

## 輸入自由化による長期的な牛肉価格への影響\*

太田 壘・齋藤 傑・坂口 利裕

### 1. はじめに

政策がもたらす影響は、それが短期的なものか長期的なものかで異なることがある。例えばYano (2001) は、新しいタイプの貿易障害と考えられている国内の非貿易財部門における不完全競争が貿易収支に与える影響を分析し、短期的には競争抑圧的な政策が貿易黒字をもたらすことを示したが、より短期的な側面を分析できるように拡張したOta (2006) では、逆に競争抑圧的な政策は短期的に貿易赤字をもたらすことを示した。したがって政策の効果を評価するためには、それが短期的なものなのか長期的なものなのかを区別する必要がある。本研究の目的は、その違いを実証分析において示すことにある。

この目的のために、1988年度から1993年度にかけて行われた牛肉輸入自由化（以下、輸入自由化と呼ぶ）を例にとり、輸入自由化が国産牛肉価格に与えた影響を分析する。輸入自由化が国産牛肉価格に与えた影響は、すでに土居（2013）によって行われ、そこでは輸入自由化は輸入牛肉の卸売価格の低下に貢献した一方、国産牛肉の価格低下への貢献は小さかったことが示されている。しかしながら、推定に用いた期間は1982年4月から輸入自由化直後の1994年3月までであり、自由化前の期間に比べて、自由化

---

\* 本論文は横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科に修士論文として提出した齋藤（2018）を加筆したものである。作成にあたり康聖一教授および白石小百合教授より有益なコメントを頂いた。本研究はJSPS 科研費 16K03635の助成を受けた。

後の期間は短い。このため、輸入自由化後の価格変化を十分に反映していない可能性がある。土居（2013）が示した結果を短期的な結果と捉え、本研究はサンプル期間を延ばすことで、輸入自由化がもたらしたより長期的な影響を推定することを目的とする。

輸入自由化が国産牛肉価格に与える影響を推定するには、品質や需要といった貿易政策変更以外の価格変動要因をコントロールする必要がある。そのため、推定の第一段階としてBerry（1994）の離散選択モデルを利用し、各品種（和牛、乳用牛、輸入牛）に対する観察不可能な好みを推定し、第二段階でそれらを新たな変数として牛肉価格の誘導形モデルに導入した。これは土居（2013）と同様の推定方法であり、これを利用することで、推定値の比較を行うことができる。

本論文は、1988年度から1993年度にかけて行われた牛肉輸入自由化について、1982年4月から2001年3月までのデータを利用した。<sup>1</sup> 主な結果は以下の通りである。輸入割当制度下では、和牛は約1350円、乳用牛は約1648円高かったことが統計的にも有意に示された。同じ推定方法で、サンプル期間が輸入自由化直後の1994年3月までとなっている土居（2013）の結果では、和牛価格にも乳用牛価格にも統計的に有意な推定値は示されなかった。このことは、長期的には国産牛肉価格が輸入割当制度の影響を大きく受けたことを示唆している。

本論文の構成は以下の通りである。2節で日本の牛肉市場について輸入自由化前後の背景について説明した後、3節で関連する既存研究を紹介する。4節では推定のために利用する理論モデルを説明し、5節で推定方法および推定結果を述べる。6節で結論を述べて論文の結びとする。最後に付録として、本論文において利用したデータの詳細および記述統計について記載する。

---

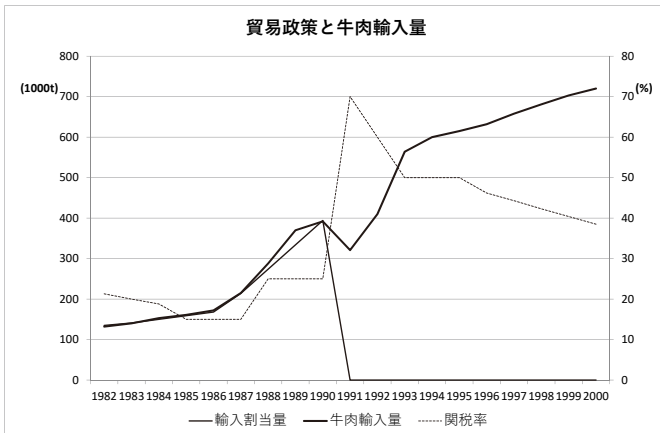
<sup>1</sup> 2001年9月11日付の日本経済新聞（2001）で、牛海綿状脳症（狂牛病、BSE）の疑いがある牛が国内で初めて確認されたと報道している。したがって2001年3月までをサンプル期間としている本研究の結論には、BSE問題は大きく影響しないと思われる。

