

博士論文

論文題目 推測変分による不完全競争市場の計量分析
酪農及びコメ市場に対する実証可能性の検討

氏 名 空閑 信憲

目 次

序章 問題意識と構成	1
1．問題意識	1
2．本論文の構成	1
第1章 日本のプロセスチーズ市場の不完全競争性に関する分析	6
1．はじめに	6
2．国内プロセスチーズ市場の需給均衡	8
3．恒等式の追加	11
4．国内プロセスチーズ市場の不完全競争性	14
5．使用データ及びパラメータ	16
6．政策シミュレーション分析結果	18
7．結語	23
付録 式(1-26)の導出過程	26
第2章 近年の消費者によるバターの「買い急ぎ」に関する分析	28
1．はじめに	28
2．理論モデルの概要	29
3．データ	30
4．実証モデルの概要	31
5．バター需要の構造変化	33
6．過度のバター需要超過の局面	34
7．結語	37

第3章 国内価格差別措置の輸出補助金的効果と貿易歪曲性

主要乳製品生産国・地域を対象に	39
1．はじめに	39
2．国内価格差別措置と国境保護措置の貿易歪曲性	40
3．主要先進国の酪農部門における市場価格支持	46
4．おわりに	56

第4章 TPP 協定交渉妥結が日本の土地利用型作物に与え得る影響：

コメの生産調整政策に焦点を当てて	61
1．はじめに	61
2．日本の土地利用型作物に関する計量モデルの構築	63
3．シミュレーション方法	78
4．シミュレーション結果	81
5．結語	99

終章 要約と今後の課題 102 |

1．本研究の要約	102
2．今後の課題	106

謝辞 109 |

引用文献 110 |

序章 問題意識と構成

1．問題意識

生産者，食料品製造業者，そして消費者まで含めたフードシステム全体を考えると，今日のほとんどの農産物市場及び食料品市場は，不完全競争市場であると考えられる．鈴木（2002），Sexton（2012）が指摘するように，フードシステムの構成要素である食料品製造業者や小売業者の近年における寡占化の進展により，農産物・食料品市場の市場参加者の競争戦略は，他の市場参加者に影響を与えている可能性が高い．したがって，これらの市場に関する政策分析等を行う際は，当該市場が寡占市場である可能性を考慮する必要がある．当該市場をアприオリに完全競争市場であると仮定すると，分析結果は誤解を生じる恐れがあることが指摘されている（McCorrison 2002；Myers et al. 2010）．

そこで，本研究では，実際のデータから主要な農産物・食料品市場の不完全競争性について定量的に把握した上で，政策分析を行うことを試みる．なお，現実の市場における不完全競争状態は，完全競争，あるいは，独占といった両極端の状態ではなく，それらの中間の状態にある場合が多い．このため，本研究では，酪農及びコメ市場を対象にして，新実証産業組織論で用いられる推測変分の寡占モデルの実証可能性を検討するとともに，不完全競争性を考慮した定量的な政策分析を行う．

2．本論文の構成

本研究では，我が国の代表的農産物であるコメ，生乳及び乳製品（バター，プロセスチーズ）に関する市場を分析対象とする．

本研究は，本章を含めて6章から構成される．

まず，第1章及び第2章においては，分析対象市場の不完全競争の程度を定

量的に把握することを試みる。各章においては、不完全競争性の原因となる売り手間や買い手間に存在する競争戦略（相互依存性）を、各市場の推測変分を推定することにより明らかにする。

第1章では、売り手間の競争戦略（相互依存性）について考察する。具体的には、日本国内のプロセスチーズ市場を分析対象とし、当該市場の不完全競争性について分析する。国内プロセスチーズ市場は、国産品及びフランス産品が支配的である。また、国産品の総出荷額に占める大企業割合が約7割となっていること、さらに、フランス産品についても極めて少数のブランドが大きなシェアを占めている可能性が高いことを考えると、国内プロセスチーズ市場は、少数の大企業がその多くを製造している典型的な売手寡占市場である可能性が高い。

そこで、第1章では、Dixit（1988）による異質寡占モデルを用いて、日本のプロセスチーズ市場において少数の供給者しか存在しないことによって生じている不完全競争性を明らかにする。日本のプロセスチーズ市場における国産品及びフランス産品の生産量、輸入量、市場価格をベースに、それぞれの推測変分を推計するとともに、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性の時系列的変化を分析する。

なお、日本国内のプロセスチーズ市場をみると、日本産品の主要商品は、加熱調理用のスライスしたものが多く、フランス産プロセスチーズの主要商品は、生食用のポーションタイプが多い。このため、国内プロセスチーズ市場は、異質寡占状況であると仮定する。したがって、本章で使用する推測変分は、自己生産量の1単位の変化による自己価格の主観的な変化と定義し、分析を進める。

不完全競争市場については、通常、第1章で見たように売り手間の相互依存性を分析する場合が多い。しかしながら、買い手間での相互依存性の存在によ

り、不完全競争が引き起こされる場合も考えられる。例えば、續(1975)、辻村(2008)は、1973年に発生したオイルショックに伴うトイレットペーパーの買占め騒動を計量的に分析し、当時のトイレットペーパー騒動が異常な消費行動によって引き起こされていることを計量的に示唆している。また、近年では、2007年に発生した国内のバター不足が記憶に新しい。このような過度の需要不足が発生した場合は、仮に多数の需要者・供給者が存在したとしても、価格を所与として扱うことができない可能性が高い。

そこで、第2章では、2007年に発生したバターの異常な需要増加は、所得や価格といった経済変数の変化よりも、異常な消費者行動そのものから大きく影響を受けていたと仮定し、バター不足の局面において、そのような異常な消費行動がどの程度発生していたのかについて明らかにする。具体的には、消費行動の一部に推測変分の考え方を応用した「市場感応弾力性」を導入し、消費者が特定商品の買占めを行う際の意識（自らが確保できる需要量の増加に対する市場全体で確保できる需要量の減少度合いに関する推察）を定量的に明らかにする。

さて、既述したように、本研究における筆者の最大の関心は、推測変分を用いた不完全競争モデルの農業政策分析への実証可能性である。そこで、第3章及び第4章においては、第1章において考察した推測変分の分析フレームワークを計量モデルに組み込み、市場の不完全競争性を踏まえた政策シミュレーション分析を試みる。

第3章では、我が国を含む主要先進国の生乳市場の不完全競争性と貿易歪曲性に関する政策分析を行う。主要先進国政府は、国内生乳市場流通に直接的、あるいは間接的に介入することにより、用途別（飲用乳、加工用原料乳等）の生乳価格差を拡大する仕組み（国内価格差別措置）を実施することにより、当該市場の不完全競争性を強めている。具体的には、米国のマーケティング・オ

ーダー制度，カナダの用途別乳価システム，日本の指定生乳生産者団体制度などが該当する．

そこで，第3章では，鈴木（2002）に倣い，国内価格差別措置による生乳の用途別価格差は，各生乳販売組織（あるいは，生産者団体）の推測変分によってもたらされると仮定し，各国の生乳市場における不完全競争性を定量的に明らかにする．さらに，生乳の国内価格差別措置は，生乳生産と消費に影響を与え，結果的に貿易にも影響を及ぼす可能性が高いことを踏まえ，生乳市場の国内価格差別措置の貿易歪曲性についても，国境保護措置と比較することにより明らかにする．

第4章では，分析の焦点を我が国のコメの生産調整政策に移し，当該政策が存在する日本国内のコメ市場の不完全競争性について，推測変分の分析フレームワークを用いた定量化を試みる．その上で，コメの生産調整メカニズムを組み込んだ計量モデルを使用した政策分析を行う．

具体的には，コメの生産調整政策を主食用米の国内需給バランスを図るための一種の政策的カルテルと仮定し，主食用米市場に政策的な市場支配力を生み出していると考ええる．また，その市場支配力の大きさは，主食用米の生産者価格と限界価格との乖離の大きさによって，各経営階層毎に平均的に決定されると仮定する．以上の前提条件を踏まえ，生産調整実施時における各階層の主食用米の市場支配力を推定する．

さらに，主食用米を含めた日本の主要土地利用型作物を対象品目とした動学的な計量モデルを構築し，当該作物の需給動向に関する政策分析を行う．特に，本章では，日本がTPP交渉妥結により，コメの2次関税削減・撤廃された状況を想定し，そのような状況が，主要土地利用型作物の需給や財政負担額に与える影響を分析する．なお，本章で使用する計量モデルには，上述したコメの生産調整政策メカニズムを明示的に盛り込む．このことにより，生産調整政策

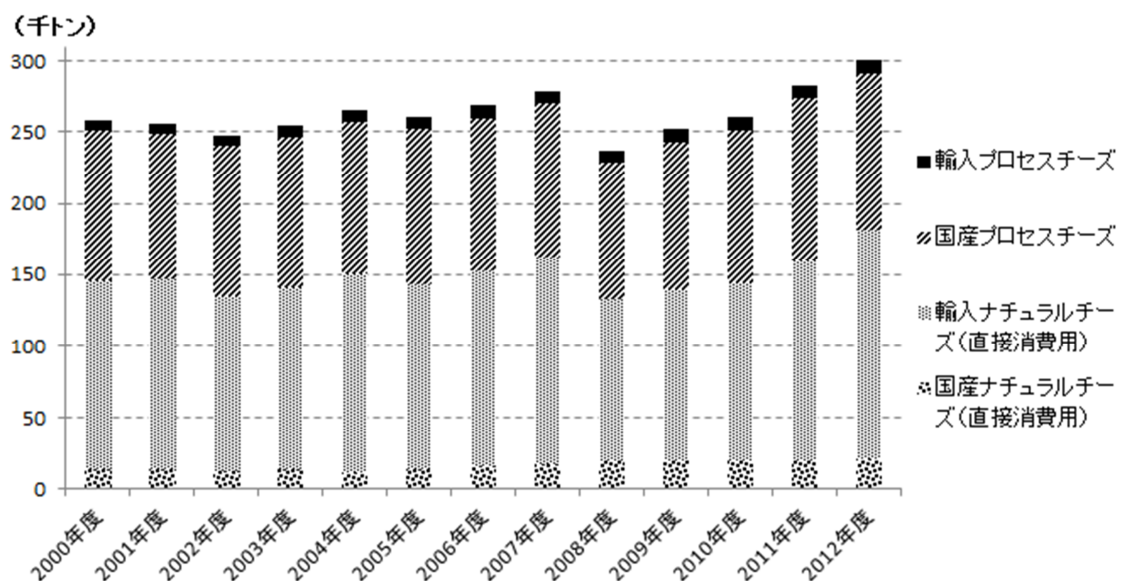
の実施内容の違いが、コメの２次関税削減・撤廃の過程で、土地利用型作物の需給や財政負担額にどのような影響を与え得るかを考察する。

終章においては、本研究の各章における分析結果を要約し、本研究に関する今後の課題について記す。

第1章 日本のプロセスチーズ市場の不完全競争性に関する分析

1. はじめに

近年の日本国内のチーズ消費量は、2008年のチーズ価格高騰時に一時的に減少したものの、趨勢的に増加傾向にある。第1-1図が示すように、2012年には、30万トンを超え、過去最高の水準に達した。



第1-1図 日本国内のチーズ消費量の推移とその内訳
出所：『チーズ需給表（平成24年度）』（農林水産省）

上図が示すように、チーズ全体の消費量のうち、プロセスチーズは約4割を占めており、そのほとんどが国産品である（註1）。また、財務省『貿易統計』によれば、プロセスチーズの輸入量のうち、約8割はフランス産が占めていることから、日本のプロセスチーズ市場は、国産品及びフランス産品が支配的である。さらに、経済産業省『工業統計表（2010年）』によれば、国産チーズの

（註1）農林水産省『チーズの需給表』によれば、2012年度におけるプロセスチーズ原料用のナチュラルチーズ9.4万トンのうち、6.9万トンが輸入品である。したがって、国産プロセスチーズの原料は、その7割以上を輸入ナチュラルチーズに依存していることになる。

総出荷金額に占める大企業割合は 68% (上位 3 社シェアは 57%) となっていること、また、後述するように、国内プロセスチーズ市場におけるフランス産品についても、少数のブランドが大きなシェアを占めている可能性が高いことを考えると、日本のプロセスチーズ市場は、少数の大企業がその多くを製造している可能性が高い。

そこで、本章では、Dixit (1988) の異質寡占モデルを適用することにより、日本のプロセスチーズ市場において少数の製造業者しか存在しないことによって生じている不完全競争性を明らかにする。具体的には、分析対象期間中の日本のプロセスチーズ市場における国産及びフランス産プロセスチーズの生産量・輸入量・市場価格をベースに、それぞれの推測変分を推計するとともに、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性の時系列的変化を明らかにする。また、本章では、異質寡占状況を分析対象にしていることから、分析に用いる推測変分は、自己生産量、 q_i 、の 1 単位の変化による自己価格、 p_i 、の主観的な変化 (dp_i/dq_i) と定義する。

なお、農産物・食料市場を対象に Dixit (1988) の異質寡占モデルを用いて分析した主な例としては、管見によれば、McCorriston らによる一連の研究がある (McCorriston 1993; McCorriston et al. 1991, 1993, 1994, 2007)。本一連研究では、従来、完全競争を前提として分析されてきた様々な市場を対象に、不完全競争の分析フレームワークを適用して、主要農業政策に関する再考察を行っている。例えば、McCorriston et al. (1991) は、英国の肥料市場の不完全競争性に焦点を当て、当該市場への独占禁止法の適用が、農家の厚生水準を上昇させる可能性を示している。また、McCorriston et al. (1994) では、米国のチーズの輸入割当制度を対象に、チーズ市場の不完全競争性を前提として、輸入割当制度変更による経済厚生の変化をシミュレーション分析している。さらに、McCorriston et al. (2007) では、異質寡占モデルを用いて、豪州小麦ボードの輸

出独占廃止（註２）による豪州内外の経済厚生水準の変化に関するシミュレーション分析を行っている．

２．国内プロセスチーズ市場の需給均衡

１) プロセスチーズの効用関数

我が国のプロセスチーズに関する総効用関数， U ，を次式で表す．

$$(1-1) \quad U = Q_0 + U(Q_1, Q_2)$$

ただし， Q_1 ， Q_2 はそれぞれ国産プロセスチーズの国内販売量，フランス産プロセスチーズの国内販売量を表し， Q_0 は，国産・フランス産以外のすべてのプロセスチーズ国内販売量を含む合成財（numeraire good）である．また， $U(Q_1, Q_2)$ は国産及びフランス産プロセスチーズの部分効用関数であり，以下のように二次効用関数として定義する．

$$(1-2) \quad U(Q_1, Q_2) = a_1 Q_1 + a_2 Q_2 - \frac{1}{2} (b_1 Q_1^2 + b_2 Q_2^2 + 2k Q_1 Q_2)$$

式（１-２）の需要の所得弾力性は，ゼロであることから，国産及びフランス産プロセスチーズの国内の消費者余剰， CS ，は，次式により示すことができる．

$$(1-3) \quad CS = U(Q_1, Q_2) - p_1 Q_1 - p_2 Q_2$$

ただし， p_1 ， p_2 はそれぞれ国産プロセスチーズの国内価格，フランス産プロセスチーズの国内価格を示す．

２) プロセスチーズの需要関数

効用最大化の一階の条件により，国産及びフランス産のプロセスチーズの逆需要関数は以下のように導出される．

$$(1-4) \quad p_1 = a_1 - b_1 Q_1 - k Q_2$$

（註２） 豪州小麦ボードは，豪州連邦政府より小麦の輸出独占権が賦与されていたが，2006年，イラクの豪州産小麦輸入に伴い，旧フセイン政権へのリベートの支払いが発覚した．この事件によって，豪州小麦ボードの輸出独占権は，2008年にその廃止を余儀なくされた．

$$(1-5) \quad p_2 = a_2 - b_2 Q_2 - k Q_1$$

さらに，式(1-4)，(1-5)より，両製品の需要関数は以下のように表される．

$$(1-6) \quad Q_1 = A_1 - B_1 p_1 + K p_2$$

$$(1-7) \quad Q_2 = A_2 + K p_1 - B_2 p_2$$

$$\text{ただし，} A_1 = \frac{a_1 b_2 - a_2 k}{b_1 b_2 - k^2}, A_2 = \frac{a_2 b_1 - a_1 k}{b_1 b_2 - k^2}, B_1 = \frac{b_2}{b_1 b_2 - k^2}, B_2 = \frac{b_1}{b_1 b_2 - k^2}, K = \frac{k}{b_1 b_2 - k^2}$$

である．

3) プロセスチーズの総供給関数

まず，国産プロセスチーズ及びフランス産プロセスチーズの製造業者について，それぞれ平均的な1企業当たりの利潤を考える．その際，国産プロセスチーズ製造業者の利潤については，McCorriston et al.(1991)，McCorriston(1993)，Tiffin et al.(2006)に倣い，仮想的な政府補助金導入を想定することにより，不完全競争の状況を反映させる．具体的には，政府は，国産プロセスチーズ製造業者に対して，国内プロセスチーズ市場が完全競争状態になるまで，生産量に応じた補助金を支払う仮想的な状況を考える．その場合，それぞれの利潤関数は以下のように特定化される．

$$(1-8) \quad \pi_1 = (p_1 - c_1 + s)q_1 - f_1$$

$$(1-9) \quad \pi_2 = (p_2 - c_2)q_2 - f_2$$

ただし， π ， p ， c ， q ， f ， s は，それぞれ1企業当たりの利潤，国内価格，限界操業費用，国内供給量，固定費用，単位生産量当たりの補助金額を表す．また，下付き添え字の1，2はそれぞれ国産プロセスチーズ，フランス産プロセスチーズを表す．

次いで，式(1-8)及び(1-9)の1階の条件から，以下のように各企業の供給関数が導出される．

$$(1-10) \quad \frac{d\pi_1}{dq_1} = p_1 - c_1 + s + q_1 \frac{dp_1}{dq_1} = 0$$

$$(1-11) \quad \frac{d\pi_2}{dq_2} = p_2 - c_2 + q_2 \frac{dp_2}{dq_2} = 0$$

ただし， $\frac{dp_1}{dq_1}$ ， $\frac{dp_2}{dq_2}$ は，それぞれ，各国産品製造者，各フランス産品製造者の推測変分（conjectural variation：自己生産量 1 単位の変化による自己価格の主観的な変化）を表す．

したがって，日本における国産プロセスチーズ市場（フランス産プロセスチーズ市場）が完全競争市場である場合は， $\frac{dp_1}{dq_1} = 0$ （ $\frac{dp_2}{dq_2} = 0$ ），不完全競争市場である場合は， $\frac{dp_1}{dq_1} \neq 0$ （ $\frac{dp_2}{dq_2} \neq 0$ ）となる．ここで，日本のプロセスチーズ市場における国産品の生産量，単位生産量当たりの生産コスト及び推測変分について，各製造業者同一と仮定する．したがって，式（1-10）より，当該業者全体の供給関数は以下のように表現できる．

$$(1-12) \quad p_1 = c_1 - s - q_1 \frac{dp_1}{dq_1} = c_1 - s - Q_1 \left(\frac{q_1}{Q_1} \frac{dQ_1}{dq_1} \right) \frac{dp_1}{dQ_1} = c_1 - s - Q_1 V_1$$

ただし， $V_1 (= (\frac{q_1}{Q_1} \frac{dQ_1}{dq_1}) \frac{dp_1}{dQ_1})$ は，国産品製造者全体の総推測変分（aggregate conjectural variation：各国産品製造者の推測変分の総和）である．

同様に，式（1-11）より，日本のプロセスチーズ市場における各フランス産品製造者の生産量，製造コスト及び推測変分を同一と仮定すると，当該業者全体の供給関数は以下のように表現できる．

$$(1-13) \quad p_2 = c_2 - Q_2 \left(\frac{q_2}{Q_2} \frac{dQ_2}{dq_2} \right) \frac{dp_2}{dQ_2} = c_2 - Q_2 V_2$$

ただし， $V_2 (= (\frac{q_2}{Q_2} \frac{dQ_2}{dq_2}) \frac{dp_2}{dQ_2})$ は，日本のプロセスチーズ市場におけるフランス産品製造者の総推測変分である．

さらに，本章では，国産プロセスチーズとフランス産プロセスチーズ市場の間に製品差別化が存在し，相互に代替関係（註 3）を持つ寡占市場であると仮

（註 3）両プロセスチーズの需要の代替関係については，3 .2)及び 3)において後述する．

定する．

4) 国内プロセスチーズ市場モデルの誘導型

式 (1-4), (1-5), (1-12), (1-13) の4本の恒等式から構成される国内プロセスチーズ市場モデルの誘導型は，以下のように導かれる．

$$(1-14) \quad p_1 = \frac{V_1 \{a_1(V_2 - b_2) + k(a_2 - c_2)\} - (c_1 - s) \{b_1(V_2 - b_2) + k^2\}}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

$$(1-15) \quad p_2 = c_2 + \frac{V_2 \{(c_2 - a_2)(b_1 - V_1) + k(a_1 - c_1 + s)\}}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

$$(1-16) \quad Q_1 = \frac{(a_1 - c_1 + s)(b_2 - V_2) + k(c_2 - a_2)}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

$$(1-17) \quad Q_2 = \frac{(c_2 - a_2)(b_1 - V_1) + k(a_1 - c_1 + s)}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

3．恒等式の追加

既述のように，国内プロセスチーズ市場は，4本の恒等式から構成されるモデルによって表される．しかしながら，比較静学分析の際，基準均衡解である市場価格，需給量，生産コスト，補助金に関する変数 ($p_1, p_2, Q_1, Q_2, c_1, c_2, s$) は外生的に所与である（註4）が，残りの7つの係数 ($A_1, A_2, B_1, B_2, K, V_1, V_2$) は，内生的に決定する必要がある．

