

日本国際経済学会第 81 回全国大会（近畿大学経済学部）

2022 年 10 月 2 日（日）

自由論題報告論文

### 日本の農林水産物輸出額の決定要因

#### —輸出関数と重力モデルの推計による実証分析—

The determinants of Japan's agricultural exports:

An empirical investigation through the estimation of export and Gravity equations

作山 巧（明治大学）

E-mail: sakuyama@meiji.ac.jp

#### 報告要旨

本稿では、輸出関数と重力モデルの推計を通じて、日本の農林水産物輸出額の決定要因を検証した。まず、時系列データを用いた輸出関数の推計では、被説明変数が農林水産物輸出額と食料品輸出量の両方で、所得要因（海外の GDP）は統計的に有意ではなかったが、価格要因（実質実効為替レート指数）がマイナスで統計的に有意だった。また、パネルデータを用いた PPML（ポワソン疑似最尤法）による重力モデルの推計では、海外の GDP と訪日外国人数はプラス、輸出先の関税率はマイナスで、全てが統計的に有意だった。このため、最近の輸出増加の要因は、時系列では日本のデフレを含む円安であり、横断面では海外の所得と訪日外国人数の増加と結論づけられた。

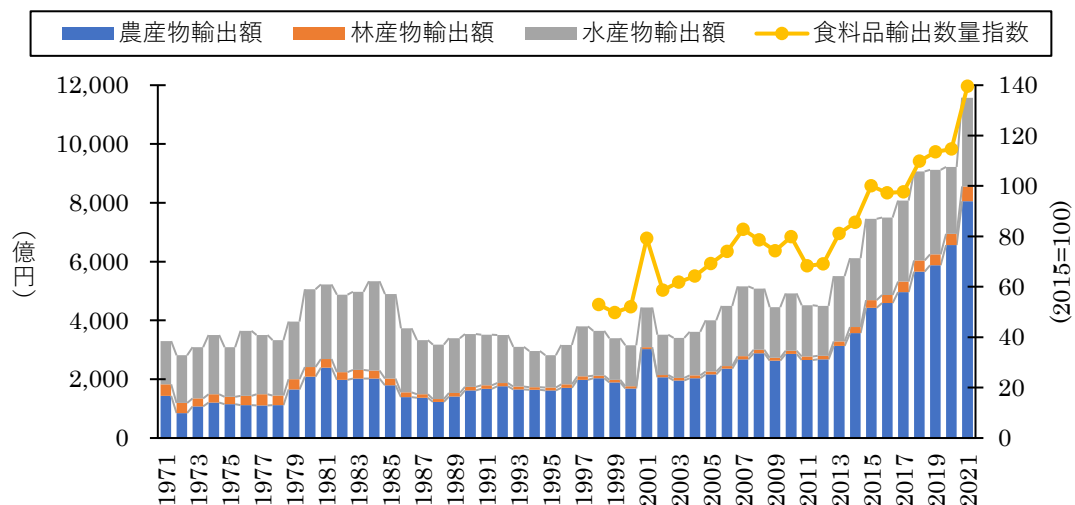
#### キーワード

実質実効為替レート指数、訪日外国人、単位根検定、共和分検定、ポワソン疑似最尤法（PPML）

## 1. 本稿の課題

日本の農林水産物の輸出額は新型コロナ禍でも増加を続けており、2021年には1兆1,574億円となり、2006年に設定された1兆円の目標を達成した（第1図）。日本政府としても、農林水産物の輸出拡大を重視しており、2020年3月に決定された「食料・農業・農村基本計画」では、「農林水産物・食品の輸出額を2030年までに5兆円」とする目標が設定された。また、その翌年には農林水産物・食品輸出促進法が施行され、農水省内に農林水産物・食品輸出本部が設置された。さらに、2021年7月には、農水省に輸出・国際局が設置された（作山，2021）。輸出促進政策に対しては、第2次安倍政権が発足した2013年度以降、当初予算と補正予算を合わせると毎年200億円以上の予算が充てられており、2021年度には500億円を超えている（作山，2022）。農業政策において輸出促進が重視され、多額の予算も充当されていることを踏まえると、農林水産物輸出は、社会的・政策的・学術的にも重要な研究課題となっている。

第1図 農林水産物輸出額と食料品輸出量の推移



資料：農林水産省（2022）、財務省（2022）

農林水産物輸出の重要性の高まりを受けて、それに関する先行研究も蓄積されつつあり、ここでは本研究の独創性と新規性を示す上で、それらを簡潔に概観する。まず、日本の農林水産物輸出に関する先行研究の大半を占めるのは、特定品目の特定産地に関する事例紹介的な研究であり、書籍としては、石塚・神代（2013）、下渡（2018）、福田（2016）、福田（2019）、増田ら（2021）、下渡（2022）がある。これらの定性的な研究は、産地の実態を

知る上では有益だが、統一的な分析枠組みに基づかない事実関係の叙述が中心であり、知見の一般化が困難で外的妥当性が低いことから、学術的な貢献度が大きいとは言えない。

他方で、日本の農林水産物輸出に関する定量的な先行研究は、その決定要因の解明を目的とする輸出入関数や重力モデルの推計と、その波及効果の推計を主眼とする産業連関分析（吉本・近藤，2012；鎌田ら，2020；佐藤・近藤，2022）に大別される。本稿の関心は前者にあり、時系列データを用いた輸出入関数に関する先行研究としては、パネルデータを用いて日本米の輸出関数を推計した荒幡（2015）や、米国における水産物の輸入関数を推計した多田ら（2017）がある。ただし、分析の対象は特定の品目や輸出先に限定されており、農林水産物全体の輸出額を対象とした輸出目標との関連性は乏しい。他方で、日本の農産物輸出額を被説明変数とする重力モデルの先行研究には、島田・齋藤（2013）、渡辺（2019）、村石ら（2020）がある。これらは、農産物全体の輸出額を対象としている点で輸出目標との関連性はあるが、後述するように重力モデルの推計方法に難があり、訪日外国人数のような重要な説明変数も欠落しているという問題がある。

本稿では、こうした先行研究のギャップを埋めるべく、時系列データを用いた輸出関数とパネルデータを用いた重力モデルの推計を通じて、日本の農林水産物輸出額の決定要因を検証する。本稿の構成は以下の通りである。次節では、輸出関数と重力モデルに関して、先行研究の知見と限界を整理した上で、本稿の分析手法を説明する。第3節では、年次と月次の時系列データを用いて、農林水産物輸出額と食料品輸出量を被説明変数とする輸出関数の推計結果を示す。第4節では、パネルデータを用いて、農産物輸出額と農林水産物輸出額を被説明変数とする重力モデルの推計結果を示す。第5節では、本稿の結論を要約した上で、残された課題を指摘する。

## 2. 先行研究と本稿の分析手法

輸出額を被説明変数とする従来の定量的な研究は、二国間貿易の決定要因を説明する重力モデルに偏重している。しかし、為替レートのように全ての輸出先に影響する要因もあることから、二国間貿易を想定した重力モデルだけでは、日本の農産物輸出額の変動要因を明らかにすることはできない。このため本稿では、輸出額（量）を説明する輸出関数の時系列データによる推計と、二国間の輸出額を説明する重力モデルのパネルデータによる推計の両面から、日本の農林水産物輸出額の決定要因に接近する。

