

「中国、ブラジル、イギリスのオリンピック誘致の 経済的影響の一考察 —中国、ブラジル、そしてイギリスとの比較—」

A Consideration of The Economic Effect of Bids for Olympic Games

—Comparison with China, Brazil, and England.—

天 尾 久 夫（作新学院大学経営学部）

Amao Hisao (Sakushin Gakuin University, Faculty of Business Administration)

目 次

はじめに・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	87
1. 本論文で使用したモデルと使用したデータセットについて・・・・・・・・	88
1-1. モデルに選択した3ヶ国について・・・・・・・・	88
1-2. 本論で推計するモデルとデータについて・・・・・・・・	89
2. 中国のオリンピック誘致の経済効果の推計・・・・・・・・	90
2-1. アブソープションアプローチによる中国のオリンピック誘致の経済効果の推計・	90
2-2. 投資関数でみた中国のオリンピック誘致の経済効果について・・・・・・・・	91
3. ブラジルのオリンピック誘致の経済効果の推計・・・・・・・・	93
3-1. アブソープションアプローチによるブラジルのオリンピック誘致の経済効果の推計・	93
3-2. 消費関数と投資関数でみたブラジルのオリンピック誘致の経済効果について・	95
4. イギリスのロンドンオリンピック誘致の経済効果の推計・・・・・・・・	97
4-1. アブソープションアプローチによるイギリスのロンドンオリンピック誘致の経済効果の推計・	97
4-2. 消費関数と投資関数でみたロンドンオリンピック誘致の経済効果について・	99
5. 結語・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・	101

要 約

本論文は、令和2年8月の作新論集第11号で分析の対象としなかった中国、ブラジル、そしてイギリスのオリンピック誘致の経済的影響を考究することを目的としている。

令和2年の10月に、オリンピックが来年開催されることが発表されたが、コロナ感染リスクをコントロールしつつ開催しなければならなく、日本国民が期待するお祭りムードは控えめになり、いまま

でに経験したことのない静かなオリンピックが開催されるかもしれない。

すでに、オリンピックを見越して東京都内では不動産投資が行われ、ホテルなどの建設ラッシュも一段落し、過剰なストックに対して調整圧力が加わりつつある。コロナ禍で、観光業、飲食サービス業を含めた部門での景気減退の影響は深刻であり、公的部門の積極的な支援によって陽光的になっていないが、これからオリンピックの実施の在り方で、自国経済への影響は大きく変わると言えよう。

本論の目的は、オリンピック誘致が一国にどの程度経済的影響を及ぼしてきたのかを明示することにある。前の天尾(2020)の論考では日本とアメリカの効果を見たのであるが、今回の分析では、中国、ブラジル、イギリスの影響を捉えることにした。

前に扱った日本とアメリカのケースと比較する意味で、本論で用いるモデルも、初歩的なケインズ経済学の視点であり、支出構成を主眼としたアブソープションアプローチを用いることにした。また、前の論考では、所得要因から消費、投資を説明するモデルを使用したのであるが、ここでもそのモデルにオリンピック時間ダミー変数を用いた重回帰推計を行って、オリンピック誘致の経済効果の検証した。そして、再度、ここで強調しておきたいのは、この論文の研究を進めたのは、本学の経営学部にはスポーツマネジメント学科があり、スポーツマネジメント学科を社会科学の経営学と捉えてスポーツ・イベントが経済にどのような影響を及ぼすかを検証することは、決して意味のないこととは言えない。スポーツというレジャー産業が経済にどの程度の影響を及ぼすことになっているのか、マクロ経済学の視野で分析することは、「資金調達」に汲々としているスポーツビジネスのイベント誘致で、どの程度の経済効果があり、それに相応しい対価、支援額を推計する上で大きな意味を持つはずである。

本論文では、すでに、その代表例として20世紀後半に二回オリンピック誘致に成功したアメリカを取り上げ、その後、日本の事例を考究した。アメリカが先進国の影響であり、日本は当時経済成長では発展途上の段階にあり、両国のオリンピックの経済効果を比較する意味は薄いと言える。

20世紀を顧みて、夏のオリンピックが開催された中国、イギリス、ブラジルの三ヶ国を取り上げた理由を述べておくと、中国の北京オリンピックの開催の効果は、著しい経済成長を遂げて規模から見て発展途上国から先進諸国の仲間入りをした国家のスポーツ・イベントの経済効果を探り、アメリカと比較することは意味を持つと考えたからである。他方、成熟した先進諸国であるイギリスのオリンピック誘致の効果を見ることは、いまオリンピックに名乗り出す国家が減退する理由を探ることになる。また、ブラジルを考察対象としたのは、発展途上国経済の実際の効果を検証するためである。スポーツ・イベントの誘致が、発展途上国の経済成長からみて、どのような影響が現れているのかを見ることは、誘致する魅力を探ることになる。

例えば、スポーツ・イベントでもワールドカップは、オリンピックよりも経済波及効果が高いと言われているが、この分析手法でそれらを比較検証することも可能となる。

本論の結論を要約して述べれば、中国の北京オリンピックを誘致したときの経済効果は、中国GDPを押し下げる効果が確認できた。ブラジルのリオオリンピック誘致では、GDPへの効果は確認されなかったが、イギリスのロンドンオリンピック誘致では、GDPの押し上げる効果が統計的に有意な意味で確認された。

オリンピック誘致によって、消費や投資への影響を言及すれば、中国では投資について統計的にやや弱い有意な意味で、所得から投資への反応速度が高まるが、投資水準を押し下げる効果が確認された。ブラジルのリオオリンピック誘致では投資については、中国同様に所得から投資への反応速度が高まり、国全体の投資水準を押し下げる効果が統計的に有意な意味で確認された。ロンドンオリンピック誘致では消費と投資への波及効果は統計の意味から確認されなかった。すなわち、オリンピックというスポーツ・イベントが全て経済の成長にプラスに作用するとは言えないという結論が得られた。