このため，このモデルには，3本の恒等式を追加する必要がある．本章では，プロセスチーズに関する国内需要の自己価格弾力性，国産・輸入代替弾性値，需要の相似拡大性を表現する恒等式を加える．

1) 国内需要の自己価格弾力性

国内プロセスチーズ市場においては，国産品とフランス産品間の不完全代替

（註4）変数 s は，仮想的な補助金を示しているため，基準均衡解における s の値はゼロである．

性を仮定している．このため，プロセスチーズの需要の自己価格弾力性は，国産品及びフランス産品の等比例的価格変化によってもたらされる両産品の需要量増加であると解釈することができる（Dixit 1988）．

この時，基準均衡時における国産品，フランス産品の価格をそれぞれ p_1^0, p_2^0 とし，両価格の等比例的価格変化を p とすると，価格変化後の両価格は，それぞれ， $p_1 = p_1^0 p, p_2 = p_2^0 p$ と表される．したがって，式（1-6），（1-7）より，基準均衡時における両産品の合計需要指数， Q ，は以下のように表すことができる．

$$\begin{aligned} (1-18) \quad Q &= p_1^0 Q_1 + p_2^0 Q_2 \\ &= p_1^0 (A_1 - B_1 p_1 + K p_2) + p_2^0 (A_2 + K p_1 - B_2 p_2) \\ &= p_1^0 A_1 + p_2^0 A_2 - \left\{ B_1 (p_1^0)^2 + B_2 (p_2^0)^2 - 2 K p_1^0 p_2^0 \right\} p \end{aligned}$$

ここで，プロセスチーズ需要の自己弾力性は， p に対する Q の変化比率であることから， $p=1$ とすると，当該弾力性は以下のように表すことができる．

$$\begin{aligned} (1-19) \quad \frac{p}{Q} \frac{\partial Q}{\partial p} &= -\frac{1}{Q} \left\{ B_1 (p_1^0)^2 + B_2 (p_2^0)^2 - 2 K p_1^0 p_2^0 \right\} \\ &= -\frac{B_1 (p_1)^2 + B_2 (p_2)^2 - 2 K p_1 p_2}{p_1 Q_1 + p_2 Q_2} \end{aligned}$$

2) 国産品・フランス産品間需要構造の相似拡大性

国産品とフランス産品との代替弾力性は，以下のように表される（註5）．

$$(1-20) \quad -\frac{d \log \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)}{d \log \left(\frac{p_1}{p_2} \right)} = -\frac{p_1 Q_2}{p_2 Q_1} \cdot \frac{\partial \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)}{\partial \left(\frac{1}{p_2} \right)} \cdot \frac{d \left(\frac{1}{p_2} \right)}{d \left(\frac{p_1}{p_2} \right)} - \frac{p_1 Q_2}{p_2 Q_1} \cdot \frac{\partial \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)}{\partial \left(\frac{p_1}{p_2} \right)}$$

ここで，国産品とフランス産品の間で相似拡大的な需要構造を持つと仮定す

（註5）McCorriston et al.（1991）による代替弾性値（ σ ）は， $\sigma = \frac{d \log(Q_1/Q_2)}{d \log(p_1/p_2)}$ と定義されているが，これは負の符号が欠けていると思われる．

ると, $\frac{Q_1}{Q_2}$ は, $\frac{p_1}{p_2}$ の関数となることから, $\frac{\partial \log\left(\frac{Q_1}{Q_2}\right)}{\partial \log\left(\frac{1}{p_2}\right)} = 0$ となる。このため, 式(1-20)

の右辺第1項がゼロとなる。また, 式(1-6), (1-7) より, Q_1 と Q_2 の比率は以下のように表すことができる。

$$(1-21) \quad \frac{Q_1}{Q_2} = \frac{A_1 - B_1 p_1 + K p_2}{A_2 + K p_1 - B_2 p_2} = \frac{\frac{A_1}{p_2} - B_1 \frac{p_1}{p_2} + K}{\frac{A_2}{p_2} + K \frac{p_1}{p_2} - B_2}$$

これらのことから, 式(1-20)の右辺第1項について, 以下の関係式が成立する。

$$(1-22) \quad -\frac{p_1 Q_2}{p_2 Q_1} \cdot \frac{\partial\left(\frac{Q_1}{Q_2}\right)}{\partial\left(\frac{1}{p_2}\right)} \cdot \frac{d\left(\frac{1}{p_2}\right)}{d\left(\frac{p_1}{p_2}\right)} = 0 \Leftrightarrow$$

$$-\frac{p_1 Q_2}{p_2 Q_1} \cdot \frac{\frac{p_1}{p_2} (A_1 K + A_2 B_1) - (A_1 B_2 + A_2 K)}{\left(\frac{A_2}{p_2} + K \frac{p_1}{p_2} - B_2\right)^2} \cdot \frac{d\left(\frac{1}{p_2}\right)}{d\left(\frac{p_1}{p_2}\right)} = 0 \Leftrightarrow$$

$$\frac{p_1}{p_2} (A_1 K + A_2 B_1) - (A_1 B_2 + A_2 K) = 0 \Leftrightarrow$$

$$p_1 (A_1 K + A_2 B_1) = p_2 (A_1 B_2 + A_2 K)$$

3) 国産品とフランス産品との代替弾力性

式(1-22)により, 式(1-20)の右辺第1項は, ゼロとなることから, 式(1-20)は以下のように変更される。

$$(1-23) \quad -\frac{d \log\left(\frac{Q_1}{Q_2}\right)}{d \log\left(\frac{p_1}{p_2}\right)} = -\frac{p_1 Q_2}{p_2 Q_1} \cdot \frac{\partial\left(\frac{Q_1}{Q_2}\right)}{\partial\left(\frac{p_1}{p_2}\right)}$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{p_1}{p_2} \cdot \frac{Q_2}{Q_1} \cdot \frac{\frac{(A_1 K + A_2 B_1)}{p_2} - B_1 B_2 + K^2}{\left(\frac{A_2}{p_2} + K \frac{p_1}{p_2} - B_2 \right)^2} \\
&= -\frac{p_1}{p_2} \cdot \frac{\frac{A_2}{p_2} + K \frac{p_1}{p_2} - B_2}{\frac{A_1}{p_2} - B_1 \frac{p_1}{p_2} + K} \cdot \frac{\frac{(A_1 K + A_2 B_1)}{p_2} - B_1 B_2 + K^2}{\left(\frac{A_2}{p_2} + K \frac{p_1}{p_2} - B_2 \right)^2} \\
&= \frac{\frac{p_1}{p_2} (B_1 B_2 - K^2)}{\left(B_1 \frac{p_1}{p_2} - K \right) \left(B_2 - K \frac{p_1}{p_2} \right)}
\end{aligned}$$

4) キャリブレーション

上述の結果により，7つの変数（ $A_1, A_2, B_1, B_2, K, V_1, V_2$ ）については，式（1-6），（1-7），（1-12），（1-13），（1-19），（1-22），（1-23）の7本の恒等式を用いて，各年の市場データ（ $p_1, p_2, Q_1, Q_2, c_1, c_2$ ）が再現されるよう較正（calibrate）することにより求められる（註6）。

4．国内プロセスチーズ市場の不完全競争性

国内プロセスチーズ市場の不完全競争の程度は，当該市場に関する社会厚生水準から推定する．具体的には，以下に詳述するように，当該厚生水準を最大化するために支払う政府補助金を想定することにより計測する．

1) 国内プロセスチーズ市場に関する社会厚生水準

国内プロセスチーズ市場に関する社会厚生水準は，プロセスチーズの消費者余剰と国産プロセスチーズ製造業者の利潤の合計額から，仮想的に支払われる政府補助金を引いた金額であると定義する．したがって，当該厚生水準は，以下の関数で与えられる．

（註6）式（1-4），（1-5），（1-12），（1-13），（1-19），（1-22），（1-23）の7本の恒等式を用いて較正することにより， $a_1, a_2, b_1, b_2, k, V_1, V_2$ の7変数についても求めることができる．

$$\begin{aligned}
(1-24) \quad W &= CS + n_1\pi_1 - sQ_1 \\
&= \left\{ a_1Q_1 + a_2Q_2 - \frac{1}{2}(b_1Q_1^2 + b_2Q_2^2 + 2kQ_1Q_2) - p_1Q_1 - p_2Q_2 \right\} \\
&\quad + \{(p_1 - c_1 + s)Q_1 - n_1f_1\} - sQ_1
\end{aligned}$$

ただし， W ， n_1 は，それぞれ国内プロセスチーズ市場の社会厚生水準，国内プロセスチーズ製造業者数である．

2) 最適な仮想的政府補助金額

仮想的な補助金額は， W が最大化される時に最適化されることから，その最適額は， $\frac{dW}{ds} = 0$ の時に達成される．したがって，式(1-25)より，仮想的な政府補助金額は下式を解くことにより求められる．

$$\begin{aligned}
(1-25) \quad \frac{dW}{ds} &= 0 \\
\Rightarrow Q_2 \frac{dp_2}{ds} + (c_1 - a_1 + b_1Q_1 + kQ_2) \frac{dQ_1}{ds} + (p_2 - a_2 + kQ_1 + b_2Q_2) \frac{dQ_2}{ds} &= 0
\end{aligned}$$

ここで，式(1-4)，(1-5)，(1-13)～(1-18)より，当該補助金の最適額， s^* ，は以下のように導かれる（導出過程の詳細は，本章末の付録を参照）．

$$(1-26) \quad s^* = \frac{(a_1 - c_1)\{b_2V_1(2V_2 - b_2) + V_2(k^2 - V_1V_2)\} + (a_2 - c_2)k(b_2V_1 - b_1V_2)}{b_1(b_2 - V_2)^2 - b_2k^2}$$

なお，国内プロセスチーズ市場の不完全競争性を解決するために，政府が国産プロセスチーズ製造業者に対して補助金を支払うことは現実的ではない．したがって，キャリブレーションから求められた7変数の値を式(1-26)に代入して s^* の値を算出した後，その s^* の値を7変数とともに式(1-14)～(1-17)に代入して価格・生産量の最適水準を推計することにより，国内プロセスチーズ市場の完全競争状態を推定する．

5．使用データ及びパラメータ

1) 価格，数量，生産コストのデータ

価格，数量，生産コストのデータを第 1-1 表に示す．

なお，生産コストについては，国産プロセスチーズ及びフランス産プロセスチーズともに観測できるデータが入手できなかった．このため，国産品については，工業統計表に記載されている乳製品製造業の原材料使用額等，製造品出荷額等のデータを用いて推計した．また，フランス産品については，カマンベールチーズ（ナチュラルチーズの 1 種）に関する各流通段階におけるマージンのデータを代理として使用することにより，推計した．

第 1-1 表 国内プロセスチーズ市場における国産品及びフランス産品の実質国内価格・実質製造コスト・出回り量・GDP デフレーター

年次	実質国内価格 (円 / kg)		実質製造コスト (円 / kg)		出回り量 (千トン)		GDP デフレーター (2005 年=100)
	国産 ^{a)}	仏産 ^{b)}	国産 ^{c)}	仏産 ^{d)}	国産 ^{e)}	仏産 ^{f)}	
2002 年	1472	1420	1248	1145	102.0	3.8	104.4
2003 年	1445	1430	1239	1185	101.4	4.4	102.7
2004 年	1439	1434	1225	1216	109.2	4.6	101.3
2005 年	1372	1334	1154	1137	104.1	5.0	100.0
2006 年	1461	1481	1247	1318	109.2	5.2	98.9
2007 年	1474	1536	1260	1444	114.7	4.9	98.0
2008 年	1982	2090	1720	1727	92.3	4.7	96.7
2009 年	1891	1985	1619	1626	103.0	4.8	96.2
2010 年	1830	1839	1526	1504	106.3	6.3	94.1

出所： 総務省『小売物価統計調査』，財務省『貿易統計』，経済産業省『工業統計表』，内閣府『GDP 統計』，フランス国立統計経済研究所（INSEE）データベース

- 註： a) 各都市における国産スライスチーズ（『雪印とろけるスライス』，『クラフトとろけるスライス』，『QBB 大きいとろけるスライス』又は『明治北海道十勝とろけるスライスチーズ』）の平均価格（2005 年価格で実質化）の中央値．
- b) 以下の推計式により算出した：

$$\{『フランス産プロセスチーズの輸入価格』 \times (1 + 『プロセスチーズの関税率 (40\%)』) + (『国産プロセスチーズ小売価格』 - 『国産プロセスチーズ工場出荷価格』)\} \times 『GDP デフレーター』 \div 100 .$$
- c) 『工業統計表』のチーズ及び乳製品製造業のデータを使用し，以下の推計式により算出した：

$$『チーズ産出事業所からの出荷単価』 \times \{(『現金給与総額』 + 『原材料使用額等』) \div 『製造品出荷額等』\} \times 『GDP デフレーター』 \div 100 .$$
- d) 以下の推定式により算出した：

$$(『仏 (パリ) におけるプロセスチーズの小売価格』 \times 『フランスにおけるカマンベールチーズ製造コスト』 \div 『フランスにおけるカマンベールチーズ小売価格』 + 『フランス産プロセスチーズの国内小売価格』 - 『フランス産プロセスチーズの輸入価格』) \times 『GDP デフレーター』 \div 100 .$$
- e) 国産プロセスチーズの消費量．
- f) フランス産プロセスチーズの輸入量．

2) 各種パラメータ

式 (1-22) で使用するプロセスチーズの需要の自己価格弾力性については，Schluep Camp et al. (2006) による 2 つの推計値の平均値 ($-\frac{1.33+1.18}{2}$) を使用する．また，式 (1-24) で使用する国産品とフランス産品との代替弾力性については，Zhang et al. (2006) による推計値（酪農品に関する国産品と EU からの輸入品間の代替弾力性：3.4）を使用する．

6．政策シミュレーション分析結果

国内のプロセスチーズ市場の均衡状態においては，国産プロセスチーズ製造業者全体の総推測変分 (V_1) と国産プロセスチーズの逆需要関数の傾き ($-b_1$)，また，フランス産プロセスチーズ製造業者全体の総推測変分 (V_2) とフランス産プロセスチーズの逆需要関数の傾き ($-b_2$) の間には，各プロセスチーズ市場の競争状態に応じて以下の関係がある．

各産品市場が独占状態の場合

この場合，独占的製造業者にとっての逆需要曲線は，市場全体の逆需要曲線に等しく，式 (1-12)，(1-13) において， $q_1=Q_1$ ， $dq_1=dQ_1$ ， $q_2=Q_2$ ， $dq_2=dQ_2$ である．したがって， $V_1 = \left(\frac{q_1}{Q_1} \frac{dQ_1}{dq_1} \right) \frac{dp_1}{dQ_1} = \frac{dp_1}{dQ_1}$ ， $V_2 = \left(\frac{q_2}{Q_2} \frac{dQ_2}{dq_2} \right) \frac{dp_2}{dQ_2} = \frac{dp_2}{dQ_2}$ であること，また，式 (1-4) 及び式 (1-5) から $\frac{\partial p_1}{\partial Q_1} = -b_1$ ， $\frac{\partial p_2}{\partial Q_2} = -b_2$ が求められることから， $V_1 = -b_1$ ， $V_2 = -b_2$ となる．

各産品市場がクールノー競争の場合

式 (1-12)，(1-13) において， $\frac{dq_1}{dQ_1} = \frac{dq_2}{dQ_2} = 1$ であることから，日本のプロセスチーズ市場における国産品及びフランス産品の有効競争者数 (註7) をそれぞれ n_1 ， n_2 とすると， $V_1 = \frac{q_1}{Q_1} \frac{dp_1}{dQ_1} = \frac{1}{n_1} \frac{dp_1}{dQ_1}$ ， $V_2 = \frac{q_2}{Q_2} \frac{dp_2}{dQ_2} = \frac{1}{n_2} \frac{dp_2}{dQ_2}$ である．また，クールノー競争の場合は，有効競争者数が n_1 ， n_2 の場合のそれぞれのハーフィンダール指数 (HI_1 ， HI_2) は， $HI_1 = n_1 \times (1/n_1)^2 = 1/n_1$ ， $HI_2 = n_2 \times (1/n_2)^2 = 1/n_2$ となるため， $V_1 = \frac{q_1}{Q_1} \frac{dp_1}{dQ_1} = \frac{1}{n_1} \frac{dp_1}{dQ_1} = -HI_1 b_1$ ， $V_2 = \frac{q_2}{Q_2} \frac{dp_2}{dQ_2} = \frac{1}{n_2} \frac{dp_2}{dQ_2} = -HI_2 b_2$ となる．

各産品市場が完全競争の場合

式 (1-12)，(1-13) において， $\frac{q_1}{Q_1} \frac{dp_1}{dQ_1} = \frac{q_2}{Q_2} \frac{dp_2}{dQ_2} = 0$ であることから， $V_1=V_2=0$ である．したがって，上記3.4)のキャリブレーションで求められた変数 b_1 ， b_2 の値及び各プロセスチーズ市場のハーフィンダール指数より，各市場の競

(註7) 競争状態を市場に存在する同一規模の企業者数で表したもの．

争状態に対応した製造者全体の推測変分の理論値を推計することができる．
第 1-2 表に推計結果を示す（註 8）．なお，フランス産プロセスチーズ市場については，国内市場に存在する製造者のマーケットシェアに関するデータが入手できない．このため，当該市場に関するハーフィンダール指数は算出できないため，第 1-2 表では，独占状態における推測変分の推計値のみを示す．

第 1-2 表 独占状態及びクールノー的競争状態における国産・フランス産プロセスチーズ市場の理論的推測変分値（2005 年実質価格）

年次	国産品			フランス産品
	HI_1 ^{a)}	V_1^m ^{b)}	V_1^c ^{c)}	V_2^m ^{d)}
2002 年	0.162	- 11.215	- 1.820	- 95.687
2003 年	0.156	- 11.026	- 1.721	- 84.524
2004 年	0.156	- 10.208	- 1.592	- 80.817
2005 年	0.170	- 10.165	- 1.732	- 68.707
2006 年	0.175	- 10.315	- 1.805	- 74.553
2007 年	0.150	- 9.931	- 1.487	- 81.728
2008 年	0.137	- 16.493	- 2.264	- 117.996
2009 年	0.132	- 14.143	- 1.867	- 107.173
2010 年	0.140	- 13.166	- 1.841	- 77.200

- 註： a) 国産プロセスチーズ市場のハーフィンダール指数．出所は，経済産業省『工業統計表（企業統計編）』のチーズの出荷金額ハーフィンダール指数．
b) 独占状態の国産プロセスチーズ市場の推測変分．キャリブレーションで求められる変数 b_1 の値．
c) クールノー的競争状態の国産プロセスチーズ市場の推測変分 HI_1 とキャリブレーションで求められる変数 b_1 の積．
d) 独占的競争状態のフランス産プロセスチーズ市場の推測変分．キャリブレーションで求められる変数 b_2 の値．

第 1-2 表が示すように， V_1^m ， V_2^m の値は，2008 年以降，大きく上昇している．既述したように，これらの値の絶対値は，それぞれ b_1 ， b_2 と同値であることから，国産プロセスチーズ，フランス産プロセスチーズの逆需要関数の各需要量（ Q_1 ， Q_2 ）に係る係数を表している．したがって，2008 年以降 b_1 ， b_2 の値が大

（註 8）各産品市場が完全競争の場合は，常に $V_1=V_2=0$ となることが明らかであるため，第 1-2 表中には示していない．

きく上昇したことは、価格の変化に対する需要量の変化が小さくなったことを示している。これは、第 1-1 表が示すように、2008 年以降のプロセスチーズ価格の高騰が原因であると考えられる。国産、フランス産プロセスチーズともに、2008 年以降の価格は、2007 年価格と比べると約 2 割から 4 割の上昇となっている。これは、2008 年の豪州での干ばつや飼料作物価格の高騰等により、プロセスチーズの主な原料であるナチュラルチーズ価格が世界的に高騰したことに起因している。

一方、日本国内の国産プロセスチーズ市場及びフランス産プロセスチーズ市場の競争実態を反映した推測変分値、 V_1^a 、 V_2^a 、については、キャリブレーションによって求められる。これらの競争実態を反映した推測変分を第 1-3 表にまとめ、第 1-2 表の理論値と比較する。

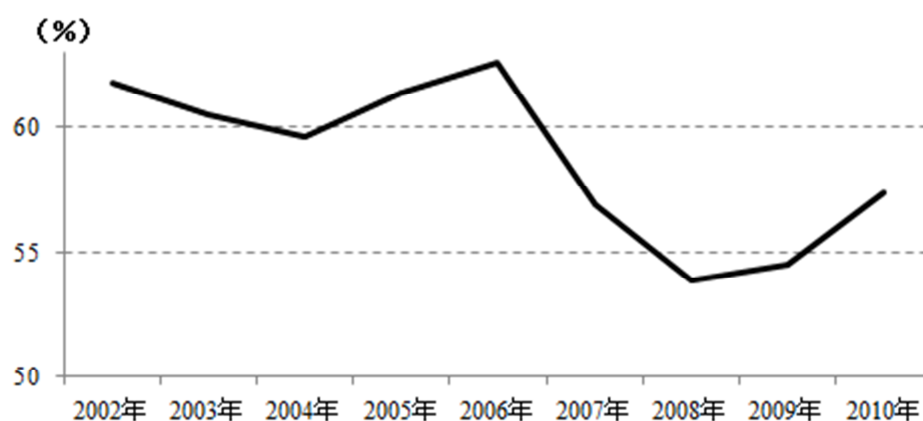
第 1-3 表 競争実態を反映した国産・フランス産プロセスチーズ市場の推測変分値と理論的推測変分値との比較（2005 年実質価格）

