の第2段落を参照のこと。

(51) Feyrer (2019) の29頁の最後の文章を参照のこと。

表 6 Feyrer (2021) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDP_{pc})$

	OLS (1)	IV (2)
$\ln$ (輸出額 + 輸入額)	0.300 (0.052)	0.227 (0.083)
サンプルサイズ	1771	1771
国の数	80	80
第 1 段階の $F$ 値		14.8

注：1960–1984 年の各年のデータ（したがって 25 時点）を用いて推定された Feyrer (2021) の表 4 列(1)と表 5 列(1)を掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には固定効果も含まれるが表では省略されている。

### 5.2.3 蒸気船の登場

Pascali (2017) は、汽船による海上輸送時間の短縮を操作変数として利用して国際貿易が所得水準に与える影響を検証している。帆船による海上輸送が 1865 年頃を境に汽船にとって代わられるようになり、1875 年以降はほとんどの海上輸送が汽船で行われるようになった。帆船から汽船への置換が国家間の輸送時間に与えた影響は、国の地理的位置と風向きに依存して異質的なものであった。Pascali (2017) によると、北大西洋の風向きは時計回りであるので、ポルトガルのリスボンからアフリカ大陸の西に位置するカーボベルデ（約 2,800km）の往復時間とリスボンからエルサルバドル（約 8,200 km）の往復時間は帆船ではほぼ同じだったのが、汽船の登場でリスボン—カーボベルデ間の往復時間が大幅に短縮されることになった。この変化を貿易コストの変化として利用して貿易の所得水準への影響を識別しようというのが Pascali (2017) のアイデアである。

第 1 ステップとして、以下の式を推定する。

$$\ln(EX_{ijt}) = \beta_t^{Steam} \ln(time_{ij}^{Steam}) + \beta_t^{Sail} \ln(time_{ij}^{Sail}) + \mathbf{X}'_{ijt}\beta + v_t + e_{ijt}$$

ただし、 $EX_{ijt}$  は  $t$  年における国  $i$  から国  $j$  への輸出額、 $time_{ij}^{Steam}$  は汽船を利用した際に必要な国  $i$  から  $j$  への輸送時間、 $time_{ij}^{Sail}$  は帆船を利用した際の輸送時間、 $\beta_t^{Steam}$  と  $\beta_t^{Sail}$  は係数である。輸送時間が長ければ貿易は減るので  $\beta_t^{Steam}$  と  $\beta_t^{Sail}$  は負の値になる。Pascali (2017) は、分析期間を通じて  $\beta_t^{Sail}$  の絶対値が低下し  $\beta_t^{Steam}$  の絶対値が上昇する、つまり、1860 年以降に帆船による航海時間よりも汽船による航海時間の方が国家間の貿易額を説明する上で重要になっていったことを示している。

そして第 2 ステップとして、推定された係数を用いて貿易の予測値を得る。

$$\widehat{\ln(EX_{it})} = \sum_{j \neq i} w_j \left\{ \hat{\beta}_t^{Steam} \ln(time_{ij}^{Steam}) + \hat{\beta}_t^{Sail} \ln(time_{ij}^{Sail}) \right\}$$

ただし  $w_j$  は世界貿易に占める国  $j$  の割合である。第 3 ステップは以下の式の操作変数推定である。



表7 Pascali (2017) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDPpc)$

	OLS (1)	IV (2)
$\ln(\text{輸出額}/GDP)$	-0.054 (0.031)	-0.200 (0.087)
サンプルサイズ	344	344
国の数	37	37
第1段階の $F$ 値		26.5

注: 1845-1905年の5年ごとのデータ(したがって13時点)を用いて推定されたPascali(2017)の表6の列(1)と(2)の結果を掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には固定効果も含まれるが表では省略されている。

$$\ln(GDPpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(EX_{it}/GDP_{it}) + \theta_i + \theta_t + u_{it}$$

ここで  $\ln(EX_{it}/GDP_{it})$  は国  $i$  の輸出額の GDP 比の対数値で、操作変数として  $\ln(\widehat{EX}_{it})$  を用いる。この式は1860年時点の人口でウェイト付けして推定されている。