キーワード：オリンピック誘致、経済的影響、ケインズの消費関数、アブソープションアプローチ、中国、ブラジル、イギリス

Keywords : Bids for Olympic games, Economic Effect, United Kingdoms, China, Brazil, Investment, Consumption, Keynesian Economic Model

はじめに

令和2年から3年に向かい、東京オリンピックを今夏に開催することが現実的になり、夏に向けて政府も対策に本腰を入れることになった。もちろん、ワクチンが完成し、春に摂取するという幸運によって、開催のリスクを十分コントロール可能なのであろうが、そのような楽観的な先行きにもならないようにも見える。

感染リスクを押さえつつ、景気減退を抑えるという両にらみの施策は、人の活動を制約すれば経済活動も頭打ちとなり、景気減退を抑えながら、国民の経済活動に制約を加えることもあり、西欧では何割の人間の経済活動を制約することで、コロナの感染リスクを抑えながら、経済活動をどの程度まで回復できる（復帰可能）のかというモデルを用いたシミュレーションによる研究が行われている。

オリンピックを開催するということは、人の動きを活発化させるのであり、それは同時に新型コロナウイルスの感染リスクを高めることにもなる。オリンピック開催によって、感染リスクが高まって、人びとが浮かれ気分で消費を喚起し、世界のオリンピック観光客が、日本のサービス産業を消費し、観光業や外食産業の景気が回復するというシナリオ、そして、反面、日本国内では国民の外出自粛が進められ、上記のオリンピック景気に冷水をかける事態も想定できる。すなわち、新型コロナ禍という世界的な規模の疾病リスク下で、スポーツ・イベントの誘致などの対外的な人を呼び込む方策が、国内景気を刺激せず、経済成長を呼び込まない、いままでのオリンピック開催事例とは異なり、弱い景気刺激に留まるのかもしれない。

本稿で中国、ブラジル、イギリスの3ヶ国を選択した理由は、まず、中国ではGDPの規模で見て発展途上国から先進諸国の段階まで総額で見て成長した訳であり、中国当局がアナウンスした、経済成長の呼び水としてオリンピック誘致は大きな意味を持ったのかという仮説を確かめることになる。

ブラジルを選択した理由は、この国は現在発展途上国の中で成長著しいBRICsの一員であり、南アメリカで賦存する豊富な天然資源を利用し、高率の経済成長を遂げている。貧富の格差は大きいですが、経済成長を遂げる意味で発展途上国がオリンピック誘致することは自国の経済成長にどの程度効果があったのかを検証することに大きな意味があると考えたからである。ここ数年オリンピック招致を希望する国を見たとき、とりわけ発展途上国は経済的負担から積極的に誘致に名乗りを上げることをしない傾向にある。もし、オリンピック招致が発展途上国で経済発展の効果がさほど大きくないのであるならば、本論でその仮説を確かめることが可能となる。

他方、イギリスは歴史の古い先進諸国であり、ロンドンのオリンピック誘致に際し、オリンピックの箱型施設の新設については、オリンピック後の使用と運営方法まで考慮し、既存の設備をリフォームすることで活かしながら、いままでの誘致スタイルとは異なりコ

ストを抑えたオリンピック準備を行ったと巷間では言われている。果たして、オリンピック招致によって、イギリス経済の波及効果の大きさはアメリカや中国と比べて、その効果が果たして弱かったのかという仮説を検証することになる。

本稿で検証したイギリス、中国、ブラジルの三ヶ国の経済データは論文の最後にある附表にも記したが、アメリカのFRBのEconomic ResearchのWEBから入手したものである。イギリスは先進国の開催国であって、そして、中国はアジアの隣国でオリンピック開催当時、その経済規模が日本に近いことも本論で採用した理由である。ブラジルは最近オリンピックを開催した発展途上国であった。上記にあげた比較国では、イギリスは別とし中国、ブラジルで公開された統計データは、種類、量でも統計の整備が十分でないので、取得したデータをどのように加工したのかも本文では明示し、推計の方法を明示することに努めた。

1. 本論文で使用したモデルと使用したデータセットについて

1-1. モデルに選択した3ヶ国について

ここでの考察の対象は、イギリス、ブラジル、中国である。前の天尾(2020)の論文で記した表2-1を以下に再掲するが、本論の分析では2008年、2012年、2016年の時期を推計期間とした。

表2-1 本論モデルで扱う国のオリンピック開催時期

1964年	東京オリンピック開催(10月)
1984年	ロサンゼルスオリンピック開催(7月)
1996年	アトランタオリンピック開催(7月)
2008年	北京オリンピック(8月)
2012年	ロンドンオリンピック(7月)
2016年	ブラジルオリンピック(8月)

本論でも天尾(2020)の論文で扱わなかった3ヶ国を比較対象とした理由を述べると、まず、中国は北京オリンピック時期に中国は世界のGDPの水準で日本の規模を追い抜く状態にあり、オリンピック誘致と新興発展途上国(先進諸国として)の経済的影響を捉えるために選択した。イギリスを選択した理由は、最近の先進国がオリンピックを誘致したときにどのような経済的影響になるかを捉えるために有益と考えたからである。ブラジルの選択の理由は、最近の発展途上国がオリンピック誘致活動を控えた現況となっているが、オリンピック誘致が発展途上国経済にどのような影響を及ぼしたのかを見る上で参考になると考えたからである。

1-2. 本論で推計するモデルとデータについて

本論でも天尾（2020）の論文の分析で使用した推計モデルと手法を用いて検証を行う。このモデルは、生産における支出（Y）が、消費（C）、投資（I）、輸出（EX）、輸入（IM）からなるという一種のアブソープションモデルを使用した。他方、オリンピック誘致の消費と投資についての影響を見るため、所得に依存するだけの単純な消費関数 $C = \text{Const.} + \kappa Y$ 、と投資関数 $I = \text{Const.} + \delta Y$ （Cは消費額、Yは所得、Const.は定数項、 κ と δ は消費と投資の所得反応度）を基本モデルに用いて推計を行った¹。それらのモデルを用いて、オリンピックの開催時期からその8年前までの期間をオリンピック時間ダミーとして想定し、ダミー変数を用いた重回帰モデルを用いオリンピック誘致の経済効果を推計した。

