

BSEの発生が米国牛肉の市場支配力に与えた影響

周, 思彤

元九州大学大学院生物資源環境科学府農業資源経済学専攻食料経済分析学分野

高橋, 昂也

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門

前田, 幸嗣

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門

<https://doi.org/10.15017/4369985>

出版情報：九州大学大学院農学研究院学芸雑誌. 76 (1), pp.7-14, 2021-03-01. 九州大学大学院農学研
究院

バージョン：

権利関係：

BSE の発生が米国牛肉の市場支配力に与えた影響

周 思彤¹・高橋昂也・前田幸嗣*

九州大学大学院農学研究院農業資源経済学部門農業資源経済学講座食料経済分析学分野
(2020年10月30日受付, 2020年11月4日受理)

The Effect of BSE Occurrence on US Market Power in Beef Exports

Sitong ZHOU¹, Kohya TAKAHASHI and Koshi MAEDA*

Laboratory of Quantitative Food Economic Analysis, Division of Agricultural and Resource Economics, Department of
Agricultural and Resource Economics, Faculty of Agriculture, Kyushu University, Fukuoka 819-0395, Japan

目 的

牛海綿状脳症 (Bovine Spongiform Encephalopathy, 以下BSE) は1986年に英国で初めて確認され, 1992年には欧州で3万頭以上のBSE感染牛が確認された。BSEとは, BSEプリオンと呼ばれるたんぱく質が主に牛の脳に蓄積されることで, 脳の組織がスポンジ状になり, 異常行動や運動失調の症状を示した後, 死亡に至る病気である。さらに, 人間がBSEプリオンを摂取すると, 変異型クロイツフェルト・ヤコブ病を発症する可能性が指摘されていることから, 世界各国でBSE対策が講じられた。

こうした中, 2003年12月に, 主要な牛肉輸出国の1つである米国でもBSEが発生した。図1は, 米国の牛肉総輸出量および世界市場における輸出量シェアの推移を示したものである。図1に示されているとおり, 1990年以降, 日本の輸入自由化や北米自由貿易協定の締結を受けて米国の輸出量は増加し, 2003年の世界市場における米国の輸出量シェアは14.8% (輸出額は30.7億USドル) まで上昇した。しかし, 2003年12月に米国でBSEが発生したことを受け, 米国産牛肉の主要な輸入国である日本や韓国が輸入禁止措置を行ったこともあり, 2004年の世界市場における米国の輸出量シェアは2.5% (輸出額は5.3億USドル) にまで急激に低下した (FAO, 2020)。その後, 米国は特定危険部位の除去などの各種対策を講じ, 2005年12月には日本, 2006年には韓国への輸出を再開した (ただし,

両国においては輸入再開後, 特定危険部位の混入が確認され, 輸入の一時停止等が行われた)。その後, 米国は牛肉輸出量を増加させ, 2011年には過去最高に迫る輸出量を記録するなど, 輸出量だけを見れば, 米国の牛肉輸出はBSE発生前の状況に戻ったかのように見える。

しかし, この期間に, 米国の牛肉輸出における市場支配力がどのように変化してきたかは明らかではない。ある輸出国が市場支配力を有している場合, その輸出国は価格を市場が競争的な場合よりも高く設定することができ, より多くの利潤を得ることができる¹。そのため, 米国の牛肉輸出においても市場支配力は重要であり, もし市場支配力がBSEの発生によって低下し, また現在もBSE発生前の水準に戻っていないとすれば, 米国の牛肉輸出には現在もBSEの影響が残ったままであると言える。したがって, BSEの発生が米国の牛肉輸出における市場支配力に影響を与えたかを明らかにすることは, 米国の牛肉輸出を考察する上で重要であると考えられる。

米国におけるBSEの発生が与えた影響については, Panagiotou and Azzam (2010)やTaha and Hahn (2014)をはじめ, 日本への影響を分析したKawashima and Sari (2010), 韓国への影響を分析したPark *et al.* (2008) など, 数多くの実証研究が存在する。また, 米国の牛肉輸出における市場支配力について分析した研究としては, 日本市場を対象としたReed and Saghalian (2004) がある。しかし, 米国におけるBSEの発生が,