## 2. 日本の牛肉市場

日本の牛肉市場は、長年にわたって輸入割当制度が実施されてきた。しかし、日本政府は1988年度から1993年度にかけて輸入割当の撤廃および関税率の段階的引き下げを行い、1995年度以降は多角的貿易交渉（ウルグアイ・ラウンド交渉）時の関係国との協議の結果、合意水準以上の関税の自主的引き下げを実施した。

図1は1982年度から2000年度にかけての牛肉輸入割当量、牛肉輸入量、牛肉にかかる関税率の推移を示している。<sup>2</sup> 輸入割当量は、1988年度の27.4万トンから1990年度の39.4万トンまで増量されたが、1991年度に撤廃された。関税率は、1988年度には25%であったのが1991年度には70%にまで引き上げられたのち、1995年度には48.1%、2000年度には38.5%にまで引き下げられた。また、牛肉輸入量は1991年度の約32.1万から2000年度には約72万トンまで増加している。

(図1) 貿易政策と牛肉輸入量

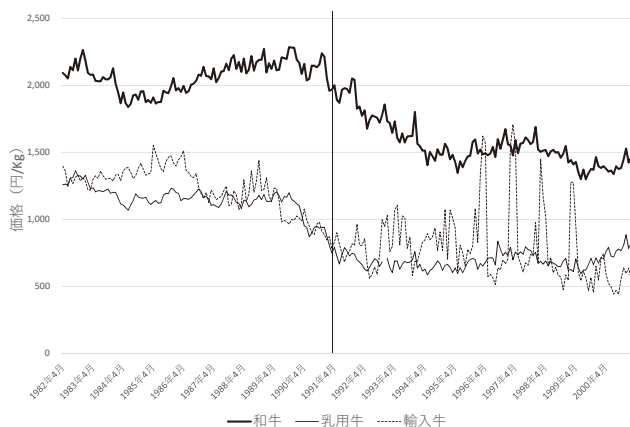


(出所) 独立行政法人農畜産業振興機構ホームページ及び日本関税協会『実行関税率表』1982年度～2000年度

<sup>2</sup> 本論文では牛肉（生鮮・冷蔵・冷凍）の輸入について分析する。

図2は輸入自由化の時期における、国産牛肉（和牛・乳用牛）と輸入牛肉の価格の推移を示している。これによると輸入自由化前後で、和牛、乳用牛、輸入牛のすべての価格が低下傾向にあることが分かる。和牛価格は、輸入自由化直前の1988年3月が2102円/kg、輸入自由化直後の1994年3月が1513円/kgとなっており、輸入自由化前後で約28%（589円）低下している。その後は価格が上昇した時期もあったものの価格低下が続き、2001年3月には1384円/kgにまで低下した。乳用牛価格は1988年3月の時点で1081円/kgであったものの、1994年3月には614円/kgにまで低下が進み、輸入自由化前後で約43%（467円）低下した。その後、最終的には2001年3月時点で777円/kgまで上昇したものの、輸入自由化前の価格と比較すると、価格は低い水準になっていると言える。輸入牛肉の価格は、1988年3月が1117円/kg、1994年3月が829円/kgであり、輸入自由化前後で約26%低下した。その後、季節によっては大幅に価格が上昇する時期もあったものの、2001年3月には551円/kgにまで低下している。

(図2) 牛肉価格の推移



(出所) 東京都中央卸売市場業務部普及課『東京都中央卸売市場年報（畜産物編）』昭和57年～平成13年。縦の実線は輸入自由化が行われた1991年4月を示している。

図2が示すように、輸入自由化が行われた1988年度から1993年度にかけて、和牛、乳用牛、輸入牛の価格はそれぞれ低下している。本論文は、このような各種牛肉価格の低下のうち、国産牛価格の価格低下がどれほど輸入自由化の影響を受けているのかということについて明らかにすることを目的としている。

### 3. 既存研究

貿易政策の変更による影響に関して、価格の推移を基に影響を実証的に分析した論文は多くない。<sup>3</sup> その理由は田家（2015）が述べているように、市場の価格形成は関税の引き下げ以外の要因によっても影響を受けるため、関税引き下げ以外の価格変動要因をコントロールして関税の引き下げなどによる影響を推計することが困難を伴うものであるためであると推測される。

