

牛肉自由化は牛肉価格をどれほど低下させたか

How Did the Import Liberalization Affect Beef Prices in Japan?

土 居 直 史

概要

本稿では、1988-1993 年度に実施された日本の牛肉輸入割当撤廃（牛肉自由化）について、その牛肉価格への影響を事後的に検証する。同時期の品質および需要変化をコントロールした上で、貿易政策変更による牛肉価格変化を推計する。分析の結果、牛肉自由化は輸入牛価格を 50%以上引き下げた一方、国産牛価格へ統計的に有意な影響を与えていなかったことが明らかになった。特に、国産牛肉の中でも高品質の種（和牛）については、貿易政策変更からほとんど影響を受けていなかったと推計された。

(キーワード：牛肉自由化，貿易政策，牛肉価格，離散選択モデル)

(JEL classification : F13, F14, Q11, Q17)

1 はじめに

TPP や FTA 等の自由化交渉の際には、農業分野の市場開放による国内生産者への影響が論点の一つとなることが多い。輸入拡大により国産品への需要が減少し、国産品の価格が低下すると予想されるためである。しかし、国産品と外国産品が十分差別化されている場合には、国内生産者への影響が限定的となる可能性もある。本稿では、1988 年度から 1993 年度にかけて行われた牛肉の貿易政策変更（以下「牛肉自由化」）について、その国内牛肉価格への影響を定量的に分析する。

牛肉自由化によって輸入割当（1987 年度の輸入割当量 214,000 トン）が撤廃され、関税の下での自由な輸入が可能になった。その結果、輸入量が倍増し（1993 年度の輸入量 566,000 トン）、輸入牛肉価格が大幅に低下した。例えば、東京都中央卸売市場における輸入牛肉の取引価格は 26%低下した。同時期に、国産牛肉の価格も低下した。例えば、東京都中央卸売市場において高品質国産牛（「和牛」）の価格は 28%低下し、低品質国産牛（「乳用牛」）の価格

は 43%低下した。

本稿は、データに現れている牛肉自由化期の価格低下のうち、どの程度が貿易政策変更起因するものであったのかを事後的に検証する。同時期の他の価格変動要因をコントロールした上で、貿易政策変更による価格変化を推定することを試みる。主なコントロール変数は以下の 2 種である。第 1 は、取引される牛肉の平均的な品質を表す指標である。これは卸売市場の公表データを基に作成する。第 2 は、各品種への需要の強さをコントロールする変数である。そのような変数として、牛肉需要の離散選択モデルから得られる、各種牛肉に対する消費者の平均的な評価を用いる。

本稿の推定の結果、貿易自由化は輸入牛肉の卸売価格の低下へ大いに貢献していた一方、国産牛肉の価格低下への貢献は小さかったことが明らかになった。貿易自由化により、輸入牛肉価格は 50%以上低下したと推計され、統計的にも有意であった。和牛価格は貿易政策からはほぼ影響を受けていなかった。乳用牛価格は牛肉自由化により約 20%低下したと推計されるが、統計的には有意ではなかった。

本稿の分析の特徴は、品質や需要の変化をコントロールした上で、牛肉自由化による価格への影響を事後的に推計している点である。牛肉自由化は社会的に高い関心が寄せられた事例であったため、その影響の事前予測のために多くの研究が行われていた (Hayami, 1979; Hayes, et al., 1990; Mori and Lin, 1990; Wahl, et al., 1991 など)。事後的な評価としても、輸入財の質の変化を分析した Miljkovic and Jin (2006) や、経済厚生への影響を分析した Jeong, et al. (2003) がある¹。Jeong, et al. (2003) では、同時期のデータに現れている価格変動全てが貿易政策変更起因するという想定の下で、貿易政策変更による余剰変化を推計している²。しかし、同時期に品質や需要の変化があった場合、価格データにはそれらも反映されていると考えられる。本稿では、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、貿易政策変更による輸入牛肉価格および国産牛肉価格への影響を事後的に検証する。

以下では、2 節で当時の日本の牛肉市場について説明する。続いて、3 節でモデル、4 節でその推定結果を述べる。推定されたモデルを用いて、5 節で貿易政策変更の効果を推計する。6 節を論文の結びとする。最後に付録としてデータについて詳述する。

¹ 他には Yano, et al. (2005) が輸入割当撤廃前のデータを使い、輸入割当による死荷重の大きさを推計している。

² Jeong, et al. (2003) の主な貢献は、供給過程を分割し、肥育用牛市場・卸売市場・小売市場への影響をそれぞれ評価可能なモデルを用いて分析している点にある。また、隣接する市場（豚肉市場）への影響も同時に推計している。