年次	国産品			フランス産品	
	V_1^a a)	$\frac{V_1^a}{V_1^m}$	$\frac{V_1^a}{V_1^c}$	V_2^a b)	$\frac{V_2^a}{V_2^m}$
2002 年	- 2.198	0.196	1.207	73.176	0.765
2003 年	- 2.032	0.184	1.181	56.386	0.667
2004 年	- 1.963	0.192	1.233	47.724	0.591
2005 年	- 2.091	0.206	1.207	39.017	0.568
2006 年	- 1.959	0.190	1.085	31.579	0.424
2007 年	- 1.860	0.187	1.251	19.004	0.233
2008 年	- 2.843	0.172	1.255	78.148	0.662
2009 年	- 2.646	0.187	1.418	74.333	0.694
2010 年	- 2.858	0.217	1.553	52.801	0.684

註： a) 競争実態を反映した国産プロセスチーズ市場の推測変分、キャリブレーションで求められる変数 V_1 の値。

b) 競争実態を反映したフランス産プロセスチーズ市場の推測変分、キャリブレーションで求められる変数 V_2 の値。

分析対象期間中の国産チーズ市場の競争実態は、第 1-3 表の V_1^a/V_1^m , V_1^a/V_1^c が示すように、独占の水準ほど極端に不完全な競争状態ではないが、その不完全競争性は、クールノー的競争の推測変分値を上回っており、特に、2009 年以降の不完全競争性の度合いは高くなっている可能性がある。これは、2009 年以降、国産チーズの総出荷額に占める大企業の出荷額の割合が高まっていることが原因である可能性がある。2009 年は、当時の乳価高騰などの影響から、同年 10 月に大手乳業メーカーであった雪印乳業と日本ミルクコミュニティが経営統合して、雪印メグミルク株式会社が設立された。このため、国産チーズ総出荷額に占める上位 3 社の出荷額の割合は、2006 年から 2008 年にかけて趨勢的に減少してきたものの、2009 年以降は、第 1-2 図が示すように、一転して増加しており、プロセスチーズ市場の不完全競争性の高まりを示唆している。



第 1-2 図 国産チーズ総出荷額に占める上位 3 社の出荷額割合の推移
出所：『工業統計表』経済産業省

一方、フランス産チーズ市場の競争実態は、 V_2^a/V_2^m が示すように、2007 年を除き、ほぼ独占の水準に近い。これは、国内のフランス産プロセスチーズ市場に、非常にマーケットシェアの大きい単一企業の存在が示唆される。フランスの大手チーズ製造会社である B 社のプロセスチーズを輸入販売している日本の I 社によれば、日本の大手スーパーで販売されているフランス産プロセスチーズのほ

とんどが，B 社製造のポーションタイプのクリームチーズであるとのことであり， V_2^a/V_2^m の値はそのことを反映している可能性がある．

第 1-4 表は，国内プロセスチーズ市場の社会厚生水準を最大化するために，政府が国内産プロセスチーズ業者に仮想的補助金を支払う場合を想定した状況をまとめたものである．最適な仮想的補助金額については，式（1-26）を用いて推計した．なお，仮想的補助金額が支払われる状況下においては，国内プロセスチーズ市場の不完全競争性は解消されと考えられるため，その大きさは各年における当該市場の不完全競争性の大きさを表していると考えられる．

第 1-4 表 不完全競争性を解消するために国産プロセスチーズ製造者に支払われる仮想的な政府補助金額と補助金支払い時における国産・フランス産プロセスチーズの実質国内価格（2005 年基準）及び出回り量

年次	仮想的補助 金額（円/kg）	国産品		フランス産品	
		実質国内価格 （円/kg）	出回り量 （千トン）	実質国内価格 （円/kg）	出回り量 （千トン）
2002 年	281	1239	123.5	1350	2.8
2003 年	258	1229	121.8	1368	3.3
2004 年	268	1216	131.9	1374	3.3
2005 年	275	1146	127.4	1276	3.6
2006 年	266	1239	131.8	1432	3.6
2007 年	261	1256	137.9	1505	3.2
2008 年	330	1702	110.1	2005	3.6
2009 年	344	1603	124.3	1895	3.6
2010 年	394	1509	132.0	1744	4.5

第 1-4 表の各年における仮想的補助金額をみると，2002 年から 2007 年までは 261 円と 281 円の間を推移しているが，2008 年から急激に上昇しており，2010 年には，394 円に達している．2002 年から 2007 年までの補助金額の平均値と 2008 年以降の補助金額を比較すると，2008 年，2009 年，2010 年の補助金額は，それぞれ当該平均値の約 1.2 倍，1.3 倍，1.5 倍となっており，2008 年以降にお

いて、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性の度合いが高まっていることを示唆している。

第 1-1 表と第 1-4 表を比較することにより、各産品に関する実質国内価格及び出回り量について、完全競争状態と比較することができる(註 9)。実質国内価格については、市場の不完全競争性により、国産品については、平均 15.5%、フランス産品については、平均 4.1%価格が引き上げられている。

また、国産品の出回り量については、不完全競争性により、平均 17.3%出回り量が制限されている。一方、フランス産品については、不完全競争性により国内産品の出回り量が制限されていることから、完全競争状態時に比べ、平均 3.9%出回り量を増加させている。

7. 結語

本章では、2002 年から 2010 年の間における国内プロセスチーズ市場における国産品製造者及びフランス産品製造者の競争状況を Dixit (1988) の異質寡占モデルを用いて考察した。その結果、以下の 3 点が明らかになった。

第 1 に、国産プロセスチーズ及びフランス産プロセスチーズそれぞれの市場において、一定の不完全競争性の存在が示唆されたことである。各産品に関して、独占状態とクールノー競争状態における理論的な推測変分値を推計し、各産品の競争実態と比較すると、国産品については、独占状況ほど不完全競争ではないが、クールノー競争状態よりは不完全競争であることが明らかになった。一方、フランス産品についても独占状態ほどではないが、国産品よりは不完全競争性が高い可能性が示唆された。これは、国内プロセスチーズ市場に出回っている主要フランス産品のブランド数がほぼ 1 社に限定されている現状を反映

(註 9) 完全競争状態においては、 $s=V_I=0$ となるため、式 (1-12) が示唆するように、理論的には $p_I=c_I$ となる。実際、第 1-1 表の国産プロセスチーズの実質製造コストと第 1-4 表の国産品の実質国内価格は、ほぼ同値である(推計の過程で 4~17 円/kg の差が生じている)。

していると考えられる。

第2に、2008年以降は両製品の市場の不完全競争性が高まっていることが示されたことである。本章では、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性を解消するために支払われる仮想的な政府補助金額を推計した。その推計値は、2002年から2007年までは、安定的に推移しているものの、2008年から急激に上昇している。2002年から2007年までの補助金額の平均値と2008年以降の補助金額を比較すると、2008年、2009年、2010年の補助金額は、それぞれ当該平均値の約1.2倍、1.3倍、1.5倍となっており、2008年以降において、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性の度合いが高まっていることを示唆している。これは、2008年以降の世界的な原料価格の高騰により、国産及びフランス産プロセスチーズの価格が上昇したこと、また、この価格上昇をきっかけとして大手乳業メーカーの経営統合が進んだことで、国産プロセスチーズ出荷総額のうち、大企業の出荷額割合が上昇したことが原因と考えられる。

第3に、国内プロセスチーズ市場の不完全競争性が解消されると、両製品の価格は下落する一方で、国内産の出回り量は減少し、フランス産の出回り量が増加する可能性が示唆されたことである。価格については、市場の不完全競争性が解消されることにより、国産品については、平均15.5%、フランス産品については、平均4.1%価格が下落する可能性が示された。また、国産品の出回り量については、不完全競争性の解消により、17.3%増加するが、フランス産品の出回り量については、国産品出回り量の増加により、3.9%減少する可能性がある。

以上により、国内プロセスチーズ市場は不完全競争市場であり、特に、フランス産品については、製造業者数が極めて少数であるため、不完全競争性の度合いが大きいこと、また、近年の世界的な原料価格高騰をきっかけとして、国産プロセスチーズの供給については、大企業による寡占状況が進展しつつある

可能性が示唆された。特に直近の 2010 年における不完全競争性の度合いは、分析期間中で最も大きい。国内プロセスチーズ市場の健全な競争性を維持するため、今後ともその推移を注視する必要があると思われる。

付録 式 (1-26) の導出過程

式 (1-25) の左辺第 2 項の括弧内は，式 (1-4) 及び (1-12) より，以下のように変形できる．

$$(1-27) \quad \begin{aligned} c_1 - a_1 + b_1 Q_1 + k Q_2 &= c_1 - (a_1 - b_1 Q_1 - k Q_2) = c_1 - p_1 \\ &= c_1 - (c_1 - s - Q_1 V_1) = s + Q_1 V_1 \end{aligned}$$

また，式 (1-25) の左辺第 1 項の括弧内は，式 (1-5) より，以下に示すようにゼロになる．

$$(1-28) \quad p_2 - a_2 + k Q_1 + b_2 Q_2 = p_2 - (a_2 - k Q_1 - b_2 Q_2) = p_2 - p_2 = 0$$

したがって，式 (1-27) 及び (1-28) より，式 (1-25) は下式のように変形できる．

$$(1-29) \quad \begin{aligned} Q_2 \frac{dp_2}{ds} + (c_1 - a_1 + b_1 Q_1 + k Q_2) \frac{dQ_1}{ds} + (p_2 - a_2 + k Q_1 + b_2 Q_2) \frac{dQ_2}{ds} &= 0 \\ \Rightarrow Q_2 \frac{dp_2}{ds} + (s + Q_1 V_1) \frac{dQ_1}{ds} &= 0 \end{aligned}$$

さらに，式 (1-15) 及び (1-16) を s で全微分することにより，以下が求められる．

$$(1-30) \quad \frac{dp_2}{ds} = \frac{k V_2}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

$$(1-31) \quad \frac{dQ_1}{ds} = \frac{b_2 - V_2}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2}$$

式 (1-16), (1-17), (1-30), (1-31) を式 (1-29) に代入することにより，式 (1-25) は，下式のように変形できる．

$$(1-32) \quad \begin{aligned} &\frac{\{(c_2 - a_2)(b_1 - V_1) + k(a_1 - c_1 + s)\} V_2 k}{\{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2\}} \\ &+ \left\{ s + \frac{(a_1 - c_1 + s)(b_1 - V_1) + k(c_2 - a_2)}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2} V_1 \right\} \frac{b_2 - V_2}{(b_1 - V_1)(b_2 - V_2) - k^2} = 0 \end{aligned}$$

式 (1-32) を s について解くことにより，仮想的な補助金の最適額， s^* ，が以下のように求められる．

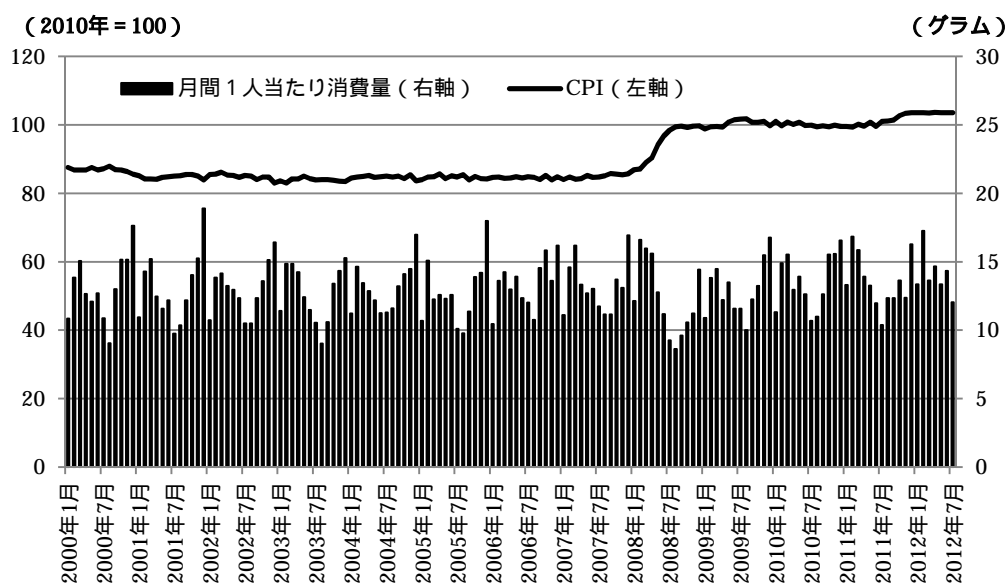
$$(1-33) \quad s^* = \frac{(a_1 - c_1)\{b_2 V_1(2V_2 - b_2) + V_2(k^2 - V_1 V_2)\} + (a_2 - c_2)k(b_2 V_1 - b_1 V_2)}{b_1(b_2 - V_2)^2 - b_2 k^2}$$

第2章 近年の消費者によるバター「買い急ぎ」に関する分析

1. はじめに

2007 年末から暫くの期間、国内のバター不足が発生した。原因としては、2006 年から 07 年にかけて実施された生乳の生産調整に加え、猛暑が続いていることや東日本大震災の影響で生乳生産量が大きく減少したことが一般的に指摘されている。このため、スーパーなどの小売店においては、2007 年末から、バターの特売の減少や在庫切れ、さらには、購入数量の制限などが実施されていた。

一方、第 2-1 図が示すように、バター供給量が減少する中、バターの月間 1 人当たりの消費量は、2000 年から 13 グラム前後で推移している。このようなことから、バターの小売価格については、2008 年 4 月から実施された大手乳業メーカーによる値上げ時以降、高止まりが続いている。



第 2-1 図 バターの月間 1 人当たり消費量及び消費者物価指数の推移
出所：「家計調査」（総務省）、「平成 22 年基準消費者物価指数」（総務省）

このような市場の異常事態には、しばしば、消費者の買い急ぎ、買占めが発生する。このため、續（1975）、辻村（2008）は、過度の需要超過あるいは過度の需要不足が発生した場合は、仮に多数の需要者・供給者が存在していたとしても、価格を所与のものとして扱う事が出来ないことを示している。彼らは、1973年から1974年にかけて消費者の買い急ぎが発生したトイレットペーパー市場を計量的に分析し、市場の競争状態を定量的に推計している。

現在続いているバター不足の状況も、完全競争が仮定しているような状況から乖離している可能性がある。したがって、本章では、家計におけるバターの需要関数の特定化を通じて、最近のバター市場の競争状態を定量的に明らかにすることを目的とする。

以下、次節では、バター需要関数の理論的概要を説明し、第3節及び第4節において使用データを説明するとともに、実証モデルの推定を行う。次いで、近年のバター需要超過の局面を把握するため、第5節においては、推定されたバター需要関数の構造変化時点を特定化し、分析対象期間のうち、構造変化時点前を平常時期と仮定する。その後、平常時期におけるバター需要関数を再推定する。さらに、第6節では、再推定した平常時期におけるバター需要関数を構造変化時点後の期間に外挿することにより、バター超過需要の状況を把握する。最後に、第7節を結語とする。

2．理論モデルの概要

本章で推定するバターの需要関数は、Deaton and Mellbauer（1980）によって開発された Linearized Almost Ideal Demand System（LA/AIDS）を用いて特定化する。なお、バターとマーガリンは、原料及び製造法が異なるが、味、外見、用途等に関しては共通点が多いことから、これらの需要を分析する際は、両者を相互に関連する市場として扱うことが重要であることが指摘されている（泉

田ほか 2006)。したがって、本章では、バター及びマーガリン双方の家計需要を分析対象とするとともに、時系列データへの対応を考慮し、次式のような LA/AIDS を基にバター需要関数の推定作業を進める。

$$(2-1) \quad w_{bt} = \alpha_b + \beta_b \log \left(\frac{x_t}{P_t^*} \right) + \gamma_{bb} \log p_{bt} + \gamma_{bm} \log p_{mt}$$

ただし、添え字 b, m は、財を表し、それぞれバター、マーガリンを指す。また、添え字 t は観察時点を表す。したがって、 w_{bt} 、 p_{bt} 、 p_{mt} は、それぞれ、観察時点 t におけるバターの支出比率、バター価格、マーガリン価格である。また、 α_b 、 β_b 、 γ_{bb} 、 γ_{bm} はパラメータである。なお、 x_t は観察時点 t におけるバター及びマーガリンの支出額、 P_t^* は Stone の価格指数であり、それぞれ式(2-2)、式(2-3)で与えられる。

$$(2-2) \quad x_t = p_{bt} q_{bt} + p_{mt} q_{mt}$$

$$(2-3) \quad P_t^* = w_{bt} \log p_{bt} + w_{mt} \log p_{mt}$$

3. データ

バター需要関数の推定には、総務省統計局『家計調査(二人以上の世帯)』の2000年1月から2012年7月までの品目別支出金額及び購入数量に関する月次データを用いる。分析対象品目については、バター及びマーガリンに限定し、各品目の購入数量データは、世帯人員数で除して一人当たりのデータに変換する。また、各データには、明瞭な季節変動が認められるため、X-12-ARIMA法で季節調整を施す。

4．実証モデルの概要

実証モデルに関しては、比較検討のため、2種類のモデルを考える。1つは、式(2-1)であり、もう1つは、分析対象期間が中長期間にわたることを考慮し、式(2-1)に消費者選好の趨勢的な変化を表すトレンド項を加えたモデルを式(2-4)のように特定化する。

$$(2-4) \quad w_{bt} = \alpha_b + \beta_b \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) + \gamma_{bb} \log p_{bt} + \gamma_{bm} \log p_{mt} + \delta t$$

ただし、 t は時間トレンド、 δ は t のパラメータである。

なお、式(2-1)及び(2-4)の各変数の時系列的性質を調べるため、Augmented Dickey-Fuller 検定を用いて単位根検定を行ったところ、全ての変数で単位根があるという帰無仮説は棄却されず、各変数が非定常であるという結果が得られた。また、1次階差をとった検定では、各変数について単位根を持つという帰無仮説は棄却されたため、全ての変数が、I(1)変数であることが確認されたことから、両式の推定結果は、所謂「見せかけの回帰」の可能性がある。

したがって、バター需要関数を構成する各 I(1)変数が共和分関係にあるかどうかを調べるため、式(2-1)及び(2-4)の推定結果を使って、Engle-Granger 共和分検定を行う。式(2-1)及び(2-4)の最小二乗法による推定結果をそれぞれ式(2-5)及び(2-6)に示すとともに、共和分検定結果を第1表に示す。

$$(2-5) \quad w_{bt} = 1.091 - 0.172 \cdot \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) + 0.072 \cdot \log p_{bt} - 0.015 \cdot \log p_{mt}$$

(7.308) (-4.651) (2.104) (-0.462)

括弧内は t 値

Adj $R^2=0.330$ DW=1.034

$$(2-6) \quad w_{bt} = 0.213 + 0.042 \cdot \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) - 0.022 \cdot \log p_{bt} - 0.091 \cdot \log p_{mt} \\
(1.615) \quad (1.284) \quad (-0.857) \quad (-3.757) \\
+ 0.0008 \cdot t \\
(11.640) \\
\text{括弧内は } t \text{ 値} \\
\text{Adj}R^2=0.659 \quad \text{DW}=1.311$$

第 2-1 表 式 (2-5), (2-6) による Engle-Granger 共和分検定の結果

	式 (2-5)	式 (2-6)
ラグ次数 ^{a)}	1	0
τ 統計量 ^{b)}	- 4.491**	- 8.474***

註 a) ラグ次数は, Schwarz のベイズ情報量基準を用いて決定.
b) ***, ** はそれぞれ帰無仮説が有意水準 1 %, 5 % で棄却されることを表す.
また, τ 統計量は, MacKinnon (1996) による.

第 2-1 表の共和分検定結果が示すように, 式 (2-5) 及び (2-6) の共和分関係については, 「各変数間に共和分関係が無い」という帰無仮説がそれぞれ 5 % 及び 1 % 有意水準で棄却される. これらの結果により, 両式の残差は定常であり, 両式による変数の組み合わせは CI(1,1) の共和分関係にあることから, 「見せかけの回帰」ではなく, 長期的・安定的な均衡関係を表すと考えられる.

なお, 式 (2-5) 及び (2-6) のダービン・ワトソン値は, 正の系列相関を示唆しているため, 両式の誤差項に 1 次の系列相関を仮定して再推定を行う. 各式の再推定モデルをそれぞれ式 (2-7), (2-8) とした推定結果を第 2-2 表に示す.