例外の一つは稲葉（1993）である。稲葉（1993）は、卸売市場における価格決定に焦点を絞り、牛肉輸入の自由化がもたらす影響を計量的に分析している。1973年に発生した世界食糧危機や、1980年代以降の輸入枠拡大、1991年度から実施された輸入自由化など、1970年度以降は牛肉需給に大きく影響を与えることが予測される様々な変動が起こっている。そこで、いかなる時点での変動が牛肉価格に大きな構造変化をもたらしたのかを計量的に明らかにすることを目的としている。1980年代以降の輸入枠拡大期が大きな構造変化の時点であるものの、輸入自由化は牛肉価格にそれほど影響を与えていないということが明らかになったとしている。

土居（2013）は1988年度から1993年度にかけて実施された牛肉輸入割当撤廃（輸入自由化）による国産牛肉価格への影響について事後的に検証している。同時期の品質や需要の変化をコントロールした上で、輸入自由化による国産牛肉価格への影響を事後的に推計した結果、輸入自由化は輸入牛肉価格を引き下げた一方、国産牛肉価格へ統計的に有意な影響を与えて

<sup>3</sup> 日本の輸入自由化に関する他の参考文献は土居（2013）が詳しい。

いなかったことを明らかにした。データ上の価格低下の大部分は、貿易政策変更によるものではなく、他の要因すなわち品質低下や需要減少によるものであると結論付けている。したがって、輸入自由化のように大幅な貿易政策の変更がなされても国産牛肉価格に対する影響が限定的であったことは、牛肉のように国産品と輸入品とが差別化されているような品目に関しては、貿易政策変更による国内農家への影響は限定的となると述べている。

土居（2013）は1982年4月から輸入自由化直後の1994年3月までをサンプル期間としており、自由化前の期間に比べて、自由化後の期間は短い。このため、輸入自由化後の数年間における価格変化を反映できていない可能性があると考えられる。本論文においては、利用するデータ期間を1982年4月から2001年3月にまで広げることによって、土居（2013）より長期的な、輸入自由化後における牛肉価格の変化を分析できる。

#### 4. 推定モデル

本論文の目的は、土居（2013）のモデルを利用して、貿易自由化がもたらすより長期的な牛肉価格の変化を分析することである。したがって、推定モデルは土居（2013）と同じにする必要がある。そのため以下のモデルの説明は土居（2013）の説明と重複する。

推定する牛肉価格の誘導形モデルを以下のように定式化する。

$$p_{jt} = \gamma_{j1}X_t^{POLICY} + \gamma_{j2}X_t^{CONTROL} + \gamma_{j3}X_t^{OTHER} + e_{jt} \quad (1)$$

記号  $j$  は牛肉の品種を表し、ここでは和牛、乳用牛、輸入牛のいずれかの品種が当てはまる。 $t$  は時期を表している。すなわち、 $p_{jt}$  は、品種  $j$  の時期  $t$  における価格ということになる。 $X_t^{POLICY}$  は貿易政策を表す変数のベクトルであり、係数のベクトル  $\gamma_{j1}$  は、貿易政策変更が牛肉価格へ与える影響の度合いを表している。 $X_t^{POLICY}$  には、輸入割当制度が実施されていた時期（1991年3月以前）で1をとるダミー変数（ $quota_t$ ）、輸入割当総量（ $quotavol_t$ ）、関税率（ $tariff_t$ ）、 $quota_t$  と  $tariff_t$  の交差項

(*quota\_tariff<sub>t</sub>*) という4つの変数が含まれている。

$X_{jt}^{CONTROL}$ は、品質や需要の変化をコントロールする変数のベクトルである。これには2つの変数が含まれる。まず1つ目の変数としては、卸売市場内で解体されて取引される牛肉の比率である。この比率を *fresh<sub>jt</sub>* とする。土居 (2013) が述べているように、東京都中央卸売市場において取引される牛肉は、卸売市場内で解体されるものと、産地で解体されるもの(搬入枝肉) とに分かれており、卸売市場内で解体される牛肉は搬入枝肉に比べて品質や鮮度が高く、平均的に高値で取引されている。そのため、卸売市場内で解体されて取引される牛肉の比率 (*fresh<sub>jt</sub>*) が高いほど、平均的な品質や鮮度も高くなり、それに伴って価格も高くなるということが予測される。

$X_{jt}^{CONTROL}$ に含まれている2つ目の変数は、それぞれの品種に対する需要の強さを表す指標である。具体的には、離散選択モデルで定式化した需要モデルから得られる、消費者共通の評価の度合い ( $\delta_{jt}^*$ ) である。その値が大きいほど、その品種に対する需要は大きい。