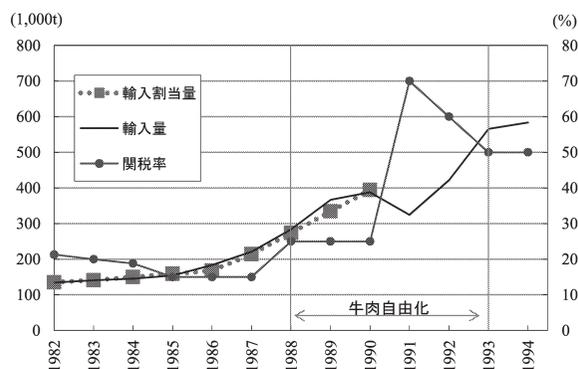
2 背 景

日本の牛肉市場は長く輸入割当によって保護されていた。アメリカ、オーストラリア、ニュージーランドによる GATT へのパネル設置の要求(GATT, 1988a, 1988b, 1988c)を受け、1988年度から1993年度にかけて、日本政府は輸入割当の撤廃と関税率の段階的引き下げという貿易政策変更(「牛肉自由化」)を実施した(図1)³。輸入割当が1987年度の214,000トンから1990年度の394,000トンまで増量された後、1991年度に高関税率の下で輸入割当が撤廃された。関税率は一時的に70%(1991年度)に引き上げられ、最終的に50%(1993年度)まで引き下げられた。その結果、この時期に牛肉輸入量は倍増した(図1)⁴。

牛肉自由化の時期に、輸入牛肉の取引価格は大幅に低下した。図2に東京都中央卸売市場における牛肉取引価格の推移を示す。そこでの輸入牛肉の価格は、1988年3月が1108円/kg、1994年3月が824円/kgであり、26%低下した。

図2は同時期の国産牛肉価格の推移も示している。国産牛肉は、和牛と乳用牛とに大別できる。和牛とは国産の肉用種で、食肉用に適した品種改良が行われている。一方、乳用牛は牛乳生産用の種である。その雌は主に牛乳生産に用いられ、雄が去勢されて食肉市場に出回る。したがって、一般に食肉用としては和牛の方が高品質と認識されており、高値で取引されている。牛肉自由化前後で、和牛価格は28%、乳用牛価格は43%低下した⁵。

図1 貿易政策と牛肉輸入量

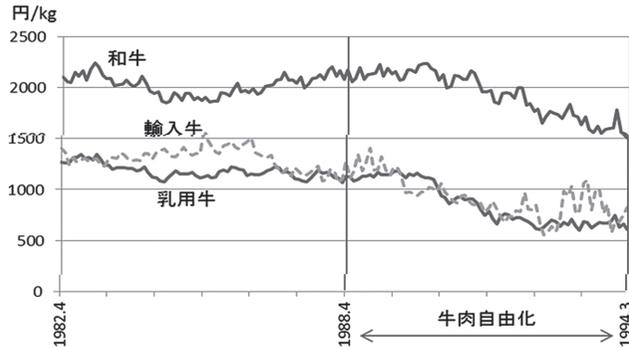


³ 日本政府の貿易政策変更の閣議決定を受けて各国のパネル設置の要求は撤回された(GATT, 1988d, 1988e, 1988f)。

⁴ 本稿では牛肉(冷蔵・冷凍)の輸入について分析する。生きている肉用牛の輸入は少なく、今回の研究の対象期間には年間35,000頭程度であった。

⁵ 以下の推定でも東京都中央卸売市場のデータを利用するが、同時期の国産牛肉価格の低下は他の卸売市場のデータにも現れている。例えば農林水産省(2007)によると、1990年度から1995年度にかけて、中央10市場における和牛価格は10%(A5級)から21%(A3級)低下し、乳用牛価格は30%低下していた。

図2 牛肉価格



これらの牛肉価格の低下は、どの程度牛肉自由化によるものなのだろうか。和牛や乳用牛の価格は、輸入割当が増量され輸入が増加した1987-1989年度の期間に横ばいとなっている。このことは、輸入拡大が国産牛肉の価格へあまり影響を与えていなかった可能性を示唆している。以下では、計量モデルを推定して、貿易政策変更による牛肉価格への影響を定量的に分析する。

3 モデル

以下の牛肉価格の誘導形モデルを、和牛・乳用牛・輸入牛それぞれについて推定する。

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

ここで、 j は牛肉の種類（和牛、乳用牛、輸入牛）、 t は時期を表す。 p_{jt} は品種 j の時期 t の価格である。 X_t^{POLICY} は時期 t の貿易政策を表す変数のベクトルである。そのベクトルに含まれる変数は、輸入割当制度下の時期（つまり1990年度以前）を表すダミー変数（ $quota_t$ ）、輸入割当総量（ $quotavol_t$ ）、関税率（ $tariff_t$ ）、 $quota_t$ と $tariff_t$ の交差項（ $quota_tariff_t$ ）である。これらの係数のベクトル γ_{j1} が貿易政策変更による牛肉価格への影響を表す。