5.2.1と5.2.2で議論したFeyrer(2019, 2021)の推定式との違いは大きく2つある。第1に、Feyrer(2019, 2021)は貿易額(輸出額と輸入額の和)の対数値を説明変数として用いていたが、Pascali(2017)は輸出額のGDP比の対数値を説明変数として用いている。第2に、Feyrer(2019, 2021)では  $\ln(T_{it})$  の操作変数として  $\ln(\widehat{T}_{it})$  を用いていると読めるが、Pascali(2017)では  $\ln(\widehat{EX}_{it})$  を操作変数として用いている(ハットのかかる範囲に注意のこと)<sup>(52)</sup>。

表7はPascali(2017)の推定結果の一部をまとめている。これによると、輸出の所得水準への効果はOLSとIVともに負であり、係数の絶対値はIVの方で大きくなっている。IVの結果によると、輸出額のGDP比が1%ポイント上昇すると一人当たりGDPが2%減少する。19世紀後半のグローバル化の所得水準への影響が負であることがPascali本人にとって驚きであること、この論文が(Pascali本人の知る限りにおいて)貿易が所得に対して負の「因果」効果があることを示した最初の論文であることが述べられている<sup>(53)</sup>。37か国とサンプルが限られていることから負の因果効果の

(52) イェンセンの不等式より変数  $A$  について  $\sum_j \ln(A_j) \neq \ln(\sum_j A_j)$ , 即ち  $\exp\{\sum_j \ln(A_j)\} \neq \sum_j A_j$  であるから、対数値を元のスケールの値に直してから  $j$  について合計して再度対数値をとるやり方(Feyrer)と、対数値のまま  $j$  について合計するやり方(Pascali)は異なる。

(53) 19世紀後半のグローバル化と所得水準の負の「相関」関係を示した論文はある(Pascali, 2017の2847-2848頁を参照のこと)。19世紀以降の長期データを用いて、1950年以前は関税率と所得成長率が正の相関にあり(Clemens and Williamson, 2004)、貿易開放度と所得成長率が負の相関にあったこと(Vamvakidis, 2002)が示されている。その理由として、いずれの論文も1950年以前は保護主義的政策を採っている国が多かったため自国の市場を開放させても成長に結びつかなかったことを指摘している。

メカニズムを識別することは難しいと断りつつ、一次産品の輸出が非工業化を促し所得を減らした可能性がある」と述べられている。

### 5.3 バルチック海運指数を操作変数として用いた研究

Lin and Sim (2013) は、貿易の操作変数としてバルチック海運指数 (the Baltic Dry Index) という輸送料の指数を用いている。「Baltic」はバラ積み、「Dry」は乾燥の意味で、穀物、石炭、鉄などの液体ではない一次産品を輸送する貨物船の輸送料の指数である。Lin and Sim (2013) は、「一次産品への需要の所得弾力性」は「工業品への需要の所得弾力性」よりも小さいことから貿易は発展途上国よりも先進国を利するという理論があることを紹介し、それが事実であるかどうかを 48 の発展途上国のデータを用いて検証している。

彼らは、発展途上国を対象にした分析をする上でバルチック海運指数を操作変数に用いた推定の利点として 3 つ挙げている。第 1 に、Feyrer (2021) の 1967–1975 年のスエズ運河の閉鎖を自然実験に用いた推定では、データの入手範囲に限界がありサンプルが先進国に偏ったものになるが、Lin and Sim (2013) の推定ではその心配がない。第 2 に、Feyrer (2019) の航空輸送を操作変数に用いた研究では、途上国では航空輸送の変動が先進国に比べて小さく、識別が主に先進国の外生変動を利用していると考えられるが、Lin and Sim (2013) の推定ではその心配がない。第 3 に、途上国の輸出品目は一次産品が主であることからバルチック海運指数の変動を用いて途上国の貿易の外生変動をうまく取り出すことができると考えられる。

回帰式は以下の通りである。

$$\ln(GDPpc_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(T_{it}) + \theta_i + \theta_t + u_{it}$$