## 1) 輸出関数の推計

輸出に関する時系列分析の主流は、輸出量を被説明変数とする輸出関数の推計であり、先行研究のレビューには、Goldstein and Khan (1985)、佐々波ら (1986a; 1986b; 1986c)、Karp and Perloff (2002)、Bayar (2018)等がある。このうち、Goldstein and Khan (1985)は、輸出入関数における所得と価格の弾性値に関する理論と推計手法のレビューで、佐々波ら (1986a; 1986b; 1986c) もこれと類似しているが、理論面により重点がおかれている。両者はやや古いものの、輸出入関数の推計は古典的なテーマで、依然として有用である。他方で、より最近の Bayar (2018)は、輸出関数の推計に関する先行研究を、マクロ、国、部門、企業の4つに分けてレビューしており、「マクロ」と「部門」は集計された輸出量を被説明変数とする通常の輸出関数を扱っているのに対し、「国」は重力モデル、「企業」はメリッツモデルを対象としている。更に、Karp and Perloff (2002)は、農産物貿易の経済学的な研究のレビューで、輸出入関数の推計もカバーしている。本項ではこれらのレビュー論文に依拠して、農林水産物の輸出関数に関する先行研究を概観し、本稿での推計方法を特定する。

輸出関数の推計に関する計量経済学的な問題としては、時系列データの定常性がある。輸出関数の推計に用いられる時系列データは、トレンドを持つ非定常の可能性が高く、原系列のデータで回帰式を推計すると、高い決定係数や統計的に有意な係数といった「見せかけの回帰」(spurious regression)が発生する恐れがある。このため、輸出関数を推計する際には、変数の定常性の検定(単位根検定)が不可欠であり、原系列が定常でない変数は階差をとって推計する必要がある。他方で、輸出関数の推計に用いる原系列が定常でない場合でも、推計式の誤差項が定常の場合には、変数間には長期的な共変関係である共和分が成立しており、階差をとらない原系列での推計が正当化される。こうした手順の決定には、単位根検定や共和分検定の正確な適用が必要で、関連する先行研究としては、世界の林産物の輸出入関数を推計した行武ら (2003)、日本の電子機器産業の輸出関数を推計した熊倉 (2011)、日本の輸入肉類の需要関数を推計した松田 (2014) が挙げられる。

農産物の輸出関数に関する先行研究は、Goldstein and Khan (1985)や Karp and Perloff (2002)に含まれることから、ここでは日本の農林水産物の輸出関数に関する先行研究を整理する

<sup>1</sup>。まず、荒幡（2015）は、2005～2013年に日本の輸出実績がある13カ国を対象に、パネルデータを用いて、日本産米の輸入需要関数を最小二乗法（OLS）（13カ国×全ての国で輸出実績がある6年間）とトービットモデル（13カ国×輸出実績がない年を含む9年間）で推計した<sup>2</sup>。この際の説明変数は、輸出先の米価格、1人当たりGDP、訪日観光客の人口比率、国ダミーである。推計結果は、米価格の係数（価格弾性値）は両方の推計方法で統計的に有意でマイナスだったのに対し、1人当たりGDPの係数（所得弾性値）と訪日観光客の人口比率の係数は、トービットモデルのみ統計的に有意でプラスだった。また、多田ら（2017）は、米国を対象に、最長で1991～2014年の年次時系列データを用いて、クロマグロ等の水産物の対日輸入関数を推計し、日本からの輸入価格の係数（価格弾性値）は統計的に有意でマイナスだった<sup>3</sup>。

このように、日本の農林水産物を対象に輸出関数を推計した先行研究は少なく、特定の品目を対象に被説明変数を輸出量としたものに限られている。その背景には、狭義の輸出関数は価格と数量の関係であり、そうした経済理論と整合した回帰式を推計するデータは個別品目でなければ得られないという事情があると考えられる。他方で、日本の輸出目標は農林水産物全体の輸出額で設定されており、個別品目の輸出量を対象とした輸出関数の推計は、それとの関連が薄いという問題点がある。このため本稿では、被説明変数を輸出額とするものも輸出関数とした上で、それを輸出額とした場合と輸出量とした場合の両方で輸出関数を推計する。Goldstein and Khan (1985: p.1056)も、輸出額を被説明変数とする先行研究もレビューの対象とした上で、輸出額を被説明変数とする推計について、目的が輸入額の推計や予測のみであれば明確な利点があるとする一方で、価格と数量の決定要因は異なるため、推計された単一方程式の係数は供給と需要に関する未知の交絡要因を反映する恐れについても指摘している。

---

<sup>1</sup> 日本産米の需要関数を推計した三宅・草苺（2012）や高橋ら（2016）のような先行研究の対象は、日本の輸出先国の需要関数であって日本の輸出関数ではないことから、ここでのレビューの対象外とする。

<sup>2</sup> 荒幡（2015）は、「輸入需要関数」を推計する旨を述べているが、「輸入関数は、輸入に対する自国の需要関数」（佐々波ら，1986a: p.18）で、輸入国毎に推計されるべきものであるに対して、実際には、日本米の輸出量を用いて全ての輸入国に共通の弾性値を計測していることから、本来は「輸出需要関数」とすべきである。

<sup>3</sup> 多田ら（2017）が推計したのは米国の対日輸入関数で日本の輸出関数ではないが、日本の水産物輸出の変動要因を扱っていることから、本稿でのレビューの対象とした。

## 2) 重力モデルの推計

横断面のデータを用いることによって、二国間の貿易額の決定要因を説明しようとするのが重力モデル (Gravity model) である。そのレビューとしては、Bergstrand and Egger (2013) は理論的基礎が中心で、Head and Mayer (2014) は推計方法もカバーしているのに対し、田中 (2015) は、理論的基礎と推計方法に関する最近の進展を簡潔にまとめている。本項では、主に Head and Mayer (2014) に依拠して、理論的・計量経済学的に望ましい推計方法を整理した上で、本稿で用いる推計方法を特定する。

古典的な重力モデルは、二国間の貿易額が両国の経済規模に比例し、貿易費用に反比例するという関係を前提とした上で、経済規模の近似変数として輸出国と輸入国の GDP、貿易費用の近似変数として二国間の距離を用いて、乗法モデルの両辺を対数変換した加法モデルを OLS で推計する。推計に用いるデータは、本来は国を単位とした横断面データだが、複数年の時系列データを加えたパネルデータが用いられることが多い。しかし、こうした単純な重力モデルの推計方法に対しては、説明変数に関しては、価格要因が含まれていないという問題がある。また、被説明変数である貿易額については、①対数変換によって誤差項に不均一分散が発生し、推計された係数に一致性がない (Silva and Tenreyro, 2006)、②貿易額がゼロだと対数変換できず、そうした標本を除外するとサンプルセレクションバイアスが発生し、1 を加えて対数変換すると弾性値として解釈できなくなる (Head and Mayer, 2014: p.178)、といった問題がある。

こうした問題を回避するために、最近では次のような推計方法が主流となっている。まず、説明変数の貿易費用に関しては、近似変数としての距離ではなく、価格要因を含む多角的貿易抵抗変数を用いることとし、パネルデータを用いた OLS による推計では、個体効果と時点効果を制御する国ダミーと年ダミーを追加する (固定効果法)。また、被説明変数の貿易額に関しては、対数変換に伴う誤差項の不均一分散と観測値が 0 となる「ゼロ貿易」の問題を回避するために、貿易額を対数変換せずに原系列を用いて推定するポワソン疑似最尤法 (PPML) が推奨される。以上をまとめると、標本中にゼロ貿易を含む場合には、OLS による固定効果法は使えないことから、PPML と固定効果法の併用が望ましい (田中, 2015: p.105)。他方で、PPML による推計が全ての場合に最善とは言えないことから、ゼロ貿易がない場合は、推計結果の頑健性を確認するために、固定効果法の OLS を含む複数の推計結果を比較することが望ましい (Head and Mayer, 2014: pp.176-177)。