$X_{jt}^{CONTROL}$ は、牛肉自由化期の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。2種の変数が含まれる。第1は、卸売市場において解体される牛肉の比率（ $fresh_{jt}$ ）である。東京都中央卸売市場で取引される牛肉は、卸売市場で解体されるものと、産地で解体されて出荷されるもの（搬入枝肉）とに分かれている。例えば、1988年に東京都中央卸売市場で取引された和牛牛肉の80.6%が、卸売市場で解体されたものだった。また、卸売市場で解体されるものは搬入枝肉に比べて鮮度が高く、平均的に高値で取引されている。例えば1988年の東京都中央卸売市場における和牛について、卸売市場で解体された牛肉の平均価格は2123円/kg、搬入枝肉の平均価格は1833円/kgであった。したがって、卸売市場において解体され取

引される牛肉の比率が高い（つまり $fresh_{jt}$ の値が大きい）ほど、平均的な品質が高く、価格 p_{jt} も高くなると考えられる。

$X_{jt}^{CONTROL}$ に含まれる第2の変数は、各品種への需要の強さを表す指標である。ここでは、Goolsbee and Petrin (2004) などと同様に、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の平均的な評価 (δ_{jt}^*) を価格誘導形モデルの説明変数に加える⁶。その値が大きいほど、その品種に対する需要が強いことを意味する。

以下のような牛肉需要の離散選択モデルを想定する。消費者は、3種類の牛肉（和牛・乳用牛・輸入牛）と豚肉や鶏肉といった牛肉以外の食肉（outside option）の中からひとつを選ぶとする。消費者 i が時期 t に選択肢 j を1単位購入することから得る条件付間接効用 (u_{ijt}) を以下とする。

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

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

ここで、 p_{jt} は価格、 ϵ_{ijt} は独立かつ同一に第一種極値分布に従う誤差項である。なお、外部財 ($j=0$) からの平均効用をゼロに基準化する ($u_{i0t} = \epsilon_{i0t}$)。品種 j に対する消費者の平均的な評価を表す δ_{jt}^* は、データ入手可能な変数のベクトル (x_{jt}) と観察できない製品特徴からの効用 (ξ_{jt}) の線形和とする。 x_{jt} には、品種ダミー（乳用牛ダミー： $dairy_j$ 、輸入牛ダミー： $import_j$ ）、輸入割当撤廃後の時期で1を取るダミー変数 ($free_t$)、 $free_t$ 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を含む。

当該品種の δ_{jt}^* だけではなく、他品種のものも $X_{jt}^{CONTROL}$ に含む。つまり、いずれの品種の推定式(1)においても、和牛の評価 ($\delta_{wagyu,t}^*$)、乳用牛の評価 ($\delta_{dairy,t}^*$)、輸入牛の評価 ($\delta_{import,t}^*$) の3変数を $X_{jt}^{CONTROL}$ に含む。当該品種の δ_{jt}^* は、需要の強さや、品質の高さに伴う費用の大きさを意味する。そのため、価格の誘導形モデルにおいて正の係数を持つと予想される。それに対して他品種の δ_{jt}^* は他品種への消費者の評価の高さを意味するため、当該品種の需要とは負の相関を持ち、負の係数を持つと予想される。

価格誘導形モデル(1)の残る説明変数 X_{jt}^{OTHER} は、月ダミー、トレンド項、月ダミーとトレンド項の交差項からなるベクトルである。最後に、 e_{jt} は誤差項を表す。

⁶ Goolsbee and Petrin (2004) は同様の変数を含めた価格や品質の誘導形モデルを推定し、新製品の経済効果を推計している。

4 推 定

前節で説明したモデルを、1982-1993年度の東京都中央卸売市場年報データを利用して推定する。まず、需要モデルの推定について4.1項で説明する。そこで得られた品質指標 δ_{jt}^* も利用した価格誘導形モデルの推定について4.2項で述べる。なお、以下の推定で用いるデータの詳細と記述統計は付録にて記している。

4.1 需要モデル推定

Berry (1994) に基づく式変形によって、以下の回帰モデルを導出する。

$$\ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) = \alpha p_{jt} + \beta x_{jt} + \xi_{jt} \quad (4)$$

ここで、 s_{jt} は品種 j の市場シェア、 s_{0t} は outside option（ここでは牛肉以外の食肉）の市場シェアである。市場シェアは、各品種の取引量 (kg) を総市場規模 (kg) で割ったものとする。総市場規模は、東京都中央卸売市場における全食肉（牛肉以外の豚肉、鶏肉、馬肉などを含む）の総取引量とする。

回帰モデルの誤差項 ξ_{jt} は価格と正の相関を持つ恐れがある。例えば品種 j の人気の高まりなどといった何らかの理由で ξ_{jt} が大きい時期には、品種 j に対する需要が増え、その価格が上昇すると考えられる。このような価格の内生性の問題に対処するため、Berry, et al. (1995) などと同様に、他の選択肢の特徴を操作変数として利用する。他の選択肢の品質が高いほど、当該品種の需要が弱まり価格が低下すると期待される。具体的には、操作変数として他品種の $fresh_{jt}$ の平均 ($fresh_{ot_{jt}}$) と各月のダミー変数の交差項という12変数を用いる⁷。