ただし  $T_{it}$  は国  $i$  の  $t$  年における貿易額で、 $\ln(T_{it})$  の内生性に対処するために<sup>(54)</sup>

$$IV_{it} = s_{it-1} \ln(BDI_t)$$

が操作変数として用いられている。 $BDI_t$  はバルチック海運指数で、各時点ですべての国で同じ値をとるので 1 年前の一次産品の輸出シェア  $s_{it-1}$  を掛けて国家間で変動する変数  $IV_{it}$  を構築している。

表 8 に Lin and Sim (2013) の主な推定結果をまとめている。OLS と IV とともに貿易が所得水準に与える影響は正で、OLS には下方バイアスがあることが示唆されている。IV 推定値は 0.534 で、航空輸送を操作変数に用いた Feyrer (2019) の IV 推定値の 0.459 に近い。この結果から、貿易は先進国だけでなく発展途上国の所得水準を上昇させると結論付けている。

表 9 に本節で議論した論文における推定結果をまとめている。Frankel and Romer (1999) から始まり、研究者がそれぞれ思案して多くの識別の試みがなされてきたことが整理できた。

---

(54) 論文中に明記されていないが、輸出額と輸入額の和であると考えられる。

表 8 Lin and Sim (2013) の推定結果, 被説明変数は  $\ln(GDP_{pc})$

	OLS (1)	IV (2)
$\ln$ (貿易額)	0.331 (0.116)	0.534 (0.186)
サンプルサイズ	760	712
国の数	48	48
第 1 段階の $F$ 値		59

注：1995–2010 年の毎年のデータ（したがって 16 時点）を用いて推定された Lin and Sim (2013) の表 2 の列 IV と表 4 の列 I の結果を掲載している。括弧内の数字は標準誤差である。推定式には固定効果も含まれるが表では省略されている。

表 9 既存研究における結果の整理

	説明変数	サンプル期間	サンプル国	操作変数	OLS	IV
Frankel and Romer (1999)	(輸出額 + 輸入額) / GDP	1985 年	150 か国	国の地理的要素	0.85	1.97
Felbermayr and Gröschl (2013)	(輸出額 + 輸入額) / GDP	1950–2008 年	162 か国	外国の自然災害	0.40	1.76
Feyrer (2019)	$\ln$ (輸出額 + 輸入額)	1950–1995 年	101 か国	航空輸送手段の登場	0.45	0.46
Feyrer (2021)	$\ln$ (輸出額 + 輸入額)	1960–1984 年	80 か国	スエズ運河の開閉	0.30	0.23
Pascali (2017)	$\ln$ (輸出額 / GDP)	1845–1905 年	37 か国	汽船の登場	-0.05	-0.20
Lin and Sim (2013)	$\ln$ (貿易額)	1995–2010 年	48 か国	バルチック海運指数	0.33	0.53

注：被説明変数は表 9 に挙げられているすべての論文で一人当たり GDP の自然対数値。Lin and Sim (2013) の「貿易額」はおそらく「輸出額 + 輸入額」のことであると思うが、明記されていないので「貿易額」とした。

## 6 その他の研究

### 6.1 ドイツのベルリンの壁崩壊を操作変数として用いた研究

本節では操作変数法を用いた論文をさらに 2 本議論する。<sup>(55)</sup> 1 本目の Buch and Toubal (2009) は 1991–2004 年のドイツの 16 州のデータに Frankel and Romer (1999) の手法を適用している。16 州のうち東ドイツに属していた州は、1989 年のベルリンの壁崩壊後もその「長い影 (the long shadow)」の影響で西ドイツに属していた州よりも貿易開放度が低く、それが低い所得水準に結びついていたという結果を示している。推定式は Frankel and Romer (1999) にほぼ倣っており、「東ドイツ効果」を外生ショックとして利用するために第 1 段階の回帰式に東ドイツダミーと年ダミーの交差項を導入している。そして、貿易額の GDP 比が 1%ポイント上昇すると所得水準が 0.0012%上昇す

(55) 第 6 節を第 5 節から分けたのは、第 6 節の論文の推定値を第 5 節のものとは比較できないからである。Buch and Toubal (2009) は国のデータではなくドイツの州のデータを用いているからか、推定値が第 5 節のものとは大きく異なる。Estevadeordal and Taylor (2013) は被説明変数と説明変数が第 5 節のものとは異なるのでやはり比較できない。