¹元九州大学大学院生物資源環境科学府農業資源経済学専攻食料経済分析学分野

* Corresponding author (E-mail: kmaeda@agr.kyushu-u.ac.jp)

¹市場支配力の詳細や実証研究については, Perekhozhuk *et al.* (2017)やPerloff *et al.* (2007)を参照されたい。

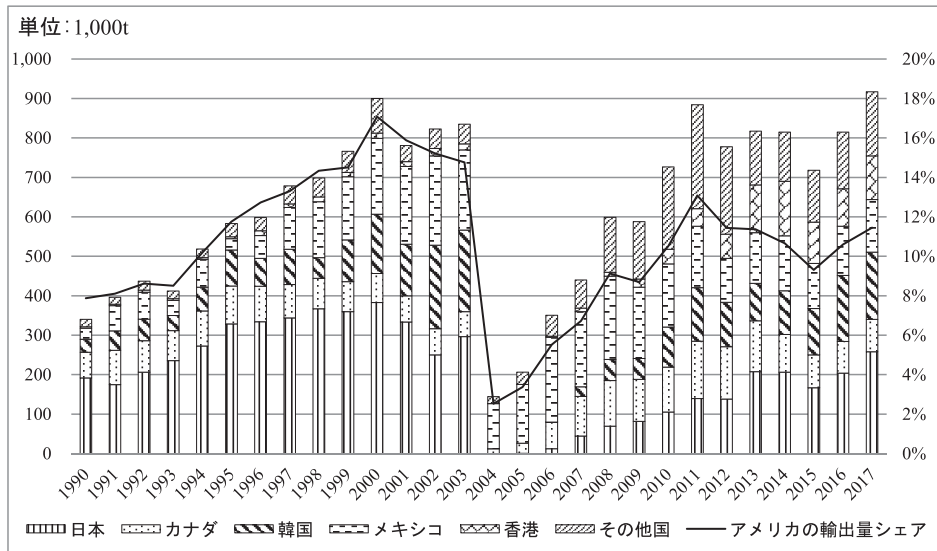


図1 米国の牛肉総輸出量および世界市場における輸出量シェアの推移

註：輸出量は、Meat, cattle および Meat, cattle, boneless (beef & veal) を合計したものである。

資料：FAO (2020)

米国の牛肉輸出における市場支配力に与えた影響について分析した研究は見当たらない。

本研究の目的は、BSEの発生が米国の牛肉輸出における市場支配力に与えた影響について、計量経済学的に明らかにすることである。

なお、米国におけるBSEの発生は、米国から特定の国への輸出だけではなく、米国の輸出全体に影響を与えたと考えられる。そこで、本研究では、BSEの発生が米国の牛肉輸出全体における市場支配力に与えた影響を明らかにするため、米国から世界全体への輸出を対象とする。さらに、BSE発生前から現在にかけての市場支配力の時系列変化を明らかにすることで、所期の目的を達成する。

本稿の以下の構成は、次のとおりである。まず、第2節では、市場支配力の程度とその時系列変化の分析方法について説明する。次に、第3節でデータについて説明した後、第4節で、米国の牛肉輸出における市場支配力の程度とその時系列変化を明らかにした上で、BSEの発生が与えた影響について考察する。最後に、第5節で本稿のまとめと残された課題を述べる。

分析 方 法

1. 残余需要モデル

本研究では、残余需要モデル (Residual Demand Model) を用いて市場支配力の推計を行う。残余需要

モデルは Baker and Bresnahan (1988) によって展開され、Goldberg and Knetter (1999) によって国際市場の分析に適用された。残余需要モデルを農林水産物の国際市場に適用した研究としては、Felt *et al.* (2011), Nakajima (2012), Pall *et al.* (2014), Reed and Saghalian (2004), Sun and Zhou (2018), Xie and Zhang (2014) などがある。本節では、Goldberg and Knetter (1999) および Felt *et al.* (2011) 参考にしながら、残余需要モデルについて説明する。