表1が第1段階回帰結果である。 $fresh_{ot_{jt}}$ と月ダミーの係数は、予想通りほぼ全ての月について負と推定され、11月については統計的にも有意である。なお、自身の品質指標 $fresh_{jt}$ の係数は全ての月について有意に正と推定されており、予想通り、平均的な品質の高い月ほど取引価格が高水準になっている。決定係数も0.96と大きい。

表2が需要モデルの推定結果である。(1)列はOLS、(2)列は上述の操作変数を用いた2SLSによる推定結果である。2SLSではOLSに比べて価格の係数の絶対値が大きくなっている。これは、価格と ξ_{jt} の正の相関と整合的で、離散選択モデルにより需要推定を行っている多くの先行研究と同様の結果である。また、カイ二乗統計量は6.01（自由度11）であり、直行条

⁷ 牛肉需要は第4四半期（特に12月）に強く、取引量が多くなっている。そのような季節性がデータに現れていることから、 $fresh_{ot_{jt}}$ と月ダミーの交差項を操作変数として用いる。それによって、他品種の品質と価格との関係が月ごとに異なることを許す。なお、月ダミーとの交差項ではなく、 $fresh_{ot_{jt}}$ をそのまま操作変数として推定しても以下の結果は定性的には変わらない。

表1 第1段階回帰結果

変数	月ダミーとの交差項		
		fresh_ot	fresh
dairy	-0.380 [0.061]***	1月 0.025 [0.228]	0.893 [0.225]***
import	0.111 [0.111]	2月 -0.250 [0.237]	0.626 [0.242]***
free	-0.364 [0.032]***	3月 -0.139 [0.297]	0.650 [0.308]**
free_dairy	0.144 [0.040]***	4月 -0.262 [0.276]	0.535 [0.296]*
free_import	0.208 [0.048]***	5月 -0.192 [0.262]	0.549 [0.258]**
GDI	-0.0002 [0.0026]	6月 -0.291 [0.219]	0.501 [0.235]**
		7月 0.087 [0.249]	0.969 [0.232]***
		8月 -0.177 [0.176]	0.725 [0.175]***
		9月 -0.193 [0.185]	0.721 [0.172]***
		10月 -0.065 [0.313]	0.815 [0.291]***
		11月 -0.459 [0.204]**	0.589 [0.202]***
観測数	432	12月 -0.253	1.040
R ²	0.96	[0.234]	[0.241]***

注：カギ括弧内は Heteroskedasticity robust の標準誤差である。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 1% 有意, ** は 5% 有意, * は 10% 有意を表す。

件は棄却されない。

主要な変数の係数は予想通りの符号になっている。価格の係数は有意に負である。また、和牛よりも品質で劣ると言われる乳用牛や輸入牛肉を表すダミーの係数は、どちらも有意に負となっている。品質指標 $fresh_{jt}$ と月ダミーの交差項の係数は、全ての月で正と推定されている。国内総所得 (GDI_t) の係数は有意に正である。牛肉が他の食肉に比べて高級品であるためと考えられる。輸入割当撤廃以降を表すダミー変数と輸入牛ダミーの交差項 ($free_import_{jt}$) は、その係数が有意に負と推定される。ひとつの解釈として、輸入牛肉の品質が関税化以降に低下していた可能性が考えられる。一般に数量制限下では、利幅が大きいと考えられる比較的高品質の製品が輸入される可能性がある (cf, Feenstra, 1988)。ただし、単に輸入牛肉に関する消費者の選好の変化が反映されている可能性もある。最後に、決定係数 R^2 の値は 0.73 であり、モデルの説明力も高い。

表2 需要推定結果

変数	(1)	(2)	fresh と月ダミーの交差項		
	OLS	2SLS	(1)	(2)	
p	-1.377	-1.712	1月	0.787	1.077
	[0.263]***	[0.904]*		[0.313]**	[0.648]*
dairy	-0.809	-0.963	2月	0.196	1.053
	[0.149]***	[0.433]**		[0.297]	[0.633]*
import	-1.529	-1.542	3月	0.284	0.991
	[0.168]***	[0.174]***		[0.322]	[0.584]*
free	-0.301	-0.418	4月	0.364	0.402
	[0.092]***	[0.323]		[0.298]	[0.613]
free_dairy	0.024	0.068	5月	0.741	0.472
	[0.087]	[0.136]		[0.377]*	[0.543]
free_import	-1.619	-1.549	6月	0.557	0.569
	[0.177]***	[0.244]***		[0.328]*	[0.589]
GDI	0.045	0.045	7月	0.455	0.976
	[0.009]***	[0.009]***		[0.322]	[0.690]
			8月	0.417	0.797
				[0.318]	[0.673]
			9月	0.673	0.698
				[0.327]**	[0.689]
			10月	1.58	0.649
				[0.386]***	[0.663]
			11月	0.85	0.953
				[0.294]***	[0.800]
観測数	432	432	12月	0.822	1.934
R ²	0.73	0.73		[0.325]**	[0.979]**
カイ2乗統計量(自由度)		6.01(11)			