ることを示している。<sup>(56)</sup>

## 6.2 1980–90 年代の貿易自由化の歴史的経緯を操作変数として用いた研究

ここまで議論してきた論文の多くは、貿易額（輸出額+輸入額）を用いて貿易開放度を測定している。Estevadeordal and Taylor (2013) は、貿易額は関税や輸入割当などの政府の貿易政策変数の結果として決まる帰結変数（Outcome variable）であり、政府が直接的に操作する変数ではないから、内生変数であると主張している。<sup>(57)</sup>そこで、政府の直接の操作変数である関税率を貿易自由化の（逆）指標として用いている。また、すべての品目の関税率の平均を用いるのではなく、消費財、資本財、中間財に対する平均関税率を分けて推定している。そして、所得水準を上昇させる要因として理論的な説明ができる「資本財・中間財の関税率の低下」の方が、「消費財の関税率の低下」よりも所得水準を上昇させる効果が大きいことを示している。また、Dollar (1992) や Sachs and Warner (1995) らの初期研究では 1990 年以前のデータを用いていたことを挙げて、1990 年代以降の貿易自由化のイベントを分析に含めることができるように、サンプルの範囲を 1975–2004 年に拡大させている。

Estevadeordal and Taylor (2013) の推定式は、1975–1989 年を第 1 期、1990–2004 年を第 2 期とし、各変数の 2 期間の差をとることで変数を定義し、以下の式を推定している。<sup>(58)</sup>

$$\Delta g_i = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(1 + \tau_i) + \beta_2 \Delta \mathbf{X}_i + u_i$$

ただし  $\Delta g_i$  は国  $i$  の年換算された一人当たりの GDP 成長率の平均値（the annual average growth rate of GDP per person）の 2 期間の差、 $\Delta \ln(1 + \tau_i)$  は 2 期間における関税率の変化率である。 $\Delta \mathbf{X}_i$  はラグ付き被説明変数、平均教育年数の変化、社会制度を測る指数の変化を含むベクトルである。これは一階の階差推定であるので国固定効果が取り除かれており、各国の社会制度の質を制御する必要があるとする Rodríguez and Rodrik (2001) 批判には対応できている。<sup>(59)</sup>

関税率は政策当局が内生的に選択しているという批判は免れないため、Estevadeordal and Taylor (2013) は貿易自由化の歴史的経緯に着目して操作変数を構築している。1980–90 年代に関税率を大

---

(56) Buch and Toubal (2009) の表 5 の S8 列を参照のこと。

(57) したがって Frankel and Romer (1999), Felbermayr and Gröschl (2013), Feyrer (2019, 2021) のように適切な内生性の処理が必要になる。

(58) 年次データを用いた推定ではなく長期の 2 期間の差をとった一階の階差推定をする理由について、政策変更による GDP の短期的変動、ビジネスサイクルや金融危機などによる GDP の短期的変動の影響を除去するためであると述べている（1678 頁の左段の 2 段落目を参照のこと）。

(59) しかし、関税率の低下などの貿易政策の変更は「社会制度の質の改善」の代理変数でしかなく、貿易自由化の効果というよりも社会制度の質の改善の効果を推定している可能性があるという Rodrik et al. (2004) 批判はあり得るとして、追加の分析を行っている。具体的には、 $\Delta \ln(1 + \tau_i)$  を社会制度の質を測る変数に回帰して、社会制度の質を改善させた国は関税率の低下が小さいので、Rodrik et al. (2004) 批判を回避している。

表 10 Estevadeordal and Taylor (2013) の分析結果, 被説明変数は  $\Delta g$

	OLS (1)	IV (2)	IV (3)
$\Delta \ln(1 + \tau)$	-0.0333 (0.016)	-0.0482 (0.021)	-0.0507 (0.022)
サンプルサイズ	44	44	44
25%の関税低下の効果	0.83 pp	1.21 pp	1.27 pp
第 1 段階の結果 (被説明変数は $\Delta \ln(1 + \tau)$ )			
$IV^a$		-0.517 (0.072)	
$IV^b$			-0.650 (0.025)