以下のような牛肉需要の離散選択モデルを用いる。消費者は、和牛・乳用牛・輸入牛および牛肉以外の食肉 (豚肉や鶏肉、馬肉など) の中からあるひとつの品種を選好すると仮定する。ここで、*i*は消費者、*t*は時期、*j*は牛肉の品種を表す。消費者*i*が時期*t*に品種*j*を購入することから得られる効用 (*u<sub>ijt</sub>*) は以下の (2) 式と (3) 式で定義する。

$$u_{ijt} = \alpha p_{jt} + \delta_{jt}^* + \epsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$\delta_{jt}^* = \beta x_{jt} + \xi_{jt} \quad (3)$$

$p_{jt}$ は価格を表しており、 $\epsilon_{ijt}$ は第一種極値分布に従う誤差項である。ここで、他品種は  $j=0$  とする。また、 $\delta_{jt}^*$ は観察可能な変数のベクトル ( $x_{jt}$ ) と、観察不可能な製品特徴を表すベクトル ( $\xi_{jt}$ ) の線形和とする。 $x_{jt}$ には、各品種ダミー (乳用牛ダミー: *dairy<sub>j</sub>*, 輸入牛ダミー: *import<sub>j</sub>*)、輸入割当撤廃後の時期 (1991年4月以降) で1をとるダミー変数 (*free<sub>t</sub>*)、*free<sub>t</sub>*

と各品種ダミーの交差項 ( $free\_dairy_{jt}$ ,  $free\_import_{jt}$ )、国内総所得 ( $GDI_t$ )、月ダミー、 $fresh_{jt}$ と月ダミーの交差項、トレンド項、トレンド項と品種ダミーの交差項、トレンド項と月ダミーの交差項が含まれている。<sup>4</sup>

ただし、 $X_{jt}^{CONTROL}$ には当該品種の $\delta_{jt}^*$ だけでなく、他品種の $\delta_{jt}^*$ も含まれる。つまり、いずれの品種の推定式(1)においても、和牛の平均的な評価 ( $\delta_{wagyu,t}^*$ )、乳用牛の平均的な評価 ( $\delta_{dairy,t}^*$ )、輸入牛の平均的な評価 ( $\delta_{import,t}^*$ ) の3つの変数を $X_{jt}^{CONTROL}$ に含むということである。当該品種の $\delta_{jt}^*$ は、当該品種に対する需要の強さを意味している。それに対して他品種の $\delta_{jt}^*$ は、他品種に対する消費者共通の評価の高さを意味する。

最後に、 $X_{jt}^{OTHER}$ に含まれるのは、月ダミー、トレンド項、月ダミーとトレンド項の交差項という3つの変数である。また、 $e_{jt}$ は誤差項を表す。

## 5. 推定

推定には東京都中央卸売市場年報から得られるデータを利用した。データの詳細は付録に付してある。まず、需要モデルの推定に関する説明を5-1項で行う。次に、そこで得られた品質指標 $\delta_{jt}^*$ も利用して価格誘導形モデルの推定を5-2項で説明する。

### 5-1. 需要モデル推定

まず、Berry (1994) に基づき、以下の回帰モデルが導出できる：

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{ot}) = \alpha p_{jt} + \beta x_{jt} + \xi_{jt} \quad (4)$$

$s_{jt}$ は品種 $j$ の市場シェア、 $s_{ot}$ は豚肉や馬肉などといった牛肉以外の食肉の市場シェアを表す。ただし、市場シェアは、各品種の取扱重量を全食肉の取扱量の合計で割った値として計算している。

<sup>4</sup> 国内総所得は四半期データである。これが入手可能な最短のデータであるが、特にアジア通貨危機(1997年)の際など、毎月所得が変動したであろう期間をうまく捉えていない可能性はある。



ここで価格の内生性の問題に対処する必要がある。回帰モデルにおける $\xi_{jt}$ は観察することのできない製品特徴を表す変数であるが、これは価格との間で正の相関を持つ可能性がある。そこで、他の品種に関する特徴を操作変数として利用する。具体的には、他品種の $fresh_{jt}$ の平均( $fresh_{ot_{jt}}$ )と各月のダミー変数との交差項を用いる。<sup>5</sup>