注：カギ括弧内は Heteroskedasticity robust の標準誤差である。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。カイ2乗統計量は overidentifying restrictions の検定のためのものである。*** は1%有意、** は5%有意、* は10%有意を表す。

(2)列の推定値を基にした自己価格弾力性（各時期の平均）は、和牛-2.5、乳用牛-1.4、輸入牛-1.7である。これらは、牛肉自由化期の日本の牛肉需要モデルを推定している先行研究と概ね同水準である。例えば、Mori and Lin(1990)が得た自己価格弾力性は、和牛-2.9、乳用牛-1.8、輸入牛-0.9である。Hayes, et al. (1990) は和牛-1.8、輸入品質牛（乳用牛と輸入牛）-0.4、Wahl, et al. (1992) は和牛-2.5、輸入品質牛-1.0と推定している。

貿易政策変更の影響の議論においては、輸入品価格に対する国産品の交差価格弾力性が重要となる。その大きさは輸入品と国産品の代替性の高さを表し、貿易政策変更による国産品への影響の大きさを意味するためである。(2)列の推定値に基づくと、輸入牛肉価格に対する国産牛肉需要の交差価格弾力性は0.3になる⁸。これも先行研究と同様の水準であり、例えば

⁸ ロジットモデルの特徴により、輸入牛肉価格に対する和牛と乳用牛の交差価格弾力性は同じになる。

Mori and Lin (1990) では-0.2 から 0.2, Wahl, et al. (1992) や Hayes, et al. (1990) では 0.3 と推定されている。輸入牛価格に対する交差弾力性がそれほど大きくないことは、牛肉自由化による国産牛肉価格への影響が限定的であったことを示唆している。次項では、貿易政策と牛肉価格の関係を統計的に明らかにするため、価格誘導形モデルを推定する。

4.2 価格誘導形モデル推定

需要モデル推定結果を使い δ_{jt}^* を推定した上で、それも説明変数のひとつに加えて価格誘導形モデル(1)を推定する。需要推定時の誤差を考慮するため、以下の価格誘導形モデル推定では bootstrap によって標準誤差を計算する⁹。

表3が価格誘導形モデルの推定結果である。輸入牛肉の価格((3)列)は、貿易政策によって予想通りの影響を受けている。まず、輸入割当下 ($quota_t=1$) の時期には価格が有意に高い。しかし、輸入割当量 $quotavol_t$ が多くなるほど、価格は有意に下がる。これらを合わせると、例えば1987年度の輸入割当量 214,000 t は、(関税率を同じとしたときの)輸入牛価格を 1626 円/kg 上昇させると推計される。また、関税率 ($tariff_t$) が高いほど、価格が有意に高くなる。例えば10%の関税引き上げは、170 円/kg の価格上昇を招くと推計される。

和牛や乳用牛の価格((1)-(2)列)に対する貿易政策の影響は統計的に有意ではない。また、経済学的にも有意ではない。各係数の絶対値は、輸入牛肉価格((3)列)のものものの1/10ほ

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	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
quota	-0.088	[0.400]	0.388	[0.271]	2.358	[0.458]***
quotavol	0.399	[0.336]	-0.177	[0.529]	-3.422	[1.090]***
tariff	-0.002	[0.005]	0.002	[0.002]	0.017	[0.006]***
quota_tariff	-0.006	[0.007]	-0.006	[0.003]	0.0004	[0.012]
fresh	0.804	[0.291]***	0.232	[0.087]***	-	
δ_{wagyu}^*	0.467	[0.299]	-0.088	[0.104]	-0.434	[0.285]
δ_{dairy}^*	0.176	[0.115]	0.326	[0.081]***	0.075	[0.120]
δ_{import}^*	0.008	[0.017]	0.018	[0.009]*	-0.016	[0.059]
観測数	144		144		144	
R ²	0.97		0.99		0.87	

注：標準誤差は、bootstrap により需要の推定誤差も反映して計算している。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1%有意、* は10%有意を表す。

⁹ 3000回のbootstrapを実施する。各回について、始めに需要モデルを推定し、その推定値を利用して価格の誘導形を推定する。

どである。この結果は、前項で推定した需要モデルにおいて、輸入牛肉価格に対する国産牛肉需要の交差弾力性が比較的小さいことと整合的である。貿易政策変数は有意ではない一方で、自身の品質や需要の強さを表す変数が有意に正となっている。この結果から、牛肉自由化前後の国産牛肉価格低下の主な原因は、貿易政策ではなく品質や需要の変化等であったことが示唆される。次節では、推定したモデルに基づき牛肉自由化の影響を推計する。