注：(1) 列の結果は Estevadeordal and Taylor (2013) の表 3 の(5)列から、(2)–(3)列は表 7 から得た。 $\tau$  はすべての列で資本財・中間財に対する関税率である。括弧内の数字は標準誤差。被説明変数は年換算された一人当たり GDP の成長率の 2 期間の変化。

大きく低下させた国は、なぜそのような意思決定を行ったのか。貿易自由化をした国の多くは 1975 年に GATT に加盟し、1986–1994 年のウルグアイ・ラウンドで関税を低下させることができた国である。したがって、1975 年の GATT 加盟が貿易自由化の布石であり、それを操作変数として利用できる。彼らはさらに遡って戦後の各国の経済政策の違いの背景に何があるのかを考え 1930 年代の世界恐慌に思い当たる。彼らが想定するシナリオは、大雑把にまとめれば、「世界恐慌で大きな損失を受けた国は資本主義システムに疑念を持つようになり、1945 年以降の戦後経済においても高関税を維持し、1980–90 年代の貿易自由化の波にも乗れなかった」というものである。

以上のアイデアに基づき、 $\Delta \ln(1 + \tau_i)$  の操作変数として以下の 2 つの変数を構築している。

$$IV_i^a = \ln(1 + \tau_{1985,i}) \times D_{1975,i}^{GATT}$$

$$IV_i^b = \ln(1 + \tau_{1985,i}) \times \left\{ \ln(\overline{GDP}_{1930-35,i}) - \ln(GDP_{1929,i}) \right\}$$

$IV_i^a$  は 1985 年における関税率の水準に 1975 年に GATT に加盟していれば 1 をとるダミーを掛けたものである。 $IV_i^b$  は 1985 年における関税率の水準に、1930–35 年の平均 GDP が 1929 年の GDP からどれくらい乖離しているかを測る変数を掛けたものである。いずれも、大きい値であればあるほど  $\Delta \ln(1 + \tau_i)$  を低下させると予想されるので、いずれの操作変数の係数も負であると期待される。

表 10 に推定結果をまとめている。(1) 列の OLS 推定値は、関税率が 1% 低下すると一人当たり GDP の成長率が年換算で 0.03% ポイント上昇するという結果を示している。(2)–(3) 列は操作変数法の推定結果である。第 1 段階はいずれも予測した通りの符号で統計的にも有意である。第 2 段階の推定値は OLS の推定値よりも大きく、OLS 推定値に下方バイアスがあることを示している。関税率の低下が分析対象国の中央値よりも大きい国の平均的な関税率の低下率が 25% であることから、Estevadeordal and Taylor (2013) は係数に 25 を掛けて一人当たり GDP 成長率への効果を測って

いる（表7の中段にも筆者が係数値を基に計算した数字を掲載している）。それによると、25%の関税低下で一人当たり GDP 成長率は0.83%ポイントから1.27%ポイント上昇することが示唆される<sup>(60)</sup>。この数字は小さいように思えるかもしれないが、15~20年のスパンでは15%から20%もの成長をもたらすので、特に途上国にとっては無視できるような数字ではないと述べている<sup>(61)</sup>。

## 7 おわりに

本稿では、国際貿易によって所得水準が上昇するのかを検証した論文について、分析手法の発展という側面に着目して議論した。今読めば、初期研究は統計解析に耐え得るサンプルサイズを十分に確保できていなかったり、貿易開放度の測度がアドホックなものだったり、省略変数・逆の因果・測定誤差から生じ得る内生性の問題に十分に対処できていないものが多かった。しかし、初期研究をこうした視点から議論できるのは、十分なデータが手に入らず、適切な計量経済学的手法も確立されていない中でできることから取り掛かった先駆者がおり、その妥当性について様々な思慮をめぐらせ疑念を公表した批判者がおり、批判を真摯に受け止めて分析手法を改善・発展させていった先駆者と後続の研究者の継続的な努力があったからである。本稿の中で取り上げた批判は、先駆者が稚拙な研究をしていたから生まれたのではなく、批判をして議論をしていく意味があるほど重要な研究をしていたから、あるいは批判をする価値があるくらい影響力のある研究者だったからなされたものと考えている。そして、アカデミアにおいて批判をすることが許される健全な風土を作った批判者の存在も、既存研究の問題点を理解した上で新しい研究成果を生み出していった革新者の存在も重要である。