まず、対象輸出国の輸出価格 p^{ex} および競合輸出国の輸出価格 $p^k (k=1, \dots, n)$ が、それぞれ次のように表されるとする。

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^1, \dots, p^n, Z) \quad (1)$$

$$p^k = D^k(Q^k, p^j, p^{ex}, Z) \quad j=1, \dots, n \text{ and } j \neq k \quad (2)$$

ただし、 Q^{ex} は対象輸出国の輸出量、 Q^k は競合輸出国の輸出量、 Z は輸入国の需要シフターのベクターであり、 p^{ex} および p^k は輸入国の通貨で表されるとする。

次に、対象輸出国の利潤最大化問題が、次のように表されるとする²。

$$\max \pi^{ex} = p^{ex} Q^{ex} - e^{ex} C^{ex} \quad (3)$$

ただし、 π^{ex} は対象輸出国の利潤、 C^{ex} は対象輸出

の通貨で表される対象輸出国の生産費、 e^{ex} は為替レート（単位：輸入国通貨／対象輸出国通貨）である。

このとき、対象輸出国の利潤最大化の一階条件式は、次のように表される。

$$\frac{\partial \pi^{ex}}{\partial Q^{ex}} = p^{ex} - e^{ex} MC^{ex} + Q^{ex} \cdot \frac{\partial p^{ex}}{\partial Q^{ex}} \left(1 + \sum_{k=1}^n \frac{\partial D^{ex}}{\partial p^k} \cdot \frac{\partial D^k}{\partial p^{ex}} \right) = 0 \quad (4)$$

ただし、 MC^{ex} は対象輸出国の限界費用である。

このとき、 $\phi^{ex} = 1 + \sum_{k=1}^n \frac{\partial D^{ex}}{\partial p^k} \cdot \frac{\partial D^k}{\partial p^{ex}}$ とおくと、(4) 式を次のように整理することができる。

$$\frac{p^{ex} - e^{ex} MC^{ex}}{p^{ex}} = - \frac{Q^{ex}}{p^{ex}} \cdot \frac{\partial p^{ex}}{\partial Q^{ex}} \phi^{ex} = - \eta^{ex} \phi^{ex} \quad (5)$$

ただし、 η^{ex} は逆需要弾力性 ($\eta^{ex} \leq 0$) であり、残余需要弾力性と呼ばれる。また、 $(p^{ex} - e^{ex} MC^{ex})/p^{ex}$ はプライス・コスト・マージン（ラーナー指数）を表す。

Baker and Bresnahan (1988) は、残余需要弾力性とプライス・コスト・マージンが一致する競争構造について考察している。一方、Goldberg and Knetter (1999) は、一般的な寡占モデルの場合、両者に厳密な対応関係はないものの、残余需要弾力性の絶対値が大きいほど、プライス・コスト・マージンが大きいことが一般的に期待されると述べている。つまり、残余需要弾力性の負値の絶対値が大きいほど、強い市場支配力を有していると考えることができる。

また、競合輸出国の限界費用が、競合輸出国の輸出量 Q^k と費用シフターのベクター W^k を用いて $MC^k(Q^k, W^k)$ と表されるとする。このとき、(4) 式と同様に求めた競合輸出国の利潤最大化の一階条件式および(2)式の計2本の方程式を p^k について解くと、次のように表すことができる。

$$p^k = p^{k*}(Q^{ex}, W^N, Z, \vartheta^N) \quad k=1, \dots, n \quad (6)$$

ただし、 W^N は対象輸出国を除く競合輸出国の費用シフターの和集合、 ϑ^N はすべての行動パラメータの和集合である。

ここで、(6) 式を (1) 式に代入すると、次の式を得ることができる。

$$p^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, p^{1*}, \dots, p^{n*}, Z) = D^{res, ex}(Q^{ex}, W^N, Z, \vartheta^N) \quad (7)$$

推計に用いる式は、Goldberg and Knetter (1999) と同様に、係数をそのまま弾力性として解釈することができる両対数型で、次のように特定化する。

$$\ln p_t^{ex} = \gamma + \eta^{ex} \ln Q_t^{ex} + \alpha' \ln Z_t + \beta' \ln W_t^N + \epsilon_t \quad (8)$$