また、本論文で扱う中国、ブラジル、中国の生産（支出面での所得）、消費、投資、輸出、輸入の数値については、付表に記したが、アメリカのFRBのホームページからデータを入手した。本論で使用したデータは季節調整を行って、それを対数値にしたものを用いた。念のため、注記しておく。

まず、中国の推計で用いたデータは、1996年第1四半期から2020年第1四半期までのGDP統計の数値であり、最終的にそれらを季節調整し、自然対数で変換したものをを用いた。残念なことに、消費に関するデータが欠落しているのが、このモデルの難点である。これについては代理変数などを考慮するなど今後の課題としておく。なお、オリンピック時間ダミーについては、開催時期から8年前までの期間（2000年第1四半期～2008年第3四半期）を誘致時間ダミーとして設定し、北京オリンピック誘致の経済効果を検証した。

ブラジルの場合では、1960年第1四半期から2019年第4四半期までの期間の四半期データを用いた。オリンピック招致時間ダミーは、2016年の開始前から8年（2008年第1四半期～2016年第3四半期）で時間ダミー変数を設定して推計を行った。

イギリスでは、1960年第1四半期から2019年第4四半期までの期間で推計を行い、オリンピック招致時間ダミーは2004年第1四半期から2012年の第3四半期までの8年をロンドンオリンピック誘致時間ダミー変数として推計を行った。

¹ アブソープションアプローチで、恒等的関係から因果関係を導くことが多い、本論でこのモデルを推計に用いるのが適切ではないという批判もあろうが、輸出、輸入などの要因も最終的に分析する可能性も勘案し、このモデルを採用した。同様に単純な形の消費関数と投資関数の推計についても、投資関数では利子率を除いて推計していることも本論の問題として指摘できることも記しておく。

2. 中国のオリンピック誘致の経済効果の推計

2-1. アブソーブションアプローチによる中国のオリンピック誘致の経済効果の推計

中国のGDPについて、まず、以下のアブソーブションモデルで推計しよう。

$$Y_j = \text{Const.} + \beta I_j + \gamma X_j + \theta M_j + \text{DUM}_{ij} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う、それぞれの Y_j は支出、 I_j は資本形成であり、 X_j は輸出額、 M_j は輸入額であり、これらの変数は季節調整して、自然対数値を用いている。オリンピックダミー (DUM_{ij}) はオリンピック誘致期間ダミー変数である。i=1のときは中国の北京オリンピック誘致を示している。

ここでの帰無仮説は、オリンピック誘致の期間でGDPに変化が生じないことであり、この仮説が棄却できるのかが本論の意図を説明することになる。

まず、上記のモデルのダミー変数 DUM_{ij} を外した推計式は以下の通りである（推計結果は表2-1参照）。

$$Y_j = 10.8821 + 0.074951I_j + 1.21522X_j - 0.551783M_j + e_j$$

(12.36***) (0.5043) (9.961***) (-3.863***)

表2-1 最小二乗法 (OLS), 観測期間: 1996:1-2018:3 (j = 91)
従属変数: Y_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	10.8821	0.880142	12.36	<0.0001	***
β	0.0749515	0.148625	0.5043	0.6153	
γ	1.21522	0.122002	9.961	<0.0001	***
θ	-0.557183	0.144252	-3.863	0.0002	***
Mean dependent var	25.06292		S.D. dependent var	0.693929	
Sum squared resid	2.158193		S.E. of regression	0.157502	
R-squared	0.950201		Adjusted R-squared	0.948484	
F (3, 87)	553.3449		P-value (F)	1.56e-56	
Log-likelihood	41.11887		Akaike criterion	-74.23773	
Schwarz criterion	-64.19430		Hannan-Quinn	-70.18583	
Rho	0.921244		Durbin-Watson	0.229214	

表のp値の後の、***・・・有意水準1% **・・・有意水準5% *・・・有意水準10%となっている。この推計の数値データは、FRBのECONOMIC RESEARCHのサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。(2020年5月22日現在)。表のaは定数項、Std. Errorはこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squaredは決定係数、Adjusted R-squaredは修正済み決定係数である。F()はF値を示す。S.E. of regressionは推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57ページ参照。

そして、上記のモデルを用いて北京オリンピック誘致ダミーを用いた重回帰モデルの推計式は以下の通りである。(推計結果は表2-2参照)。

中国オリンピック誘致：

$$Y_j = 8.15548 - 0.146686I_j + 0.990981X_j - 0.107335M_j - 0.305437 + e_j$$

(12.19***) (-1.394) (11.34***) (-0.9776) (-9.797***)

表2-2 中国オリンピック誘致の場合：
最小二乗法 (OLS)，観測期間：1996:1-2018:3 (j = 91)
従属変数：Y_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	8.15548	0.669161	12.19	<0.0001	***
β	-0.146686	0.105222	-1.394	0.1669	
γ	0.990981	0.0874033	11.34	<0.0001	***
θ	-0.107335	0.109799	-0.9776	0.3310	
DUM ₁	-0.305437	0.0311753	-9.797	<0.0001	***
Mean dependent var	25.06292		S.D. dependent var	0.693929	
Sum squared resid	1.019868		S.E. of regression	0.108899	
R-squared	0.976467		Adjusted R-squared	0.975373	
F (4, 86)	892.1231		P-value (F)	4.12e-69	
Log-likelihood	75.22558		Akaike criterion	-140.4512	
Schwarz criterion	-127.8969		Hannan-Quinn	-135.3863	
Rho	0.877343		Durbin-Watson	0.284259	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1 % **・・・有意水準 5 % *・・・有意水準 10 % となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

これらの推計結果を要約すれば、中国ではオリンピックの誘致の期間に、GDP を減少させる方向でオリンピック誘致が作用したという統計的に有意な結論を言うことができる。