5 牛肉自由化の効果

本節では、推定したモデルを用いて牛肉自由化による価格への影響を推計する。そのため、1987年度以降も1987年度の貿易政策（輸入割当量214,000t、関税率15%）が継続される仮想状況をシミュレーションし、現実のデータと比較する。1987年度の貿易政策が継続されるという仮想状況における価格は、価格の誘導形モデルに基づき推計する¹⁰。

シミュレーションの際には、貿易政策変更に伴う輸入牛肉の品質変化に注意を要する。一般に、輸入割当から関税下での自由貿易へと移行することで、輸入品の品質が低下すると考えられる（Feenstra, 1988など参照）。牛肉自由化の事例においても、輸入割当撤廃によって輸入牛肉の品質が低下していた可能性がある。実際、上述の需要モデルにおいて、そのような品質低下が反映される輸入割当撤廃後ダミーと輸入牛ダミーとの交差項（ $free_import_{jt}$ ）の係数は有意に負と推定される（表2）。これは、貿易政策変更による輸入牛肉の品質低下と整合的である。しかし、 $free_import_{jt}$ の負の係数の原因は、貿易政策と無関係な消費者の選好の変化であった可能性もある。

ここでは、両極端の場合を想定してシミュレーションを行う。すなわち、(A) $free_import_{jt}$ の係数は全て輸入割当撤廃の影響、(B) $free_import_{jt}$ の係数は輸入割当撤廃とは無関係の選好変化という2種の想定下で、それぞれ牛肉自由化の効果を定量化する。具体的には、以下の方法で仮想状況の価格を推計する。まず、どちらのシミュレーションにおいても、価格の誘導形モデル(1)の貿易政策変数 X_t^{POLICY} を1987年度のものに変更する。(A)ではそれに加えて、輸入牛肉への評価 $\delta_{import,t}^*$ を $free_import_{jt}$ の係数分だけ調整する。つまり、シミュレーション(A)では、仮に牛肉自由化が無ければ輸入牛肉の品質低下が起こらず、 $\delta_{import,t}^*$ の値が実現値よりも大きかったとして仮想状況の価格を推計する。ただし、結果的には、推計された仮想状況の価格は(A)と(B)とでほぼ同じになる。これは、いずれの品種の価格誘導形モデルにおいても $\delta_{import,t}^*$ の係数がゼロに近い値と推定されているためである（表3）。したがって、以下では(B)の結果だけを提示する。

¹⁰ 代替的な方法として、需要・供給双方のモデルを推定した上で均衡条件を解き、仮想状況の価格を推計することもできる。そのような方法に比べて誘導形モデルに基づき仮想状況の価格を推計する方法は、供給モデル推定のために必要な費用データや供給者行動の仮定が不要という利点を持つ。

図3～図5がシミュレーション結果である。それぞれ輸入牛・和牛・乳用牛について、推計された仮想状況の価格と実際の価格とを比較している。仮想状況の価格については、bootstrapで求めた95%信頼区間を併せて表示している。

まず、輸入牛価格は牛肉自由化によって約50%低下したと推計される(図3)。これは統計的にも有意である。例えば1994年3月には、自由化有り(データ)の824円/kgに対して自由化無しでは1790円/kgになっていたと推計され、自由化によって54%低下したと推計されている。

対照的に、牛肉自由化による国産牛肉の価格への効果は限定的であったと推計される。和牛価格(図4)は、仮想状況とデータとでほぼ同じとなっており、牛肉自由化による影響は見られない。この理由は、和牛価格の誘導形モデルにおいて貿易政策及び輸入牛への消費者評価 $\delta_{import,t}^*$ の係数が有意でないためである(表3の(1)列)。