第 2-2 表 式 (2-7), (2-8) の推定結果 ^{a)}

説明変数名	式 (2-7)	式 (2-8)
$\log(x_t/P_t^*)$	0.077 (0.064)	0.053 (0.046)
$\log p_{bt}$	0.095** (0.037)	-0.004 (0.034)
$\log p_{mt}$	-0.071 (0.044)	-0.106*** (0.035)
t		0.0008*** (0.00009)
定数項	0.101 (0.411)	0.153 (0.187)
ρ ^{b)}	0.799***	0.349***
Adj R ²	0.577	0.685
DW	2.633	2.099
AIC	-5.187	-5.476

註： a) 各パラメータ推定値の***, **はそれぞれ 1 %水準, 5 %水準でゼロと有意差があることを表す。また, 括弧内の数値は標準誤差を表す。

b) ρ は, 誤差項の自己相関係数を表す。

第 2-2 表に示された決定係数 (Adj R²) 及び赤池情報量規準 (AIC) について, 式 (2-7) と式 (2-8) に関する数値を比較すると, 式 (2-8) の方が良好な結果を示している。したがって, 実証モデルについては, 式 (2-8) を選択する。

5. バター需要の構造変化

第 2-1 図が示すように, バターの消費者物価指数は 2007 年秋から 2008 年夏にかけて約 16% も上昇していることから, この時期にバター需要の構造変化が起きたことが疑われる。そこで, バター価格上昇開始時の 2007 年 9 月をバター需要の構造変化が発生した時点と仮定する。

ここで, バター需要関数の構造変化が発生したと仮定することの妥当性を検証するため, 分析対象期間を 2007 年 9 月を境に 2 つの時期に分割し, チャウの構造変化テストを行う。第 2-3 表にチャウテスト結果を示す。

第 2-3 表 チャウテスト結果（構造変化時点：2007 年 9 月）

F値	2.525 (0.024)	対数尤度比	15.627 (0.016)
----	------------------	-------	-------------------

註： 括弧内の数値は，p値を表す．

チャウテスト結果の F 値及び対数尤度比は，いずれも 5 %未満の有意水準で 2007 年 9 月時点において構造変化が生じた可能性を示している．したがって，2000 年 1 月から 2007 年 8 月までの期間をバター需要が安定している時期（平常時期）とし，その平常時期を基準として，需要構造変化発生後（2007 年 9 月以降）のバター需要状況を検討する．

ここで，平常時期のバター需要関数を式（2-8）を基にして再推定する．推定作業により，次式のような平常時期（2000 年 1 月～2007 年 8 月）におけるバター需要関数を得る．

$$\begin{aligned}
 (2-9) \quad w_{bt} = & 0.090 + 0.072 \cdot \log\left(\frac{x_t}{p_t^*}\right) + 0.076 \cdot \log p_{bt} - 0.048 \cdot \log p_{mt} \\
 & (0.445) \quad (1.342) \quad (1.714) \quad (-0.941) \\
 & + 0.0008 \cdot t \\
 & (6.688) \\
 \hat{\rho} = & 0.352(3.624)
 \end{aligned}$$

括弧内は t 値

$$\text{Adj } R^2=0.627 \quad \text{DW}=2.032$$

6. 過度のバター需要超過の局面

次いで，バター需要の構造変化発生時（2007 年 9 月）以降のバター需要状況を検討する．このため，辻村（2008）に倣い，個々の消費者は，バター市場全体の需要量を意識して，自分のバター購入量を決定すると仮定する．このため，式（2-4）は，以下のように修正される．

$$(2-10) \quad w_{bt} = \alpha_b + \beta_b \log \left(\frac{x_t}{p_t^*} \right) + \gamma_{bb} \log \left\{ p_{bt} \left(1 + \frac{\varepsilon_t}{\zeta_t} \right) \right\} + \gamma_{bm} \log p_{mt} + \delta t$$

ただし， $\zeta_t = (p_{bt}/Q_{bt}) \cdot (dQ_{bt}/dp_{bt})$ ， $\varepsilon_t = (q_{bt}/Q_{bt}) \cdot (dQ_{bt}/dq_{bt})$ ， Q_{bt} は国内バター市場全体の需要量である．

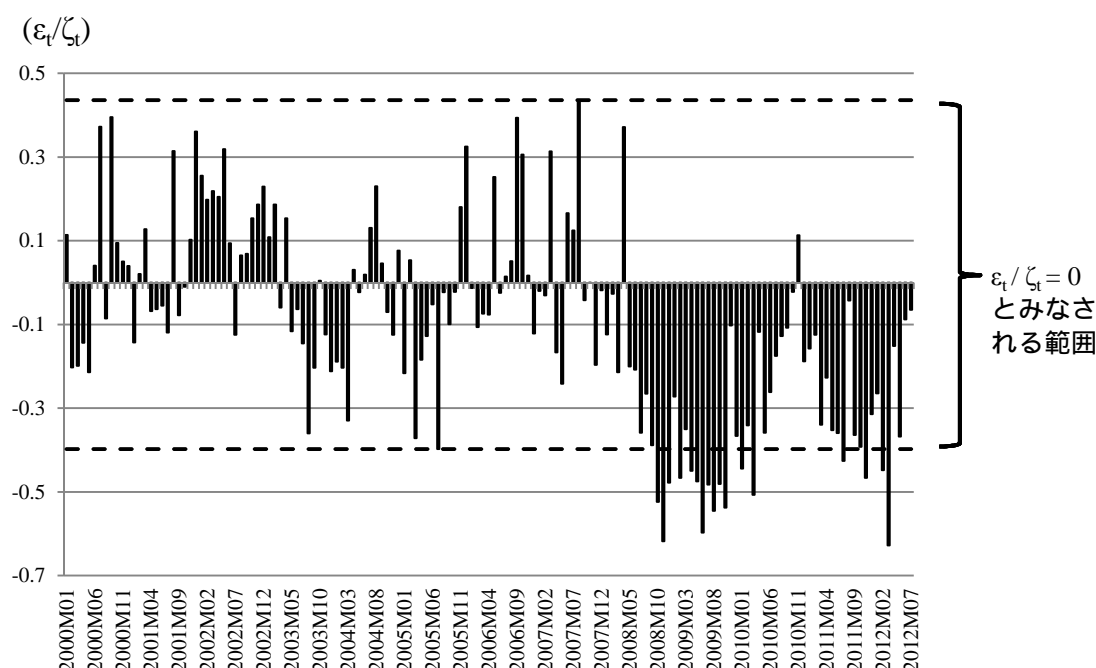
ここで， ζ_t はバター製造者の供給の価格弾力性の逆数であることから，常に $\zeta_t > 0$ と考えることができる．また， ε_t は，個々の消費者が自らの需要量 (q_{bt}) の変化が国内市場全体の需要量 (Q_{bt}) の変化にどのように影響するかという「個々の消費者が感じる市場感応弾性値」を表している．このため，過度の供給超過の場合は，個々の消費者は，自らの需要量の増加が，市場全体の需要量の増加につながると推察し ($\varepsilon_t > 0$)，消費者に有利な価格条件で取引が成立し易い状況（所謂「買い手市場」）であると考えていることを表している．一方，過度の需要超過の場合は，個々の消費者は，自らが確保できる需要量が増加すると，市場全体の需要量が減少してしまうと推察し ($\varepsilon_t < 0$)，供給者に有利な価格条件で取引が成立し易い状況（所謂「売り手市場」）であると考えていることを表している．したがって， $\varepsilon_t > 0$ の状況では，消費者による価格下落を促すための「買い控え」が発生し易くなる一方， $\varepsilon_t < 0$ の状況では，消費者による価格上昇に備えた「買い急ぎ」が発生し易くなると考えられる．なお，平常時においては，個別消費者は，国内市場全体の需要量を考慮することがないと考えられるため， $\varepsilon_t = 0$ になると仮定できる．また，以下のように，式 (2-10) を変形し，式 (2-9) のパラメータの値を代入することにより， ε_t/ζ_t の値を推計することができる．

$$(2-11) \quad \frac{\varepsilon_t}{\zeta_t} = \exp \left\{ \frac{w_{bt} - 0.090 - 0.072 \cdot \log \left(\frac{x_t}{p_t^*} \right) + 0.048 \cdot \log p_{mt} - 0.0008 \cdot t}{0.076} - \log p_{bt} \right\}$$

-1

さらに，式（2-11）に，各変数($w_{bt}, x_t/p_t^*, p_{mt}, p_{bt}$)の値を代入することにより，平常時期以降（2007年9月～2012年7月）のバター需要の状況が推測できる．なお，平常時期（2000年1月～2007年8月）においては，過度の供給超過も過度の需要超過も発生していないと仮定するため，同時期の ε_t/ζ_t の算出値の範囲を定義上ゼロとみなす．

分析対象期間中の ε_t/ζ_t の算出結果は，第2-2図のとおりである．



第2-2図 ε_t/ζ_t の変化（2000年1月～2012年7月）

上図が示す通り，2008年10月以降， ε_t/ζ_t の値は，ゼロとみなされる範囲を度々下回っている．既述したように， ζ_t は，バター製造者の供給の価格弾力性の逆数である．このため，仮に，バター不足により，バターの売り惜しみが発生したとすれば，バター供給は非弾力的になることから， ζ_t の値は大きくなる．その結果， ε_t の値が変わらないとすれば， ε_t/ζ_t の絶対値は小さくなると考えられる．

したがって， ε_t/ζ_t の値が，負値を取るとともに，絶対値が大きくなっている

ことは、バターに関する「個々の消費者が感じる市場感応弾性値」の変化が大きな影響を与えていると考えられる。特に、2008 年 10 月から 2010 年 3 月にかけての期間と 2011 年 7 月から 2012 年 3 月にかけての期間は、 ε_t/ζ_t の値が断続的に負値を取っている。これは、大手乳業メーカー各社が、2008 年 4 月と 2011 年 10 月にバター価格の一斉値上げに踏み切ったことと関係があると考えられ、両時期においては、バターの「買い急ぎ」が断続的に発生している可能性を示唆している。

7. 結語

本章では、我が国のバター及びマーガリンの家計需要について、2000 年 1 月から 2012 年 7 月までの月次データに LA/AIDS を適用し、近年の消費者によるバターの「買い急ぎ」について分析した。本分析の結果、以下の 2 点が明らかとなった。

第 1 に、バター需要の構造変化が示唆されたことである。バター価格は、2007 年秋から 2008 年夏にかけて急激に値上げされたことから、バター需要の構造変化が、2007 年 9 月に発生している可能性がある。当該時期において構造変化が発生している可能性を検証するため、構造変化時点を 2007 年 9 月としてバター需要関数の安定性をチャウの構造変化テストで分析したところ、同時点において構造変化が発生している可能性が示された。

第 2 に、2007 年 9 月以降の過度のバター需要超過の状況が確認されたことである。特に、2008 年 10 月から 2010 年 3 月にかけての期間と 2011 年 7 月から 2012 年 3 月にかけての期間は、断続的に過度のバター需要超過が発生している可能性が示された。このことは、大手乳業メーカー各社が、2008 年 4 月と 2011 年 10 月にバター価格の一斉値上げに踏み切ったことと関係があると考えられる。

バター価格の高騰に加え、大豆油、なたね油、コーン油などの国際油脂価格が高騰している。このため、これらの油脂を原料とするマーガリン価格も 2007 年秋以降高騰している。このため、国内のバター需要超過の状況は、今後とも続いていくと思われる。

最後に本章に残された課題を提示して結びとしたい。本章では、バターの需要サイドの情報のみを用いて、バターの「買い急ぎ」を分析した。しがしながら、本章の式(2-11)で示しているように、消費者のバターに関する市場感応弾性値を推計するためには、バターの供給サイドの情報も必要である。よって、今後この点を明らかにするためには、本章の分析対象期間中におけるバター供給の価格弾力性に関する詳細な分析が必要である。

第3章 国内価格差別措置の輸出補助金的効果と貿易歪曲性 — 主要乳製品生産国・地域を対象に —

1. はじめに

乳製品の輸出市場は少数の先進国によって占められている。主要貿易品目であるバター、チーズ、粉乳の2000年における輸出国別のシェアを見ると、各品目とも、EU、NZ、豪州、米国、カナダの5ヶ国が全輸出量の80%以上を占めている（Milk Development Council 2004）。また、NZ、豪州を除き、各国とも酪農部門に対して手厚い保護政策を実施しているため、主要乳製品生産国の酪農保護政策の変更は、乳製品の国際市場に対して少なからぬ影響を与えと考えられる。

先進国における酪農保護政策のほとんどが市場価格支持政策によるものであり、その政策には、国境保護措置と国内価格差別措置の2種の形態がある。国境保護措置は、関税、関税割当制度、輸出補助金などにより乳製品の内外価格差を拡大し、輸入量を抑制したり、輸出を促進したりする形態である。一方、国内価格差別措置は、国内生乳市場流通に政府が直接的あるいは間接的に介入することにより、生乳市場の不完全競争性を強め、用途別の生乳価格差を拡大する仕組みである。生乳生産者には、プール乳価が支払われることから、この仕組みにより生乳生産者価格を引き上げることが可能になる。具体的には、米国のマーケティング・オーダー制度、カナダの用途別乳価システム、日本の指定生乳生産者団体制度などが該当する（註10）。

（註10）一方、日本における飲用乳価プレミアム（飲用乳価格と加工用原料乳価格との価格差）は、飲用乳産地・加工用原料乳産地間の生乳輸送費によって説明されるとの主張もあり、論争が続いている（Suzuki et al. 1993を参照）。本章では、指定生乳生産者団体が一元集荷多元販売を通じ、価格形成力を強化していることによりプレミアムが発生すると仮定して議論を進める。

現行の WTO 協定では、国境保護措置についてはその削減が約束されている。それに対し、国内価格差別措置については、貿易に直接関与する政策ではないためか明確な削減約束がなされていない。これは、国内価格差別措置が国境保護措置の代替措置として用いられる可能性を示唆し、そのことは Bouamra-Mechemache et al. (2002), Cox et al. (2001), Sumner (1999), Suzuki et al. (2005) 等で指摘されている。

酪農部門の国内価格差別措置を考察した先行研究は数多く存在し、その多くが国内価格差別措置は生乳生産と消費に影響を与え、結果的に貿易にも影響を及ぼすことを明らかにしている。しかしながら、国内価格差別措置の貿易歪曲性を左右する要因や現在実施されている国内価格差別措置の貿易保護効果について焦点を当てた先行研究は筆者の知る限り見当たらない。

そこで本章では、酪農部門における国内価格差別措置の貿易歪曲性について、貿易歪曲性が極めて大きいとされている国境保護措置と比較することにより、明らかにする。

2. 国内価格差別措置と国境保護措置の貿易歪曲性

国内生乳市場における国内価格差別措置及び国境保護措置の貿易歪曲性を明らかにするため、定型的な生乳市場モデル（1国モデル）を用いて2つの政策措置の変化が貿易量に与える影響を比較する。以降、分析を単純化するため、分析対象である国内生乳市場に関して以下の前提条件を置く。

生乳市場では、用途別に飲用乳と加工用原料乳の2種類の生乳が取引される。

飲用乳は、腐敗性が強いことなどから非貿易財であり、国内で自

給される。一方，加工用原料乳は，乳製品生産に使用され，国内需要量を超過した分は輸出され，不足分は輸入される。

国内価格差別措置は，飲用乳市場の不完全競争性を反映した飲用乳価プレミアム（飲用乳消費者価格と加工用原料乳消費者価格との価格差）として表される。一方，国境保護措置は，加工用原料乳の内外価格差で表される。

飲用乳はその特殊性から，加工用原料乳と比較すると需要が非弾力的である（註 11）。

当該国の生産の変化は世界市場価格に影響を及ぼさない（小国の仮定）。

生乳の地域間流通における運送費は考慮しない。

1) 国内生乳市場モデル

国内生乳市場における飲用乳の国内需要及び供給量（ Q^f ），加工用原料乳の国内需要量（ Q_d^m ），生乳の総生産量（ Q_s ），貿易量[生乳換算]（ X^m ）を次式で表す。

$$(3-1) \quad Q^f = D_f(P_f)$$

$$(3-2) \quad Q_d^m = D_m(P_m)$$

$$(3-3) \quad Q_s = S(P_s)$$

$$(3-4) \quad X^m = Q_s - Q^f - Q_d^m$$

ただし， P_f ， P_m ， P_s はそれぞれ飲用乳の消費者価格，加工用原料乳

（註 11）近年の日本の飲料市場においては，茶系飲料・豆乳類等が飲用乳の競合品として消費量を伸ばしてきており，飲用乳需要の価格弾力性は弾力的になっているとの指摘がある。したがって，本前提条件が日本において成立するかどうかは実証的に確認すべき事項であると考えられるが，本章では日本においても本前提条件が成立していると仮定して議論を進める。なお，鈴木他（2003）は，日本における飲用乳と加工用原料乳の需要の価格弾力性をそれぞれ飲用乳 - 0.210 及び加工用原料乳 - 1.848 と推計しており（計測期間：1981～2000 年），日本においても飲用乳は加工用原料乳と比較すると需要が非弾力的であることを示している。

の消費者価格，生乳の生産者価格を表す．また， $D_f(\cdot)$ ， $D_m(\cdot)$ ， $S(\cdot)$ は，それぞれ飲用乳の需要関数，加工用原料乳の需要関数，生乳の供給関数であり，需要，供給の価格弾力性は一定と仮定する．世界市場における乳製品価格（生乳換算）を P_w ，国境保護措置による内外価格差を b ， P_s を P_f と P_m の加重平均値（プール乳価）とすると， P_m ， P_s は次のように表せる．

$$(3-5) \quad P_m = P_w + b$$

$$(3-6) \quad P_s = \frac{P_f Q^f + P_m (Q_s - Q^f)}{Q_s}$$

2) 飲用乳価の定式化

ここで，Suzuki et al. (1994) が提示した不完全競争パラメータを用い，国内価格差別措置のもとでの飲用乳価 P_f を定式化する．国内の各生乳出荷組織は所与の加工用原料乳価のもとで売上高が最大になるように飲用乳価を決めるが，その際，他の出荷組織による出荷量を予想しつつ自らの出荷量を決定すると仮定する．この場合，第 i 生乳出荷組織の飲用乳出荷量を q_i ，第 i 出荷組織が予想する i 以外の出荷組織の飲用乳出荷総量を $r_i(q_i)$ とすると，第 i 出荷組織の売上高最大化問題は以下のように定式化できる．

$$(3-7) \quad \max_{q_i} D_f^{-1}(q_i + r_i(q_i))q_i - P_m q_i$$

なお， $D_f^{-1}(\cdot)$ は飲用乳の逆需要関数である．飲用乳需要の価格弾力性を η_f とすると，この最大化問題の一階の条件から次式が得られる．

$$(3-8) \quad \frac{P_f}{\eta_f} \left\{ \frac{q_i}{Q^f} \left(1 + \frac{\partial r_i(q_i)}{\partial q_i} \right) \right\} + P_f = P_m$$

$\partial r_i(q_i)/\partial q_i$ は，第 i 組織が出荷量を 1 単位変化させたときに，飲用市場の他の出荷組織が出荷量をどのくらい変化させるかを予測した推測

変分(conjectural variation)である．ここで，

$$(3-9) \quad 1 + \frac{\partial r_i(q_i)}{\partial q_i} = \frac{\partial q_i + \partial r_i(q_i)}{\partial q_i} = \frac{\partial Q^f}{\partial q_i}$$

であるから，式(3-8)は

$$(3-10) \quad \frac{P_f}{\eta_f} \left\{ \frac{q_i}{Q^f} \left(1 + \frac{\partial r_i(q_i)}{\partial q_i} \right) \right\} + P_f = \frac{P_f}{\eta_f} \left\{ \frac{q_i}{Q^f} \left(\frac{\partial Q^f}{\partial q_i} \right) \right\} + P_f = P_f \left(1 + \frac{\theta}{\eta_f} \right) = P_m$$

where $\theta = \frac{q_i}{Q^f} \left(\frac{\partial Q^f}{\partial q_i} \right)$

と変形できる．なお， θ は第 i 組織の出荷量の変化率($\Delta q_i/q_i$)と飲用乳総出荷量の変化率($\Delta Q^f/Q^f$)の比を表す推測変分(conjectural elasticity)であるため，一国内の飲用乳市場の平均的な不完全競争性を示すパラメータと考えることができる．さらに，政府は飲用乳市場に直接的・間接的に介入することにより θ の値を変更しうると考え，それにより飲用乳価プレミアム($P_f - P_m$)をコントロールできるとする．式(3-8)を変形させると， P_f と P_m の関係は，

$$(3-11) \quad P_f = \frac{P_m}{1 + \frac{\theta}{\eta_f}}$$

と整理される．飲用乳市場が完全競争的である場合は $\theta = 0$ で $P_f = P_m$ となり，市場の不完全競争性の程度が上がるにつれ， θ の値が 1 に近づき，飲用乳価プレミアムは大きくなる．ここでは，飲用乳需要を非弾力的であると仮定している ($-1 < \eta_f < 0$) ことから， $0 < P_m \leq P_f$ であることを考慮すると， θ のとりうる値の範囲は， $0 \leq \theta < -\eta_f$ となる．

3) 貿易歪曲性の比較

式(3-1)～(3-6)，(3-9)を全微分し，整理することにより次式を得る．

$$(3-12) \quad dQ^f = \frac{\eta_f Q_0^f}{P_{f0}} dP_f = \frac{\eta_f Q_0^f}{P_{f0}} \left(\frac{\eta_f}{\eta_f + \theta_0} db - \frac{P_{f0}}{\eta_f + \theta_0} d\theta \right)$$

$$(3-13) \quad dQ_d^m = \frac{\eta_m Q_{d0}^m}{P_{m0}} dP_m = \frac{\eta_m Q_{d0}^m}{P_{m0}} db$$

$$(3-14) \quad dQ_s = \frac{\varepsilon}{P_{s0} \left(1 + \varepsilon - \frac{P_{m0}}{P_{s0}} \varepsilon \right)} \left\{ Q_0^f \left(1 + \eta_f - \frac{P_{m0}}{P_{f0}} \eta_f \right) \left(\frac{\eta_f}{\eta_f + \theta_0} db - \frac{P_{f0}}{\eta_f + \theta_0} d\theta \right) + (Q_{d0}^m + X_0^m) db \right\}$$

$$(3-15) \quad dX^m = dQ_s - dQ^f - dQ_d^m$$

ただし， η_m ， ε は，それぞれ加工用原料乳需要の価格弾力性と，生乳供給の価格弾力性である．また，初期時点における各変数の均衡値は下添え字 0 で表す．

ここで，2つの政策措置による貿易歪曲性を比較するため，以下のシナリオを考える．国境保護措置による内外価格差 b を削減する ($db < 0$) と同時に，生産者乳価を一定に維持するため ($dP_s = 0, dQ_s = 0$)，飲用乳市場の不完全競争パラメータ θ を変化させて飲用乳価の引き上げを実施する ($d\theta > 0$)．したがって，本シナリオの結果，輸出量（輸入量）が増加（減少）する場合は国内価格差別措置の貿易歪曲性が国境保護措置のそれを上回り，輸出量（輸入量）が減少（増加）する場合は国内価格差別措置の貿易歪曲性が国境保護措置のそれを下回るということになる．