数値で見たとき、誘致による減退は、GDP で -0.31 % という数値であり、当時の年率 10 % を超えた中国の成長率から見て減退の効果も小さいと解釈できる。オリンピック誘致の経済活動によって、国内需要が旺盛になり、通常るときよりも輸出増大の効果が落ちたという興味深い結論も得られる。

2-2. 投資関数でみた中国のオリンピック誘致の経済効果について

アメリカと日本の分析では消費と投資の単純な所得に依存するだけのモデルを用いて分析した

かったのであるが、国ごとで比較可能となる中国の消費データが入手不可能であったので²、ここでは投資関数の効果だけを見ることにした。ここで使用する投資関数は以下の通りである。

(投資関数)

$$I_j = \text{Const.} + \delta Y_j + \omega \text{DUM}_{ij} Y_j + \text{DUM}_{ij} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う、それぞれの Y_j は生産高とみなし、 I_j は固定資本形成額、すなわち投資額であり、これらの変数は季節調整して、自然対数値を用いた。オリンピックダミー DUM_{ij} は中国北京誘致ダミーである。 $\text{DUM}_{ij} Y_j$ に掛かる ω はオリンピック誘致期間で所得を通じた投資の直接的影響を示すことになる。

この投資についてのオリンピック誘致の経済効果に関する推計式を以下に示す（推計結果は表2-3参照）。

(北京オリンピック誘致の投資への経済効果についての検証結果)

$$I_j = -8.30393 + 0.850135 Y_j + 0.164192 \text{DUM}_{ij} Y_j - 1.84437 - e_j$$

(-13.65***)
(35.32***)
(1.977*)
(-1.700*)

表2-3: 最小二乗法 (OLS), 観測期間: 1996:1-2018:3 (j = 91)
従属変数: I_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	-8.30393	0.608436	-13.65	<0.0001	***
δ	0.850135	0.0240676	35.32	<0.0001	***
ω	0.164192	0.0830391	1.977	0.0512	*
DUM_{ij}	-1.84437	1.08503	-1.700	0.0927	*
Mean dependent var	13.11557	S.D. dependent var		0.578391	
Sum squared resid	1.722453	S.E. of regression		0.140706	
R-squared	0.942791	Adjusted R-squared		0.940819	
F (3, 87)	477.9161	P-value (F)		6.49e-54	
Log-likelihood	51.38009	Akaike criterion		-94.76018	
Schwarz criterion	-84.71674	Hannan-Quinn		-90.70828	
Rho	0.946985	Durbin-Watson		0.208929	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準1% **・・・有意水準5% *・・・有意水準10%となっている。この推計の数値データは、FRBのECONOMIC RESEARCHのサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年5月22日現在)。表の Const. は定数項、Std. Errorはこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squaredは決定係数、Adjusted R-squaredは修正済み決定係数である。F () はF値を示す。S.E. of regressionは推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57ページ参照。

² 中国の消費データは公表時に前期比の伸び率だけを記すのが一般的な形になっており、変化率だけの記述をしており、水準については研究者が自ら加工することが必要となる。それで行ったとき、絶対水準がそれぞれの時期に公表されるのであるが、それと筆者自身が推計し直した水準と合致しないという問題が依然として残る。この問題解決方法については今後の課題としておく。

投資関数は所得（支出）から投資を推計する単純なモデルであるが、投資に関して見るとき、オリンピック誘致の期間では、所得から投資への影響はプラスに作用し、ダミー項でみたときはその投資関数の切片は下にシフトするという統計的に弱いが優位な結果が確認できた。これらを要約すれば、中国の北京オリンピック誘致では、所得の投資へ及ぼす反応度は0.164ほど高くなったが、中国では投資全体の水準を1.8パーセントほど下げたことになる。

3. ブラジルのオリンピック誘致の経済効果の推計

3-1. アブソープションアプローチによるブラジルのオリンピック誘致の経済効果の推計

まず、2章の中国で用いた手法と同様に以下のアブソープションモデルを用いる。

ただし、ブラジルの場合には、1996年第1四半期から2019年第4四半期までの統計データを用いている。そして、オリンピック招致の時間ダミー変数は、2016年開始前から8年（2008年第1四半期～2016年第3四半期）として推計を行った。

まず、ここで用いるアブソープションアプローチによる推計式は以下の通りである。

$$Y_j = \text{Const.} + \alpha C_j + \beta I_j + \gamma X_j + \theta M_j + \text{DUM}_{ij} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う、それぞれの Y_j は支出、 C_j は個人消費、 I_j は投資（構築物の金額）であり、 X_j は輸入額、 M_j は輸入額であり、これらの変数は季節調整し、対数値を用いた。ブラジルオリンピックダミー（ DUM_{ij} ）は一つで、 $i=2$ のときブラジル誘致とし、期間は2008年第1四半期～2016年第3四半期までをオリンピック誘致期間ダミーとして設定した。

ここでの帰無仮説はブラジルのオリンピック誘致の期間で GDP の変化が生じなかったという仮説であり、その仮説が棄却できるのかを見ることが本論の推計の目的である。まず、上記のモデルのダミー変数を除いた推計式は以下の通りである（推計結果は表3-1参照）。

$$Y_j = 1.49574 + 0.634729C_j + 0.193079I_j + 0.155018X_j - 0.124879M_j + e_j$$

(12.33***) (49.05***) (18.79***) (23.77***) (-10.69***)

表3-1 : 最小二乗法 (OLS) , 観測 : 1996:1-2019:4 (j = 96)
従属変数 : Y_i

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	1.49574	0.121303	12.33	<0.0001	***
α	0.634721	0.0129404	49.05	<0.0001	***
β	0.193079	0.0102735	18.79	<0.0001	***
γ	0.155018	0.00652074	23.77	<0.0001	***
θ	-0.124879	0.0116795	-10.69	<0.0001	***
Mean dependent var	23.23144				
Sum squared resid	0.006533				
R-squared	0.998107				
F(4, 91)	11994.92				
Log-likelihood	324.3527				
Schwarz criterion	-625.8837				
Rho	0.405274				
S.D. dependent var		0.190597			
S.E. of regression		0.008473			
Adjusted R-squared		0.998024			
P-value(F)		6.0e-123			
Akaike criterion		-638.7055			
Hannan-Quinn		-633.5227			
Durbin-Watson		1.188583			

