

日本の農産物輸出の決定要因
—重力モデルによる分析—

Determinants of Japan's agricultural Exports: A Gravity Model Approach

渡辺 正

【論文要旨】

本稿では、重力モデルを用いて、日本の農産物輸出に影響を及ぼす決定要因を検証する。ポワソン疑似最尤推定法による推計を行う。2011年原発事故による輸入規制の完全撤廃が農産物輸出に与えた効果も分析している。

推計からは、以下のような興味深い結果が得られた。第一に地域貿易協定の発効は米麦生産業では輸出増加の効果があるものの、農産物全体で見ると、輸出を増やす効果があるとはいえない。第二に2011年原発事故による輸入規制の完全撤廃は、一見すると、農産物輸出を増やす効果を持ちそうであるが、そのような効果は存在しなかった。第三に内陸国か島国かといった輸入国の国の形が、農産物輸出に影響を及ぼしている。

【キーワード】 日本の農産物輸出、重力モデル、ポワソン疑似最尤推定法
地域貿易協定、輸入規制の完全撤廃

〈目次〉

1. はじめに
2. 農産物輸出の現状
3. 重力モデルに基づく実証分析
 - 3.1 分析のフレームワーク
 - 3.2 推計結果
4. おわりに

1. はじめに

近年、日本の農産物輸出に対する注目が高まっている。日本政府と農林水産省は、2020年までに農林水産物・食品の輸出を1兆円まで増やすことを目標としていたが、農林水産物・食品の輸出額が2013年から2015年にかけて3年連続で過去最高を更新したため、1年前倒しして2019年の目標とすることが2016年8月に決定した。政府および関係機関は、「攻めの農業（攻めの農林水産業）」の1つとして、多様な農林水産物・食品の輸出促進策

を実施している。たとえば、「農林水産業・地域の活力創造プラン」、「農業競争力強化プログラム」等があげられる¹。

日本の農産物輸出増加は、日本農業の持続的発展、地域経済の活性化、日本のGDPの増加に貢献しうるものである。したがって、農産物輸出増加の意義は大きいといえる。このような事情もあり、日本の農産物輸出に関する研究は相当数蓄積されている。石塚・神代 [2013]、大島 [2015]、下渡 [2018] は事例研究を中心とした分析、福田 [2016] は事例研究とともに理論・実証²的分析を行っている³。いずれの研究も農産物の生産者、輸出品目、輸出先国・地域等を極めて限定したものであり、農産物輸出を総体的には取り扱っていない。これに対して、島田・齋藤 [2014] は2001年から2010年までの農産物輸出を総体的に扱い、日本の農産物輸出の潜在可能性を定量的に計測している。この分析では、日本が農産物を特産輸出できていないわけではないものの、これ以上の輸出の増加は難しいとの結論が得られている。

本稿の目的は、グラビティ・モデル (gravity model) を用いて、日本の農産物輸出に影響を与える決定要因を解明することである。分析対象期間は2011年から2016年の6年間である。2011年の原発事故を受けて、日本の農産物輸出の構造は変化したと考えられる。実際、多くの国・地域が原発事故の直後から日本産農産物の輸入規制を実施した⁴。いくつかの国・地域はその輸入規制をすでに完全撤廃している。本稿では、この輸入規制の完全撤廃が日本の農産物輸出に及ぼした影響についても分析する。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、『農林水産物輸出入概況』のデータに依拠して、日本の農産物輸出の現状を検討する。第3節では、グラビティ・モデルを用いて、日本の農産物輸出に影響を与える決定要因を検証する。ここでは、最小二乗法でなくポワソン疑似最尤推定法によって、推計を行う。そして、「おわりに」で本稿の結論を提示する。

2. 農産物輸出の現状

農産物の輸出額は2011年から2017年にかけて6年連続で増加し続け、4,966億円となった(図1)。この間、2,314億円増加し、約1.9倍となった。2017年の農産物の輸出額は、前年に比べて8.1%(373億円)増加した。『食料・農業・農村白書(平成30年版)』によれば、品目別で見ると、牛肉、植木等、緑茶、米、いちご等が全体の8.1%を大きく上回る