(表1) 品種ダミー等で回帰した簡単な推定結果

| 被説明変数: $P_{jt}$ |                     | 月ダミーとの交差項                |                     |
|-----------------|---------------------|--------------------------|---------------------|
| 変数              |                     | fresh_ot                 | fresh               |
| dairy           | -503.1<br>[69.7]*** | 1月 -840.4<br>[461.2]     | 693.0<br>[248.0]**  |
| import          | 125.1<br>[127.5]    | 2月 -1622.0<br>[390.9]*** | 85.1<br>[214.1]     |
| free            | -361.7<br>[37.1]*** | 3月 -1351.0<br>[477.7]**  | 122.9<br>[253.5]    |
| free_dairy      | 23.3<br>[51.1]      | 4月 -1126.0<br>[500.6]*   | 311.6<br>[265.2]    |
| free_import     | 226.1<br>[50.7]***  | 5月 -865.3<br>[514.0]     | 527.8<br>[270.9]    |
| GDI             | 1.659<br>[0.946]    | 6月 -901.4<br>[474.6]     | 532.2<br>[251.2]*   |
|                 |                     | 7月 -251.5<br>[477.3]     | 967.4<br>[254.1]*** |
|                 |                     | 8月 -711.5<br>[430.9]     | 758.8<br>[232.6]**  |
|                 |                     | 9月 -748.6<br>[386.9]     | 787.8<br>[212.9]*** |
|                 |                     | 10月 -519.5<br>[523.8]    | 853.6<br>[276.8]**  |
|                 |                     | 11月 -1172.0<br>[466.0]*  | 716.2<br>[252.4]**  |
| 観測数             | 683                 | 12月 -989.4<br>[632.0]    | 1053.0<br>[340.2]** |
| R <sup>2</sup>  | 0.93                |                          |                     |

注：カギ括弧内は標準偏差を表している。いずれの推定でも月ダミー、トレンド項、トレンド項と品種ダミーの交差項、トレンド項と月ダミーの交差項を説明変数に加えているが、表からは省いている。\*\*\*は0.1%有意、\*\*は1%有意、\*は5%有意を表す。

<sup>5</sup> この操作変数は土居（2013）と同じである。

後の離散選択モデルに基づいた推定結果と比較するため、始めに価格を各品種ダミー等で回帰した簡単な推定結果を表1に示そう。<sup>6</sup> まず、和牛よりも品質で劣るとされる乳用牛や輸入牛を表すダミー変数 (*dairy, import*) であるが、乳用牛を表すダミー変数 (*dairy*) の係数は有意に負と推定されている一方で、輸入牛を表すダミー変数 (*import*)

(表2) 需要推定結果

| 被説明変数:                      | ①                       | ②                      | ①                | ②                    |
|-----------------------------|-------------------------|------------------------|------------------|----------------------|
| $\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t})$ | OLS                     | 2SLS                   |                  |                      |
| 変数                          | freshと月ダミーの交差項          |                        |                  |                      |
| p                           | -0.000215<br>[0.000129] | -0.00094<br>[0.000555] | 1月<br>[0.465]*   | -1.127<br>[0.594]    |
| dairy                       | -2.024<br>[0.220]***    | -2.530<br>[0.429]***   | 2月<br>[0.440]*** | -1.833<br>[0.508]**  |
| import                      | -1.712<br>[0.360]***    | -1.900<br>[0.377]***   | 3月<br>[0.426]*** | -1.763<br>[0.476]**  |
| free                        | -0.151<br>[0.129]       | -0.391<br>[0.221]      | 4月<br>[0.441]*** | -2.019<br>[0.506]*** |
| free_dairy                  | -0.088<br>[0.170]       | -0.081<br>[0.169]      | 5月<br>[0.432]**  | -1.318<br>[0.527]    |
| free_import                 | -1.528<br>[0.171]***    | -1.372<br>[0.207]***   | 6月<br>[0.417]**  | -1.209<br>[0.527]    |
| GDI                         | 0.027<br>[0.0028]***    | 0.0266<br>[0.0028]***  | 7月<br>[0.445]**  | -1.205<br>[0.580]    |
|                             |                         |                        | 8月<br>[0.446]**  | -1.264<br>[0.586]    |
|                             |                         |                        | 9月<br>[0.452]**  | -1.286<br>[0.605]    |
|                             |                         |                        | 10月<br>[0.456]** | -1.437<br>[0.591]    |
|                             |                         |                        | 11月<br>[0.450]** | -1.440<br>[0.674]    |
| 観測数                         | 683                     | 684                    | 12月<br>[0.589]   | -0.967<br>[0.803]    |
| R <sup>2</sup>              | 0.84                    | 0.84                   |                  |                      |

注：カギ括弧内は標準誤差である。いずれの推定でも月ダミー、トレンド項、トレンド項と品種ダミーの交差項、トレンド項と月ダミーの交差項を説明変数に加えているが、表からは省いている。\*\*\*は0.1%有意、\*\*は1%有意、\*は5%有意を表す。