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1 % **・・・有意水準 5 % *・・・有意水準 10 % となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

そして、ブラジルオリンピック誘致の期間ダミー変数を用いた重回帰モデルの推計式は、以下の通りである (推計結果は表3-2を参照)。

ブラジル誘致 :

$$Y_j = 1.52812 + 0.635826C_j + 0.190638I_j + 0.155003X_j - 0.124919M_j + 0.000859931 DUM_{2j} + e_j$$

(8.529***) (46.22***) (13.33***) (23.65***) (-10.64***) (0.2466)

表3-2 ブラジル誘致 : 最小二乗法 (OLS) , 観測 : 1996:1-2019:4 (j = 96)
従属変数 : Y_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	1.52812	0.179170	8.529	<0.0001	***
α	0.635826	0.0137576	46.22	<0.0001	***
β	0.190638	0.0143038	13.33	<0.0001	***
γ	0.155003	0.00655495	23.65	<0.0001	***
θ	-0.124919	0.0117413	-10.64	<0.0001	***
DUM_{2j}	0.000859931	0.00348659	0.2466	0.8057	
Mean dependent var	23.23144				
Sum squared resid	0.006529				
R-squared	0.998108				
F(5, 90)	9496.914				
Log-likelihood	324.3852				
Schwarz criterion	-621.3842				
Rho	0.404509				
S.D. dependent var		0.190597			
S.E. of regression		0.008517			
Adjusted R-squared		0.998003			
P-value(F)		6.8e-121			
Akaike criterion		-636.7703			
Hannan-Quinn		-630.5510			
Durbin-Watson		1.189997			

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1 % **・・・有意水準 5 % *・・・有意水準 10 % となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

この推計結果を要約すれば、ブラジル誘致において誘致ダミー変数はこの推計では統計的に優位ではなく、オリンピック誘致がブラジルの GDP に正の効果をもたらしたということ断定できない。すなわち、このケースでは発展途上国においてオリンピック誘致の経済効果は乏しいという結論を得ることになった。

3-2. 消費関数と投資関数で見たブラジルのオリンピック誘致の経済効果について

では、つぎに単純化した所得のみを独立変数として扱った消費関数を用い、ダミー変数重回帰モデルでオリンピック誘致期間での消費の影響について検証しよう。ここでの帰無仮説はオリンピック誘致の期間で消費水準に所得の影響は起きなかったということを棄却できるかどうかである。推計される消費関数は以下の如きである。

(消費関数)

$$C_j = \text{Const.} + \kappa Y_j + \varepsilon \text{DUM}_{2j} Y_j + \text{DUM}_{2j} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う。ここでのオリンピックダミー DUM_{2j} はブラジル誘致の期間ダミー変数である。 $\text{DUM}_{2j} Y_j$ に掛かる係数 ε はオリンピック誘致の直接的な所得を通じた消費への効果を示すことになる。

まず、消費についてオリンピックのブラジル誘致の効果に関する推計式を以下に示す(推計結果は、表3-3参照)。

(オリンピック誘致の消費への波及効果についての検証結果)

$$C_j = -0.634944 + 1.13691 Y_j - 0.146649 \text{DUM}_{2j} Y_j - 3.43501 - \varepsilon_j$$

(-1.198)
(49.63***)
(1.658)
(-1.661)

表3-3 消費への影響：最小二乗法 (OLS) , 観測：1996:1-2019:4 (j = 96)
従属変数： C_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	-0.634944	0.530044	-1.198	0.2340	
κ	1.13691	0.0229092	49.63	<0.0001	***
ε	0.146649	0.0884512	1.658	0.1007	
DUM_{2j}	-3.43501	2.06802	-1.661	0.1001	
Mean dependent var	25.77567	S.D. dependent var		0.218706	
Sum squared resid	0.086879	S.E. of regression		0.030730	
R-squared	0.980881	Adjusted R-squared		0.980257	
F(3, 92)	1573.308	P-value(F)		6.77e-79	
Log-likelihood	200.1461	Akaike criterion		-392.2923	
Schwarz criterion	-382.0349	Hannan-Quinn		-388.1461	
Rho	0.952938	Durbin-Watson		0.103431	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1% **・・・有意水準 5% *・・・有意水準 10% となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

では、つぎに、生産（所得）だけに依存する投資関数を用いて、ブラジルのリオオリンピック誘致期間の経済効果を推計しよう。ここでも以下のような消費関数と同様のダミー変数重回帰モデルを用いた。

（投資関数）

$$I_j = \text{Const.} + \delta Y_j + \omega \text{DUM}_{2j} Y_j + \text{DUM}_{2j} + u_j$$

式の Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う。オリンピックダミーは、 DUM_{2j} であり、 $i=2$ のときブラジルリオ誘致を意味している。また、この式の $\text{DUM}_{2j} Y_j$ に掛かる ω はオリンピック誘致による直接的な所得を通じた投資の影響を示す。

まず、投資についてのブラジル誘致の効果に関する推計式を以下に示す（推計結果は表3-4参照）。

（オリンピック誘致の投資への波及効果についての検証結果）

$$I_j = 7.97747 + 0.711531 Y_j + 0.818532 \text{DUM}_{2j} Y_j - 18.9545 + e_j$$

(7.751***) (15.99***) (4.766***) (-4.720***)