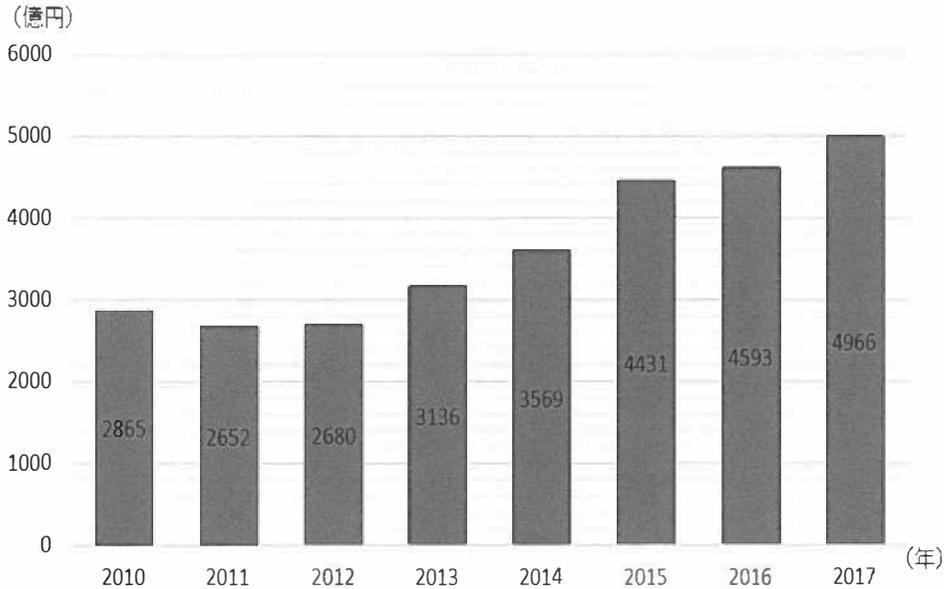
¹ 詳細については、農林水産省のホームページ (<http://www.maff.go.jp/index.html>) を参照してもらいたい。

² ここでの実証とは、計量経済学的な分析を意味する。

³ グラビティ・モデルにより海外の農産物輸出を分析した研究には、Hatab et al. [2010] や Haq et al. [2013] がある。Hatab et al. [2010] はエジプトの農産物輸出に影響を及ぼす決定要因を分析している。Haq et al. [2013] は、52か国の農産物・農業食品 (agrifood) 貿易を分析対象にして、ヘックマンの2段階推定法による推計を行っている。この2段階推定法を使用することによって、ゼロ貿易の無視に伴うサンプルセレクションバイアスを回避できる分析例を示している。

⁴ 厳密に言えば、大半の国・地域は都道府県レベルの産地を指定し、輸入規制を行った。

図 1 日本の農産物の輸出額



出所：農林水産省『農林水産物輸出入概況』より作成。

伸びを示し、2017年に過去最高の輸出額となった。

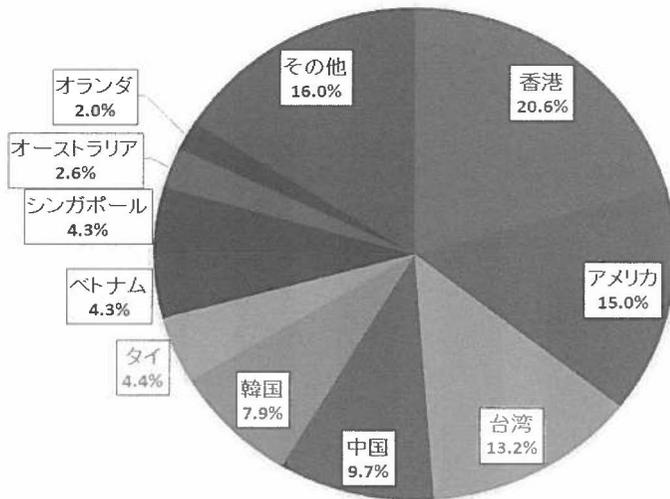
2017年の農産物輸出額の割合を国・地域別で見ると、香港 20.6%、アメリカ 15.0%、台湾 13.2%と続いている(図 2)。上位 20 개국・地域に限定した場合(農産物輸出額の 94.7%)、アジアの国・地域が 69.7%を占める⁵。近隣のアジアの国・地域が特に高い割合を示している。これに対して、EU(欧州連合)の割合は 6.2%に留まる。近隣のアジアの国・地域が高い割合を占め、農産物の輸出は近年増加傾向にあることを読み取れる。