<sup>6</sup> 1992年12月の乳用牛価格が欠損しているため、表1の観測数が683となっている。

の係数は正となっている。しかしその推定値は統計的に有意ではない。

輸入割当撤廃後の時期で1をとるダミー変数 (*free*) の係数は、有意に負である。つまり輸入割当撤廃によって、和牛価格が低下したことを示している。<sup>7</sup> これはサンプル期間が短い土居 (2013) の結果でも同じである。

表2は、需要モデル (4) 式の推定結果である。①列はOLSによる推定結果であり、②列は上述の操作変数法を用いた2SLSによる推定結果である。

価格 (*p*) の係数は、どちらも理論通り負と推定されているが統計的に有意ではない。土居 (2013) では統計的に有意な負の値が推定されており、本研究のように長期的な視点では、価格が需要に与える影響は小さいことが示唆される。

乳用牛や輸入牛を表すダミー変数 (*dairy, import*) の係数は、どちらも有意に負となっている。これは和牛に対する需要が他の牛肉と比べて大きいことを示している。また、輸入割当撤廃以降を表すダミー変数 (*free*) の係数はどちらも負と推定されているが、統計的に有意ではない。一方で、*free*と*import*の交差項は負と推定され、統計的に有意である。この点は土居 (2013) でも同様の結論が導かれている。

## 5-2. 価格誘導形モデル推定

需要モデルの推定結果を用いて消費者の平均的な評価 ( $\delta_{jt}^*$ ) を (3) 式を用いて計算した上で、それも説明変数に加えて価格誘導形モデル (1) 式を推定する。<sup>8</sup> 推定結果は表3に示されている。<sup>9</sup>

<sup>7</sup> 推定式に含まれる他の変数は*free*と各品種ダミーの交差項 (*free\_dairy, free\_import*)、国内総所得 (*GDI*)、他品種の*fresh*の平均 (*fresh\_ot*)と各月ダミーとの交差項、当該品種の品質指標*fresh*と各月ダミーの交差項である。

<sup>8</sup> 土居 (2013) と同様に標準誤差については3000回のブートストラップによって計算した。

<sup>9</sup> 1992年12月の乳用牛価格が欠損しているため、表3の①列、②列、③列における観測数が227となっている。

(表3) 価格誘導形モデル推定結果

| 変数                 | ① 和牛     |              | ② 乳用牛    |             | ③ 輸入牛    |              |
|--------------------|----------|--------------|----------|-------------|----------|--------------|
|                    | 推定値      | 標準偏差         | 推定値      | 標準偏差        | 推定値      | 標準偏差         |
| quota              | 1349.786 | [141.190]*** | 1648.295 | [85.908]*** | 1358.586 | [216.474]*** |
| quotavol           | 0.141    | [0.193]      | -1.303   | [0.166]***  | -0.598   | [0.533]      |
| tariff             | 10.792   | [1.936]***   | 3.576    | [1.097]**   | -17.478  | [5.629]**    |
| quota_tariff       | -12.313  | [2.485]***   | 3.221    | [1.458]*    | 8.201    | [5.420]      |
| fresh              | 834.808  | [143.425]*** | 14.797   | [69.749]    | -        | -            |
| $\delta\_wagyu^*$  | 169.977  | [60.233]**   | -110.474 | [42.890]*   | 314.339  | [139.517]*   |
| $\delta\_dairy^*$  | 257.268  | [39.023]***  | 338.436  | [30.314]*** | -42.008  | [108.781]    |
| $\delta\_import^*$ | 22.313   | [8.083]**    | 21.515   | [5.677]***  | 71.7     | [28.657]*    |
| 観測数                | 227      |              | 227      |             | 227      |              |
| R <sup>2</sup>     | 0.99     |              | 0.99     |             | 0.97     |              |

注：被説明変数は価格 ( $p_{jt}$ ) である。いずれの推定でも月ダミー、トレンド項、トレンド項と月ダミーの交差項を説明変数に加えているが、表からは省いている。\*\*\*は0.1%有意、\*\*は1%有意、\*は5%有意を表す。

和牛や乳用牛の価格 (①-②列) に対する貿易政策 (*quota*および*tariff*) の係数は正の値が推定され、統計的に有意である。特に輸入割当制度下の時期を表すダミー変数 (*quota*) の推定値は、和牛が約1350円、乳用牛は約1648円であり、国産牛肉価格は輸入割当制度の影響を大きく受けていることが示唆される。前述の通り、東京都中央卸売市場年報によると和牛の価格は、輸入自由化前後で約28% (589円)、乳用牛価格は約43% (467円) 下落していた。本研究は、これらの価格低下の一部は輸入自由化によるものであることを示している。