ただし、 γ はパラメータ、 α' および β' はパラメータのベクター、 ϵ_t は誤差項であり、添え字の t は t 期を表す。

2. ローリングウィンドウ法

本研究では、米国の市場支配力の時系列変化を明らかにするため、Nakajima (2012) と同様、(8) 式の推計にローリングウィンドウ法を適用する。

ローリングウィンドウ法では、まず、サンプルサイズ T より小さいウィンドウサイズ w を決める。このとき、1回目の推計は第1番目から第 w 番目のサンプルを用いて、2回目の推計は第2番目から第 $w+1$ 番目のサンプルを用いて、というように、推計に用いるサンプルサイズを w で固定したまま、推計の開始期を1期ずつ後ろにずらしながら推計を繰り返す方法である。この方法によって、パラメータの時系列変化を明らかにすることができる。

また、Nakajima (2012) にならい、以下の方法で市場支配力を計算する。

まず、次の2通りの市場支配力を定義する。

$$MP^1 = \eta^{ex} \quad (9)$$

$$MP^2 = \begin{cases} \eta^{ex} & \text{if significant} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

つまり、 MP^1 は統計的有意性に関係なく推計値を用いる場合、 MP^2 は統計的に有意な推計値のみを採用し、統計的に有意でない推計値はゼロとする場合である。

次に、ローリングウィンドウ法では、ある t 期のデータを含んだ推計が $\min(t, w, T-t+1)$ 回行われる。そのため、当該期の市場支配力を、当該期のデータを含んで行われた $\min(t, w, T-t+1)$ 回の推計結果の平均値として計測する。具体的には、次の式で計算される指数 \overline{MP}_t^k を使用する。

$$\overline{MP}_t^k = \frac{1}{n_t} \sum_{i=\max(1, t-w+1)}^{\min(t, T-w+1)} MP_i^k, \quad n_t = \min(t, w, T-t+1), \quad k=1, 2 \quad (11)$$

² 本研究における市場支配力は、米国の産業の平均値として解釈される。詳細はGoldberg and Knetter (1999) を参照されたい。

ただし、 MP_i^k は、第 i 番目から第 $i+w-1$ 番目のサンプルを用いた推計で得られる市場支配力である。

以上の方法を用いて、米国の牛肉輸出における市場支配力の程度とその時系列変化を明らかにする。

デ ー タ

本研究では、米国から世界全体に輸出された、HSコードの0201.10, 0201.20, 0201.30, 0202.10, 0202.20 および0202.30の6品目（生鮮・冷凍の牛肉の合計）を分析対象とする。分析には、1990年1月から2017年12月までの月次データを使用する³。

競合輸出国としては、分析対象期間における主要な牛肉輸出国であるブラジル、豪州およびインドとする。Goldberg and Knetter (1999) は、有効な競合輸出国の費用シフターとして、競合輸出国通貨と輸入国通貨の為替レートを挙げている。対象輸出国と競合輸出国の要素価格が同じような動きを示していたとしても、為替レートには変動があり、相対的な費用を変動させるためである。ただし、本研究では輸入国が世界全体であるため、Nakajima (2012) と同様、世界で使用されている国際通貨であるUSドルを輸入国通貨とする。以上から、費用シフターとして、競合輸出国通貨とUSドルの為替レート（単位：競合輸出国通貨／USドル、月平均値）を使用する。

一方、需要シフターとしては、世界全体の経済成長を表すことができる変数が望ましいと考えられる。しかし、代表的な変数と考えられる国内総生産（Gross Domestic Products）は、分析対象期間において年次データしか入手できない主要国があるなど、本研究の推計には適切ではないと言える。そこで、Nakajima

(2012) にならい、先進国の鉱工業生産指数（Industrial Production Index in Advanced Economies, 2010年＝100）を用いる⁴。

また、輸出量は農畜産業振興機構（2010）の方法にならって部分肉換算した後に合計した値を使用するとともに、輸出価格は、総輸出額を部分肉換算した輸出量の合計で除すことで求める。なお、残余需要モデルでは輸入国通貨で表される輸出価格が使用されるが、本研究では、USドルを輸入国通貨としているため、USドルで表される輸出価格を使用することとする。