農産物輸出拡大の要因は何か。言うまでもなく、既述した日本政府の輸出促進策の影響がある。加えて、次の 5 つの要因も農産物輸出の増加に寄与したと考えられる。その 5 つとは、①近隣のアジア諸国・地域の急速な経済発展に伴う所得向上、②アジア諸国の WTO(世界貿易機関)・RTA(地域貿易協定)加盟による貿易自由化の進展、③世界に広がる日本食ブーム、④高品質・安全な日本産農産物に対する信頼向上、⑤既述した日本産農産物の輸入規制の完全撤廃・緩和、である⁶。

⁵ 図 2 から読み取ることができない割合については、『農林水産物輸出入概況』を参照している。後述する EU の割合についても同様である。

⁶ ①から④までの要因については、大島 [2015] を簡略化および若干修正したものである。⑤の詳細については、農林水産省のホームページ (<http://www.maff.go.jp/index.html>) を参照してもらいたい。

図2 日本の農産物の輸出相手国・地域



出所：農林水産省『農林水産物輸出入概況』より作成。

注意：上位 10 各国・地域とその他の割合を示している。

ただし、これら 5 つの要因と日本政府の輸出促進策が農産物輸出を実際に増加させたかは定かでない。これらの要因は、理論上、農産物輸出にプラスの影響を及ぼすと考えられるが、実際には影響をほとんど与えていなかったという可能性がある。仮に増加させていたとしても、寄与度の大小を把握できていないという問題が生じる。そこで、次節ではこれらの要因が日本の農産物輸出にどのような影響をどの程度及ぼしたのかを実証的に分析することにしよう。

3. グラビティ・モデルに基づく実証分析

3.1 分析のフレームワーク

本節では、近年の日本の農産物輸出に影響を与えている決定的要因は何かという問いに対して、グラビティ・モデル推計を行うことで応じる。グラビティ・モデルは、経済規模（GDP）、地理的距離、地理的・文化的つながり等で二国間の貿易量を説明するものである。二国間の地理的距離を考慮している点に特徴がある。近年、グラビティ・モデルは理論と計量経済学的な分析手法との両面で著しく発展しているのに加えて簡明でもあるため、国際貿易の分野で頻繁に使用される分析道具となっている⁷。

国際貿易のグラビティ・モデルの基本式では、次のような関係が成り立つと考える。

$$X_{ij} = A_0 Y_i^\alpha Y_j^\beta D_{ij}^\gamma \quad (3.1)$$

ここで、 X_{ij} は国 i から国 j への貿易額である。 Y_i は国 i の経済規模、 Y_j は国 j の経済規模、 D_{ij} は国 i と国 j の間の地理的距離、そして、 A_0 は定数である。 α 、 β 、 γ はそれぞれ Y_i 、 Y_j 、 D_{ij} の指数である。(3.1) 式を対数線形化すると

$$\ln X_{ij} = \ln A_0 + \alpha \ln Y_i + \beta \ln Y_j + \gamma \ln D_{ij} \quad (3.2)$$