図3 輸入牛価格

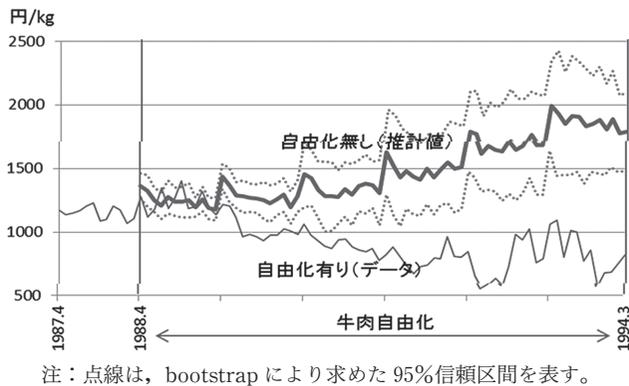


図4 和牛価格

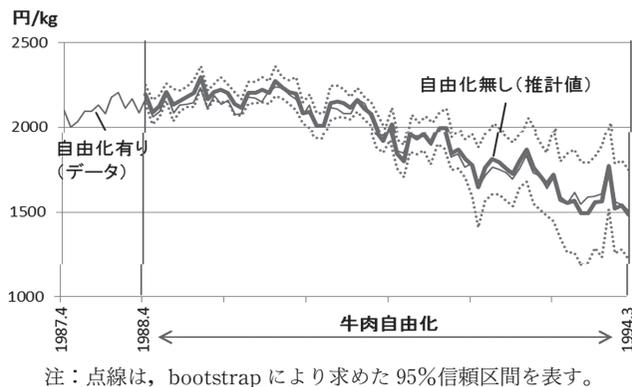
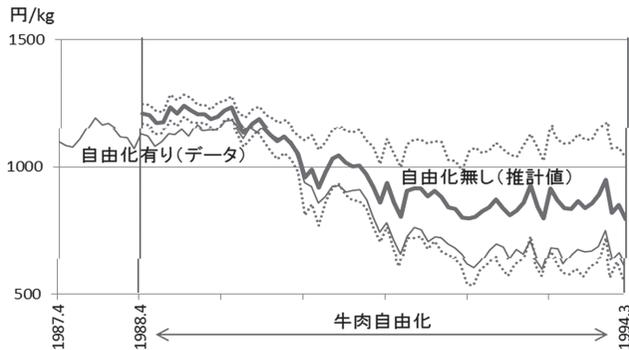


図5 乳用牛価格



注：点線は、bootstrapにより求めた95%信頼区間を表す。

乳用牛価格（図5）は牛肉自由化により低下したと推計されている。例えば1994年3月については、自由化有りでは610円/kg、無しでは795円/kgで23%の低下である。しかし、この低下は統計的には有意ではない。また、貿易政策変更による価格低下があったとしても、それだけでは同時期の価格低下を説明しきれない。データを見ると、牛肉自由化前後で乳用牛価格は43%低下していた。これは貿易政策変更の効果の推計値（約20%）よりも大きいことから、同時期の乳用牛価格低下には需要低下など他の要因が寄与していたことが示唆される。なお、牛肉自由化による影響が和牛価格よりも乳用牛価格で大きく推計されているが、その理由としては、一般に言われるように、日本人が輸入牛の品質を和牛よりも乳用牛に近いものと認識していることが考えられる¹¹。

これらの推計結果は、先行研究による牛肉自由化の影響予測と概ね整合的である。例えば、Hayami (1979) では輸入割当撤廃によって国内牛肉価格が30%-36%低下すると予測している。また、Mori and Lin (1990) や Hayes, et al. (1990) は輸入牛肉価格に対する国産牛需要の価格弾力性が小さく推定されたことから、牛肉自由化による国産牛価格への影響は懸念されているほど大きくはならないと予測している。本稿の事後的な分析は、それらの予測の正しさを支持する結果を得ている。

6 おわりに

本稿では、牛肉自由化による牛肉価格への影響を定量的に分析した。牛肉需要モデルおよび価格誘導形モデルに基づき、牛肉自由化が行われなかったとする仮想状況をシミュレーション

¹¹ そのような認識に基づき、日本の牛肉需要モデルを推定している Wahl, et al. (1991) などが、乳用牛と輸入牛を「低品質牛」として一括りにして分析している。

ンし、そこでの価格と実際のデータとを比較した。その結果、牛肉自由化は輸入牛肉の価格を約50%低下させたものの、国産牛肉価格への影響は小さかったと推計された。和牛価格はほぼ影響を受けず、乳用牛価格は統計的には有意ではないものの約20%低下したと推計された。

東京都中央卸売市場データを見ると、牛肉自由化の前後で輸入牛価格は26%、和牛価格は28%、乳用牛価格は43%低下している。本稿の分析によると、これらをそのまま牛肉自由化の効果とみなすことは2種の誤解を招くと言える。第1に、輸入品価格の低下を過小評価してしまう。これは、同時期に輸入牛肉価格の上昇トレンドがあったためである。その点を加味したシミュレーション結果との比較では、牛肉自由化は輸入牛肉価格を50%以上低下させたことと推計されている。第2に、国産品価格の低下、つまり国内畜産農家への影響を過大評価してしまう。本稿の分析から、データ上の価格低下の大部分は貿易自由化とは無関係であり、同時期の他の要因（品質低下や需要減少等）によることが分かった。

農業分野の市場開放に関して、本稿の分析結果を踏まえて2点記して結びとする。第1に、輸入量を倍増させた牛肉自由化のような大幅な貿易障壁縮小でも国産品価格への影響が限定的であったことは、国産品と輸入品が差別化されているような品目については、貿易障壁縮小による国内農家への影響は限定的となることを示唆している。第2に、特に高品質の和牛価格への影響はほぼゼロと推計されたことから、国産品の中でも高品質の品種については貿易障壁縮小による安価な輸入品の増加をあまり恐れることはないと考えられる。