輸出量および輸出額のデータはUSDA (2019)、先進国の鉱工業生産指数、競合輸出国通貨とUSドルの為替レートのデータはIMF (2018) を利用する。

推計結果と考察

1. 全サンプルによる推計

まず、分析対象期間における平均的な市場支配力の程度を求めるため、全サンプルによる推計を行う。分析に当たっては、月次変動を捉えるため、(8)式に、 s 月 は1、 s 月以外は0をとる月次ダミー変数 DM_s ($s=1\sim 11$) を加える。また、事前推計の結果を踏まえ、誤差項に一階の自己相関 $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + v_t$ があると仮定した上で、最尤法を用いて推計を行う⁵。ただし、 ρ はパラメータ、 v_t は確率変数である。

推計結果は表1に示すとおりである。自由度修正済み決定係数は0.962であり、良好な推計結果が得られたと言える⁶。

需要シフター（先進国の鉱工業生産指数）の推計値は、正值ではあるものの、統計的に有意ではないことから、世界の経済成長が米国の牛肉輸出に有意な影響

³ 需要シフターとして使用する先進国の鉱工業生産指数について、2018年5月以降のデータを確認することができなかったため、分析対象期間を2017年12月までの28年間とした。

⁴ 本研究で用いた変数以外にも、費用シフターとして各国の卸売物価指数を、需要シフターとしてトレンド変数を候補として挙げた。しかし、推計期間における豪州の卸売物価指数のデータを入手することができなかった。さらに、ブラジルおよびインドの卸売物価指数の自然対数値、トレンド変数をそれぞれ被説明変数とし、推計に用いた説明変数（ブラジル、インドおよび豪州の各通貨とUSドルの為替レートの自然対数値、先進国の鉱工業生産指数の自然対数値、輸出量の自然対数値、定数項）を説明変数として最小二乗法を行ったときの分散拡大要因（ $=1/(1-\text{決定係数})$ ）がいずれも10を超え、多重共線性が疑われることから、各国の卸売物価指数およびトレンド変数は推計には含めなかった。

⁵ 残余需要モデルの推計に当たっては、輸出量の内生性を考慮するため、2段階最小二乗法や一般化積率法を使用する必要がある。しかし、本研究では、理論的かつ実証的に適した操作変数を見つけることができなかったため、Reed and Saghalian (2004) と同様、2段階最小二乗法や一般化積率法を使用せずに推計を行う。推計結果の考察に当たっては、この点に留意されたい。

⁶ 本研究では28年間という長期データを使用するため、特に期間平均の推計においては、Nakajima (2012) や Sun and Zhou (2018) と同様、輸入国の物価変動を考慮する必要性が考えられる。しかし、本研究では輸入国を世界全体としているため、輸出価格を輸入国の消費者物価指数などで実質化することができない。そこで、輸出価格を名目価格のまま使用した。なお、参考として、輸出価格を米国の消費者物価指数(IMF, 2018)で実質化したケースについても推計を行ったが、本研究とほぼ同じ結果を得ることができた。

表1 全サンプルによる推計結果

変数	推計値	t 値	変数	推計値	t 値
定数項	1.923**	2.566	DM_4	0.019	1.273
$\ln Q$	-0.076***	-6.667	DM_5	0.019	1.252
$\ln IPI$	0.104	0.856	DM_6	0.006	0.402
$\ln ERB$	0.007	0.345	DM_7	0.006	0.412
$\ln ERA$	0.030	0.292	DM_8	0.016	0.941
$\ln ERI$	-0.002	-0.019	DM_9	0.004	0.292
DM_1	0.003	0.321	DM_{10}	0.009	0.685
DM_2	0.012	0.997	DM_{11}	0.012	1.240
DM_3	0.027*	1.806	ρ	0.984***	104.839
ダービン・ワトソン統計量：2.476					
自由度修正済み決定係数：0.962					