を得る。本稿では、(3.2) 式に追加的な変数と若干の修正を加えて、グラビティ・モデルを拡張する。

$$\begin{aligned} \ln X_{ijt} = & a_0 + a_1 \ln(Y_{it} Y_{jt}) + a_2 \ln(y_{it} y_{jt}) + a_3 \ln(D_{ij}) + a_4 (RTA_{ijt}) + \\ & a_5 (No\ regulation_{jt}) + a_6 (Landlocked_j) + a_7 (Island_j) + a_8 (Year_t) + e_{ijt} \end{aligned} \quad (3.3)$$

ここで、

X_{ijt} : 時点 t における国 i から国 j への名目輸出額

Y_{it} , Y_{jt} : 時点 t における国 i と国 j の名目 GDP

y_{it} , y_{jt} : 時点 t における国 i と国 j の 1 人当たり名目 GDP

D_{ij} : 国 i と国 j の首都間距離

RTA_{ijt} : 国 i と国 j が時点 t において地域貿易協定を結んでいることを示すダミー変数

$No\ regulation_{jt}$: 国 j が時点 t において 2011 年原発事故による輸入規制を完全撤廃していることを示すダミー変数

$Landlocked_j$: 国 j が内陸国であることを示すダミー変数

$Island_j$: 国 j が島国であることを示すダミー変数

$Year_t$: t 年であることを示すダミー変数

e_{ijt} : 攪乱項

この分析では、輸出国（国 i ）が日本のみであるため、国 i と国 j の名目 GDP の積の対数値

⁷ グラビティ・モデルは、外国直接投資、サービス貿易、人口移動等に関する研究でも使用されている。

および国 i と国 j の 1 人当たり名目 GDP の積の対数値を説明変数に入れた。 RTA_{ijt} は、国 i と国 j が時点 t において地域貿易協定を結んでいれば 1、そうでなければ 0 をとる。 $No\ regulation_{jt}$ は、国 j が時点 t において 2011 年原発事故による輸入規制を完全撤廃してあれば 1、そうでなければ 0 をとる⁸。 $Landlocked_j$ は、国 j が内陸国であれば 1、そうでなければ 0 をとる。 $Island_j$ は、国 j が島国であれば 1、そうでなければ 0 をとる。また、多角的貿易抵抗変数 (multilateral resistance variable) を制御するため、年次ダミー $Year_t$ を入れた。輸出国 (国 i) が日本に限定されているため、輸出国ダミーと輸入国ダミーを加えることはできなかった。この点については今後の課題としたい。

推計では、ポワソン疑似最尤推定量 (Poisson pseudo-maximum-likelihood method : PPML) を使用する。PPML は、サンプルセレクションバイアス (ゼロ貿易の問題) に対処できることに加えて、一致推定量になる、不均一分散をうまく取り扱えるといった統計的に望ましい性質を持っている⁹。また、PPML では、名目輸出額の対数値ではなく名目輸出額の水準 (レベル) を従属変数に用いる。

表 1 グラビティ・モデルの分析対象国・地域

韓国	バングラデシュ	スイス	チリ
中国	マカオ	スペイン	ブラジル
台湾	ネパール	イタリア	パラグアイ
モンゴル	イラン	ロシア	アルゼンチン
香港	イラク	トルコ	エジプト
ベトナム	オマーン	ウクライナ	ガーナ
タイ	イスラエル	チェコ	ケニア
シンガポール	アラブ首長国連邦	カナダ	南アフリカ
マレーシア	デンマーク	アメリカ	オーストラリア
フィリピン	イギリス	メキシコ	パプアニューギニア
インドネシア	アイルランド	キューバ	ニュージーランド
ラオス	オランダ	コロンビア	グアム
インド	ベルギー	ベネズエラ	
パキスタン	フランス	エクアドル	
スリランカ	ドイツ	ペルー	

⁸ 輸入規制の完全撤廃が 10~12 月になされた場合、貿易への影響は限定的であると考えられるため、その年のダミー変数を 0 とした。ただし、これに該当したのはイランの輸入規制の完全撤廃 (2016 年 12 月) のみであった。