これを踏まえて、最初に農産物輸出額を対象に重力モデルを推計した海外の先行研究を

要約する<sup>4</sup>。その際の括りは、①農産物全体、②品目グループ、③単一品目に大別される。このうち、最近の事例としては、①ではアルジェリアを対象とした Matallah et al. (2021)や南米諸国を対象とした Ayuda et al. (2022)、②では中国の食肉を対象とした Shahriar et al. (2019)やエチオピアの畜産物を対象とした Gebresilassie and Woldu (2020)、③ではエチオピアのコーヒーを対象とした Bekele and Mersha (2019)やごまを対象とした Baker and Yuya (2020)が挙げられる。また、推計手法では、①Matallah et al. (2021)や Baker and Yuya (2020)のように、パネル推計に Hausman 検定を適用して固定効果モデルか変量効果モデルを選択したもの、②Bekele and Mersha (2019)のように二段階の一般化モーメント法 (GMM) を適用したもの、③Ayuda et al. (2022)、Shahriar et al. (2019)、Gebresilassie and Woldu (2020)のように、PPML の推計結果を OLS 推計や Heckman の二段階推定と比較したもの、に分けられる。本稿で引用していない先行研究も含めると、以前は固定効果がない OLS や Hausman 検定の適用例が多かったが、最近では PPML を他の推計方法と比較した例が目につく。

次に、前節で紹介した日本の農産物輸出額を対象とした重力モデルの先行研究の限界を整理する。まず、島田・齋藤 (2013) は、2003～2010 年に日本の農林水産物輸出実績がある 82 カ国を対象に、両対数式の重力モデルをプールデータにより OLS と最尤法 (Stochastic Frontier Analysis) で推計した。また、渡辺 (2019) は、2011～2016 年に日本の農産物輸出額の 0.05%以上を占めたことがある 57 カ国を対象に、片対数式の重力モデルをパネルデータにより PPML で推計した。更に、村石ら (2020) は、日本の農産物輸出先 8 カ国の 1990～2018 年を対象に、対数をとらない重力モデルをパネルデータにより OLS で推計した。これらのサンプルにゼロ貿易はないとみられることから、OLS の適用は誤りとは言えない。しかし、島田・齋藤 (2013) と渡辺 (2019) には、年ダミーはあるが国ダミーがない一方で、村石ら (2020) には年ダミーがなく、国ダミーも 8 カ国のうち 2018 年の輸出額上位 3 カ国のみであり、いずれも説明変数に二国間の距離が用いられているため、多角的抵抗係数が制御されていないという問題がある。また、PPML を含む複数の推計方法を比較した頑健性の検証も行われていない。このように、日本の農産物輸出額を対象とした先行研究において、OLS や PPML で固定効果法を正しく適用し比較した事例は見当たらない。

---

<sup>4</sup> 島田・齋藤 (2014) は対象品目が全世界の農産物の双方向貿易であり、桑波田 (2019) は日本のりんごの双方向貿易であることから、日本の輸出のみを対象とする本稿のレビューでは対象外とした。

### 3. 輸出関数の推計

#### 1) 推計モデル

輸出関数は、供給側の変数を用いて推計する輸出供給関数と、需要側の変数を用いて推計する輸出需要関数に大別され、一般的なのは後者である（佐々波ら，1986a：p.20）。このため本稿で推計するのも、価格と所得という需要側の要因で輸出量を説明する輸出需要関数とし、その推計モデルとしては、以下の(1)式（両対数式）と(2)式（両対数階差式）が考えられる<sup>5</sup>。

$$\ln(EX_t) = a_0 + a_1 \ln(ER_t) + a_2 \ln(GDP_t) + u_t \quad (1)$$

$$\Delta \ln(EX_t) = a_1 \Delta \ln(ER_t) + a_2 \Delta \ln(GDP_t) + u_t \quad (2)$$

ここで、 $EX_t$ は輸出量、 $ER_t$ は価格要因である日本円の為替レート、 $GDP_t$ は所得要因である海外のGDP、 $u_t$ は標準的な仮定を満たす誤差項であり、添え字の $t$ は年、 $\ln$ は自然対数、 $\Delta$ は差分、 $a_0 \sim a_2$ は推計すべき係数をそれぞれ表す<sup>6</sup>。予想される係数の符号は、価格弾性値 $\left(\frac{\partial EX_t}{\partial ER_t} \frac{ER_t}{EX_t}\right)$ の $a_1$ は、為替レートに実質実効為替レート指数（後述）を用いる場合は、その値の上昇は円高を意味するためマイナスである。他方で、所得弾性値 $\left(\frac{\partial EX_t}{\partial GDP_t} \frac{GDP_t}{EX_t}\right)$ の $a_2$ はプラスである。(1)式は通常の輸出関数であり、(2)式は(1)式からその1次ラグをとった式を差し引いたもので、これによって(2)式から定数項 $a_0$ は消えることになる。

需要関数の推計に用いる変数は定常である必要があり、その検定手法としては ADF 検定（augmented Dickey-Fuller test）が一般的である（山澤，2004：p.176）。具体的には、添え字の $t$ を年とする変数 $X_t$ の系列に対して、「単位根を持つ」を帰無仮説とする ADF 検定を適用し、帰無仮説が棄却できなければ単位根を持ち、定常ではないと判断する。系列が単位根を持つ場合は、階差を取って ADF 検定を適用し、これを系列が定常になるまで繰り返

<sup>5</sup> 後述する重力モデルの推計では、輸出先からの訪日外国人数を説明変数としており、輸出関数の推計でも全世界からの訪日外国人数を説明変数に加えることも考えられる。しかし本稿では、①標準的な輸出関数の説明変数は価格要因と所得要因のみであること、②為替レートが円安になると訪日外国人数が増加するといったように、両者には共変関係があり、同時に説明変数に入れるのは推計上不適当なこと、から、採用しなかった。

<sup>6</sup> 前節で述べたように、本稿では追って輸出額と輸出量の両方を被説明変数として輸出関数を推計するが、ここでは便宜的に後者を被説明変数とした例で説明する。



す。その上で、輸出関数の推計モデルを特定する手順は以下のとおりである（山澤，2004：p.187）。まず、輸出関数の推計に用いる全ての変数に関して、対数をとった原系列が定常であれば(1)式で推計する。ただし、この条件が満たされない場合でも、対数をとった全ての変数が1階階差系列で定常になり、それらの原系列が（つまり(1)式で推計した誤差項が）共和分の関係にあれば(1)式で推計することができる。他方で、これらの条件が満たされない場合（つまり、変数が定常になるために階差をとる次数が変数間で一致しない場合や、それが一致しても変数の原系列が共和分の関係にない場合）は(2)式で推計する。