註：1) $\ln Q$ は輸出量の自然対数値、 $\ln IPI$ は先進国の鉱工業生産指数の自然対数値、 $\ln ERB$ はブラジル・レアルとUSドルの為替レートの自然対数値、 $\ln ERA$ は豪州ドルとUSドルの為替レートの自然対数値、 $\ln ERI$ はインド・ルピーとUSドルの為替レートの自然対数値、 DM_i は月次ダミー変数、 ρ は誤差項の1階の自己相関係数である。

2) 自由度318におけるt分布の臨界値は、10%水準が1.650、5%水準が1.967、1%水準が2.591である。また、表中の***、**および*はそれぞれ、推計値が1%、5%および10%水準で統計的に有意であることを表す。

を与えたとはいえないことがわかる。また、費用シフター（競合輸出国通貨とUSドルの為替レート）の推計値は、すべて統計的に有意ではないことから、米国の牛肉輸出は、競合輸出国から有意な影響を受けているとは言えないことがわかる。

一方、残余需要弾力性の推計値-0.076は、負値であり、かつ、1%水準で統計的に有意である。したがって、米国は1990年から2017年の期間において、平均で見ると、世界市場で有意な市場支配力を有していたと言えることが明らかになった。

2. ローリングウィンドウ法による推計

ローリングウィンドウ法による推計においても、月次ダミー変数を加え、誤差項に一階の自己相関があると仮定した上で、最尤法を用いて推計を行う。また、ウィンドウサイズは、事前推計の結果を踏まえて、推計が安定する50とする。さらに、(10)式における統計的有意性の判断基準には、自由度32のt分布における有意水準5%の臨界値2.037を使用する。上記を踏

まえて行った推計の結果は、図2に示すとおりである。

まず、1990年から1993年頃にかけては、残余需要弾力性の推計値がほとんど有意な値を示さなかったものの、1994年頃から1999年頃にかけては、残余需要弾力性が負で有意に推計されるようになり、かつその絶対値が上昇している。後者の期間は、北米自由貿易協定の締結や日本の牛肉関税削減によって、米国の牛肉輸出量が大きく増加した時期に当たる。つまり、米国は当初、世界市場において市場支配力をほとんど有していなかったものの、輸出量の増加にともなって市場支配力を有するようになり、またその程度を段々と強めてきたと考えられる。

次に、2000年頃から2006年頃にかけて残余需要弾力性の負値の絶対値が大きく低下し、2007年頃から2010年頃にかけては、残余需要弾力性が経済理論と整合的でない正値を示している。この結果は、米国におけるBSEの発生によって、米国の市場支配力が失われたことを示すとともに、米国の牛肉輸出に混乱が起きたことを示唆している⁷。以上から、輸出品（牛肉）の

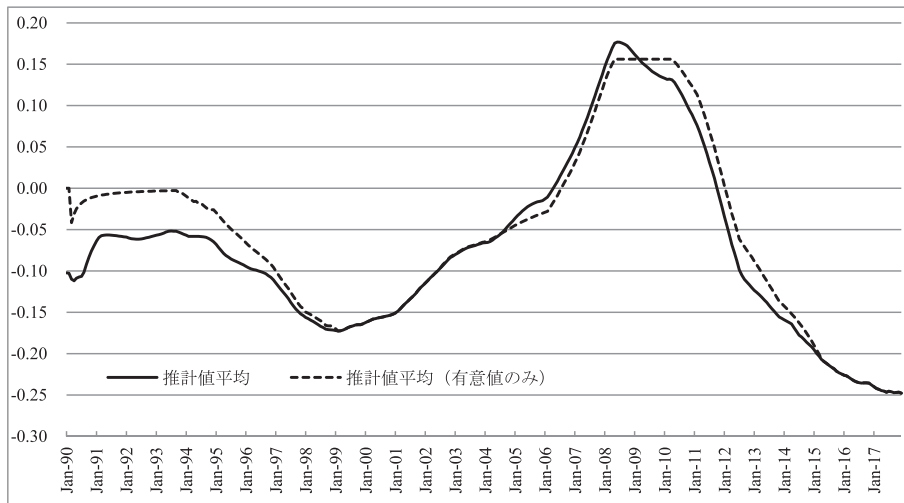


図2 ローリングウィンドウ法による残余需要弾力性の推計結果

安全性は、輸出国の市場支配力を決定する要因の1つであると考えられる。

なお、市場支配力が低下し始めた時期と米国でBSEが発生した時期（2003年12月）に隔たりが見られるのは、推計のウィンドウサイズが50であり、サンプルの始期が1999年11月以降の推計から、BSE発生前と発生後の両方のサンプルを含んでいるため、2003年12月よりも前の時期からBSEの影響が表れ始めたためであると考えられる。