まず，このシナリオでは $dQ_s = 0$ であることから，式 (3-14) を整理することにより， $d\theta$ は db により以下のように表せる．

$$(3-16) \quad d\theta|_{dP_s=0} = \frac{\eta_f (1 - \theta_0) Q_0^f + (X_0^m + Q_{d0}^m) (\eta_f + \theta_0)}{P_{f0} Q_0^f (1 - \theta_0)} db$$

また，貿易量の変化は，式（3-12），（3-13）を式（3-15）に代入することにより，次のように示される．

$$(3-17) \quad \begin{aligned} dX^m \Big|_{dP_s=0} &= dQ_s - dQ^f - dQ_d^m \\ &= -\frac{\eta_f Q_0^f}{P_{f0}} \left(\frac{\eta_f}{\eta_f + \theta_0} db - \frac{P_{f0}}{\eta_f + \theta_0} d\theta \right) - \frac{\eta_m Q_{d0}^m}{P_{m0}} db \end{aligned}$$

式（3-16）を式（3-17）に代入し整理することにより，本シナリオによる貿易量の変化は次のように表される．

$$(3-18) \quad \frac{dX^m}{db} \Big|_{dP_s=0} = \frac{(\eta_f + \theta_0)(X_0^m + Q_{d0}^m)}{P_{m0}(1 - \theta_0)} \left[1 - \left\{ 1 - \frac{\theta_0(1 + \eta_f)}{\eta_f + \theta_0} \right\} \left(\frac{\eta_m}{\eta_f} \right) \left(\frac{Q_{d0}^m}{X_0^m + Q_{d0}^m} \right) \right]$$

ここで， $0 \leq \theta < -\eta_f$ ， $0 < X^m + Q_d^m$ ， $0 < 3 - \theta$ であることから，

$$(3-19) \quad \frac{(\eta_f + \theta_0)(X_0^m + Q_{d0}^m)}{P_{m0}(1 - \theta_0)} < 0$$

$$(3-20) \quad 1 - \frac{\theta_0(1 + \eta_f)}{\eta_f + \theta_0} > 1$$

また，本モデルの前提条件（ $\eta_m < \eta_f < 0$ ）より，

$$(3-21) \quad \frac{\eta_m}{\eta_f} > 1$$

となる．式(18)～(21)より次式が成立する．

$$(3-22) \quad \frac{dX^m}{db} \Big|_{dP_s=0} \begin{matrix} < \\ =0 \\ > \end{matrix} \Leftrightarrow \begin{matrix} < \\ X_0^m = Q_{d0}^m \\ > \end{matrix} \left[\left\{ 1 - \frac{\theta_0(1 + \eta_f)}{\eta_f + \theta_0} \right\} \left(\frac{\eta_m}{\eta_f} \right) - 1 \right]$$

さらに，式（3-20），（3-21）より，

$$(3-23) \quad Q_{d0}^m \left[\left\{ 1 - \frac{\theta_0(1 + \eta_f)}{\eta_f + \theta_0} \right\} \left(\frac{\eta_m}{\eta_f} \right) - 1 \right] > 0$$

であることから，2つの政策措置の比較貿易歪曲性は，当該国の貿易

量と式(3-23)左辺の値との相対関係により決まる．具体的には，貿易状況ごとに以下の4つのケースに分けて整理できる．

- (ケース1) 輸入・自給国($X^m_0 \leq 0$)の場合：貿易量は常に式(3-23)左辺の値より小さいため，本シナリオにより輸入量は増加する．すなわち，国内価格差別措置の貿易歪曲性は，国境保護措置のそれよりも小さい．
- (ケース2) 輸出国($X^m_0 > 0$)であるが，輸出量が式(3-23)左辺の値より小さい場合：輸出量は減少する．国内価格差別措置の貿易歪曲性は，国境保護措置よりも小さい．
- (ケース3) 輸出国($X^m_0 > 0$)であり，輸出量が式(3-23)左辺の値と等しい場合：輸出量は変化しない．両政策措置の貿易歪曲性は等しい．
- (ケース4) 輸出国($X^m_0 > 0$)であり，輸出量が式(3-23)左辺の値より大きい場合：輸出量は増加する．国内価格差別措置の貿易歪曲性は，国境保護措置よりも大きい．

上記4ケースは，輸入・自給国の場合は，常に国境保護措置の貿易歪曲性の方が国内価格差別措置のそれを上回るものの，輸出国における比較貿易歪曲性は，一意には定まらないことを示している．また，ケース4のような輸出量が式(3-23)左辺の値を上回るような輸出国においては，国内価格差別措置の貿易歪曲性が国境保護措置のそれを上回る可能性があることを表している．

3．主要先進国の酪農部門における市場価格支持

本節では，主要先進国の酪農部門における市場価格支持の具体的な貿易歪曲性や国際市場へ与え得る影響について数量的に分析するため，

主要乳製品生産・消費国である 6 ケ国・地域（豪州，カナダ，EU，日本，米国，NZ）の 2003 年の状況を観察することとする。

まず，式（3-22）に基づいて主要先進国の 2 つの市場価格支持の貿易歪曲性を比較し，各国の状況が前節のどのケースに対応するのかについて整理する．次に，各国の酪農部門における市場価格支持の具体的な貿易歪曲性や国際市場へ与える影響について分析するため，貿易を考慮した部分均衡モデルを用いたシミュレーション分析を行う．

1) 各国の比較貿易歪曲性

分析対象国の比較貿易歪曲性がどのように異なるかを第 3-1 表に概観する．各国の輸出量（ X^m_o ）と式（3-23）左辺の値（ $Q^m_{do}[\cdot]$ ）を比較し，各国の該当するケースを明らかにする．なお，豪州，EU，NZ の生乳市場では，2003 年当時，国境保護措置，国内価格差別措置ともに実施されていない．したがって，この 3 ケ国については新たに両措置が導入される状況を想定する．

第 3-1 表 分析対象国の輸出量，式（3-23）左辺の値，対応するケース

国名	輸出量 (X^m_o)	式 (3-23) 左辺の 値 ($Q^m_{do}[\cdot]$)		対応するケース
			Q^m_{do} $[\cdot]$	
豪州	5.45	1.13	2.91 0.39	ケース 4
カナダ	-0.28	6.02	5.40 1.12	ケース 1
EU	4.13	18.91	85.19 0.22	ケース 2
日本	-4.53	12.39	7.83 1.58	ケース 1
NZ	13.59	2.01	1.13 1.78	ケース 4
米国	-1.95	101.85	47.17 2.16	ケース 1

註：本分析に使用した各国のデータ，パラメータの詳細は付表 3-1 を参照．

第 3-1 表が示す通り，輸入国であるカナダ，日本，米国に関しては輸出量（輸入国のため，輸出量は負の値）が式（3-23）左辺の値より

小さいため，ケース 1 に対応し，EU に関しても，輸出国であるものの輸出量が式（3-23）左辺の値より小さいため，ケース 2 に対応する．一方，豪州・NZ に関しては，輸出国でありかつ輸出量が式（3-23）左辺の値より大きいため，ケース 4 に対応する．豪州・NZ は両国とも輸出量が国内の加工用原料乳需要量（ Q_{do}^m ）を大幅に上回っている．豪州は，国内需要量の約 2 倍，NZ は約 12 倍ものの量の加工用原料乳を輸出にまわしているため，両国においては輸出量が式（3-23）左辺の値を大きく上回ることとなり，ひいては両国における国内価格差別措置のより大きな貿易歪曲性の主な要因となっている．こうした数値は，国内需要量と比べて輸出量が極めて大きい輸出国においては，国内価格差別措置の貿易歪曲性が輸出補助金などの国境保護措置の貿易歪曲性を上回る可能性があることを示唆している．

2) 部分均衡モデルの構築

前節の生乳市場モデルの前提条件，方程式体系を踏襲しつつも，小国の仮定を外し，貿易を考慮した部分均衡モデルを用いたシミュレーション分析を行う（註 12）．

分析対象地域は，豪州，カナダ，EU，日本，米国，NZ，その他地域の 7 地域である．分析対象部門は酪農部門であるが，取り扱う品目は飲用乳，加工用原料乳の 2 品目とし，分析の基準年は 2003 年とした．また，本モデルでは，生乳市場だけでなく各国・地域内の生産要素市場（土地，労働，肥料等購入生産要素，その他生産要素）も取り扱っている．このため，各国酪農部門で実施されている生産要素（土地，

（註 12）本章で使用したモデルの基本的枠組みは，Gardner(1987)，Hertel(1989)，小林(2005)，Organization of Economic Cooperation and Development(2001,2005)などによって各種農業保護政策の評価のために用いられてきた静学的な部分均衡モデルが元になっている．なお，モデルに使用した主なデータ・パラメータを付表 3-1，モデルの概要を付表 3-2 に示した．

肥料等）に対する直接支払いも定式化されている。

3) シミュレーション・シナリオ

4 種類のシミュレーション・シナリオを設定した。第 1 のシナリオでは、貿易財である加工用原料乳の内外価格差を引き上げることにより、生産者乳価を 1 % 増加させた場合の貿易量の変化と世界価格への影響を計測する（国境保護シナリオ）。これは、輸入国にとっては乳製品の輸入関税の引き上げ、輸出国にとっては、乳製品の輸出補助金の増額を意味する。この場合、飲用乳価プレミアムの大きさは変化させない。第 2 のシナリオでは、国内飲用乳市場の不完全競争の程度を高め（不完全競争パラメータを引き上げ）、飲用乳価プレミアムを引き上げることにより、第 1 のシナリオ同様、生乳生産者価格を 1 % 増加させた場合を考える（価格差別シナリオ）。この場合、加工用原料乳の内外価格差は変化させない。したがって、第 1 と第 2 のシナリオ分析結果により、各国における国境保護措置と国内価格差別措置の貿易歪曲性を比較することができる。

第 3 のシナリオは、国内価格差別措置を撤廃する状況を想定する（価格差別撤廃シナリオ）。この場合、国境保護措置は一定に維持されるものの、国内生乳市場の変化により貿易にも何らかの影響が予想される。本シナリオではそのような政策変更がどの程度貿易や世界市場へ影響を与えるのかを計測し、各国の国内価格差別措置が持つ貿易保護効果を明らかにする。また、第 4 のシナリオとして、国境保護措置のみを削減するシミュレーションも行い、国内価格差別措置と同様の効果をもたらすために必要な国境保護措置の削減率も計測した（国境保護削減シナリオ）。

4) 分析結果

国境保護シナリオ及び価格差別シナリオの分析結果を第 3-2 表，第 3-3 表に示す．分析対象国それぞれについて，2 つのシナリオ分析結果を比較する．

第 3-2 表における各国の分析結果は，何れの国においても国内価格差別措置が貿易歪曲性を持っている可能性を示している．また，各分析結果は第 3-1 表で整理した各ケースと整合性を有しており（註 13），輸入国である 3 ケ国（カナダ，日本，米国）については，いずれも国境保護シナリオによる輸入減少量および世界価格への影響の大きさが価格差別シナリオのそれを上回っている．また，第 3-1 表でケース 2 に分類されている EU についても，国境保護シナリオの方が価格差別シナリオよりも大きな貿易歪曲性を示している．一方，ケース 4 に分類されている豪州，NZ に関しては，価格差別シナリオのより大きな貿易歪曲性を表す結果が示されている．

（註 13）第 3-2 表の分析結果は，世界価格の変化も考慮に入れているため，厳密に言えば小国の仮定に基づいた第 3-1 表の分析結果とは対応しない場合も有り得る．しかしながら，本節における各国の 2 つのシミュレーション・シナリオ（国境保護・価格差別シナリオ）による世界価格変化の差は，生乳生産者価格の変化と比較すると非常に小さいため，第 3-2 表の分析結果は第 3-1 表の分析結果と整合性のある結果が得られた．

第 3-2 表 国境保護・価格差別シナリオ分析結果の比較 — 基準均衡解からの変化量・率

国 名	輸出増加量		輸入減少量		世界価格の変化	
	(生乳換算, 百万トン)		(生乳換算, 百万トン)		(%)	
	国境保護 シナリオ ^{a)}	価格差別 シナリオ ^{b)}	国境保護 シナリオ ^{a)}	価格差別 シナリオ ^{b)}	国境保護 シナリオ ^{a)}	価格差別 シナリオ ^{b)}
豪州	0.09	0.10	n/a	n/a	-0.03	-0.04
カナダ	n/a	n/a	0.03	0.02	-0.013	-0.007
EU	0.51	0.44	n/a	n/a	-0.21	-0.18
日本	n/a	n/a	0.15	0.11	-0.06	-0.04
NZ	0.12	0.13	n/a	n/a	-0.045	-0.049
米国	n/a	n/a	1.01	0.86	-0.5	-0.4

- 註： a) 加工用原料乳価の内外価格差を引き上げることにより生乳生産者価格を 1 % 増加させるシナリオ
- b) 飲用乳価プレミアムを引き上げることにより生乳生産者価格を 1 % 増加させるシナリオ

生乳生産者乳価引き上げによる農家所得の増加という政策目標からすれば、国境保護シナリオと価格差別シナリオは2つとも全く同じ効果が得られる。しかし、消費者余剰や納税者負担額に及ぼす影響は同一ではない。第3-3表が示すように、2つのシナリオが消費者余剰、納税者負担額に及ぼす影響は大きく異なる。飲用乳消費者余剰に関しては、各国とも価格差別シナリオによる余剰減少分は国境保護シナリオによる減少分を大きく上回っており、価格差別シナリオによる飲用乳価引き上げが飲用乳消費者に保護コストの負担増を強いている状況が明らかである。一方、加工用原料乳消費者余剰に関しては、国境保護シナリオによって、加工用原料乳の内外価格差が拡大し、余剰が大きく減少するのに対し、価格差別シナリオでは、余剰が増加する結果となっている。これは、価格差別シナリオにおいては、内外価格差は変化しないものの、各国の輸出量（輸入量）が増加（減少）することによる世界価格下落に伴い、結果的に加工用原料乳価も引き下がることによる。

納税者負担額の変化も両シナリオ間で異なる。国境保護シナリオでは、加工用原料乳の内外価格差が拡大し輸出量も増えることから、輸出国である豪州、EU、NZでは輸出補助金が増額され、納税者負担額は増大する結果となる。一方、価格差別シナリオの結果は、3ヶ国とも国境保護措置を下回る結果となっている。特に、豪州、NZは変化が見られない。これは、価格差別シナリオでは、輸出量は増大するものの、加工用原料乳の内外価格差は変化しないことによる。したがって、EUに関しては、内外価格差、輸出量ともに増大する国境保護シナリオと比較すると納税者負担額は小さくなり、また、豪州、NZに関しては、基準均衡時点において国境保護措置が存在せず、内外価格差がゼロで

第 3-3 表 国境保護・価格差別シナリオ分析結果の比較 — 農家所得，消費者余剰，納税者負担額の変化

国 名	農家所得の変化 (百万米ドル)		飲用乳 消費者余剰分の変化 (百万米ドル)		加工用原料乳 消費者余剰分の変化 (百万米ドル)		納税者負担額の変化 (百万米ドル)	
	国境保護シ ナリオ ^{a)}	価格差別シ ナリオ ^{b)}	国境保護シ ナリオ ^{a)}	価格差別シ ナリオ ^{b)}	国境保護シ ナリオ ^{a)}	価格差別シ ナリオ ^{b)}	国境保護シ ナリオ ^{a)}	価格差別シ ナリオ ^{b)}
豪州	13.7	13.7	-3.4	-18.2	-4.9	0.2	9.6	0.0
カナダ	33.1	33.1	-15.3	-35.7	-19.8	0.1	0.0	0.0
EU	367.1	367.1	-98.1	-403.2	-255.8	31.4	67.6	45.1
日本	31.4	31.4	-42.7	-66.7	-52.5	0.6	0.0	0.0
NZ	25.5	25.5	-0.7	-32.0	-2.2	0.1	28.3	0.0
米国	137.0	137.0	-118.9	-289.2	-132.9	37.9	0.0	0.0

註： a) 加工用原料乳価の内外価格差を引き上げることにより生乳生産者価格を 1 % 増加させるシナリオ

b) 飲用乳価プレミアムを引き上げることにより生乳生産者価格を 1 % 増加させるシナリオ

あることから、価格差別シナリオにより輸出量が増加したとしても納税者負担額は発生しない結果となっている。

このように、乳製品輸出国における国境措置の引き上げが、加工用原料乳・飲用乳消費者、納税者それぞれに負担を強いるのに対し、飲用乳価プレミアムの引き上げは、飲用乳消費者に大きな負担を強いる一方で、加工用原料乳消費者に対しては便益をもたらす可能性がある。また、飲用乳価プレミアムの引き上げは加工用原料乳の内外価格差を変化させる必要がないことから、輸出国の納税者が負担すべき輸出補助金額も国境措置の引き上げよりも低く抑えることができる可能性もある。特に、豪州、NZのような輸出補助金を実施していない国々においては、納税者負担額を増加させることなく輸出を増大させ、農家所得を引き上げることが可能である。このことは、Schluep(1999)、Suzuki et al.(2005)が指摘しているように、酪農部門における国内価格差別措置は、消費者負担型輸出補助金(consumer-financed export subsidy)として伝統的な納税者負担型輸出補助金の代替策として利用される可能性を示唆している。

価格差別措置撤廃シナリオ及び国境保護削減シナリオの分析結果を第3-4表に示す。

第 3-4 表 価格差別措置撤廃・国境保護削減シナリオ分析結果 — 基準均衡解からの変化量・率

撤廃対象国	価格差別措置撤廃 シナリオ ^{a)}		国境保護削減 シナリオ ^{b)}
	輸入増加量 (生乳換算， 百万トン)	世界価格 の変化 (%)	削減率 (%)
カナダ	0.25	0.1	13.6
日本	1.56	0.6	17.1
米国	7.56	3.8	56.3
カナダ・日本・米国	8.66	4.4	40.2

註： a) 飲用乳価プレミアムをゼロにすることにより国内価格差別措置を撤廃するシナリオ

b) 国境保護措置のみを削減することにより国内価格差別措置撤廃と同様の効果をもたらすシナリオ

現在，国内価格差別制度を実施している 3 ヶ国とも，措置撤廃による貿易量の変化，世界価格への影響は無視できない．特に米国については，措置撤廃に伴い，輸入量が大幅に増加し，世界価格にも大きな影響を与えうることが示されている．また，3 ヶ国が一斉に措置撤廃を実施した場合には，3 ヶ国合計の輸入量は，2 倍以上増加し，国際価格も 4 % 以上上昇する可能性が示された．

同様の効果をもたらすために必要な国境保護措置削減率については，カナダ，日本に関しては，それぞれ 14 %，17 % 程度の削減が必要であり，米国に関しては，56 % もの削減が必要であることが明らかになった．また，3 ヶ国が一斉に撤廃する効果は，3 ヶ国が同時に 40 % もの国境保護措置削減を実施することに相当することが示され，国内価格差別措置が，各国において有効な貿易保護手段として機能している可能性が明らかになった．

この3ヶ国の中では米国の影響が極めて大きい。これは、3ヶ国の中で米国の生乳生産量が最も大きく、生乳クォータ制度を実施していないこと、さらに、同国の国内価格差別措置に関する生産者補助金相当額（付表3-1を参照）が大きいことが原因である。

米国はNZとともに、カナダの国内価格差別措置による輸出向け加工用原料乳価が輸出補助的措置に該当するとしてWTOに提訴を行い、最終的にはカナダの輸出向け加工用原料乳価は実質的な輸出補助金であるとの判断が下された（Dobson 1999）。しかしながら、本章の分析でも明らかになったように、輸出向けかどうかという点よりも国内価格差別措置の実施そのものが貿易歪曲性を生み出している点がより重要な政策的課題であると考えられる。この意味で、米国自身が実施している国内価格差別措置の貿易歪曲性の大きさを考慮すると、本件に関するカナダの敗訴は何とも皮肉である。

4．おわりに

本章では、酪農部門の国内価格差別措置について、国境保護措置と比較することによりその貿易歪曲性を考察した。その結果以下の4点が明らかとなった。

第1に、国内価格差別措置の貿易歪曲性を左右する主な要因は、貿易量（生乳換算）であるということである。輸入国においては、常に国境保護措置による貿易歪曲性の方が国内価格差別措置によるそれよりも大きいことが示された。一方、輸出国における比較貿易歪曲性は一意には定まらないものの、加工用原料乳生産量の多くが乳製品として輸出される国（豪州、NZ）においては、国内価格差別措置の貿易歪曲性が国境措置を上回ることが示された。

第 2 に，乳製品輸出国における国境措置の引き上げが，加工用原料乳・飲用乳消費者，納税者それぞれに負担を強いるのに対し，飲用乳価プレミアムの引き上げは，飲用乳消費者に大きな負担を強いる一方で，加工用原料乳消費者に対しては便益をもたらし，納税者が負担すべき輸出補助金も低く抑えることができる可能性があることである．このことは，国内価格差別措置が，納税者負担型輸出補助金の代替策として利用される可能性を示唆している．