## 2) データと出所

本項では、前節で特定した日本の農林水産物輸出額の決定要因を操作化し、回帰式の推計に用いるデータを特定する。

まず、被説明変数のデータと出所を説明する。輸出の変数を輸出目標に沿って金額とする場合は、農林水産省の「農林水産物輸出入概況」（農林水産省，2022）を用い、農林水産物に加えて、農産物、林産物、水産物を被説明変数とする推計も行う。他方で、輸出の変数を経済理論に沿って数量とする場合には、財務省の「貿易統計」（財務省，2022）における食料品の輸出数量指数（2015年=100）を用いる。ここで、農林水産省の「農林水産物」と財務省の「食料品」を比較すると、後者には林産物が含まれないといった違いがあり、2020年のデータでは、前者が9,219億円なのに対し後者は7,901億円と14%少ない。前述の輸出目標は、農林水産省の定義による「農林水産物」で定められており、財務省の「食料品」とは乖離している点に留意が必要である。また、食料品の輸出数量指数は、月次データが得られるというメリットがある反面、それが利用可能なのは1998年以降であることから、農林水産物のように長期の年次データを用いた推計はできない。

次に、説明変数のデータと出所について説明する。まず、価格要因である為替レートは、日本銀行（2022）の「実質実効為替レート指数」（2010年=100）を用いる。実質実効為替レート指数は、対象となる全ての通貨と日本円との2通貨間の為替レートについて、貿易額等で計った相対的な重要度でウェイト付けした上で、それぞれの物価変動分を調整して集計・算出したものである。マクロの輸出関数を推計した堀（2009）や熊倉（2011）とい

った先行研究でも、価格要因を表す為替レートに実質実効為替レート指数を用いている<sup>7</sup>。実質実効為替レート指数は月次データも得られるため、食料品輸出量の月次データを被説明変数とした場合に、価格要因の係数を推計することができる。また、所得要因である海外の GDP については、World Bank (2022) の「日本を除く世界全体の GDP」(米ドル建ての名目値)を用いる<sup>8</sup>。ただし、月次データは得られないため、食料品輸出量の月次データを被説明変数とした場合に、所得要因の係数を推計することはできない<sup>9</sup>。

変数の基本統計量は、第 1 表に示したとおりである。農林水産物輸出額を被説明変数とする推計の対象期間は、1971 年から 2020 年の 50 年間なのに対して、食料品輸出量を被説明変数とする推計の対象期間は、1998 年から 2020 年の 23 年間である。

第 1 表 基本統計量 (対数値)

変数	期間	単位	平均値	最大値	最小値	標準偏差	標本数
農林水産物輸出額		億円	8.36	9.13	7.94	0.32	50
農産物輸出額	1971 ～ 2020	億円	7.63	8.79	6.74	0.47	50
林産物輸出額		億円	5.11	5.97	4.24	0.57	50
水産物輸出額		億円	7.55	8.02	7.01	0.26	50
実質実効為替レート指数		指数	4.54	4.91	4.10	0.19	50
海外の GDP		兆ドル	3.12	4.41	1.12	0.94	50
食料品輸出量	1998 ～ 2020	指数	4.34	4.74	3.91	0.24	23
実質実効為替レート指数		指数	4.52	4.84	4.25	0.17	23
海外の GDP		兆ドル	3.95	4.41	3.31	0.39	23
食料品輸出量	1998 ～ 2020	指数	4.33	5.00	3.71	0.27	276
実質実効為替レート指数		指数	4.52	4.88	4.21	0.17	276

<sup>7</sup> 経済産業研究所は産業別の実質実効為替レートを公開しており (経済産業研究所, 2022)、それには Food (食料) や Wood (木材) も含まれているが、これらの対象範囲はあくまで製造業で農林水産業は含まれていないことから、本稿では使用していない。

<sup>8</sup> 荒幡 (2015) は 1 人当たり GDP を用いているが、被説明変数である輸出量 (額) は総量 (総額) であることから、GDP も総額を用いるのが適当と考えられる (堀, 2009 ; 熊倉, 2011)。

<sup>9</sup> IMF (2022) には主要国の 4 半期ベースの GDP が掲載されているが、表示が各国通貨建てで、全ての国をカバーしていないことから、これによって世界全体の 4 半期ベースの価格効果の推計はできないと判断した。同じ理由で、所得効果を含まずに価格効果のみで輸出関数を推計した先行研究として森川 (2018) がある。

### 3) 単位根の検定

本項では、次節での回帰分析の前提として、前節で特定した回帰分析に用いる変数について、定常性に関する単位根の検定を行う。

ADF 検定には、①定数項とトレンド項の両方を含む、②定数項のみを含む、③定数項もトレンド項も含まない（ランダムウォーク）、の3つのタイプがあり（山澤 2004: p. 179）、時系列データの性質に合わせて選択する必要がある。本稿では、北岡ら（2013:p.87）にならって、累積的な時系列データのため上方トレンドを持つと考えられる輸出量（額）と海外の GDP は①を用いる一方で、交換比率を示す時系列データのため循環的に変動すると考えられる実質実効為替レート指数については②を用いた。

単位根検定の結果は、第2表と第3表に示した。まず、1971～2020年の農林水産物輸出額の年次データを用いた第2表では、対数をとった全ての変数の原系列で「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却されず定常ではなかったが、1階の階差をとった系列では1%水準で定常となった。また、1998～2020年の食料品輸出量の年次データを用いた第3表（左列）では、食料品輸出額の対数をとった原系列は、「単位根を持つ」という帰無仮説が10%水準で棄却される一方で、実質実効為替レート指数と海外の GDP の対数をとった原系列は、「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却されず定常ではなかったが、1階の階差をとった系列では全ての変数が定常となった。更に、2001～2020年の食料品輸出量の月次データを用いた第3表（右列）では、食料品輸出額の対数をとった原系列は、「単位根を持つ」という帰無仮説が5%水準で棄却される一方で、実質実効為替レート指数の対数をとった原系列は、「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却されず定常ではなかったが、1階の階差をとった系列では全ての変数が定常となった。

第2表 単位根検定の結果（1971～2020年の農林水産物輸出額）

変数	原系列	1階階差系列
農林水産物輸出額	-1.29	-6.84***
農産物輸出額	-2.45	-8.74***
林産物輸出額	-0.16	-6.18***
水産物輸出額	-2.05	-5.98***
実質実効為替レート指数	-2.42	-5.70***
海外の GDP	-2.51	-4.50***

註：数値はt値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

第3表 単位根検定の結果（1998～2020年の食料品輸出货量）

変数	年次データ		月次データ	
	原系列	1階階差系列	原系列	1階階差系列
食料品輸出货量	-3.55*	-6.36***	-3.56**	-6.81***
実質実効為替レート指数	-1.07	-3.93***	-1.51	-12.47***
海外のGDP	-0.32	-3.57*		

註：数値はt値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

#### 4) 共和分の検定

共和分の検定には、最も一般的な Engle-Granger 検定を用いる（山澤，2004：p. 183-185）。これは、同じ次数の階差によって定常になることが確認された変数を用いて(1)式を推計し、その誤差項に定数項なしの ADF 検定を適用することによって、変数間に共和分の関係にあるか否かを検定する手法である。Engle-Granger 検定による共和分検定の結果は、第4表と第5表に示した。ここで○印は、共和分検定の対象とした変数のグループを表す。まず、対数をとった 1971～2020 年の農林水産物輸出货量の年次データを被説明変数とする第4表では、被説明変数を林産物輸出货量の対数とした場合は、「誤差項が単位根を持つ」という帰無仮説が 1%水準で棄却されたものの、それ以外では帰無仮説は棄却されず、変数は共和分の関係にないことが分かった。次に、対数をとった 1998～2020 年の食料品輸出货量の年次データを被説明変数とする第5表（左列）では、「誤差項が単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されず、変数は共和分の関係にないことが分かった。更に、対数をとった 1998～2020 年の食料品輸出货量の月次データを被説明変数とする第5表（右列）でも、「誤差項が単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されず、変数は共和分の関係にないことが分かった。