その後、2011年頃から2017年にかけては、残余需要弾力性が正值から負値の方向に急速に変化し、2017年における残余需要弾力性の負値の絶対値はBSE発生前よりも大きな値を示している。これは、米国がBSE発生前の輸出量の水準を回復し始めた頃から、市場支配力が急速に上昇し始めたことを示している。つまり、米国の牛肉輸出における市場支配力は、BSEの発生によって一時的に失われたものの、長期的には元の水準を回復することができたと言える。

さらに、米国の市場支配力は、2014年頃にはBSE発生前の水準を上回り、2017年まで上昇し続けていることから、米国でBSEが発生しなかったとすれば、米国の世界市場における市場支配力は現実よりも高い水準で推移していた可能性が考えられる。もしそのような状況である場合、米国の牛肉輸出には現在もBSEの

影響が残ったままであると言える。

結 論

本研究では、米国におけるBSEの発生が、米国の世界全体への牛肉輸出における市場支配力に与えた影響について、計量経済分析を行った。分析の主な結果は、以下のとおりである。

第1に、米国は1990年から2017年にかけて、平均で見ると、有意な市場支配力を有していた。

第2に、BSEの発生によって米国の市場支配力が失われたことから、輸出品（牛肉）の安全性は、輸出国の市場支配力を決定する要因の1つであると考えられる。

第3に、米国の市場支配力は、BSE発生前の輸出量を回復し始めた頃から急速に上昇し始め、現在はBSE発生前よりも高い水準で推移していることから、BSEの発生によって一時的に失われたものの、長期的には元の水準を回復することができたと言える。

最後に、本研究の残された課題について述べる。本研究では、米国におけるBSEの発生を事例として分析を行ったが、他の輸出国（欧州およびブラジルなど）や他の家畜疾病（鳥インフルエンザおよび豚流行性下痢など）の場合についても分析を行い、本研究の結果を相対的に考察する必要がある。また、本研究では全体的な傾向を捉えるため、世界全体への輸出を対象に

⁷ 残余需要弾力性が経済理論と整合的でない正值を示した理由の1つとして、BSEの発生によって輸出量が急減する前および後のサンプルを両方含んだ形で推計が行われていることが考えられる。そのため、もしBSEの影響を表すような説明変数を推計に含めることができれば、残余需要弾力性の推移をより精緻に分析することができると考えられる。推計結果の考察に当たっては、この点に留意されたい。

分析を行ったが、輸出相手国ごとに傾向が異なるのかについても明らかにする必要が残されている。

要 約

2003年12月に米国で発生した牛海綿状脳症（BSE）は、米国産牛肉の輸出量を大きく減少させた。その後、米国産牛肉の輸出量は2011年までに回復した一方、利潤を得る上で重要となる市場支配力がどのように変化してきたかは明らかではない。本研究では、BSEの発生が米国の牛肉輸出における市場支配力に与えた影響について、計量経済学的に分析を行う。市場支配力の程度の計測には残余需要モデルを使用するとともに、その時系列変化を明らかにするためにローリングウィンドウ法を使用する。主な分析結果は、以下のとおりである。第1に、1990年から2017年の全サンプルを用いた推計から、平均で見ると、米国は有意な市場支配力を有していた。第2に、ローリングウィンドウ法を用いた推計から、米国の市場支配力は、BSE発生後に急激に弱まったものの、BSE発生前の輸出量を回復し始めた頃から上昇し始め、現在はBSE発生前よりも高い水準で推移している。