第 3 に，現在 3 ヶ国（カナダ，日本，米国）で実施されている国内価格差別措置は，それぞれの国において有効な貿易保護手段として機能している可能性が高いことである．3 ヶ国の国内価格差別措置を撤廃した状況と同様の効果をもたらすために必要な国境保護措置削減率は，カナダ，日本に関しては，それぞれ 14%，17% であり，米国に関しては，56% もの削減が必要となる結果が示された．

第 4 に，米国の国内価格差別措置は極めて貿易歪曲性が高いことである．米国が単独で国内価格差別措置を撤廃した状況を想定した場合，乳製品の世界価格は約 4 % 上昇する可能性が示された．これは他の先進国に比べ，米国の生乳生産量が大きいこと，また同国の国内価格差別措置の生産者補助金相当額が大きいことなどが原因である．

以上により，国内価格差別措置は，乳製品輸入国，輸出国双方にとって，有効な輸入関税，輸出補助金の代替保護政策として利用される可能性があることが明らかとなった．特に，国内需要量に比べ，輸出量の大きな国々にとっては，国内価格差別措置は納税者負担を削減しつつ輸出量をより増大できる強力な輸出助成政策として実施され得る．

2004 年 7 月末，WTO 一般理事会で，現在交渉が進められているドーハ開発アジェンダに関する交渉の枠組み合意が採択され，輸出補助

金を含む全ての輸出助成措置の撤廃が合意された。この合意に基づき、輸出信用、輸出保証、国家貿易企業による貿易歪曲的行為及び食糧援助を含む広範囲の輸出助成措置が廃止される見込みとなっている。一方、本章で分析したように、乳製品輸出国の酪農部門における国内価格差別措置も貿易歪曲的效果を持つ輸出助成措置の一形態であると考えることができよう。今後合意されるであろう輸出助成措置撤廃に関する規律の中で、国内価格差別措置も貿易歪曲的措置の一つとして扱われることが期待される。

本章の分析は国内価格差別措置の基本的な特徴について焦点を当てたため、単純化されたモデルを用いて分析を行った。したがって、より現実的な政策シミュレーション分析を行うためには、各国の国内価格差別措置を細かく組み込むとともに、貿易面に関しても具体的な乳製品を含むよう本章のモデルを改良することが必要となる。これらは今後の課題としたい。

付表 3-1 主要先進国における酪農部門に関する主なデータ，パラメータの概要

データ・パラメータ名	単位	地域名					
		豪州	カナダ	EU	日本	NZ	米国
飲用乳需要量 ^{a)}	百万トン	2.0	3.1	32.7	5.0	0.4	32.0
加工用原料乳需要量 ^{a)}	百万トン	2.9	5.4	85.2	7.8	1.1	47.2
貿易量（生乳換算） ^{a)}	百万トン	5.5	-0.3	4.1	-4.5	13.6	-2.0
飲用乳消費者価格 ^{a)}	米ドル/ton	167.8	474.9	338.1	742.9	197.6	323.2
加工用原料乳消費者価格 ^{a)}	米ドル/ton	167.8	356.2	338.1	586.2	197.6	245.6
不完全競争パラメータ値 ^{b)}	n/a	0.0	0.07	0.0	0.05	0.0	0.03
生乳生産者価格 ^{a)}	米ドル/ton	167.8	401.2	338.1	680.7	197.6	277.8
-うち，クォータレントの占める割合 ^{c)}	%	n/a	23.0	20.0	n/a	n/a	n/a
飲用乳需要の価格弾力性 ^{d)}	n/a	-0.30	-0.27	-0.37	-0.26	-0.09	-0.14
加工原料用乳の価格弾力性 ^{d)}	n/a	-0.42	-0.47	-0.46	-0.56	-0.25	-0.35
政策変数（生産者補助金相当額） ^{e)}							
-国境保護措置	百万米ドル	0.0	1560.5	12420.3	3300.6	0.0	3850.6
-国内価格差別措置	百万米ドル	0.0	371.0	0.0	786.6	0.0	2482.4
-直接支払い（生産量）	百万米ドル	0.0	0.0	0.0	209.5	0.0	1796.1
-直接支払い（土地）	百万米ドル	0.0	0.0	267.1	0.0	0.0	99.6
-直接支払い（購入生産要素）	百万米ドル	197.5	29.4	1441.7	240.9	17.5	682.7
-直接支払い（その他）	百万米ドル	120.8	54.6	499.6	0.0	0.0	257.8

- 出所： a) カナダ，日本，米国のデータはそれぞれ Canadian Dairy Information Center
 (<http://www.dairyinfo.gc.ca/cdicmain.htm>), 酪農関係資料(農林水産省), Dairy Market News, April 2004 (USDA) .
 その他の国々は OECD の PSE データベース .
- b) 飲用乳消費者価格，加工用原料乳消費者価格，飲用乳需要の価格弾力性を基に著者が算出 .
- c) OECD (2005) による推計値を利用 .
- d) OECD の AGLINK モデルで採用されている弾力性を利用 .
- e) 国境保護措置と国内価格差別措置に関する生産者補助金相当額については，各国の生乳生産量・需要量・価格を
 基に筆者が算出 . その他は，OECD の PSE データベース .

付表 3-2 主要先進国における酪農部門に関する部分均衡モデルの概要

内生変数	
$P_{j,k}^d, P_j^s, P^w$	それぞれ第 j 国における第 k 財の消費者価格, 生乳生産者価格, 乳製品国際価格 (生乳換算) ($j =$ 豪州, カナダ, EU, 日本, NZ, 米国; $k = f$ (飲用乳), m (加工用原料乳))
$Q_{j,k}^d, Q_j^s, Q_j^x$	それぞれ第 j 国における第 k 財の需要量, 生乳生産量, 乳製品貿易量 (生乳換算)
$Q_{i,j}^d, Q_{i,j}^s$	それぞれその他地域における乳製品の需要量, 供給量 (生乳換算)
$W_{i,j}^d, W_{i,j}^s$	それぞれ第 j 国における第 i 生産要素の需要者価格, 供給者価格 ($i =$ 土地, 労働, 購入投入財, その他生産要素)
$X_{i,j}^d, X_{i,j}^s$	それぞれ第 j 国における第 i 生産要素の需要量, 供給量
QR_j	第 j 国における生乳生産者価格に占めるクォータレントの割合 ^{a)}
政策変数 (外生変数)	
b_j	第 j 国における国境保護措置による乳製品の内外価格差 (生乳換算)
dp_j^{op}	第 j 国における単位生乳生産量に対する直接支払い額
$dp_{i,j}$	第 j 国における第 i 生産要素に対する単位需要量当たりの直接支払い額
θ_j	第 j 国における政策介入によって発生する飲用乳市場の不完全競争性の大きさ
パラメータ (外生変数)	
$a_{j,k}$	第 j 国における第 k 財の需要関数の定数項
a_{dr}, a_{sr}	それぞれその他地域における乳製品需要・供給関数の定数項
$c_{i,j}$	第 j 国における第 i 生産要素供給関数の定数項
γ_j	第 j 国における生乳生産関数の規模係数
$\delta_{i,j}$	第 j 国における生乳生産関数の投入割合係数
$\lambda_{j,k}$	第 j 国における第 k 財の需要の価格弾力性
$\lambda_{dr}, \lambda_{sr}$	それぞれその他地域における乳製品需要・供給の価格弾力性
$\zeta_{i,j}$	第 j 国における第 i 生産要素の供給の価格弾力性
ρ	生乳生産関数の代替の弾力性に関する係数
方程式体系	
$P_{j,f}^d = \frac{P_{j,m}^d}{1 + \frac{\theta_j}{\lambda_{j,f}}} \quad \forall j$	第 j 国における飲用乳の消費者価格
$P_{j,m}^d = P^w + b_j \quad \forall j$	第 j 国における加工用原料乳の消費者価格
$P_j^s = \frac{P_{j,f}^d Q_{j,f}^d + (P_{j,m}^d + dp_j^{op})(Q_j^s - Q_{j,f}^d)}{Q_j^s(1 - QR_j)} \quad \forall j$	第 j 国における生乳生産者価格 (プール乳価)
$Q_{j,k}^d = a_{j,k} (P_{j,k}^d)^{\lambda_{j,k}} \quad \forall j, k$	第 j 国における第 k 財の需要関数
$Q_j^s = \gamma_j \left[\sum_i \left\{ \delta_{i,j} (X_{i,j}^d)^{\rho} \right\} \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad \forall j$	第 j 国における生乳生産関数 (CES 型生産関数) ^{b)}
$Q_j^x = Q_j^s - \sum_k Q_{j,k}^d \quad \forall j$	第 j 国における乳製品貿易量 (生乳換算)
$Q_{dr}^d = a_{dr} (P_{dr}^d)^{\lambda_{dr}}$	その他地域における乳製品需要関数 (生乳換算)
$Q_{sr}^s = a_{sr} (P_{sr}^s)^{\lambda_{sr}}$	その他地域における乳製品供給関数 (生乳換算)
$W_{i,j}^s = W_{i,j}^d + dp_{i,j} \quad \forall i, j$	第 j 国における第 i 生産要素の供給価格
$X_{i,j}^d = \left\{ \frac{(\gamma_j)^{\rho} \delta_{i,j} P_j^s}{W_{i,j}^d} \right\}^{\frac{1}{1-\rho}} Q_j^s \quad \forall i, j$	第 j 国における第 i 生産要素の需要関数 ^{c)}
$X_{i,j}^s = c_{i,j} (W_{i,j}^s)^{\zeta_{i,j}} \quad \forall i, j$	第 j 国における第 i 生産要素の供給関数
$\sum_j Q_j^x = Q_{dr}^d - Q_{sr}^s$	乳製品国際市場の需給均衡条件
$X_{i,j}^s - X_{i,j}^d = 0 \quad \forall i, j$	第 j 国における各生産要素の需給均衡条件

註: a) カナダ, EU 以外のクォータレントはゼロに固定.

b) 代替の弾力性を 0.5 と仮定しているため, $\rho = (0.5 - 1)/0.5 = -1$.

c) 生乳生産者の利潤最大化の一階条件から導出.

第4章 TPP 協定交渉妥結が日本の土地利用型作物に与える影響：コメの生産調整政策に焦点を当てて

1. はじめに

環太平洋パートナーシップ（TPP）協定は、アジア太平洋地域における貿易自由化を目標とし、非関税分野や新しい貿易課題を含む包括的な協定として関係国間で交渉が進められている。日本は、2013年7月末から TPP 協定交渉会合に出席することになったため、現在は、12カ国（オーストラリア、ブルネイ、カナダ、チリ、日本、マレーシア、メキシコ、ニュージーランド、ペルー、シンガポール、米国、ベトナム）が正式なメンバーとして交渉に参加している。交渉参加に際し、日本政府は、コメ、麦、牛・豚肉、乳製品、甘味資源作物の5つの農産物を、関税撤廃の対象から除外するよう求める方針を固めたとのことだが、交渉参加各国の利害が錯綜している中、この方針が守り切れるかどうかは未だ不透明である。特に、日本の TPP 協定交渉参加の是非に関する議論において、象徴的に取り上げられるのがコメである。コメの2次関税が「聖域」として例外扱いできるのか否かが注目されている。

2013年においては、主に3種類の政策が日本の稲作に対して実施されていた。国境措置としての関税割当制度、直接支払としての農業者戸別所得補償制度（註14）、そして、生産調整政策である。日本が TPP 協定交渉に参加し、コメの2次関税が段階的に削減される状況を想定すると、政府は、国内稲作農家を継続的に保護するため、農業者戸別所得補償制度と生産調整政策の2つの農業政策

（註14）農業者戸別所得補償制度は、2010年度に民主党政権下で導入されたが、2012年の政権交代に伴い、2013年度からは名称を経営所得安定対策に変更して実施されている。また、2013年末には、政府は新しい農政改革案を決定し、コメの直接支払交付金や米価変動補填交付金について、工程を明らかにした上で廃止することとした一方、ナラシ、ゲタ対策については一律の規模要件を外し、意欲ある農業者が参加できるようにすることとした。なお、コメの生産調整に関しては、生産調整に応じる農家に年1万5千円/10aを支給している補助金は2014年度から7500円に半減され、2018年には廃止されることとなった。

を見直す可能性が高い。特に、生産調整政策については、その目的が、米価の高値安定とコメの国内需給調整であるが故に、仮に、コメの2次関税が大きく削減あるいは、撤廃される場合には、当該政策自体の意義が失われる恐れがある。

日本のTPP協定交渉妥結が日本農業に与え得る影響の大きさについては、参考になる試算結果が2010年に公表されている（農林水産省2010）。当該試算結果によれば、関税率が10%以上かつ生産額が10億円以上の農作物（米、小麦、甘味資源作物、牛乳乳製品、牛肉、豚肉、鶏肉、鶏卵等）の国境措置が撤廃された場合には、農業生産額は4兆円以上減少し、食料自給率（供給熱量ベース）についても現状の40%から14%に減少すると予想している。ただし、競合する国産品は輸入品に置き換わることで、また、競合しない国産品は安価な輸入品の流通に伴って価格が低下すること、の2点をベースに試算したものであるため、農業者戸別所得補償制度やコメの生産調整政策のメカニズムを明示的に盛り込んだものではない。

そこで、本章では、TPP協定交渉が妥結した場合に想定される日本のコメの2次関税の削減・撤廃が、日本の土地利用型農業に及ぼし得る影響の大きさについて、関連政策の内容に配慮しつつ、定量的に評価することを目的とする（註15）。具体的には、主要土地利用型作物に関する主要政策を明示的に組み込んだ計量モデルを構築し、それらの政策内容の変更が、主食用米及び戦略作物の需給動向や財政負担額に与え得る影響の内容を、特にコメの生産調整政策に焦点を当てつつ、分析する。

以下、次節では、本章で使用する計量モデルの特徴を説明する。第3節ではTPP協定交渉が妥結した場合を想定したシミュレーション方法について説明する。次いで、第4節では、シミュレーション結果を示し、最後に、第5節を結

（註15）本章は、2012年時点の農業政策内容を基に分析を進めている。このため、2013年末に決定された農政改革の内容は分析に反映されていない。

語とする．

2．日本の土地利用型作物に関する計量モデルの構築

TPP 協定交渉が妥結した場合に想定される日本のコメの 2 次関税撤廃が主要土地利用型作物の需給動向等に与え得る影響を分析するため，本章では，動学的な計量モデルを用いたシミュレーション分析を行う．簡便化のため，モデル構築に際しては，以下の前提条件を置く．

分析対象品目は，主食用米の他，主な戦略作物である米粉用米，飼料用米，小麦，大豆の計 5 品目とする．また，分析対象政策は，コメの 2 次関税と生産調整政策，そして，土地利用型作物に関する農業者戸別所得補償制度とする．

主食用米，小麦，大豆については，貿易財であるが，米粉用米及び飼料用米については，自給作物である．また，小国の仮定を置き，貿易財の国境価格を外生的に与える．

各作物の単収は，過去の単収変動を勘案し，外生的に与える．

主食用米の生産に関しては，各農家は，前年の主食用米価格（補助金込み）を参照して当該年の主食用米生産量を決定する．

コメの生産調整政策は，主食用米の国内需給バランスを図るための一種の政策的カルテルであり，主食用米市場に政策的な市場支配力（political market power）を生み出す．

米粉用米，飼料用米，小麦，大豆の当年の作付面積は，それぞれ，前年から当年にかけての自己及び他作物の単位面積当たりの粗収益の変化率の大きさに応じて決定する．その後，各作物の作付面積に単収を乗じて，当該年の生産量が決定する．

各作物の消費量は，当該財価格，代替財価格を用いて 1 人当たり消費量を

決定した後、人口を乗じて日本全体の総消費量を決定する。

日本は、TPP 協定交渉妥結の際、コメを例外扱いにできなかった場合は、2014 年からコメの 2 次関税率を徐々に引き下げ、2023 年には関税を撤廃する（註16）。

以下では、上記の 8 つの前提条件を踏まえ、本章で使用するモデルの特徴である主食用米の供給関数、農業者戸別所得補償制度の特定化、戦略作物の供給及び需要構造の詳細について、それぞれ説明する。

1) 主食用米の供給関数

主食用米生産量は、水田の稲作付面積規模別に 7 階層に分けてモデル化し（第 1 階層：0.5ha 未満，第 2 階層：0.5～1.0ha，第 3 階層：1.0～2.0ha，第 4 階層：2.0～3.0ha，第 5 階層：3.0～5.0ha，第 6 階層：5.0～10.0ha，第 7 階層：10.0ha 以上），生産調整のメカニズムを明示的に盛り込む。

現行の生産調整政策は、2007 年度から品目横断的経営安定対策が導入されたことを踏まえ、コメの需給調整について、農業者・農業者団体の主体的なシステムへ移行したとされる。しかしながら、政府は、依然として、主食用米の需要見通しを基本に、毎年、全国の主食用米生産数量目標を設定し、また、都道府県別の生産数量目標を決定している。このため、鈴木（2002）や荒幡（2010）が指摘するように、多くの稲作農家は、現行の生産調整政策を米価維持のための自らの戦略として認識しておらず、従前同様、政府主導の強い参加圧力の伴う制度であると考えている可能性が高い。そこで、本章のモデルでは、主食用米の生産調整を、政府主導の生産者カルテルであると想定する。

(1) 生産調整政策の定式化

Ahn et al.（2009）が指摘するように、政府による生産量制限や価格支持に係る政策は、独占企業や寡占企業と同様な市場支配力を持つ可能性がある。この

（註16）小麦及び大豆については、既に自由化されており、実質的に無税で輸入されていると仮定する。

ため、本章においては、生産調整政策も、生産量制限を通じて国内主食用米市場に市場支配力を生み出すと考える。また、その市場支配力の大きさは、主食用米の生産者価格と限界費用との乖離の大きさによって計測されると考える（鈴木 2002）。この場合、政府は、主食用米の国内需給を毎年バランスさせるように生産調整を実施するが、主食用米生産費については、経営規模による格差が大きいことから、生産者価格と限界費用との乖離幅については、各階層毎に平均的に決定される。したがって、第 i 階層の生産者の利潤最大化問題は、以下のように定式化できる。

$$(4-1) \max_{q_i} \pi_i = D^{-1}(q_i + r(q_i))q_i - \int_0^{q_i} MC_i(q_i) dq_i$$

ただし、 π_i は第 i 階層に属する主食用米生産者の利潤、 $D^{-1}(\cdot)$ は主食用米の逆需要関数、 q_i 、 $r_i(q_i)$ 、 $MC_i(q_i)$ は、それぞれ、第 i 階層に属する生産者による生産量、第 i 階層に属する生産者が想定する第 i 階層以外の生産量、 q_i の限界費用である。

この最大化問題の一階の条件から次式が得られる。

$$(4-2) \frac{\partial \pi_i}{\partial q_i} = \frac{\partial D^{-1}(q_i + r(q_i))}{\partial (q_i + r(q_i))} \frac{\partial (q_i + r_i(q_i))}{\partial q_i} q_i + D^{-1}(q_i + r(q_i)) - MC_i(q_i) = 0$$

ここで、第 i 階層における主食用米の総生産量 (Q_i) は q_i と $r_i(q_i)$ の和であること、主食用米の生産者価格 (P_i) は、 $P_i = D^{-1}(Q_i)$ であること、主食用米需要の価格弾力性 (ε) は $\varepsilon = \frac{\partial D(Q_i)}{\partial Q_i} \frac{Q_i}{P}$ と算出されることを考慮すると、式(2)は、以下のように整理することが出来る。

$$\begin{aligned}
& \frac{P_i q_i}{\varepsilon Q_i} \left(1 + \frac{\partial r_i(q_i)}{\partial q_i} \right) + P_i = MC_i(q_i) \\
& \Rightarrow \frac{P_i}{\varepsilon} \frac{q_i}{Q_i} \left(\frac{\partial Q_i}{\partial q_i} \right) + P_i = MC_i(q_i) \\
(4-3) \quad & \Rightarrow \frac{P_i - MC_i(q_i)}{P_i} = - \frac{\frac{q_i}{Q_i} \left(\frac{\partial Q_i}{\partial q_i} \right)}{\varepsilon} \\
& \Rightarrow \frac{P_i - MC_i(q_i)}{P_i} = - \frac{\theta_i}{\varepsilon} \left[\text{where } \theta_i = \frac{q_i}{Q_i} \left(\frac{\partial Q_i}{\partial q_i} \right) \right]
\end{aligned}$$

式(4-3)が示すように、 $-\frac{\theta_i}{\varepsilon}$ は、第*i*階層における生産者価格と限界費用の乖離の程度（ラーナー指数）であり、 θ_i は生産調整により発生した市場支配力（market power）と解釈することができる（註17）（Belleflamme et al. 2010）。したがって、 θ_i は市場支配力の大きさに応じて、ゼロから1の間の値をとる。 $\theta_i=0$ の時は、市場支配力が無い状態、つまり、生産調整が行われていない完全競争状態であり、 $\theta_i=1$ の時は、完全協調（ $\frac{q_i}{Q_i} = \frac{\partial q_i}{\partial Q_i}$ ）の状態である。

ここで問題なのは、生産調整が実施されている状況下では、 $MC_i(q_i)$ が観測できないことである。このため、以下の手順に従って、 $P=MC_i(q_i)$ の状況を想定することにより、 $MC_i(q_i)$ を推計する。

(2) 生産調整が廃止された場合に想定される主食用米生産

まず、生産調整が廃止された状況下において、稲の作付面積がどの程度増加するのかを予想する。2010年世界農林業センサス結果によれば、2010年における田の総面積は、約164万haであり、そのうち、「稲を作った田」、「稲以外の作物だけを作った田」、「何も作らなかった田」は、それぞれ約130万ha、24万ha、10万haとなっている。この場合、生産調整が実施されていない状況においては、「稲を作った田」に加え、「稲以外の作物だけを作った田」及び「何