第4表 共和分検定の結果（1971～2020年の農林水産物輸出货量）

変数	年次データ			
農林水産物輸出货量	○			
農産物輸出货量		○		
林産物輸出货量			○	
水産物輸出货量				○
実質実効為替レート指数	○	○	○	○
海外のGDP	○	○	○	○
t 値	-2.27	-2.90	-4.40***	-3.29
Engle-Granger	1%		-4.30	
検定統計量の	5%		-3.74	
臨界値	10%		-3.45	

註：数値はt値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

第5表 共和分検定の結果（1998～2020年の食料品輸出量）

変数		年次データ	月次データ
食料品輸出量		○	○
実質実効為替レート指数		○	○
海外のGDP		○	
t値		-3.19	-2.79
Engle-Granger	1%	-4.30	-3.90
検定統計量の	5%	-3.74	-3.34
臨界値	10%	-3.45	-3.05

註：数値はt値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

### 5) 推計結果

1971～2020年の農林水産物輸出額を被説明変数とした推計結果は第6表に示した。ここで第4表から、被説明変数が林産物輸出額の場合は変数が共和分の関係にあるものの、それは(2)式での推計を否定するものではないことから、他の被説明変数を用いた推計結果との比較可能性を重視して、推計式は全て(2)式とした。なお、誤差項の系列相関については、「系列相関は存在しない」を帰無仮説とする Breusch-Godfrey の LM 検定を実施した結果、全ての推計式でそれが棄却されず、系列相関は存在しないことを確認した。また、誤差項の分散については、「分散は均一である」を帰無仮説とする Breusch-Pagan-Godfrey 検定を実施した結果、全ての推計式でそれが棄却されず、不均一分散は存在しないことを確認した。推計結果を見ると、全ての推計式において、実質実効為替レート指数の係数（価格弾性値）は予想どおりにプラスで、1%水準で統計的に有意だったが、海外のGDPの係数（所得弾性値）は統計的に有意ではなかった。

第6表 輸出関数の推計結果（1971～2020年の農林水産物輸出額）

変数	農林水産物	農産物	林産物	水産物
実質実効為替レート指数	-0.82*** (0.15)	-0.85*** (0.24)	-0.82*** (0.24)	-0.85*** (0.17)
海外のGDP	0.24 (0.16)	0.33 (0.25)	-0.03 (0.25)	0.28 (0.18)
標本数	49	49	49	49
自由度修正済み決定係数	0.36	0.18	0.19	0.34
Breusch-Godfrey LM 検定	[0.43]	[0.26]	[0.81]	[0.67]
Breusch-Pagan-Godfrey 検定	[0.47]	[0.80]	[0.82]	[0.68]

註：丸括弧内は標準誤差、角括弧内はp値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

次に、1998～2020年の食料品輸出量を被説明変数とした推計結果は第7表に示した。ここで、変数は共和分の関係にはないという第4表の結果から、推計式はいずれも(2)式とした。このうち、年次データを用いた推計結果（左列）では、実質実効為替レート指数の係数（価格弾性値）が予想どおりにマイナスで、5%水準で統計的に有意だったが、海外のGDPの係数（所得弾性値）は統計的に有意ではなかった。なお、上記と同様に、Breusch-GodfreyのLM検定とBreusch-Pagan-Godfrey検定を実施し、誤差項に系列相関や不均一分散が存在しないことを確認した。他方で、海外のGDPの月次データが得られないため、説明変数を実質実効為替レート指数のみとした推計結果（右列）では、その係数（価格弾性値）は統計的に有意ではなかった。なお、上記と同様に、Breusch-GodfreyのLM検定とBreusch-Pagan-Godfrey検定を実施したところ、前者は1%水準、後者は5%水準で帰無仮説が棄却されたことから、誤差項における系列相関と不均一分散の存在が示唆された。

第7表 輸出関数の推計結果（1998～2020年の食料品輸出量）

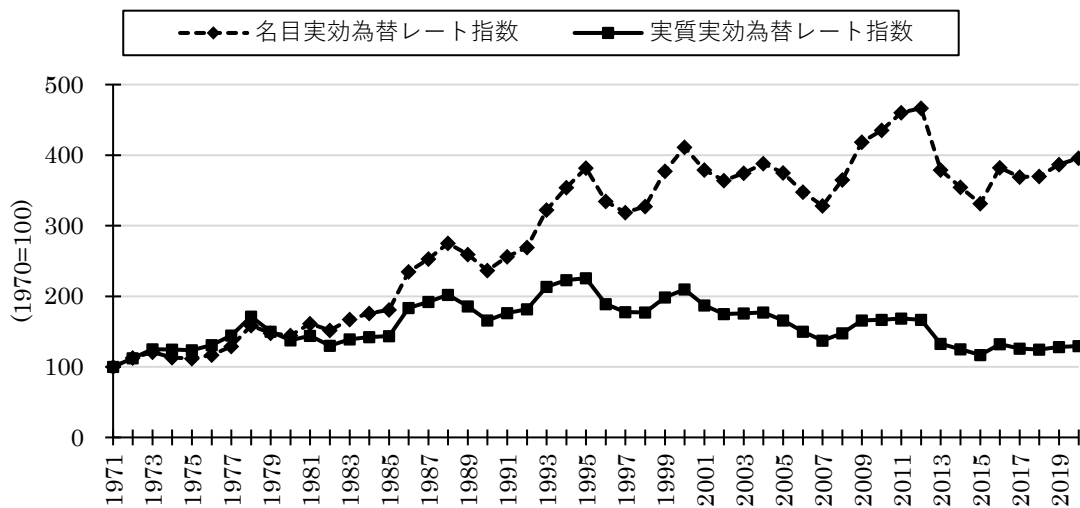
変数	年次データ	月次データ
実質実効為替レート指数	-0.78** (0.33)	0.05 (0.06)
海外のGDP	-0.03 (0.51)	
標本数	22	271
自由度修正済み決定係数	0.13	0.00
Breusch-Godfrey LM 検定	[0.27]	[0.00]***
Breusch-Pagan-Godfrey 検定	[0.40]	[0.02]**

註：丸括弧内は標準誤差、角括弧内はp値で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

本節における輸出関数の推計結果から、被説明変数が輸出額でも輸出量でも、統計的に有意な決定要因は価格要因である実質実効為替レート指数のみだった。実質実効為替レート指数の変動は、名目実効為替レート指数の変動と物価水準の変動に分かれることから、その変動要因を解明すれば輸出額の変動要因も明らかになる。このため第2図には、1970年を100とした名目と実質の為替レート指数の推移を示した。これによれば、物価変動を加味する前の名目実効為替レート指数は上昇傾向で、長期的な円高を示しているのに対し、物価変動を加味した実質実効為替レート指数は2000年頃から下落傾向で、名目実効為替レート指数との乖離が一貫して拡大し、最近では1970年代と同水準の円安となっている。こ