⁹ 詳細については、Santos Silva and Tenreyro [2006] を参照してもらいたい。

日本の農産物輸出の決定要因

表 1 は分析対象となる国・地域を示したものである。これは 2011 年から 2016 年の期間で日本の農産物輸出の 0.05%以上を占めたことがある 57 の国・地域である。日本の農産物輸出（名目輸出額）のデータは、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）の「JIP データベース 2015」から入手した。JIP 分類に従い、米麦生産業、その他の耕種農業、畜産・養蚕業を足し合わせたものを農産物とした（表 2）。名目 GDP と 1 人当たり名目 GDP につい

表 2 産業コード対応表

JIP 分類		日本標準産業分類細分類（第 11 回改訂）		国際標準産業分類（ISIC.Rev.3）	
産業番号	分類名	分類番号	項目名	番号	項目名
1	米麦生産業	0111	米作農業	0111	穀物及び他に分類されない作物栽培農業
		0112	米作以外の穀作農業		
2	その他の耕種農業	0111	米作農業	0111	穀物及び他に分類されない作物栽培農業
		0112	米作以外の穀作農業		
		0113	野菜作農業（さこの類の栽培を含む）	0113	果実、ナッツ、飲料用作物及び香辛料作物の栽培農業
		0114	果樹作農業		
		0115	花き作農業		
		0116	工芸農作物農業		
		0117	ばれいしょ・かんしょ作農		
0119	その他の耕種農業				
3	畜産・養蚕業	0121	酪農業	0121	牛、羊、山羊、馬、ろば、らば及びけつてい飼育業；酪農業
		0122	肉用牛生産業		
		0123	養豚業	0122	その他の畜産農業；他に分類されない動物製品製造業
		0124	養鶏業		
		0125	畜産類似業		
		0126	養蚕農業		
		0129	その他の畜産農業		

出所：独立行政法人経済産業研究所（RIETI）の「JIP データベース」

(<https://www.rieti.go.jp/jp/database/jip.html>) より作成。

表3 基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
米麦生産業 (1,000 yen)	5684.497	29272.26	0	276330
その他の耕種農業 (1,000 yen)	674790.8	2011629	0	1.52E+07
畜産・養蚕業 (1,000 yen)	36821.5	130078.4	0	1065373
農産物 (1,000 yen)	717296.8	2077652	0	1.53E+07
$\ln(Y_{it}Y_{jt})$	55.784	1.639334	51.577	59.869
$\ln(y_{it}y_{jt})$	19.955	1.305	17.067	22.172
$\ln(D_{ij})$	8.913	0.601	7.053	9.819
RTA_{ijt}	0.216	0.412	0	1
$No\ regulation_{jt}$	0.158	0.365	0	1
$Landlocked_j$	0.105	0.307	0	1
$Island_j$	0.193	0.395	0	1

ては World Development Indicators から、首都間距離のデータについては CEP II から入手した¹⁰。また、日本の地域貿易協定については外務省のホームページ¹¹、2011年原発事故による日本産農産物の輸入規制の完全撤廃については農林水産省のホームページを参照した。既述した従属変数と説明変数の基本統計量は、表3に掲げている。

3.2 推計結果

米麦生産業、その他の耕種農業、畜産・養蚕業、農産物それぞれの名目輸出額（レベル）を従属変数とし、PPMLによる推計を行った。ダミー変数を導入しないケースと導入するケースをそれぞれ検証し、8パターン¹²の推計結果が得られた（表4）。

まずグラビティ・モデルの基本式に含まれる要因について見ていく。経済規模（名目GDP）の積の対数値は正で米麦生産業を除く6ケースで統計的に有意であった。このことは、経済規模の積が大きくなるほど輸出が増加することを示している。所得水準（1人当たり名目GDP）の積の対数値も正ですべてのケースで統計的に有意であった。所得水準の積が大きくなるほど輸出が増加すると考えられる。首都間距離の対数値は負ですべてのケースで統計的に有意であった。首都間距離が近い（遠い）国であるほど輸出が拡大（縮小）することを意味する。 -1.5 程度の係数は、首都間距離が10%遠い場合、名目輸出額が150円小さいことを示している。