一方、同じ推定方法であるがサンプル期間が輸入自由化直後の1994年3月となっている土居 (2013) の結果では、和牛や乳用牛の価格 (①-②列) に対する貿易政策を表す変数が統計的に有意ではなかった。本研究ではサンプル期間を2001年3月まで拡張することで、輸入自由化がもたらす影響を長期的に見ることができると言える。つまり、本研究で示した輸入自由化が国産価格に与えた影響は長期的に見られるものと言える。

最後に輸入牛肉の価格 (③列) について見てみよう。輸入割当 ( $quota=1$ ) の時期には価格が有意に高くなっており、約1358円高くな

ると推定されている。また、関税率 (*tariff*) は有意に負の値が推定されている。これは輸入自由化（関税化）後も引き続き価格が下落していることを示している。本研究と対照的に土居（2013）においては関税率の推定値は正である。このことは、政策の影響を分析する上でサンプル期間の長短が違いをもたらしていること、短期的な影響と長期的な影響は必ずしも一致しないことを示している。

## 6. 結論

本論文では、1988年度から1993年度にかけて行われた牛肉輸入自由化について、1982年4月から2001年3月までのデータを利用し、同時期の品質や需要といった他の価格変動要因をコントロールした上で、その国産牛肉価格への影響を分析した。本論文における推定の結果、輸入自由化前後における国産牛肉価格の低下は、輸入自由化という貿易政策変更による影響を受けており、特に輸入割当制度による影響を大きく受けているということが明らかになった。本論文における分析は、土居（2013）において利用されているデータ期間よりも期間を広げて推定を行ったものである。このことから、貿易政策変更は長期において国産品価格へ影響を及ぼすことが示唆される。

本論文のデータ期間は1982年4月から2001年3月までとなっており、およそ20年分のデータを利用していることになる。データ期間が長期間にわたっていることから、国産品価格は品質や需要の変化だけでなく、マクロ的な影響を受けている可能性もある。<sup>10</sup> そのため、マクロ的な変数もモデルに盛り込んだ上で推定を行うべきである。この点に関しては今後における研究課題としたい。

また、本論文で使用した東京都中央卸売市場年報のデータを見ると、

---

<sup>10</sup> 例えば1991年に始まった日本経済のバブル崩壊や、1997年に発生したアジア通貨危機などが挙げられる。

1993年以降東京都中央卸売市場で取引された輸入牛肉のシェアは10%程度である。これは国内流通量における輸入牛肉のシェア（2013年は59.5%）と比較すると乖離が大きいと言わざるをえない。<sup>11</sup> したがって、市場シェアを利用した今回の推定方法では、一般的な消費者の（観察されない）選好や国産牛肉価格への影響を過少に推定している可能性がある。

最後に、本研究では自由化前後で牛肉の品質が同じとし、消費者の選好パラメータも一定と仮定している。しかし、Miljkovic and Jin (2006) や千葉 (2007) は貿易政策の変更によって牛肉の品質が変化したことを明らかにしており、それに伴い消費者の選好も変わることが考えられる。Lee and Ota (2018) はYano, Takahashi and Mizuno (2005) の手法を用いて、東日本大震災による福島第一原子力発電所事故が、被災県産の桃に対する消費者の選好を変化させたことを示した。貿易政策の変更によって、牛肉に対する消費者の選好が変わることを考慮した上で、価格変化を分析することも一つの研究課題になるだろう。

(2018年12月21日)

## 参考文献

- 稲葉弘道(1993)「牛肉輸入自由化の影響と枝肉価格の変動」、『千葉大学経済研究』、第8巻第2・3号、55-99頁
- 齋藤傑(2018)「貿易政策の変更がもたらす国内製品の質と価格への影響～輸入自由化を例にした実証分析～」、横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科修士論文
- 日本関税協会『実行関税率表』
- 日本経済新聞(2001)「国内初 狂牛病の疑い」、2001年9月11日
- 田家邦明(2015)「TPP協定の大筋合意が国産牛肉に与える影響」、『農業研究』、第28号、167-188頁