学術論文を書くということは、膨大な既存研究から一歩進んだ研究をするということである。インターネット上にダウンロード可能なデータが溢れており、コンピューターの性能が格段に進化しており、統計ソフトも改良されて難しい分析をコマンド1行で実行できるようになった現代に生きている我々であるが、これだけのリソースにアクセスできてもこれまでの学術研究の流れを熟知していなければ学界で評価される論文を書くことはできない。応用分野の実証研究は、重要な既存研究を批判的に読み、信頼できる分析結果を得るにはどのような研究をデザインしたらいいのかを考えることから始まると私は考えている。それには、数学や統計学の知識だけでなく、自然実験として利用できる歴史的出来事や制度変更についての知識、実務的知識が必要になる。そして、自分のアイデアを定量化するための思考能力とスキル、忍耐力も必須である。また、Feyrer (2019, 2021)

---

(60) ただし、Estevadeordal and Taylor (2013) の中で強調されている推定値は「25%の関税低下がもたらす年換算一人当たり GDP 成長率の上昇幅は0.75%ポイントから1%くらい」（1681頁の右段の2段落目の文章を参照のこと）である。

(61) 1688-1689頁の第VII節の第3段落を参照のこと。

や Pascali (2017) のような一流誌に掲載されている論文の特徴の1つとして、研究者自身が時間をかけて構築した独創的なデータが用いられていることが挙げられる。既存のデータを分析することで新規性を出すだけでなく、データの作成の段階から新規性があることが学術的貢献の大きい研究として認められる上で求められるようになってきていると感じる。

さて、「国際貿易は所得を上昇させるか」という問いに対する答えは、20世紀後半以降に限って言えば「イエス」であることについてはほぼ決着がついているように思える。今後の研究はどう発展していくのだろうか。私が重要だと考えているのは、国際貿易が所得水準を上昇させる経路の識別、国内の特にどういった消費者、どういった生産者に強く影響するのかなど貿易の効果の異質性の解明である。しかし、こうした分析は国レベルのパネルデータを使った分析としてではなく、特定の国のデータを理論モデルに当てはめて推定値を得るような研究、特定の国のマイクロデータを用いた研究として既に多く行われている<sup>(62)</sup>。しかし、そういった研究では常に外的妥当性 (External validity, 結果が他の国や他の期間にも一般化できるのかどうか) が問題になる。データは粗いが外的妥当性がある程度担保されるマクロのパネルデータを用いた研究と、データは精緻であるがそれが保証されないマイクロデータを用いた研究の接合が、近い将来求められるようになるかもしれない。

#### 参 考 文 献

- [1] Alcalá, Francisco and Antonio Ciccone (2004) “Trade and productivity.” *Quarterly Journal of Economics*, 119 (2): 613–646.
- [2] Alesina, Alberto, Enrico Spolaore, and Romain Wacziarg (2005) “Trade, growth, and the size of countries.” In: *Handbook of Economic Growth 1B*, 1499–1542, edited by Philippe Aghion and Steven N. Durlauf, North Holland.
- [3] Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991) “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.” *Review of Economic Studies*, 58 (2): 277–297.
- [4] Arellano, Manuel and Olympia Bover (1995) “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models.” *Journal of Econometrics*, 68 (1): 29–51.
- [5] Barro, Robert J. (1998) *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. The MIT Press. (邦訳: R. J. バロー 著, 大住圭介/大坂仁 訳 (2001) 『経済成長の決定要因: クロス・カンントリー実証研究』九州大学出版会.)
- [6] Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (1992) “Convergence.” *Journal of Political Economy*, 100 (2): 223–251.
- [7] Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin (2003) *Economic Growth Second Edition*, The MIT Press. (邦訳: R. J. バロー/X. サラ・イ・マーティン 著, 大住圭介 訳 (2006) 『内生的経済成長論 I/II 第2班』九州大学出版会.)