キ ー ワ ー ド

米国産牛肉, BSE, ローリングウィンドウ法, 市場支配力, 残余需要モデル

引 用 文 献

- Baker, J. B. and T. F. Bresnahan 1988 Estimating the Residual Demand Curve facing a Single Firm. *Int. J. Ind. Organ.*, **6** : 283-300
- FAO 2020 FAO STAT, <http://www.fao.org/faostat/en/#home> (accessed on January 29, 2020)
- Felt, M.-H., J.-P. Gervais and B. Larue 2011 Market Power and Import Bans: The Case of Japanese Pork Imports. *Agribusiness*, **27** : 47-61
- Goldberg, P. K. and M. M. Knetter 1999 Measuring the Intensity of Competition in Export Markets. *J. Int. Econ.*, **47** : 27-60
- IMF 2018 International Financial Statistics, <http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&sId=1409151240976> (accessed on December 29, 2018)
- Kawashima, S. and D. A. P. Sari 2010 Time-Varying Armington Elasticity and Country-of-Origin Bias: From the Dynamic Perspective of the Japanese Demand for Beef Imports. *Aust. J. Agr. Resour. Econ.*, **54** : 27-41
- Nakajima, T. 2012 Estimating Time Variation of Market Power: Case of U.S. Soybean Exports. *Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2012 AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington, August 12-14, 2012*
- 農畜産業振興機構 2010 需給動向を把握するための統計解説（牛肉・豚肉編）。畜産の情報, 244, 46-54
- Pall, Z., O. Perekhozhuk, T. Glauben, S. Prehn and R. Teuber 2014 Residual Demand Measures of Market Power of Russian Wheat Exporters. *Agr. Econ.*, **45** : 381-391
- Panagiotou, D. and A. M. Azzam 2010 Trade Bans, Imperfect Competition, and Welfare: BSE and the U.S. Beef Industry. *Canad. J. Agr. Econ.*, **58** : 109-129
- Park, M., Y. H. Jin and D. A. Bessler 2008 The Impacts of Animal Disease Crises on the Korean Meat Market. *Agr. Econ.*, **39** : 183-195
- Perekhozhuk, O., T. Glauben, M. Grings and R. Teuber 2017 Approaches and Methods for the Econometric Analysis of Market Power: A Survey and Empirical Comparison. *J. Econ. Surv.*, **31** : 303-325
- Perloff, J. M., L. S. Karp and A. Golan 2007 *Estimating Market Power and Strategies*. Cambridge University Press, New York
- Reed, M. R. and S. H. Saghalian 2004 Measuring the Intensity of Competition in the Japanese Beef Market. *J. Agr. Appl. Econ.*, **36** : 113-121
- Sun, C. and X. Zhou 2018 Imperfect Competition in China's Import Market of Roundwood and Lumber Products. *J. Agr. Appl. Econ.*, **50** : 149-168
- Taha, F. A. and W. F. Hahn 2014 The Impact of BSE on U.S. Exports of Beef and Pork. *Agribusiness*, **30** : 5-16
- USDA 2019 Global Agricultural Trade System, <https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx> (accessed on December 29, 2019)
- Xie, J. and D. Zhang 2014 Imperfect Competition and Structural Changes in the US Salmon Import Market. *Mar. Resour. Econ.*, **29** : 375-389

Summary

The outbreak of bovine spongiform encephalopathy (BSE) in the US in December 2003 dramatically decreased the quantity of US beef exports. After the outbreak, US beef exports were able to recover their pre-outbreak value only by 2011. However, the change in US beef exports' market power, which is an important factor in generating profits, is unclear. This study econometrically investigates how the BSE outbreak affected US market power in beef exports to the global market. The residual demand model is used to measure the degree of market power and the rolling windows estimation method to clarify its time-series variation. The main results of the analysis are as follows. First, the full sample estimation shows that US beef exports had, on the whole, significant market power from 1990 to 2017. Second, the results of the rolling windows estimation indicate that despite a dramatic weakening after the BSE outbreak, the market power of US beef exports began to increase again once exports regained their pre-outbreak level. In addition, the current degree of market power is greater than that before the BSE outbreak.

Key words: BSE, Market power, Residual demand model, Rolling window method, US beef