¹⁰ 台湾の名目GDPと1人当たり名目GDPについては、IMFのWorld Economic Outlook Databaseから入手した。日本とグアム（バグニア）の間の地理的距離については、Googleマップを用いて計測した。

¹¹ 外務省ホームページ (<https://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/fta/>)

表 4 推計結果

	米麦生産業		その他の耕種農業		畜産・養蚕業		農産物	
	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
$\ln(Y_{it}Y_{jt})$	0.0651 (0.73)	0.0778 (0.63)	0.2951*** (5.92)	0.3401*** (4.57)	0.5315*** (6.97)	0.5970*** (5.02)	0.3012*** (6.12)	0.3478*** (4.72)
$\ln(Y_{it}Y_{jt}')$	1.1409*** (4.83)	1.1389*** (7.00)	0.2148*** (2.22)	0.1685* (1.79)	1.3179*** (8.52)	1.4378*** (9.08)	0.2542*** (2.66)	0.2234*** (2.44)
$\ln(D_{it})$	-1.4021*** (-6.06)	-1.5645*** (-6.44)	-1.5061*** (-9.88)	-1.4925*** (-10.83)	-1.4165*** (-9.70)	-1.4964*** (-10.63)	-1.4835*** (-10.13)	-1.4728*** (-11.24)
$RT_{A_{it}}$		2.3494*** (8.15)		-0.2894 (-1.11)		0.5772 (1.24)		-0.2010 (-0.84)
$No\ regulation_{jt}$		-3.0849*** (-4.46)		0.2142 (0.61)		0.1349 (0.31)		0.1761 (0.52)
$Landlocked_j$		-1.8233*** (-2.04)		-2.4737*** (-5.41)		-2.2104*** (-3.18)		-2.2406*** (-5.35)
$Island_j$		-0.2430 (-0.53)		0.7910** (2.13)		0.4134 (0.72)		0.7648** (2.16)
$Year_t$	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Number of observations	340	340	340	340	340	340	340	340
Pseudo R2	0.4504	0.5889	0.5541	0.5999	0.5835	0.6109	0.5695	0.6134

注意 1：*は 10%水準、**は 5%水準、***は 1%水準で統計的に有意であることを示す。

注意 2：() 内の数値は z 値である。

次にダミー変数について見ていく。RTA ダミー (RTA_{ijt}) が正で統計的に有意となったのは、米麦生産業のみであった。米麦生産業では、輸出が RTA の発効後に拡大する傾向がある。米麦生産業以外でこのような傾向が見られないのは、RTA の効果が輸出品目によって異なるためであると考えられる。すなわち、RTA により関税率が大幅に削減されれば輸出の拡大を期待できる一方で、関税率の下がり幅が小さいあるいはゼロであれば輸出の増加は見込めない。RTA は米麦生産業では輸出を増やす効果があるものの、農産物全体で見ると、RTA の効果はないということである。輸入規制の完全撤廃ダミー ($No\ regulation_{jt}$) が正で有意になったケースはなかった。このことは、2011 年原発事故による輸入規制の完全撤廃が輸出増加の影響を与えなかったことを意味する。輸入規制を実施した国・地域の大半が、原発事故後に輸入元を日本国内の他の産地や他国に切り替えたのかもしれない。米麦生産業の係数は負で統計的に有意であった。これについては、原因が明確でないため、さらなる分析が必要である。内陸国ダミー ($Landlocked_j$) は負ですべてのケースで統計的に有意であった。一般的に内陸国の貿易コストは高くつく一方で、島国の貿易コストは低い。貿易コストには関税、輸送費、情報獲得コスト、取引費用といった様々な要素が含まれるが、ここでは、これらのうち主として地理的要因によって生じるコストを貿易コストと呼んでいる¹²。内陸国ダミーの係数が-2.2 程度であることは、輸入国が内陸国であれば名目輸出額が 2200 円下がることを示している。島国ダミー ($Island_j$) は、その他の耕種農業と農産物で統計的に有意であった。0.8 程度の係数は、輸入国が島国であれば名目輸出額が 800 円上がることを示している。内陸国ダミーと島国ダミーの考察から、輸入国の国の形が日本の農産物輸出に影響を及ぼしていると解釈できる。