うした名目と実質の実効為替レートの乖離は、実質実効為替レートの下落が名目為替レートではなく日本の物価の下落で生じていることを示している。つまり、最近の輸出額の増加は、デフレによる日本産農林水産物の相対価格の低下に起因することを示唆している。

第2図 実効為替レート指数の推移



資料：日本銀行（2022）

#### 4. 重力モデルの推計

##### 1) 推計モデル

重力モデルの推計式は、OLS では両対数式の (3) 式であり、被説明変数を対数変換しない PPML では(4)式である。

$$\ln(EX_{it}) = a_0 + a_1 \ln(GDP_{it}) + a_2 \ln(FV_{it}) + a_3 T_{it} + D_i + D_t + u_{it} \quad (3)$$

$$EX_{it} = \exp[a_0 + a_1 \ln(GDP_{it}) + a_2 \ln(FV_{it}) + a_3 T_{it} + D_i + D_t] + u_{it} \quad (4)$$

ここで、 $EX_{it}$  は日本の輸出額、 $GDP_{it}$  は海外の GDP<sup>10</sup>、 $FV_{it}$  は輸出先から日本への訪日外

<sup>10</sup> 通常の重力モデルは双方向の貿易を対象とし、説明変数の GDP には輸出側と輸入側の両方を用いるが、本稿では日本の輸出先（輸入側）のみを対象としているため、島田・齋藤（2013）や村石ら（2020）と同様に、輸出側である日本の GDP は含めない。

国人数、 $T_{it}$ は輸出先の農産品関税率、 $D_i$ は国ダミー（個体効果）、 $D_t$ は年ダミー（時点効果）、 $u_{it}$ は標準的な仮定を満たす誤差項であり、添え字の $i$ は国、 $t$ は年、 $a_0 \sim a_3$ は推計すべき係数をそれぞれ表す。被説明変数は、OLSでは対数をとった系列なのに対して、PPMLでは対数をとらない水準の系列を用いる。なお、説明変数のうち農産品関税率に関しては、①香港やシンガポールの数値が1未満であること、②原系列がパーセント表示であることから、他の説明変数と異なって対数変換は行わない。予想される係数の符号は、海外のGDPと訪日外国人数がプラスなのに対して、農産品関税率はマイナスである。

## 2) データと出所

本項では、前節で特定した日本の農林水産物輸出額の決定要因を操作化し、回帰式の推計に用いるデータを特定する。

まず、被説明変数は日本の農産物輸出額とし、農林水産省の「農林水産物輸出入概況」（農林水産省、2022）を用いる。この資料には、日本の農産物輸出先の上位20カ国が掲載されており、本稿では2020年時点の上位20カ国を対象とする。上位20カ国は2020年の日本の農産物輸出額の95%を占めていることから、十分なカバレッジを有している<sup>11</sup>。なお、上位20カ国はほぼ安定しているものの、カンボジア（2020年で11位）、ロシア（同17位）、アラブ首長国連邦（同20位）の3カ国は、それ以前に上位20位から漏れた年もあることから、当該年の輸出額は、過去の「農林水産物輸出入概況」や農林水産省の「二国間貿易実績」（農林水産省、2022）で補った。なお、輸出目標は農林水産物で設定されているのに対して、後述する説明変数の関税率は農産品しか得られず、林水産物が含まれない点でずれがあるものの、補足的に農林水産物輸出額を被説明変数とする推計も行う<sup>12</sup>。

次に、説明変数のデータと出所は次の通りである。第1に、海外のGDPは、世界銀行の「World Development Indicators」（World Bank, 2022）におけるドル建て名目GDPを用い、台湾についてはAPEC(2022)から入手した。第2に、説明変数に訪日外国人数を追加する。その根拠は、①首相官邸（2022: p.1）が、最近の輸出額増加の背景として、「訪日外国人の

<sup>11</sup> 本稿の対象国数は、日本の農産物輸出を対象とした先行研究と比較すると、8カ国の村石ら（2020）より多いものの、82カ国の島田・齋藤（2013）や57カ国の渡辺（2019）より少ないのは確かだが、輸出目標と同一の品目をカバーしたデータは他になく、輸出目標との整合性を重視するという本稿の目的に照らして正当化されると考えられる。

<sup>12</sup> 世界貿易機関（WTO）では林水産品は鉱工業品に分類されており、関税率が農産品とくらべて低いことから、ここでのずれは関税率の影響を過大に評価することになる。



増加等を通じて日本産農林水産物・食品の魅力が海外に広まった」と述べていること、②日本産米の輸出需要関数を推計した前述の荒幡（2015）で、輸出先の訪日観光客の人口比率が統計的に有意だったこと、③村岡・田中（2019：p.65）も、2010年代の清酒輸出急増の要因として訪日外国人の増加との相乗効果を指摘してこと、等が挙げられる。そのデータとしては、法務省の「出入国管理統計統計表」（法務省，2022）における国籍別入国外国人の総数を用いた。なお、香港からの入国者については、中国籍と英国籍の両方がいることから、それを合わせた数値を用いる。第3に、関税率については、世界貿易機関（WTO）等の「World Tariff Profiles」（WTO et al., 2022）における農産品の平均実行関税率を用いた。

変数の基本統計量は、第8表に示した。標本数は、横断面は、農産物輸出額の上位20カ国を対象とすることから20、時系列は、訪日外国人数や農産品関税率のデータは2006年以降しか得られないため15（2006～2020年）であり、理論的にはこれらを掛け合わせた300となる。しかし、カンボジアは、農産物輸出額では2006年、農林水産物輸出額では2006～2010年の輸出額が得られないことから、実際には前者で299、後者では295となった。

第8表 基本統計量（2006～2020年×20カ国のパネルデータ）

変数	単位	平均値	最大値	最小値	標準偏差	標本数
農産物輸出額	千円	15.92	18.83	7.99	1.37	299
農林水産物輸出額	千円	16.44	19.17	14.28	1.22	295
海外のGDP	億ドル	8.98	12.27	4.29	1.54	300
訪日外国人数	人	12.17	15.95	6.53	1.83	300
農産品関税率	%	13.26	57.00	0.00	11.13	300

註：農産品関税率以外は対数値である。

### 3) 推計結果

重力モデルの推計結果は第9表に示した。推計に当たっては、頑健な標準誤差を使用した。まず、固定効果法 OLS による(3)式の推計結果は、第9表の左列に示した。被説明変数が農産物輸出額の場合は、全ての説明変数は統計的に有意ではなかった。他方で、被説明変数が農林水産物輸出額の場合は、海外のGDPと訪日外国人数の係数が10%水準、農産品関税率の係数が5%水準で、それぞれ統計的に有意で、符号条件も満たしていた。次に、固定効果法 PPML による(4)式の推計結果は、第9表の右列に示した。被説明変数が農産物輸出額か農林水産物輸出額かにかかわらず、海外のGDPの係数が5%水準、訪日外国人数

と農産品関税率の係数が1%水準で、それぞれ統計的に有意で、符号条件も満たしていた。このように、OLSとPPMLの推計結果は必ずしも一致していないが、重力モデルの推計手法としてはPPMLの利点が広く受け入れられていることから、本稿ではPPMLの推計結果を採用する。この結果は、海外のGDPが1%増加すると農産物輸出額は0.37%増加し、訪日外国人数が1%増加すると農産物輸出額は0.34%増加するのに対し、輸出先の農産品関税率が1%上昇すると農産物輸出額は0.03%減少することを示している。以上から、2000年代半ば以降における日本の農林水産物の二国間輸出額の増加は、海外のGDPと訪日外国人数の増加が寄与していることが分かった。