---

(62) 例えば、それぞれ Feenstra (2018), Borusyak and Jaravel (2021) を参照のこと。

- [8] Bekkers, Eddy, Joseph F. Francois, and Hugo Rojas-Romagosa (2018) “Melting ice caps and the economic impact of opening the northern sea route.” *The Economic Journal*, 128 (610): 1095–1127.
- [9] Bernhofen, Daniel M. and John C. Brown (2005) “An empirical assessment of the comparative advantage gains from trade: evidence from Japan.” *American Economic Review*, 95 (1): 208–225.
- [10] Borusyak, Kirill and Xavier Jaravel (2021) “The distributional effects of trade: theory and evidence from the United States.” NBER Working Paper No. 28957.
- [11] Buch, Claudia M. and Farid Toubal (2009) “Openness and growth: the long shadow of the Berlin Wall.” *Journal of Macroeconomics*, 31 (3): 409–422.
- [12] Chang, Roberto, Linda Kaltani, and Norman V. Loayza (2009) “Openness can be good for growth: The role of policy complementarities.” *Journal of Development Economics*, 90 (1): 33–49.
- [13] Clemens, Michael A. and Jeffrey G. Williamson (2004) “Why did the tariff-growth correlation change after 1950?” *Journal of Economic Growth*, 9 (1): 5–46.
- [14] DeJong, David N. and Marla Ripoll (2006) “Tariffs and growth: an empirical exploration of contingent relationships.” *Review of Economics and Statistics*, 88 (4): 625–640.
- [15] Dollar, David (1992) “Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976–1985.” *Economic Development and Cultural Change*, 40 (3): 523–544.
- [16] Dollar, David and Aart Kraay (2004) “Trade, growth, and poverty.” *The Economic Journal*, 114 (493): F22–F49.
- [17] Donaldson, Dave (2015) “The gains from market integration.” *Annual Review of Economics*, 7 (1): 619–647.
- [18] Dorn, Florian, Clemens Fuest, and Niklas Potrafke (2022) “Trade openness and income inequality: new empirical evidence.” *Economic Inquiry*, 60 (1): 202–223.
- [19] Edwards, Sebastian (1998) “Openness, productivity and growth: what do we really know?” *The Economic Journal*, 108 (447): 383–398.
- [20] Estevadeordal, Antoni and Alan M. Taylor (2013) “Is the Washington consensus dead? growth, openness, and the great liberalization, 1970S–2000S.” *Review of Economics and Statistics*, 95 (5): 1669–1690.
- [21] Etkes, Haggay and Assaf Zimring (2015) “When trade stops: lessons from the Gaza blockade 2007–2010.” *Journal of International Economics*, 95 (1): 16–27.
- [22] Feenstra, Robert A. (2018) “Restoring the product variety and pro-competitive gains from trade with heterogeneous firms and bounded productivity.” *Journal of International Economics*, 110 (January): 16–27.
- [23] Felbermayr, Gabriel and Jasmin Gröschl (2013) “Natural disasters and the effect of trade on income: a new panel IV approach.” *European Economic Review*, 58 (February): 18–30.
- [24] Feyrer, James (2019) “Trade and income—exploiting time series in geography.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (4): 1–35.
- [25] Feyrer, James (2021) “Distance, trade, and income—the 1967 to 1975 closing of the Suez canal as a natural experiment.” *Journal of Development Economics*, 153 (November): 102708.
- [26] Frankel, Jeffrey A. and David Romer (1999) “Does trade cause growth?” *American Economic Review*, 89 (3): 379–399.
- [27] Frankel, Jeffrey A. and Andrew Rose (2002) “An estimate of the effect of common currencies on trade and income.” *Quarterly Journal of Economics*, 117 (2): 437–466.
- [28] Harrison, Ann (1996) “Openness and growth: a time-series, cross-country analysis for developing countries.” *Journal of Development Economics*, 48 (2): 419–447.