表3-4 投資への影響：最小二乗法（OLS），観測：1996:1-2019:4（j = 96）
従属変数： I_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	7.97747	1.02926	7.751	<0.0001	***
δ	0.711531	0.0444859	15.99	<0.0001	***
ω	0.818532	0.171757	4.766	<0.0001	***
DUM_{2j}	-18.9545	4.01574	-4.720	<0.0001	***
Mean dependent var	24.57927		S.D. dependent var	0.225034	
Sum squared resid	0.327595		S.E. of regression	0.059673	
R-squared	0.931905		Adjusted R-squared	0.929684	
F(3, 92)	419.6816		P-value(F)	1.57e-53	
Log-likelihood	136.4375		Akaike criterion	-264.8750	
Schwarz criterion	-254.6176		Hannan-Quinn	-260.7288	
Rho	0.893431		Durbin-Watson	0.213414	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準1% **・・・有意水準5% *・・・有意水準10%となっている。この推計の数値データは、FRBのECONOMIC RESEARCHのサイトより入手した（<https://fred.stlouisfed.org/>）。（2020年5月22日現在）。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F（ ）は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤（加藤 [加藤, 2012]）54-57ページ参照。

上記のブラジル誘致での消費と投資に関する推計結果から、消費と投資の影響について要約すれば、消費に関して見たとき、オリンピック誘致期間で、所得から消費への影響で、オリンピック誘致に消費に何らかの影響を及ぼしたことは統計的に有意な意味で確認できない。

他方、投資について見たときには、ブラジルオリンピック誘致期間で、所得が投資に及ぼす影響は大きくなっていること、他方、推計式の切片が低下しており、オリンピック誘致期間に投資水準が減少したということが統計的に優位な意味で確認できた。

これはブラジルオリンピック誘致期間で、所得水準の1%の増大に反応して国内の投資の増加の反応は0.81%増えたという、オリンピック誘致期間に投資が刺激されたことが確認できるが、逆にオリンピック誘致の投資に国内資源が集中し、ブラジル国内全体で見たとき他の地域への投資が落ち込んで、切片で示される全体の投資水準が落ち込んだと言い換えることもできる。

4. イギリスのロンドンオリンピック誘致の経済効果の推計

4-1. アブソープションアプローチによるイギリスのロンドンオリンピック誘致の経済効果の推計

ここでも前の中国、ブラジル両国で用いた方法を利用してアブソープションモデルを用いて推計を試みることにした。

イギリスの場合には、1960年第1四半期から2019年第4四半期までの統計データを用いた。そして、イギリスのオリンピック招致の時間ダミー変数は、2012年の開始前から8年(2004年第1四半期～2012年第3四半期)として推計を行った。

まず、ここで用いるアブソープションアプローチによる推計式は以下の通りである。

$$Y_j = \text{Const.} + \alpha C_j + \beta I_j + \gamma X_j + \theta M_j + \text{DUM}_{3j} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う、それぞれの Y_j は支出、 C_j は個人消費、 I_j は投資額であり、 X_j は輸入額、 M_j は輸入額であり、これらの変数は季節調整し、対数値に変換したものを用いた。ロンドンオリンピックダミー (DUM_{3j}) は一つで、 $i=3$ のときロンドン誘致とし、期間は2004年第1四半期～2012年第3四半期までとして、これをオリンピック誘致期間ダミーとして設定した。

ここで説明する帰無仮説は、ロンドンオリンピック誘致期間で GDP の変化が生じないということであり、その仮説が棄却されるのかどうかということが本論の意図を説明することになる。まず、上記のモデルのダミー変数を除いた推計式は以下の通りである(推計結果は表4-1参照)。

$$Y_j = -12.6947 + 0.708079 C_j + 0.182579 I_j + 0.216604 X_j - 0.123666 M_j + e_j$$

(-189.7***) (68.56***) (25.74***) (17.04***) (-8.562***)

表4-1 最小二乗法 (OLS) , 観測 : 1960:1-2019:4 (j = 240)
従属変数 : Y_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	-12.6947	0.0669260	-189.7	<0.0001	***
α	0.708079	0.0103283	68.56	<0.0001	***
β	0.182579	0.00709276	25.74	<0.0001	***
γ	0.216604	0.0127135	17.04	<0.0001	***
θ	-0.123666	0.0144434	-8.562	<0.0001	***
Mean dependent var	7.915646		S.D. dependent var	0.412868	
Sum squared resid	0.029167		S.E. of regression	0.011141	
R-squared	0.999284		Adjusted R-squared	0.999272	
F(4, 235)	82003.14		P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	741.2989		Akaike criterion	-1472.598	
Schwarz criterion	-1455.195		Hannan-Quinn	-1465.586	
Rho	0.794928		Durbin-Watson	0.424063	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1 % **・・・有意水準 5 % *・・・有意水準 10 % となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

そして、ロンドンオリンピック誘致の期間ダミー変数を用いた重回帰モデルの推計式は、以下の通りである (推計結果は表 4-2 を参照)。

ロンドン誘致 :

$$Y_j = -12.6309 + 0.698178 C_j + 0.195015 I_j + 0.232540 X_j - 0.144756 M_j + 0.0183520 DUM_{3j} + e_j$$

(-216.2***) (77.45***) (30.95***) (20.84***) (-11.37***) (8.902***)

表4-2 ロンドン誘致 : 最小二乗法 (OLS) , 観測 : 1960:1-2019:4 (j = 240)
従属変数 : Y_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	-12.6309	0.0584089	-216.2	<0.0001	***
α	0.698178	0.00901463	77.45	<0.0001	***
β	0.195015	0.00630013	30.95	<0.0001	***
γ	0.232540	0.0111562	20.84	<0.0001	***
θ	-0.144756	0.0127323	-11.37	<0.0001	***
DUM_{3j}	0.0183520	0.00206148	8.902	<0.0001	***
Mean dependent var	7.915646		S.D. dependent var	0.412868	
Sum squared resid	0.021788		S.E. of regression	0.009649	
R-squared	0.999465		Adjusted R-squared	0.999454	
F(5, 234)	87463.04		P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	776.3012		Akaike criterion	-1540.602	
Schwarz criterion	-1519.719		Hannan-Quinn	-1532.188	
Rho	0.674873		Durbin-Watson	0.656745	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準 1 % **・・・有意水準 5 % *・・・有意水準 10 % となっている。この推計の数値データは、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより入手した (<https://fred.stlouisfed.org/>)。 (2020年 5 月 22 日現在)。表の Const. は定数項、Std. Error はこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squared は決定係数、Adjusted R-squared は修正済み決定係数である。F () は F 値を示す。S.E. of regression は推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤 (加藤 [加藤, 2012]) 54-57 ページ参照。