第9表 重力モデルの推計結果

被説明変数	OLS		PPML	
	農産物	農林水産物	農産物	農林水産物
海外のGDP	0.48 (0.43)	0.37* (0.20)	0.37** (0.16)	0.29** (0.11)
訪日外国人数	0.45 (0.27)	0.21* (0.11)	0.34*** (0.08)	0.26*** (0.06)
農産品関税率	-0.06 (0.04)	-0.04** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
定数項	6.94 (4.77)	10.87 (1.53)		
国ダミー (個体効果)	あり	あり	あり	あり
年ダミー (時点効果)	あり	あり	あり	あり
標本数	299	295	299	295
自由度修正済み決定係数	0.34	0.19		
Log pseudo likelihood			-83423865	-72171188

註：丸括弧内は標準誤差で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意なことを表す。

## 5. 結論

本稿では、輸出関数と重力モデルの推計を通じて、日本の農林水産物輸出額の決定要因を明らかにした。まず、時系列データを用いた輸出関数の推計では、被説明変数が農林水産物輸出額と食料品輸出量の両方で、所得要因（海外のGDP）は統計的に有意ではなかったが、価格要因（実質実効為替レート指数）がマイナスで統計的に有意だった。また、パネルデータを用いたPPML（ポワソン疑似最尤法）による重力モデルの推計では、海外のGDPと訪日外国人数はプラス、輸出先の関税率はマイナスで、全てが統計的に有意だった。このため、最近の輸出増加の主因は、時系列では日本のデフレを含む円安で、横断面では

海外の GDP と訪日外国人数の増加と結論づけられた。

日本の農林水産物輸出は、政府による 1 兆円や 5 兆円といった目標が設定され、多額の予算も投入されている点で社会的・政策的な関心も高いことから、それを対象とした本稿は有用性がある。また、最近では輸出額の大幅な増加に注目が集まっているにもかかわらず、先行研究で見過ごされてきた農林水産物輸出額の決定要因を、輸出関数の推計を通じて初めて明らかにした点で、研究課題に独創性がある。更に、その分析手法に関しても、輸出関数では単位根検定によって定常性を確保した時系列データで推計する一方で、重力モデルでは先行研究にはなかった固定効果法 PPML による推計を行っており、計量経済学的に頑健な手法で信頼性の高い推計結果を得た点で新規性を有する。

他方で、本稿の分析にも課題が残されている。第 1 に、食料品輸出量を被説明変数とする月次データを用いた輸出関数の推計結果は、決定係数がほぼ 0 で、誤差項に系列相関や不均一分散の存在が認められたことから、説明変数の欠落を含む推計方法に問題があると考えられ、その問題が求められる。第 2 は、その解決を前提として、輸出促進政策の因果効果を検証することである。政策評価法（行政機関が行う政策の評価に関する法律）や EBPM（証拠に基づく政策立案）を踏まえると、多額の予算が投入されている輸出促進政策の効果検証の重要性は論をまたないが、政策がない場合の反事実的な状況を得にくいことから、そのハードルは高い。これに応える因果推論には、横断面や時系列でのデータの分割と比較が必要で、例えば輸出促進政策の対象品目と対象外品目の輸出額の変化に「差の差分分析」を適用するのも一案と考えられる。

## 付記

本研究は JSPS 科研費 22K05856 の助成を受けたものである。

## 引用文献

APEC (2022) 「StatsAPEC」 <http://statistics.apec.org/> (2022 年 8 月 28 日参照)

荒幡克己 (2015) 「米輸出の計量分析」 岐阜大学食品経済学研究室ワーキングペーパー 2015-4. <http://www.abios.gifu-u.ac.jp/arahatak/WP15riceexport.pdf>

Ayuda M-I, Belloc I, and Pinilla V. (2022) Latin American Agri-Food Exports, 1994–2019: A Gravity Model Approach. *Mathematics* 10(333): 1-22. <https://doi.org/10.3390/math10030333>

Baker, M. M. and Yuya, B. A. (2020) Determinant of Sesame Export Performance in Ethiopia: A

- Panel Gravity Model Application, *Turkish Journal of Agriculture-Food Science and Technology* 8(3): 714-720.
- Bayar, G. (2018) Estimating Export Equations: A Survey of the Literature, *Empirical Economics* 54(2): 629-672.
- Bekele, W. T. and Mersha, F. G. (2019) A Dynamic Panel Gravity Model Application on the Determinant Factors of Ethiopia's Coffee Export Performance, *Annals of Data Science* 6(4): 787-806. <https://doi.org/10.1007/s40745-019-00198-4>
- Bergstrand, J. H. and Egger, P. (2013). Gravity Equations and Economic Frictions in the World Economy, in Bernhofen, D., Falvey, R., Greenaway, D. and Kreckemeier, U. (eds.) *Palgrave Handbook of International Trade*. London: Palgrave Macmillan, 532-570.
- 福田晋編著 (2016) 『農畜産物輸出拡大の可能性を探る』 農林統計出版
- 福田晋編著 (2019) 『加工食品輸出の戦略的課題』 筑波書房
- Gebresilassie, Y. H. and Woldu, G. T. (2020) Determinants of Ethiopia's Livestock Exports: Analysis of Gravity Model of Trade, *Abyssinia Journal of Business and Social Sciences* 5(1): 1-9.
- Goldstein, M., and Khan, M. S. (1985) Income and Price Effects in Foreign Trade, Jones, R. W. and Kenen, P. B. (eds.) *Handbook of International Economics*, Volume 2, Amsterdam: Elsevier, 1041-1105.
- Hatab, A. A., Romstad, E. and Huo, X. (2010) Determinants of Egyptian Agricultural Exports: A Gravity Model Approach, *Modern Economy* 1(3): 134-143.
- Head, K. and Mayer, T. (2014) Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook, in Gopinath, G., Helpman, E. and Rogoff, K. (eds.) *Handbook of International Economics*, Vol. 4, Amsterdam: Elsevier, 131-195.
- 法務省 (2022) 「出入国管理統計統計表」  
[https://www.moj.go.jp/isa/policies/statistics/toukei\\_ichiran\\_nyukan.html](https://www.moj.go.jp/isa/policies/statistics/toukei_ichiran_nyukan.html) (2022年8月2日参照)
- 堀雅博 (2009) 「アジアの発展と日本経済：外需動向・為替レートと日本の国際競争力」  
深尾京司編 『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1：マクロ経済と産業構造』 慶應義塾大学出版会：177-208.
- 石塚哉史・神代英昭編著 (2013) 『わが国における農産物輸出戦略の現段階と展望』 筑波書房