- [29] Helpman, Elhanan (2004) *The Mystery of Economic Growth*, Harvard University Press. (邦訳: エルハナン・ヘルプマン 著, 大住圭介/池下研一郎/野田英雄/伊ヶ崎大理 訳 (2009) 『経済成長のミステリー』九州大学出版会.)
- [30] Hummels, David (2007) “Transportation costs and international trade in the second era of globalization.” *Journal of Economic Perspectives*, 21 (3): 131–154.
- [31] Irwin, Douglas A. (2005) “The welfare cost of autarky: evidence from the Jeffersonian trade embargo, 1807–09.” *Review of International Economics*, 13 (4): 631–645.
- [32] Irwin, Douglas A. and Marko Terviö (2002) “Does trade raise income? evidence from the twentieth century.” *Journal of International Economics*, 58 (1): 1–18.
- [33] Kaufmann, Daniel, Aart Kraay, and Pablo Zoido-Lobaton (1999) “Aggregating governance indicators.” World Bank Policy Research Working Paper Series, available at <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-2195>.
- [34] Leamer, Edward E. (1988) “Measures of openness.” In: *Trade Policy Issues and Empirical Analysis*, 145–204, edited by Robert E. Baldwin, University of Chicago Press.
- [35] Lee, Ha Yan, Luca Antonio Ricci, and Roberto Rigobon (2004) “Once again, is openness good for growth?” *Journal of Development Economics*, 75 (2): 451–472.
- [36] Lee, Jong-Wha (1993) “International trade, distortions, and long-run economic growth.” *Staff Papers* (International Monetary Fund), 40: 299–328.
- [37] Lin, Faqin and Nicholas C. S. Sim (2013) “Trade, income and the baltic dry Index.” *European Economic Review*, 59 (April): 1–18.
- [38] Lucas Jr., Robert E. (1988) “On the mechanics of economic development.” *Journal of Monetary Economics*, 22 (1): 3–42.
- [39] Mankiw, N. Gregory, David Romer, and David N. Weil (1992) “A Contribution to the empirics of economic growth.” *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2): 407–437.
- [40] Maurer, Stephan and Ferdinand Rauch (2023) “Economic geography aspects of the Panama Canal.” *Oxford Economic Papers*, 75 (1): 142–162.
- [41] Noguer, Marta and Marc Siscart (2005) “Trade raises income: a precise and robust result.” *Journal of International Economics*, 65 (2): 447–460.
- [42] Ortega, Francesc and Giovanni Peri (2014) “Openness and income: the roles of trade and migration.” *Journal of International Economics*, 92 (2): 231–251.
- [43] Pascali, Luigi (2017) “The wind of change: maritime technology, trade, and economic development.” *American Economic Review*, 107 (9): 2821–2854.
- [44] Rigobon, Roberto (2003) “Identification through heteroskedasticity.” *Review of Economics and Statistics*, 85 (4): 777–792.
- [45] Rigobon, Roberto and Dani Rodrik (2005) “Rule of law, democracy, openness, and income Estimating the interrelationships.” *Economics of Transition*, 13 (3): 533–564.
- [46] Rodríguez, Francisco (2007) “Openness and growth: what have we learned?” DESA Working Paper No. 51, available at [https://www.un.org/esa/desa/papers/2007/wp51\\_2007.pdf](https://www.un.org/esa/desa/papers/2007/wp51_2007.pdf)
- [47] Rodríguez, Francisco and Dani Rodrik (2001) “Trade policy and economic growth: a skeptic’s guide to the cross-national evidence.” *NBER Macroeconomics Annual*, 15: 261–325.
- [48] Rodrik, Dani, Arvind Subramanian, and Francesco Trebbi (2004) “Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development.” *Journal of Economic Growth*, 9: 131–165.
- [49] Romer, Paul M. (1986) “Increasing returns and long-run growth.” *Journal of Political Economy*, 94 (5): 1002–1037.

- [50] Sachs, Jeffrey D. and Andrew Warner (1995) “Economic reform and the process of global integration.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995 (1): 1–118.
- [51] Vamvakidis, Athanasios (2002) “How robust is the growth-openness connection? historical evidence.” *Journal of Economic Growth*, 7 (1): 57–80.
- [52] Wacziarg, Romain and Karen H. Welch (2008) “Trade liberalization and growth: new evidence.” *World Bank Economic Review*, 22 (2): 187–231.
- [53] Wolf, Holger C. (1993) “Trade orientation measurement and consequences.” *Estudios de Economía*, 20 (9): 49–86.
- [54] Wooldridge, Jeffery M. (2021) *Introductory Econometrics: A Modern Approach Seventh Edition*, Cengage Learning.
- [55] Yanikkaya, Halit (2003) “Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation.” *Journal of Development Economics*, 72 (1): 57–89.