この上記の表4-2の推計結果を要約すれば、ロンドンオリンピック誘致ダミー期間での推計は統計的に優位であり、ロンドンオリンピック誘致がイギリスの GDP に正の効果をもたらしたと言える。その大きさだけを見れば、誘致期間に0.018% GDP を増大させている。ロンドンの先進国でのオリンピック開催では、国家は既存の施設を用いコンパクトな開催を強調していたが、現実にはオリンピック誘致期間の景気浮揚効果も確認できる。

4-2. 消費関数と投資関数で見たロンドンオリンピック誘致の経済効果について

では、つぎに、所得のみを独立変数として扱った単純化した消費関数を用い、ダミー変数重回帰モデルでオリンピック誘致期間の消費の影響について推計しよう。ここで、用いられる消費関数は以下の如きである。

(消費関数)

$$C_j = \text{Const.} + \kappa Y_j + \varepsilon \text{DUM}_{3j} Y_j + \text{DUM}_{3j} + u_j$$

Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う。ここでのオリンピックダミー DUM_{3j} はロンドンの期間ダミー変数である。 $\text{DUM}_{3j} Y_j$ に掛かる係数 ε はオリンピック誘致の直接的な所得を通じた消費への効果を示すことになる。

まず、オリンピックのロンドン誘致期間の消費への波及効果に関する推計式を以下に示す（推計結果は、表4-3参照）。

(ロンドンオリンピック誘致期間の消費への波及効果についての検証結果)

$$C_j = 13.1120 + 1.03139 Y_j - 0.249327 \text{DUM}_{3j} Y_j + 2.08899 + e_j$$

(342.1***) (211.2***) (-1.481) (1.482)

表4-3 消費への影響：最小二乗法（OLS），観測：1960:1-2019:4（j = 240）
従属変数： C_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	13.1120	0.0383309	342.1	<0.0001	***
κ	1.03139	0.00488450	211.2	<0.0001	***
ε	-0.249327	0.168353	-1.481	0.1399	
DUM_{3j}	2.08899	1.40965	1.482	0.1397	
Mean dependent var	21.27635				
Sum squared resid	0.180857				
R-squared	0.995847				
F(3, 236)	18862.97				
Log-likelihood	522.3374				
Schwarz criterion	-1022.752				
Rho	0.967703				
S.D. dependent var				0.426856	
S.E. of regression				0.027683	
Adjusted R-squared				0.995794	
P-value(F)				1.1e-280	
Akaike criterion				-1036.675	
Hannan-Quinn				-1031.065	
Durbin-Watson				0.040561	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準1% **・・・有意水準5% *・・・有意水準10%となっている。この推計の数値データは、FRBのECONOMIC RESEARCHのサイトより入手した（<https://fred.stlouisfed.org/>）。（2020年5月22日現在）。表のConst. は定数項、Std. Errorはこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squaredは決定係数、Adjusted R-squaredは修正済み決定係数である。F（ ）はF値を示す。S.E. of regressionは推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤（加藤 [加藤, 2012]）54-57ページ参照。

つぎに、生産（所得）だけに依存する投資関数を用いて、ロンドンオリンピック誘致期間の投資への波及効果についても以下に推計しよう。ここでも以下のようなダミー変数重回帰モデルを用いることにしよう。

（投資関数）

$$I_j = \text{Const.} + \delta Y_j + \omega \text{DUM}_{3j} Y_j + \text{DUM}_{3j} + u_j$$

式の Const. は定数項、 u_j は誤差項であり、 $u_j \sim N(0, \sigma^2)$ に従う。オリンピックダミーは、 DUM_{ij} であり、 $i=3$ のときロンドンオリンピック誘致期間のケースとした。また、この式の $\text{DUM}_{3j} Y_j$ に掛かる ω はオリンピック誘致期間で直接的な所得を通じた投資の影響を示す。

まず、ロンドンオリンピック誘致時の投資への波及効果を表す推計式を以下に示す（推計結果は表4-4参照）。

（ロンドンオリンピック誘致の投資への波及効果についての検証結果）

$$I_j = 13.1342 + 0.876263 Y_j + 0.0221614 \text{DUM}_1 Y_j - 0.256435 + e_j$$

(110.2***) (57.69***) (0.04233) (-0.05850)

表4-4 投資への影響：最小二乗法（OLS），観測：1960:1-2019:4（ $j = 240$ ）
従属変数： I_j

	係数	Std. Error	t 値	p 値	
Const.	13.1342	0.119192	110.2	<0.0001	***
δ	0.876263	0.0151887	57.69	<0.0001	***
ω	0.0221614	0.523505	0.04233	0.9663	
DUM_{3j}	-0.256435	4.38340	-0.05850	0.9534	
Mean dependent var	20.06005		S.D. dependent var	0.361257	
Sum squared resid	1.748770		S.E. of regression	0.086082	
R-squared	0.943934		Adjusted R-squared	0.943221	
F(3, 236)	1324.435		P-value(F)	2.7e-147	
Log-likelihood	250.0619		Akaike criterion	-492.1239	
Schwarz criterion	-478.2013		Hannan-Quinn	-486.5141	
Rho	0.965842		Durbin-Watson	0.040852	

上記の表の p 値の後の、***・・・有意水準1% **・・・有意水準5% *・・・有意水準10%となっている。この推計の数値データは、FRBのECONOMIC RESEARCHのサイトより入手した（<https://fred.stlouisfed.org/>）。（2020年5月22日現在）。表の Const. は定数項、Std. Errorはこの推計式の分散に対応する各パラメーターの標準偏差、R-squaredは決定係数、Adjusted R-squaredは修正済み決定係数である。F（）はF値を示す。S.E. of regressionは推計式の攪乱項の分散の不偏推定量である s^2 の計算値である。加藤（加藤 [加藤, 2012]）54-57ページ参照。