4. おわりに

本稿では、グラビティ・モデルを用いて、日本の農産物輸出に影響を及ぼす決定要因を検証した。①最小二乗法でなくポワソン疑似最尤推定法によって推計を行った、②2011 年原発事故による輸入規制の完全撤廃が日本の農産物輸出に与えた効果を分析した、これら 2 点に特徴があると考えられる。グラビティ・モデル推計からは、次のような興味深い結果が得られた。第一に RTA の発効は米麦生産業では輸出増加の効果があるものの、農産物全体で見ると、輸出を増やす効果があるとはいえない。これは、RTA の効果が輸出品目によって異なるためであると考えられる。第二に 2011 年原発事故による輸入規制の完全撤廃は、一見すると、日本の農産物輸出を増やす効果を持ちそうであるが、そのような効果を確認することはできなかった。輸入規制を実施した国・地域の多くが、原発事故後に輸入元を日本国内の他の産地や他国に切り替えたのかもしれない。第三に内陸国か島国かといった輸入国の国の形が、日本の農産物輸出に影響を及ぼしている。

本研究にはいくつかの課題が残されている。日本の農産物の名目輸出額のみを従属変数

¹² 武智 [2016] は貿易コストに関する研究を丁寧にサーベイしている。

としたため、輸出国ダミーと輸入国ダミーを推計式に加えることができなかった。この点については、実証分析で使用するモデルやデータを改善する必要がある。また、第 2 節で農産物輸出拡大の要因として、世界に広がる日本食ブームおよび高品質・安全な日本産農産物に対する信頼向上を取り上げたにもかかわらず、それらが日本の農産物輸出に与えた効果の分析には着手できなかった。これらについては、今後の課題としなければならない。

〈参考文献〉

- 石塚哉史・神代英昭編 [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。
- 大島一二 [2015]「日本産農林水産物輸出の現状と課題—香港・台湾向け輸出を対象に—」『桃園山学院大学経済経営論集』第 57 巻第 2 号、pp.45-58。
- 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—重力モデルによる分析—」『日本農業経済学会論文集』pp.218-222、日本農業経済学会。
- 下渡敏治 [2018]『日本の産地と輸出促進—日本産農産物・食品のグローバル市場への挑戦—』筑波書房。
- 武智一貴 [2016]「貿易コストの実証分析—経済活動における重要性と変動要因—」木村福成・椋寛編『国際経済学のフロンティア—グローバル化の拡大と対外経済政策—』東京大学出版会。
- 農林水産省編 [2018]『食料・農業・農村白書（平成 30 年版）』農林統計協会。
- 福田晋編 [2016]『農畜産物輸出拡大の可能性を探る—戦略的マーケティングと物流システム—』農林統計出版。
- Assem Abu Hatab, Eirik Romstad, Xuexi Huo [2010] Determinants of Egyptian Agricultural Exports: A Gravity Model approach, *Modern Economy*, Vol 1 (3), pp. 134-143.
- Bergestrand, J. H. and P. Egger [2010] “A general equilibrium theory for estimating gravity equations of bilateral FDI, final goods trade, and intermediate trade flows” In: Bergeijk, P. A. G. van and S. Brakman (eds.) *The Gravity Model in International Trade: Advances and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Santos Silva, J. and S. Tenreyro [2006] The Log of Gravity, *The Review of Economics and Statistics*, 88 (4), pp.641-658.
- Zahoor Ul Haq, Karl Meilke and John Cranfield [2013] Selection bias in a gravity model of agrifood trade, *European Review of Agricultural Economics*, Vol 40 (2), pp. 331-360.