- IMF (2022) *International Financial Statistics*, <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>.
- 鎌田譲・吉本諭・近藤巧・高津朱里 (2020) 「農林水産業・食品産業の輸出が都府県・北海道に及ぼす効果の地域間産業連関分析：2011年産業連関表を用いて」『北海道大学大学院農学研究院邦文紀要』 37: 1-22.
- Karp, L. S. and Perloff, J. M. (2002) A Synthesis of Agricultural Trade Economics, in Gardner, B. L. and Gordon C. Rausser, G. C. (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 2, Part B, Amsterdam: Elsevier, 1945-1998.
- 経済産業研究所 (2022) 「世界 25 カ国の産業別名目・実質実効為替レート」  
<https://www.rieti.go.jp/users/eeri/> (2022年8月2日参照)
- 北岡孝義・高橋青天・溜川健一・矢野順治 (2013) 『EViews で学ぶ実証分析の方法』 日本評論社
- 熊倉正修 (2011) 「電子機器産業のダイナミクスと日本の輸出関数」『経済学雑誌』 111(4) : 41-78.
- 桑波田浩之 (2019) 「グラビティ・モデルを用いたリンゴの輸出の推計」 李永俊・飯島裕胤編著『人口 80 万人時代の青森を生きる：経済学者からのメッセージ』 弘前大学出版会 : 65-77
- 増田聡・中村哲也・石塚哉史編著 (2021) 『大震災・原発事故以後の農水産物・食品輸出：輸出回復から拡大への転換に向けて』 農林統計出版
- Matallah, M. A. A., Benmehaia, M. A. and Benmebarek, A. (2021) Agricultural Exports and Potentials of Algeria: An Econometric Investigation through Gravity Model, *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies* 14(3): 319-335.
- 松田敏信 (2014) 「非定常時系列データによる国産・輸入肉類需要の計量分析」『農業生産技術管理学会誌』 20 (4): 127-138.
- 三宅翔太・草苺仁 (2012) 「日本のコメの輸出可能性：台湾における需要分析を通して」『2012年度日本農業経済学会論文集』 : 146-150
- 森川浩一郎 (2018) 「産業別実質実効為替レートの利用について：名古屋港の電気機械産業輸出関数への応用の試み」『生駒経済論叢』 16 (1): 37-44.
- 森高正博 (2019) 「農産物・食品輸出における輸出戦略の理論的検討」 福田晋編著『加工食品輸出の戦略的課題』 筑波書房 : 143-165

- 村石一駿・山本和博・胡柏（2020）「日本の農産物輸出に関する計量分析」『愛媛大学農学部紀要』65：19-26.
- 村岡信二・田中秀哉（2019）「清酒輸出，訪日客増加で需要拡大：2018年上位メーカーの出荷動向」『酒類食品統計月報』61(2)：65-76
- 日本銀行（2022）「実質実効為替レート指数」[https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\\$nme\\_a000&lstSelection=FM09](https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=$nme_a000&lstSelection=FM09)（2022年5月28日参照）
- 農林水産省（2022）「農林水産物輸出入概況」  
<https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/kokusai/index.html>（2022年8月2日参照）
- 農林水産省（2022）「二国間貿易実績」  
[https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokusei/kaigai\\_nogyo/k\\_boeki\\_tokei/kuni\\_betu.html](https://www.maff.go.jp/j/kokusai/kokusei/kaigai_nogyo/k_boeki_tokei/kuni_betu.html)（2022年8月2日参照）
- 作山巧（2021）「農林水産物の輸出促進策と予算：1兆円目標の評価と5兆円目標の展望」『農村と都市をむすぶ』71(5): 16-26.
- 作山巧（2022）「農林水産物の輸出促進対策予算の検証—政策間の整合性を中心に—」『農村と都市をむすぶ』72(5): 51-58.
- 佐藤悠也・近藤巧（2022）「日本の農林水産物・食品輸出の経済波及効果：産業連関表を用いた分析」『北海道大学農経論叢』75: 47-55.
- 佐々波楊子・浜口登・千田亮吉・松村敦子・吉田靖（1986a）「輸出入関数の計量分析：方法論的展望（Ⅰ）」『三田学会雑誌』79(1): 1-32.
- 佐々波楊子・浜口登・千田亮吉・松村敦子・吉田靖（1986b）「輸出入関数の計量分析：方法論的展望（Ⅱ）」『三田学会雑誌』79(2): 1-35.
- 佐々波楊子・浜口登・千田亮吉・松村敦子・吉田靖（1986c）「輸出入関数の計量分析：方法論的展望（Ⅲ）」『三田学会雑誌』79(4): 1-26.
- Shahriar, S., Qian, L. and Kea, S. (2019) Determinants of Exports in China's Meat Industry: A Gravity Model Analysis, *Emerging Markets Finance and Trade* 55(11): 2544-2565.
- 島田大器・齋藤勝宏（2013）「日本の農林水産物・食品輸出の潜在可能性の推計」『2013年度日本農業経済学会論文集』：222-226
- 島田大器・齋藤勝宏（2014）「日本の農産物輸出の潜在可能性について」『2014年度日本農業経済学会論文集』：218-222
- 下渡敏治（2018）『日本の産地と輸出促進』筑波書房

- 下渡敏治編著 (2022) 『農林水産物・食品の輸出戦略とマーケティング：マーケットインの輸出戦略』筑波書房
- Silva, J. S. and Tenreyro, S. (2006) The Log of Gravity, *Review of Economics and Statistics* 88(4): 641-658.
- 首相官邸 (2022) 「農林水産物・食品の輸出拡大実行戦略～マーケットイン輸出への転換のために～」農林水産物・食品の輸出拡大のための輸入国規制への対応等に関する関係閣僚会議 (2022年5月20日)
- [https://www.kantei.go.jp/jp/singi/nousui/yunyuukoku\\_kisei\\_kaigi/dai15/siryous3.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/nousui/yunyuukoku_kisei_kaigi/dai15/siryous3.pdf) (2022年5月28日参照)
- 高橋昂也・前田幸嗣・陶成林 (2016) 「日本産米の製品差別化度と輸出拡大戦略の課題－香港市場を事例に－」福田晋編著『農畜産物輸出拡大の可能性を探る』農林統計出版：61-70.
- 多田稔・西永豊光・有路昌彦 (2017) 「日本の水産物輸出変動要因に関する分析：米国市場向けのクロマグロ、ホタテおよびブリを対象として」『農業経営研究』55(2): 105-110
- 田中鮎夢 (2015) 『新々貿易理論とは何か：企業の異質性と21世紀の国際経済』ミネルヴァ書房
- 棚木誠・森高正博・福田晋 (2010) 「国産農水産物輸出拡大目標の策定と問題点」『九州大学大学院農学研究院学芸雑誌』65(2): 107-119.
- 渡辺正 (2019) 「日本の農産物輸出の決定要因」『宮崎産業経営大学経営学論集』29(1): 31-41.
- World Bank (2022) *World Development Indicators*,  
<https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators> (2022年5月28日参照)
- WTO, ITC and UNCTAD (2022) *World Tariff Profiles*,  
[https://www.wto.org/english/res\\_e/reser\\_e/tariff\\_profiles\\_e.htm](https://www.wto.org/english/res_e/reser_e/tariff_profiles_e.htm) (2022年8月2日参照)
- 山澤成康 (2004) 『実践計量経済学入門』日本評論社
- 行武潔・吉本敦・濱田博恵 (2003) 「FAO データを用いた林産物貿易における輸出入関数の導出」『統計数理』51(1): 147-165.
- 吉本諭・近藤巧 (2012) 「フードシステムの地域間産業連関分析：食の供給に関する地域別貢献度と輸出額1兆円実現による経済波及効果」『北海道大学農経論叢』67: 7-22.

財務省（2022）「貿易統計：貿易指数表」

<https://www.customs.go.jp/toukei/srch/index.htm?M=59&P=0>