（註17）近年は、生産量及び作付面積の実績が、生産調整の目標数量及び目標面積を上回っている都道府県が多い。このため、生産調整政策の市場支配力の大きさは、政府が期待しているほど大きくない可能性が高い。

も作らなかった田」においても稲の作付けが行われると仮定すると，生産調整廃止時における稲の総作付面積増加量は約 34 万 ha と推計できる．農林業センサス結果では，これらのデータについて，作付面積規模別に整理されており，また，「米及び麦類の生産費調査」では，米の作付規模別の生産量及び経営耕地面積のデータが整理されている．本章ではこれらのデータを使用し，生産調整実施時と生産調整廃止時における第 i 階層の 1 経営体当たりの平均的な主食用米の作付面積及び生産量を第 4-1 表のように推計する．

第 4-1 表 生産調整実施時と生産調整廃止時における 1 経営体当たりの平均的な米の作付面積及び生産量

	作付面積 (ha)		生産量 (t)	
	生産調整実施時 ^{a)}	生産調整廃止時 (作付面積増加率 ^{b)})	生産調整実施時 ^{c)}	生産調整廃止時 ^{d)}
第 1 階層	0.35	0.47 (34.0%)	1.80	2.41
第 2 階層	0.72	0.90 (25.3%)	3.60	4.52
第 3 階層	1.44	1.76 (22.6%)	7.37	9.04
第 4 階層	2.43	2.99 (23.3%)	12.84	15.83
第 5 階層	3.85	4.83 (25.4%)	20.31	25.47
第 6 階層	6.94	9.03 (30.2%)	37.15	48.35
第 7 階層	15.58	19.79 (27.0%)	80.94	102.78

出所：農林水産省『2010 年農林業センサス』及び『米及び麦類の生産費調査』

註：a) 『米及び麦類の生産費調査』米の作付規模別生産費のうち，1 経営体当たりの水稻使用地面積（作付地）の直近 3 ケ年（2008～2010 年）の平均値．

b) 『2010 年農林業センサス』経営耕地の状況の作付面積規模別の田の面積データを用いて，以下の計算式により求めた推計値：

$$\text{「作付面積増加率」} = \frac{\text{「稲以外の作物だけを作った田」} + \text{「何も作らなかった田」}}{\text{「稲を作った田」}},$$

c) 『米及び麦類の生産費調査』米の作付規模別生産費のうち，各作付規模毎の 1 経営体当たり水稻使用地面積（作付地）及び水稻の 10a 当たり主産物数量のデータを用いた推計値（2008～2010 年の平均値）．

d) 生産量は，作付面積増加率と同率に増加すると仮定（生産調整廃止前後で単収の変化なし）．

(3) 主食用米の生産関数の推定

次いで、生産調整廃止時における第 i 階層に属する農家の主食用米の生産関数を特定化する。この場合、主食用米生産は、3つの生産要素（流動財、労働、土地）から成る Cobb-Douglas 型生産関数を想定すると、生産関数は、以下のよう
に表現できる。

$$(4-4) \quad q'_i = \alpha_i \cdot V_i^{\beta_i} \cdot L_i^{\gamma_i} \cdot A_i^{\delta_i} \quad \forall i$$

ただし、 q'_i は、生産調整廃止時における第 i 階層に属する農家の主食用米の生産量を示し、 V_i 、 L_i 、 A_i は、それぞれ、階層 i における流動財投入量、労働投入量、作付面積を示す。また、 α_i 、 β_i 、 γ_i 、 δ_i は、それぞれ、階層 i における規模係数、流動財、労働、土地に関する投入割合係数である。なお、 V_i については、種苗費、肥料費、農業薬剤費、光熱動力費、その他諸材料費の合計値、 L_i については直接労働費、 A_i については水稻使用地面積のデータを用いる。さらに、藤木（1998）に倣い、各投入割合係数は、各生産要素の全生産費に占める投入割合と同一とし、小・中規模経営体（第1～第3階層に属する経営体）は、流動財費は可变的であるが、労働及び土地は固定的であり、大規模経営体（第4～第7階層に属する経営体）については、3つの生産要素全てが可变的であると仮定する。したがって、小・中規模経営体に関する生産関数の労働及び土地に関する投入割合係数はいずれもゼロとなる（ $\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=\delta_1=\delta_2=\delta_3=0$ ）。

式(4)に関するデータ及びパラメータについては、2008年、2009年、2010年の『農業物価統計調査』及び『米及び麦類の生産費』の平均値を用いることにより、第4-2表のように推計される。

第 4-2 表 主食用米の生産関数（式（4-4））に関するデータ及びパラメータの推計値

	q'_i	$V_i^{a)}$	$L_i^{b)}$	$A_i^{c)}$	$\alpha_i^{d)}$	$\beta_i^{d)}$	$\gamma_i^{d)}$	$\delta_i^{d)}$
（単位）	（kg）	（数量指数）	（時間）	（アール）	n/a	n/a	n/a	n/a
第 1 階層	2,406.0	98,261.0	153.8	35.1	72.7	0.297	0.000	0.000
第 2 階層	4,516.4	178,972.4	234.2	71.6	142.5	0.281	0.000	0.000
第 3 階層	9,042.1	324,009.7	401.9	143.6	352.0	0.252	0.000	0.000
第 4 階層	15,829.2	518,912.5	588.9	242.5	33.2	0.241	0.311	0.159
第 5 階層	25,466.0	779,700.5	778.6	384.9	74.1	0.222	0.259	0.160
第 6 階層	48,354.3	1,402,877.3	1,221.4	693.6	113.9	0.223	0.236	0.161
第 7 階層	102,778.3	2,757,069.9	2,205.1	1,558.1	286.8	0.199	0.201	0.170

出所：農林水産省『農業物価統計調査』及び『米及び麦類の生産費調査』

註：a)種苗費，肥料費，農業薬剤費，光熱動力費，その他諸材料費の合計値を価格指数（2005 年=1）で除したもの．2008～2010 年の平均値．なお，価格指数は，各流動財の価格指数の加重平均値（ウェイトは，各流動財費毎の流動財費全体に占める割合）．

b)直接労働時間（男・女の合計値）．2008～2010 年の平均値．

c)水稻使用地面積（作付地）．2008～2010 年の平均値．

d) β_i ， γ_i ， δ_i は，それぞれ，流動財，労働，土地に関する投入価額の全生産費に占める投入割合．2008～2010 年の平均値．なお，第 1～第 3 階層における労働投入量及び土地使用量は固定的であると仮定するため， $\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=\delta_1=\delta_2=\delta_3=0$ ．

(4) 主食用米の供給関数の推定

生産調整廃止時においては，式（4-3）中の θ_i はゼロになると仮定するため，各農家は，利潤最大化行動の結果，生産者価格と限界費用を一致させる水準（ $P_i = MC_i$ ）まで主食用米を供給する．具体的には，第 4-1 表で推計した水準（ q'_i ）まで供給量を増加させる．

この場合，各農家は，主食用米生産について，粗収益から生産費を控除した利潤を最大化するように各生産要素の投入量を決めるとすると，生産調整廃止時における農家行動は，以下のように表現できる．

$$(4-5) \quad \begin{aligned} \max_{q'_i, V_i, L_i, A_i} \quad & \pi_i = P_i \cdot q'_i - p_{Vi} \cdot V_i - p_{Li} \cdot L_i - p_{Ai} \cdot A_i \\ \text{s.t.} \quad & q'_i = \alpha_i \cdot V_i^{\beta_i} \cdot L_i^{\gamma_i} \cdot A_i^{\delta_i} \end{aligned}$$

ただし， P_i ， p_{Vi} ， p_{Li} ， p_{Ai} は，それぞれ，第 i 階層に属する農家の主食用米の生産者価格，流動財価格，労賃，地代率である．これらのデータは，『農業物価統計調査』及び『米及び麦類の生産費』の 2008 年，2009 年，2010 年における関連データを用いることにより，第 4-3 表のように推計される．

第 4-3 表 主食用米に関する生産者価格及び各生産要素価格の推計値

	生産者価格 ^{a)} (P_i)	流動財価格 ^{b)} (p_{Vi})	労賃 ^{c)} (p_{Li})	地代率 ^{d)} (p_{Ai})
(単位)	(円/kg)	(価格指数)	(円/時間)	(円/アール)
第 1 階層	217.4	1.174	1,383.4	1,339.1
第 2 階層	212.2	1.186	1,407.5	1,358.5
第 3 階層	209.7	1.191	1,379.6	1,583.7
第 4 階層	202.9	1.198	1,365.8	1,703.8
第 5 階層	209.5	1.200	1,403.0	1,753.4
第 6 階層	205.5	1.204	1,462.0	1,764.4
第 7 階層	208.5	1.202	1,521.1	1,818.8

出所：農林水産省『農業物価統計調査』及び『米及び麦類の生産費調査』

註：a) 2008～2010 年の玄米の農家庭先価格平均値．

b) 各流動財費（種苗費，肥料費，農業薬剤費，光熱動力費，その他諸材料費）の価格指数（2005 年＝1）の加重平均値（ウェイトは，各流動財費毎の流動財費全体に占める割合）．2008～2010 年の平均値．

c) 直接労働費を直接労働時間で除したもの．2008～2010 年の平均値．

d) 実勢地代．2008～2010 年の平均値．

式(4-5)の最適化問題を解いて得られる各生産要素需要関数を利潤関数に代入し、整理することにより、次式のように生産調整廃止時における各農家の主食用米生産量に関する供給関数を得る。

$$(4-6) \quad q'_i = \zeta_i \cdot P_i^{\frac{\beta_i + \gamma_i + \delta_i}{1 - \beta_i - \gamma_i - \delta_i}} \quad \forall i$$

$$\text{ただし, } \zeta_i = \left\{ \alpha_i \cdot \left(\frac{\beta_i}{p_{vi}} \right)^{\beta_i} \cdot \left(\frac{\gamma_i}{p_{Li}} \right)^{\gamma_i} \cdot \left(\frac{\delta_i}{p_{Ai}} \right)^{\delta_i} \right\}^{\frac{1}{1 - \beta_i - \gamma_i - \delta_i}} \text{である。}$$

したがって、各階層に属する農家の主食用米生産量供給関数の定数及びパラメータは、第4-4表のように推計される。

第4-4表 各階層における主食用米供給関数(式(4-6))の定数及びパラメータの推計値

	定数 ζ_i	供給の価格弾力性 $\left(\frac{\beta_i + \gamma_i + \delta_i}{1 - \beta_i - \gamma_i - \delta_i} \right)$
第1階層	248.2	0.42
第2階層	559.2	0.39
第3階層	1,496.3	0.34
第4階層	0.04	2.45
第5階層	1.8	1.79
第6階層	8.1	1.63
第7階層	86.5	1.33

(5) 主食用米の限界費用の推計

生産調整実施時における各農家の限界費用(MC_i)を考える。生産調整廃止時においては、 $P_i = MC_i$ であることを考慮すると、式(6)は、下式のように変形することができる。

$$(4-7) \quad MC_i = \left(\frac{q'_i}{\zeta_i} \right)^{\frac{1 - \beta_i - \gamma_i - \delta_i}{\beta_i + \gamma_i + \delta_i}} \quad \forall i$$

ここで、式(4-7)中の q'_i (生産調整廃止時における第*i*階層に属する農家の主食用米生産量)の代わりに q_i (生産調整実施時における第*i*階層に属する農家

の主食用米生産量)を代入することにより,生産量が q_i の時の第 i 階層に属する各農家の平均的な主食用米の限界費用(MC_i)が推計できる。

さらに,推計された MC_i と P_i を式(4-1)に代入し,整理する $\left(\theta_i = \varepsilon \left(\frac{MC_i}{P_i} - 1 \right) \right)$ こ

とにより, θ_i を推計することができる。これらの推計結果を第4-5表に示す。

第4-5表 生産調整実施時における各階層の主食用米の限界費用,需要の価格弾力性及び生産調整による市場支配力の推計値

	限界費用 (MC_i)	需要の価格弾力性 (ε)	生産調整による市場支配力 (θ_i)
(単位)	(円/kg)	n/a	n/a
第1階層	108.7	- 0.332	0.166
第2階層	118.9	- 0.332	0.146
第3階層	114.4	- 0.332	0.151
第4階層	186.3	- 0.332	0.027
第5階層	184.7	- 0.332	0.039
第6階層	174.8	- 0.332	0.050
第7階層	174.1	- 0.332	0.055

註:主食用米需要の価格弾力性(ε)は,茅野(2012)による推計値。

第4-5表が示すように,各階層の生産調整による市場支配力は,完全競争状態($\theta_i=0$)よりも大きい,何れも完全協調($\theta_i=1$)の水準を大きく下回っている。このため,現状の生産調整政策は,主食用米市場に強力な市場支配力を有しているとは考えられない。なお,鈴木(2002)も,コメの生産調整による不完全競争の程度を計測した結果,比較的完全競争の状況に近い値であることを指摘している。

上記(1)~(4)の推計結果を踏まえるとともに,各農家による主食用米生産量は,前年の主食用米価格を参照して決定されると仮定すると,第 i 階層の主食用米供給関数は,下式のように表現できる。

$$(4-8) \quad q_i^t = \zeta_i \cdot \left\{ P_i^{t-1} \cdot \left(1 + \frac{\theta_i}{\varepsilon} \right) \right\}^{\frac{\beta_i + \gamma_i + \delta_i}{1 - \beta_i - \gamma_i - \delta_i}} \quad \forall i$$

ただし、上添え字 t は時点を表す。

2) 農業者戸別所得補償制度の特定化

農業者戸別所得補償制度は、食料自給率の向上と農業の多面的機能の維持を目指すために実施されている政策である。具体的には、主要農産物（米、麦、大豆、てん菜、でん粉原料用ばれいしょ、そば、なたね）について、販売価格と生産費の差額を交付するというものである。

本章で使用するモデルには、分析対象作物（主食用米、米粉用米、小麦、大豆）に関して、農業者戸別所得補償制度のうち、以下の(1)から(4)までの交付金の仕組みを組み込む。なお、各交付金単価は、農業者戸別所得補償制度実施要綱（2012年12月17日付け）のものを使用する。

(1) 畑作物の所得補償交付金

畑作物の生産者に対して支払われる、販売価格と生産費の差額分に相当する交付金である。支払いは、面積払と数量払の2種類があり、面積払を先に支払う。その後、対象作物の販売数量が明らかになった段階で数量払の額を確定するが、その際、先に支払われた面積払の金額を差し引いた額が追加で支払われる。各支払い形態の概要は以下の通りである（註18）。

面積払

農地を保全し、営農を継続するために必要な最低限の経費が賄える水準を前年産の生産面積に基づいて、10a 当たり 2 万円の単価で直接交付する。

数量払

各品目ごとに、全算入生産費をベースに算定した標準的な生産費と標準的な販売価格との差額分を単位重量当たりの単価で直接交付する。なお、交付単価は、小麦については 60kg 当たり 6,360 円、大豆については 60kg 当たり 11,310

（註18）小麦及び大豆の交付単価については、品質区分に応じた単価が設定されているが、本章のモデルに使用する交付単価は、そのような品質別の交付単価の差異は考慮せず、各品目の平均単価を使用する。

円である。

(2) 水田活用の所得補償交付金

水田で、米粉用米、飼料用米、麦、大豆を作付する生産者に対して、主食用米並みの所得を確保し得る水準の交付金を面積払で直接交付する。交付単価は、小麦及び大豆については、10a 当たり 3.5 万円、米粉用米及び飼料用米は、10a 当たり 8 万円である。

(3) 米の所得補償交付金

米の生産調整に参加する主食用米生産者に対して、標準的な生産費と標準的な販売価格との差額分を 10a 当たりの単価で直接交付する。なお、米の生産を抑制し、麦、大豆等への転作を進めるため、標準的な生産費を経営費と家族労働費の合計額の 8 割と定義している。

(4) 米価変動補填交付金

標準的な生産費を保証するものとして、米の所得補償交付金と合わせて交付される。前年度に米の所得補償交付金の交付を受けた生産者に対して、前年産の米の販売価格が標準的な販売価格を下回った場合に、その差額分を 10a 当たりの単価で交付する。

(5) 小麦及び大豆の生産者価格

上記(1)、(2)を考慮し、小麦及び大豆の生産者価格（交付金を含む）を以下のように特定化する。

$$(4-9) \quad PPU_t^i = \begin{cases} PC_t^i + \frac{AU_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPU_{t-1}^i} & \left(\text{if } \frac{AU_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPU_{t-1}^i} \geq OPY_t^i \right) \\ PC_t^i + OPY_t^i & \left(\text{if } \frac{AU_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPU_{t-1}^i} < OPY_t^i \right) \end{cases}$$

$$PPP_t^i = \begin{cases} PC_t^i + \frac{AP_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPP_{t-1}^i} + \frac{AP_t^i \cdot APY2_t^i}{QPP_t^i} & \left(\text{if } \frac{AP_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPP_{t-1}^i} \geq OPY_t^i \right) \\ PC_t^i + OPY_t^i + \frac{AP_t^i \cdot APY2_t^i}{QPP_t^i} & \left(\text{if } \frac{AP_{t-1}^i \cdot APY1_t^i}{QPP_{t-1}^i} < OPY_t^i \right) \end{cases}$$

for $i = \text{小麦、大豆}$

ただし、 PPU_t^i は畑作の作物 i の時点 t における生産者価格、 PPP_t^i は田作の作物 i の生産者価格、 PC_t^i は作物 i の消費者価格（農家庭先価格）、 AU_t^i は畑作の作物 i の作付面積、 AP_t^i は田作の作物 i の作付面積、 QPU_t^i は畑作の作物 i の生産量、 QPP_t^i は田作の作物 i の生産量、 $APY1_t^i$ は作物 i に対する畑作物の所得補償交付金単価（面積払）、 $APY2_t^i$ は水田活用の所得補償交付金単価、 OPY_t^i は畑作物の所得補償交付金単価（数量払）である。

(6) 米粉用米及び飼料用米の生産者価格

上記(2)を踏まえ、米粉用米及び飼料用米の生産者価格（交付金を含む）を以下のように特定化する。

$$(4-10) \quad PP_t^j = CP_t^j + \frac{A_t^j \cdot APY2_t^j}{QP_t^j} \quad \text{for } j = \text{米粉用米, 飼料用米}$$

ただし、 PP_t^j 、 CP_t^j 、 A_t^j 、 $APY2_t^j$ 、 QP_t^j は、それぞれ、時点 t における作物 j の生産者価格、消費者価格（農家庭先価格）、作付面積、水田活用の所得補償交付金単価、生産量を表す。

(7) 主食用米の生産者価格

上記(3)と(4)の交付金は、組み合わせることにより、標準的な生産費と前年における市場価格の差を補填する不足払い制度と同様の効果をもたらすと考える

ことができる．このため，主食用米の生産者価格（円/kg）を以下のように特定化する．

$$(4-11) \quad PP_t = \begin{cases} CP_t + ST_t - CP_{t-1} & (\text{if } CP_{t-1} \leq ST_t) \\ CP_t & (\text{if } CP_{t-1} > ST_t) \end{cases}$$

ただし， PP_t ， CP_t ， ST_t は，それぞれ，時点 t における主食用米の生産者価格，消費者価格（農家庭先価格），戸別所得補償制度のうち，主食用米に関する補償すべき標準的生産費（註19）を表す．

3）米粉用米，飼料用米，小麦，大豆の供給関数

米粉用米，飼料用米，小麦，大豆の供給量については，各作物に関する作付面積を特定化した後，単収を乗ずることにより決定する．なお，単収は外生的な予測値を用いる．

各作物の作付面積については，当該品目の単位面積当たり粗収益（または，当該作物と他作物の単位面積当たり粗収益の比）に規定されるとみなす．なお，特定化に際しては，直近2ヶ年（2009年及び2010年）のデータを用いるが，その際，以下の2点を考慮する：

2010年に農業者戸別所得補償制度モデル対策（水田利活用自給力向上事業）が実施された際，米粉用及び飼料用米に対する助成措置が講じられたことから，両作物の2010年産の作付面積は，2009年産に比べて大幅に増加したこと；

小麦及び大豆に対する単位面積当たり助成措置が減少したことから，同期間中の両作物の作付面積は減少したこと．

具体的には，各作物の作付面積をそれぞれ以下のように特定化する．

$$(4-12) \quad \log(A_t^{rf}) = \alpha^{rf} + \beta^{rf} \cdot \log\left(\frac{gia_t^{rf}}{gia_t^{whp}}\right)$$

（註19）2012年における標準的生産費は，60kg 当たり 13,703 円（約 228 円 / kg）で設定されている．

$$(4-13) \log(A_t^{af}) = \alpha^{af} + \beta^{af} \cdot \log\left(\frac{gia_t^{af}}{gia_t^{whp}}\right)$$

$$(4-14) \log(A_t^{sbp}) = \alpha^{sbp} + \beta^{sbp} \cdot \log\left(\frac{gia_t^{sbp}}{gia_t^{af}}\right)$$

$$(4-15) \log(A_t^{sbu}) = \alpha^{sbu} + \beta^{sbu} \cdot \log(gia_t^{sbu})$$

$$(4-16) \log(A_t^{whp}) = \alpha^{whp} + \beta^{whp} \cdot \log\left(\frac{gia_t^{af}}{gia_t^{sbp}}\right)$$

$$(4-17) \log(A_t^{whu}) = \alpha^{whu} + \beta^{whu} \cdot \log(gia_t^{sbu})$$

ただし、 A_t^i 、 gia_t^i はそれぞれ時点 t における作物 i の作付面積、作物 i の単位面積当たり粗収益を表す。また、 α 、 β は、パラメータであり、上付き文字 rf 、 af 、 whp 、 whu 、 sbp 、 sbu は、それぞれ、米粉用米、飼料用米、田作小麦、畑作小麦、田作大豆、畑作大豆を指す。