<sup>11</sup> 数値はJA全農ミートフーズ (2016) による。

- 千葉隆生(2007)「農産物の差別化と関税の効果：牛肉輸入に関する実証分析」、『経済学研究』、第56巻第3号、11-19頁
- 土居直史(2013)「輸入自由化は牛肉価格をどれほど低下させたか」、『札幌学院大学経済論集』、第6号、25-39頁
- 東京都中央卸売市場業務部普及課『東京都中央卸売市場年報(畜産物編)』、昭和57年～平成13年
- JA全農ミートフーズ(2016)「第4回食品衛生管理の国際標準化に関する検討会【食肉流通】」提出資料、厚生労働省ホームページ、[https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11121000-Iyakushokuhinkyoku-Soumuka/0000127551\\_1.pdf](https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11121000-Iyakushokuhinkyoku-Soumuka/0000127551_1.pdf)(2018年11月15日閲覧)
- 農林水産省(2007)「過去に行われた輸入自由化等の影響評価」、[http://www.maff.go.jp/kanto/syo\\_an/seikatsu/iken/pdf/shiryo1-3.pdf](http://www.maff.go.jp/kanto/syo_an/seikatsu/iken/pdf/shiryo1-3.pdf)(2017年11月21日閲覧)
- Berry, Steven T. (1994) "Estimating discrete-choice models of product differentiation," *RAND journal of Economics*, Vol.23, No.2, pp.242-262.
- Lee, Qi and Rui Ota (2018) "Estimation of changes in consumer's preference after the Fukushima nuclear disaster," Mimeo.
- Miljkovic, Dragan and Hyun Jin (2006) "Import Demand for Quality in the Japanese Beef Market," *Agricultural and Resource Economics Review*, Vol. 35, pp. 276-284.
- Ota, Rui (2006) "Adjustability in production and dynamic effects of domestic competition policy," *Journal of International Trade and Economic Development*, 15, pp. 431-439.
- Yano, Makoto (2001) "Trade imbalance and domestic market competition policy," *International Economic Review*, 42, pp. 729-750.
- Yano, Makoto, Rika Takahashi and Hideo Mizuno (2005) "Welfare losses from non-tariff barriers: The Japanese beef quota case," *Japanese Economic Review*, Vol. 56, No. 4, pp. 457-468.

独立行政法人農畜産業振興機構ホームページ <https://www.alic.go.jp/>  
(2017年12月27日閲覧)

### 付録：データ詳細

本論文の分析においては、東京都中央卸売市場年報から入手した月次データを利用している。データ期間は1982年4月から2001年3月までである。表4において、各変数の記述統計を記載してある。

東京都中央卸売市場年報においては、和牛・乳用牛・輸入牛それぞれについて、各月の総売上金額(円)および総取扱重量(kg)が記載されている。そのため、各品種の価格データは、それぞれの品種ごとに各月の総売上金額(円)を総取扱重量(kg)で割ったものを、1990年の消費者物価指数で実質化することで作成している。また、東京都中央卸売市場年報には、豚肉や馬肉などといった牛肉以外の食肉の取扱重量も記載されている。そこで、市場シェアは各品種の取扱重量を、全食肉の取扱量の合計で割った値として計算している。

また、東京都中央卸売市場年報においては、市場で解体されて取引されるものと、産地で解体されて市場に搬入されるもの(搬入枝肉)の取扱重量についての内訳も記載されている。各品種の $fresh_{jt}$ の値については、市場で解体されて取引されるものの取扱重量の総取扱重量に占める割合によって定義している。ただし、輸入牛についてはすべて搬入枝肉であるため、全サンプルにおいて、 $fresh_{jt}=0$ としている。

最後に、国内総所得のデータについては、総務省統計局のホームページにおいて公表されているデータから得たものである。なお、公表されているデータの期間は最短で四半期であるため、当該四半期に含まれる月すべてに同じ値を対応させている。



(表 4) 記述統計

| 変数         |     | 平均     | 標準偏差  | 最小値    | 中央値    | 最大値    |
|------------|-----|--------|-------|--------|--------|--------|
| 価格 (円/kg)  | 和牛  | 1802.2 | 293.1 | 1298.9 | 1865.2 | 2284.9 |
|            | 乳用牛 | 907.6  | 240.8 | 585.4  | 791.0  | 1363.0 |
|            | 輸入牛 | 997.2  | 312.0 | 440.2  | 993.7  | 1708.5 |
| 市場シェア      | 和牛  | 0.352  | 0.108 | 0.184  | 0.340  | 0.613  |
|            | 乳用牛 | 0.182  | 0.032 | 0.107  | 0.180  | 0.267  |
|            | 輸入牛 | 0.099  | 0.087 | 0.004  | 0.083  | 0.339  |
| fresh      | 和牛  | 0.774  | 0.088 | 0.491  | 0.780  | 0.937  |
|            | 乳用牛 | 0.396  | 0.076 | 0.157  | 0.396  | 0.592  |
|            | 輸入牛 | 0      | 0     | 0      | 0      | 0      |
| 国内総所得 (兆円) |     | 106.6  | 21.4  | 66.1   | 114.7  | 135.8  |

注：いずれも1982年4月から2001年3月までの月次データの記述統計である。また、サンプルサイズは227である。