付録：データ詳細

本稿の分析では、主に東京都中央卸売市場年報より入手した月次データを利用する。データ期間は1982年4月から1994年3月である。表4が各変数の記述統計である。

東京都中央卸売市場年報では、和牛・乳用牛・輸入牛別に、月別の総売上金額（円）及び総取扱重量（kg）が報告されている。価格は各月の総売上金額（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した値として定義している。同年報には鶏肉や豚肉など牛肉以外の食肉の取扱量も記載されている。全食肉の取扱量の合計を市場シェア計算時の分母として利用している。

加えて、東京都中央卸売市場年報から、産地で解体され市場に搬入されるもの（「搬入枝肉」）と、生体で市場に搬入されそこで解体され取引されるものとの総取扱重量の内訳も分かる。後者の取扱重量の総取扱重量に占める割合によって $fresh_{jt}$ を定義している。なお、輸入牛については全て搬入枝肉のため、全サンプルで $fresh_{jt}=0$ である。

需要モデルに含む国民総所得のデータは、統計局のウェブページから得た実質値である。ただし、公表されているデータの期間は最短で四半期のため、当該四半期に含まれる月すべ

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	1979.7	176.1	1503.9	2021.2	2246.5
	乳用牛	1022.8	222.0	600.4	1123.4	1343.3
	輸入牛	1117.0	247.5	552.7	1182.6	1549.8
市場シェア	和牛	0.281	0.061	0.184	0.272	0.463
	乳用牛	0.196	0.027	0.119	0.200	0.266
	輸入牛	0.139	0.085	0.011	0.103	0.339
fresh	和牛	0.808	0.077	0.563	0.820	0.937
	乳用牛	0.404	0.076	0.157	0.408	0.544
	輸入牛	0	0	0	0	0
国内総所得(兆円)		95.0	15.0	72.4	96.2	117.0

注：いずれも 1982 年 4 月から 1994 年 3 月までの月次データの記述統計である。サンプルサイズは 144。

てに同じ値を対応させている。

本稿執筆にあたり、有益なコメントと適切なアドバイスを与えてくださった大橋弘先生に心からの感謝を表す。また、五十川大也氏、鶴岡昌徳氏、遠山祐太氏、花田真一氏、森岡拓郎氏、および東京大学、横浜国立大学、日本政策投資銀行設備投資研究所での研究会参加者から多くの貴重な意見をいただいたことに感謝する。

参考文献

- 農林水産省, 2007, “過去に行われた輸入自由化等の影響評価”, 農林水産省ホームページ, <http://www.maff.go.jp/kanto/syo_an/seikatsu/iken/pdf/shiryo1-3.pdf> (2013 年 7 月 26 日).
- Berry, Steven T., 1994, “Estimating discrete-choice models of product differentiation,” *RAND Journal of Economics*, Vol. 23, No. 2, pp. 242-262.
- Berry, Steven, James Levinsohn, and Ariel Pakes, 1995, “Automobile Prices in Market Equilibrium,” *Econometrica*, Vol. 63, pp. 841-890.
- Feenstra, Robert C., 1988, “Quality Change under Trade Restraints in Japanese Autos,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, pp. 131-146.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988a, L/6322 of 29 March 1988.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988b, L/6333 of 22 April 1988.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988c, L/6355 of 3 June 1988.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988d, L/6322/Add.1 of 7 July 1988.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988e, L/6333/Add.1 of 7 July 1988.
- General Agreement on Tariffs and Trade, 1988f, L/6355/Add.1 of 7 July 1988.
- Goolsbee, Austan and Amil Petrin, 2004, “The Consumer Gains from Direct Broadcast Satellites and the Competition with Cable TV,” *Econometrica*, Vol. 72, pp. 351-381.
- Hayami, Yujiro, 1979, “Trade Benefits to All: A Design of the Beef Import Liberalization in Japan,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 342-347.

- Hayes, Dermot J., Thomas I. Wahl, and Gary W. Williams, 1990, "Testing Restrictions on a Model of Japanese Meat Demand," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 27, pp. 556-566.
- Jeong, Kyeong-Soo, Philip Garcia, and David S. Bullock, 2003, "A statistical method of multi-market welfare analysis applied to Japanese beef policy liberalization," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 25, pp. 237-256.
- 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.
- Mori, Hiroshi and Biing-Hwan Lin, 1990, "Japanese Demand for Beef by Class: Results of the Almost Ideal Demand System Estimation and Implications for Trade Liberalization," *Nogyo Keizai Kenkyu*, Vol. 61, pp. 195-203.
- Wahl, Thomas I., Dermot J. Hayes, and Gary W. Williams, 1991, "Dynamic Adjustment in the Japanese Livestock Industry Under Beef Import Liberalization," *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, pp. 118-132.
- 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.

(どい なおし 実証産業組織論)