以上の表4-3と表4-4の推計結果を要約すれば、消費と投資に関して見たとき、統計的な意味から見て、ロンドンオリンピック誘致期間の消費と投資について直接的経済効果はともに確認できなかった。消費でオリンピック誘致期間の影響が確認できないのは、イベントがあっても浪費することを控えるイギリス人の堅実な消費気質から見て解釈できよう。他方、投資に関しては、ロンドンオリンピック誘致では、既存の施設を活かし、新規の建造物の建設を控えた影響が、この投資関数の推計結果に現れたと解することができる。

5. 結語

本論文で検証した推計結果から以下の1～5までの推測が可能となる。

- 1 中国の北京オリンピック誘致では、誘致期間で GDP の減少の効果が統計的に優位な意味で確認できた。
- 2 北京オリンピック誘致の際の投資の影響についてみたとき、所得から投資への影響は強まるが、その水準自身は落ち込んだという統計的に弱い意味での結論を得た。
- 3 ブラジルのリオオリンピック誘致期間の効果を見たとき、誘致期間の GDP への影響は統計的意味から確認できなかった。
- 4 ブラジルのリオオリンピック誘致期間の消費と投資へのそれぞれの効果を検証したとき、消費については、その効果を統計的意味から確認できなかった。他方、投資の推計結果では、ブラジルのリオオリンピック誘致で生産から投資へプラスの影響を及ぼすことと、全体の投資水準が減少したという事が統計的に有意な意味で確認できた。
- 5 イギリスのロンドンオリンピックの誘致期間では、国内 GDP 増大の効果が統計的に有意な意味で確認できた。他方、消費と投資の影響について検証した結果、消費と投資ともにロンドンオリンピック誘致による所得からの効果やそれらの水準との関係については、統計的に確認できなかった。

以上、本論文を終えるにあたり、オリンピックの誘致の経済的影響について、アメリカ、日本、中国、イギリス、ブラジルの全五ヶ国のオリンピック誘致が誘致期間でそれぞれの国の GDP を増やすことになるのか、あるいはオリンピック誘致期間で、消費、投資がどのように変化するかを統計データを用いて推計した。その結論を要約すれば、途上国や経済成長の著しい国でオリンピック誘致が、経済成長を更に加速するのかと言えば、むしろ減少させる効果になっている。また、オリンピック誘致の消費への影響は五ヶ国で見て、その効果を確認できない。一方、投資について見たとき、オリンピック誘致によって、所得が投資に及ぼす影響が強くなるという結果が、イギリスのロンドン誘致の場合を除いて確認できた。

参考文献

- 天尾久夫．(2020)．「日本のオリンピック誘致後の経済的影響の一考察 ―アメリカとの比較―」『作新学院論集 第11号』 pp.89-110, 作新学院大学．2020年8月．
- 芳賀半次郎．(1995)．『マクロ経済学(上) 第二版』(第一版1984年 部分改定 1995年)．東京：木鐸社．
- 橋本寿朗．(1995)．『戦後の日本経済』(岩波新書)．東京：岩波書店．
- 加藤久和．(2012)．『gretl で計量経済分析』．東京：日本評論社．
- 長田充弘，尾島麻由実，倉知善行，三浦弘，川本卓司 (2015)「2020 年東京オリンピックの経済効果」『Report & Research Paper 2015年12月』 pp.1-18 日本銀行調査統計局
- 日本総研．(2013)「2020 年東京五輪の経済効果をどうみるか—7～12 兆円の景気浮揚効果—」，日本総研 Research Focus, No. 2013-027.
- 東京 (2020)「2020 年オリンピック競技大会 日本開催の経済波及効果」．オリンピック・パラリンピック招致委員会・東京都，2012.

【附表】

本論で用いた観測データの入手は、FRB の ECONOMIC RESEARCH のサイトより、国別データで整理されたところから行った (<https://fred.stlouisfed.org/>)。(2020年5月22日現在)。

原典 OECD (2020), "Main Economic Indicators - complete database", Main Economic Indicators (database) ,<https://doi.org/10.1787/data-00052-en> (23 May 2020).

本論文の推計に使用したデータの基本統計表を以下に記す。統計表の変数の _China は中国、_Bra はブラジル、_UK はイギリスを示している。C は消費額、I は投資額、X は輸出額、M は輸入額、Y は支出額を示す。

中国、ブラジルの基本統計量 使用した観測：1996:1 - 2020:1

変数	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
I_China	5.68e+005	4.78e+005	4.71e+005	3.26e+004	1.72e+006
X_China	3.39e+009	3.75e+009	2.05e+009	5.02e+008	6.12e+009
M_China	1.97e+010	2.22e+010	1.05e+010	3.32e+009	3.68e+010
Y_China	1.03e+011	8.74e+010	6.62e+010	2.14e+010	2.50e+011
C_Bra	1.60e+011	1.59e+011	3.44e+010	1.11e+011	2.10e+011
I_Bra	4.85e+010	4.83e+010	1.12e+010	3.47e+010	7.17e+010
X_Bra	1.53e+009	1.65e+009	4.75e+008	5.26e+008	2.49e+009
M_Bra	1.57e+009	1.54e+009	4.36e+008	6.59e+008	2.51e+009
Y_Bra	1.25e+010	1.26e+010	2.34e+009	8.45e+009	1.60e+010

イギリスの基本統計量 使用した観測：1960:1 - 2019:4

変数	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値
C_UK	1.90e+009	1.77e+009	7.81e+008	8.44e+008	3.33e+009
I_UK	5.47e+008	5.55e+008	1.80e+008	2.15e+008	8.77e+008
X_UK	7.50e+008	5.99e+008	3.84e+008	2.54e+008	1.72e+009
M_UK	7.81e+008	6.29e+008	4.11e+008	2.56e+008	1.78e+009
Y_UK	2.97e+003	2.85e+003	1.17e+003	1.28e+003	5.13e+003