さらに、各作物の供給量を以下のように特定化する。

$$(4-18) QP_t^i = A_t^i \cdot YLD_t^i \quad \text{for } i = rf, af, whp, whu, sbp, sbu$$

ただし、 YLD_t^i は、時点 t における作物 i の単収を表す。

4) 各品目の需要構造

各作物の需要量は、まず、当該財価格、代替財価格を用いて1人当たり需要量を特定化した後、人口を乗じて総需要量を決定する。なお、人口は外生的な予測値を用いる。具体的には、以下のように特定化する。

・ 1人当たり消費量（註20）：

$$(4-19) \log(QC_n_t^i) = \gamma^i + \delta_{rc}^i \cdot \log(CP_t^{rc}) + \delta_{rf}^i \cdot \log(CP_t^{rf}) + \delta_{af}^i \cdot \log(CP_t^{af}) \\ + \delta_{wh}^i \cdot \log(CP_t^{wh}) + \delta_{sb}^i \cdot \log(CP_t^{sb}) \\ \text{for } i = rc, rf, af, wh, sb$$

（註20）主食用米の1人当たり消費量については、1960年代前半から一貫して減少していることから、モデル中の主食用米の1人当たり消費量（ $QC_n_t^{rc}$ ）についても趨勢的に減少することを仮定する。具体的には、1996年から2012年までの趨勢的減少傾向を参考にして、毎年約720グラムずつ減少すると仮定する。

・総需要量：

$$(4-20) \quad QC_t^i = QC_n_t^i \cdot POP_t \quad \text{for } i = rc, rf, af, wh, sb$$

ただし、 $QC_n_t^i$ 、 QC_t^i 、 POP_t は、それぞれ時点 t における作物 i の 1 人当たり需要量、作物 i の総需要量、日本の総人口を表す。また、 γ 、 δ はパラメータである。なお、集合 i の要素である rc 、 wh 、 sb は、それぞれ主食用米、小麦、大豆を表す。

3．シミュレーション方法

現在進められている TPP 協定交渉の内容は明らかではない。しかしながら、日本の政府関係者が TPP 協定交渉関係国から収集した情報をもとに作成した文書（内閣官房 et al. 2012）によれば、2012 年初頭における物品市場アクセスに関する協定交渉の状況は以下のとおりである。

関税の撤廃等については、包括的で高いレベルの自由化を目指し、2011 年 1 月以降、各国間において、リクエストオファー方式による 2 国間ベースの交渉が続いている。

関税撤廃の原則については、長期の関税撤廃などを通じて最終的には関税をゼロにするというのが原則とされている。交渉参加国の多くは、全品目中の 90～95%を協定発効日に関税撤廃し、残る品目の関税についても 7 年以内に段階的に関税を撤廃すべきとの考え方を支持している。一方で、交渉は 2 国間ベースで行われており、関税撤廃の原則の具体的な内容についての 9 カ国間の合意は未だない。

センシティブ品目（当該国にとって重要であり、かつ輸入の増加により悪影響を受けるおそれが高い品目）の扱いについては、関税の撤廃・削減の対象としない「除外」や、扱いを将来の交渉に先送りする「再協議」は原則として認めず、10 年以上を含む長期間の段階的関税撤廃というアプロー

チをとるべきとの考え方を示す国が多いが、合意には至っていない。

上記のような交渉の進捗状況を踏まえ、仮に日本が TPP 協定に合意した場合には、現時点において多くの TPP 協定交渉参加国が支持しているとされている関税撤廃の原則が日本にも適用されると仮定する。さらに、TPP 協定は 2013 年から発効すると仮定した場合の自由化措置内容について、第 4-6 表に示すような A、B、C の 3 種類のシミュレーション・シナリオを考える。なお、日本の土地利用型作物の中では、主食用米が中心的な作物であることから、主食用米需要の価格弾力性の大きさが、シミュレーション結果に大きな影響を与える可能性が高い。このため、当該弾力性については、標準的であると考えられる値（-0.332）及び標準値の半分の値（-0.166）の 2 つを設定して、それぞれシナリオ A、B、C と組み合わせる。具体的には、標準値を用いるシナリオを A-1、B-1、C-1、標準値の半分の値を用いるシナリオを A-2、B-2、C-2 とする。

第 4-6 表 日本の TPP 協定交渉参加に関して想定される自由化措置に関するシミュレーション・シナリオ

シナリオ名	関税撤廃の内容	生産調整の内容	農業者戸別所得補償制度の内容	主食用米需要の価格弾力性
シナリオ A-1	TPP 協定交渉に参加するが、コメは例外扱いとなるため、その 2 次関税は維持される。	維持される。	2012 年時点の補償内容が、シミュレーション分析対象期間中継続される。	- 0.332
シナリオ A-2	〃	〃	〃	- 0.166
シナリオ B-1	2014 年から、コメの 2 次関税が段階的に削減され、2023 年にはゼロ関税となる。	コメの 2 次関税削減に従って、段階的に緩和され、2023 年までに廃止される。	コメの補償水準（主食用米の標準的生産費）は、段階的に削減され、2023 年には、2012 年時の半額となる。その他の作物は、2012 年時の補償内容が維持される。	- 0.332
シナリオ B-2	〃	〃	〃	- 0.166
シナリオ C-1	〃	コメの 2 次関税削減開始時（2014 年）に、全て廃止される。	〃	- 0.332
シナリオ C-2	〃	〃	〃	- 0.166

なお、本章で使用するモデルの分析対象品目のうち、貿易財については、象徴的なセンシティブ品目であるコメを除き、既に自由化されている（註21）。このため、関税撤廃の対象品目はコメの2次関税のみである。

第4-6表が示すように、シナリオ A-1 及び A-2 は、TPP 協定交渉に参加するが、交渉の結果、コメは関税撤廃の例外となることが認められるため、現行のコメの2次関税、生産調整及び農業者戸別所得補償制度が維持されるシナリオである。シナリオ B-1 及び B-2 に関しては、コメの2次関税が徐々に削減されるとともに生産調整も段階的に緩和されるシナリオである。したがって、コメの2次関税の段階的削減に伴い、コメの戸別所得補償の交付金単価も徐々に増加するものの、補償水準（主食用米の標準的な生産費）は段階的に削減され、最終的には2012年時の1/2の水準まで削減されると仮定する（註22）。さらに、C-1 及び C-2 に関しては、コメ関税と戸別所得補償に関するシナリオは B-1 及び B-2 と同一であるが、生産調整については、コメ関税の削減開始年に全て廃止される場合を考慮したシナリオである。

なお、生産調整政策の変更は、主食用米の作付面積の変更を通じて行われると仮定する。したがって、生産調整が緩和される場合は、作付面積が増加する。このため、第1～3階層の主食用米の生産関数においても、土地使用量が固定的であると仮定しているものの（第4-2表参照）、生産調整緩和時においては、作付面積が増加する。

（註21）小麦については、関税割当枠内（食糧法に基づいて政府が輸入するもの等）は無税とされ、また、国内消費仕向け量のほぼ90%が輸入品であることから、既に自由化されていると仮定する。

（註22）農業者に対する直接支払制度が撤廃される状況も考えられるが、政治的に非現実的であると考えられるため、そのようなシナリオは設定しない。

4. シミュレーション結果

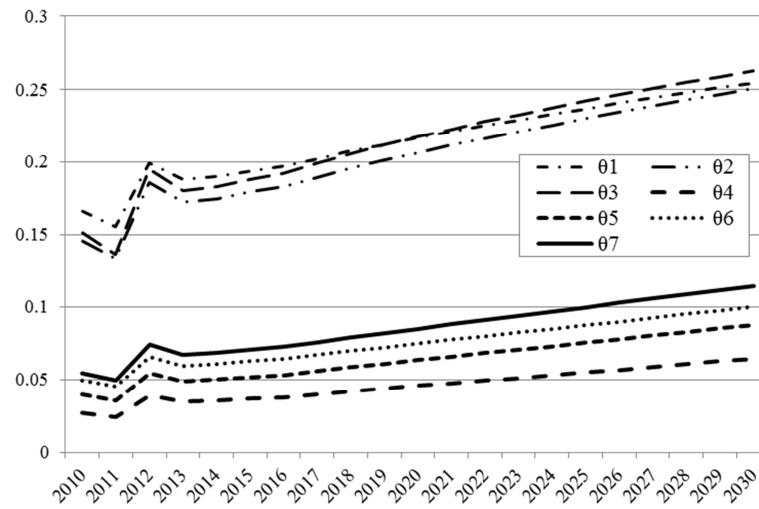
1) 生産調整による市場支配力の変化

第 4-1 図及び第 4-2 図は、 θ_i （生産調整による市場支配力）のシミュレーション結果を各シナリオ毎に示したものである。第 4-1 図は標準的な主食用米需要の価格弾力性（- 0.332）を仮定したシナリオ（A-1，B-1，C-1）であり，第 4-2 図は小さな弾力性（- 0.166）を仮定したシナリオ（A-2，B-2，C-2）である。シナリオ A-1，A-2 は，コメの 2 次関税及び戸別所得補償の交付金単価が現状維持されるシナリオである。消費者米価も現行水準で推移するものの，1 人当たりのコメ消費量が減少するとともに，総人口も減少するため，主食用米消費量は漸減する。このため，各シナリオにおいては，国内の主食用米の需給バランスを図るために， θ_i 値は漸増する結果となる。なお，シナリオ A-2 における主食用米需要の価格弾力性の大きさは，A-1 における弾力性の大きさの半分である。このため，何れのシナリオに関しても，前者のシミュレーション結果は，後者のシミュレーション結果の約半分の大きさに推移している。

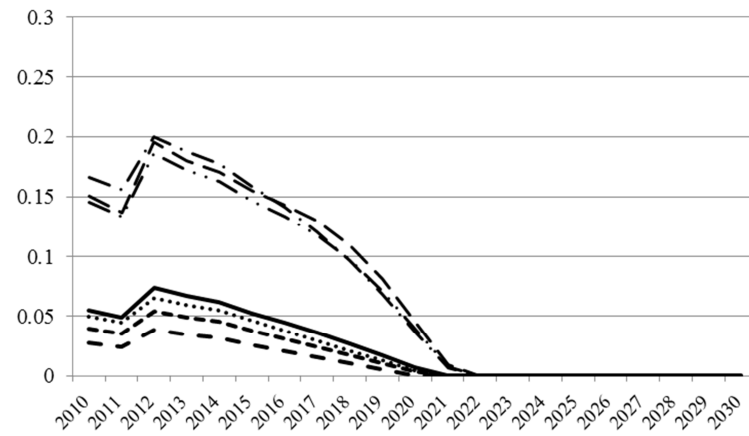
シナリオ B-1，B-2 は，2014 年からのコメの 2 次関税削減，生産調整の段階的緩和，さらに，主食用米の戸別所得補償交付金単価の段階的削減が同時に進むシナリオである。両シナリオとも 2014 年から消費者米価が下落し，主食用米消費量は漸増する。この消費量増加に対応するため，生産調整は緩和され，各 θ_i 値は徐々に減少し，両図が示すように，2023 年には全てゼロ，即ち，完全競争の状態（ $P_i=MC_i(q_i)$ ）に到達する。

シナリオ C-1，C-2 では，コメの 2 次関税及び主食用米の戸別所得補償交付金単価が段階的に削減されるが，生産調整は，2014 年に廃止されるシナリオである。このため，両図が示すように，同年において全ての θ_i 値は一斉にゼロとなる。

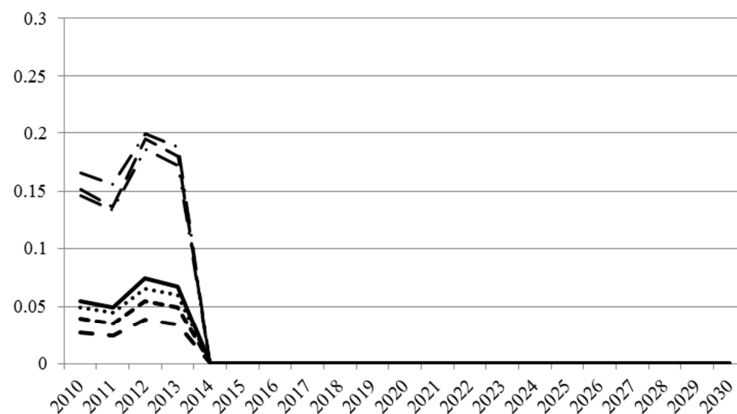
(シナリオ A-1)



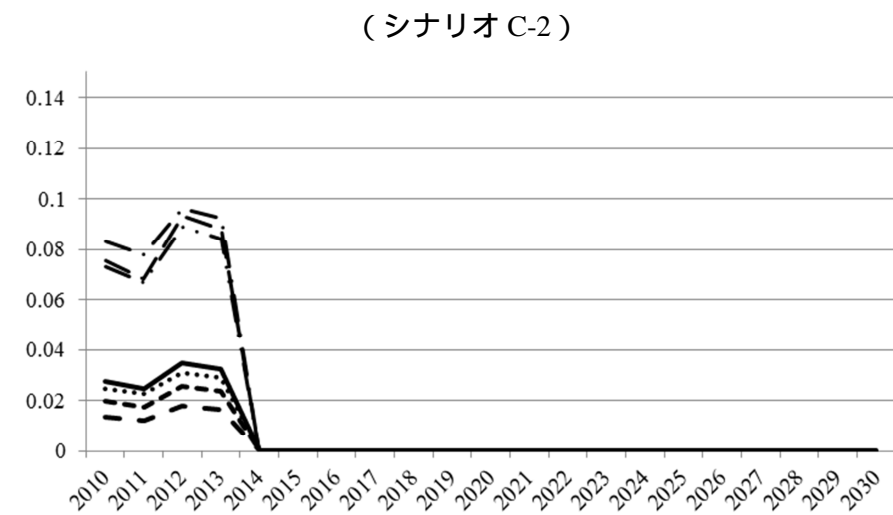
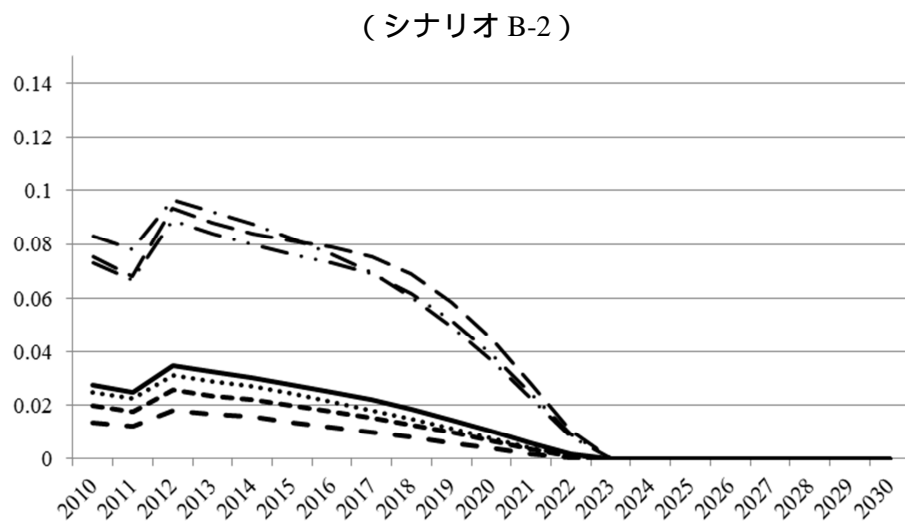
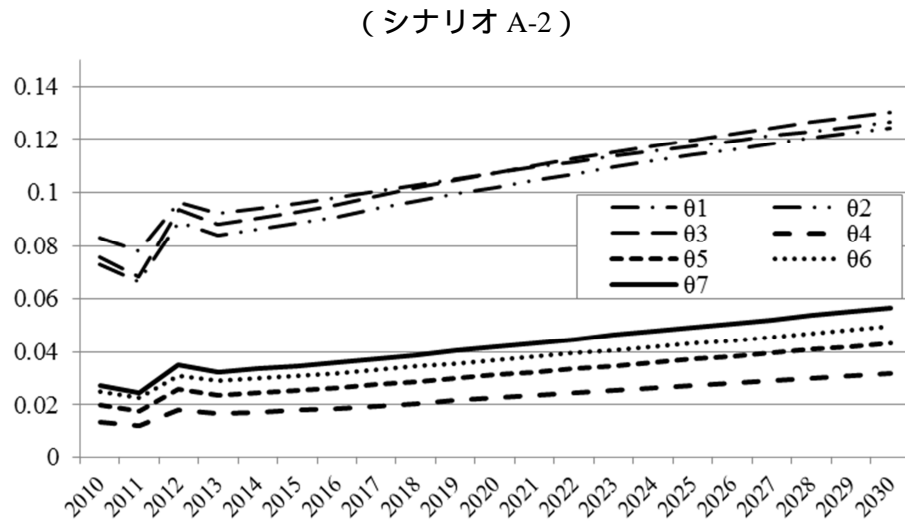
(シナリオ B-1)



(シナリオ C-1)



第 4-1 図 シナリオ A-1 ,B-1 ,C-1 の分析結果:生産調整に係る不完全競争性(θ_i)の変化



第 4-2 図 シナリオ A-2 ,B-2 ,C-2 の分析結果:生産調整に係る不完全競争性(θ_i)の変化

2) 主食用米の生産及び消費等の変化

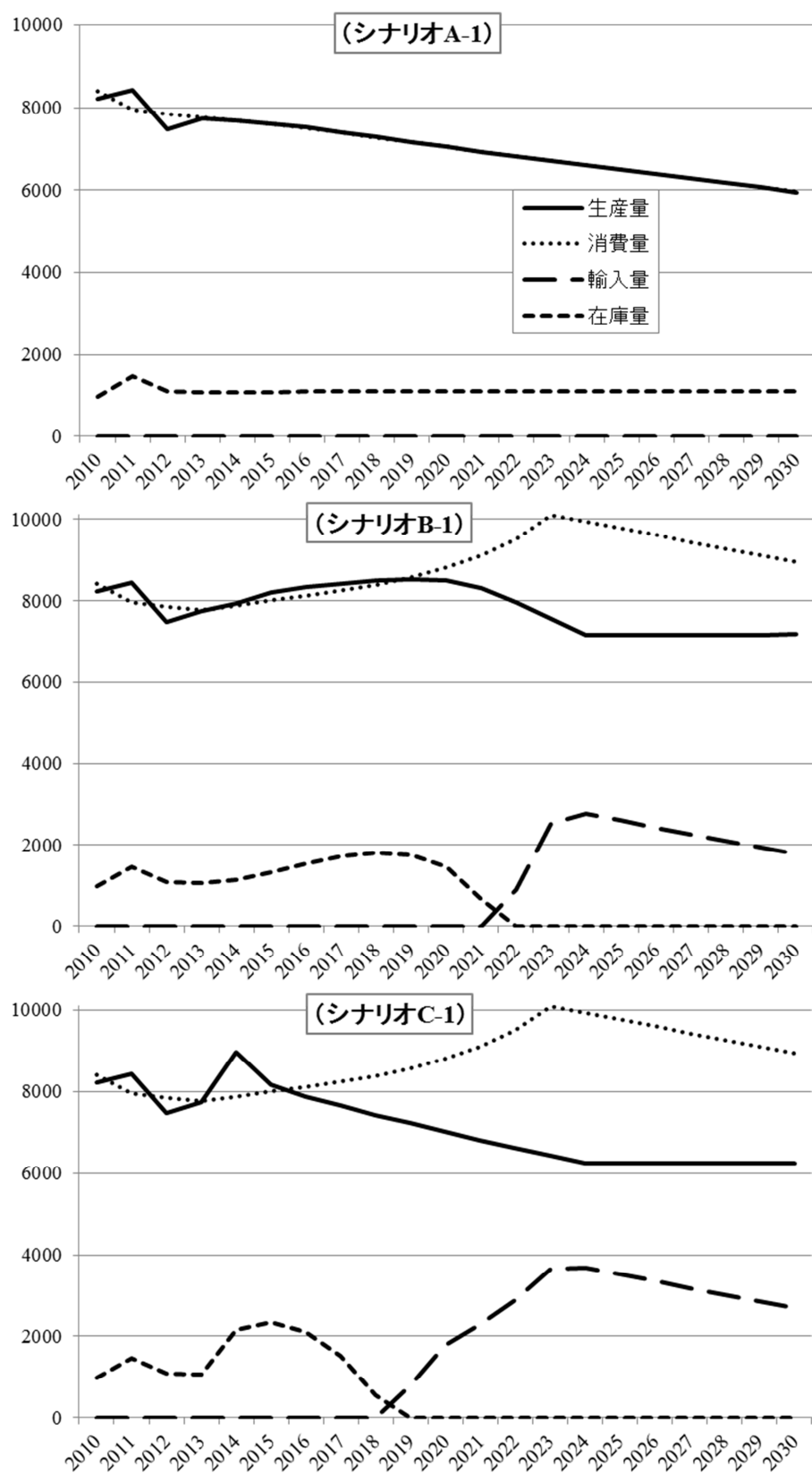
第 4-3 図及び第 4-4 図は、各経営階層における主食用米の生産量、消費量、在庫量及び輸入量に関する各シミュレーション結果をまとめたものである。第 4-3 図は、シナリオ A-1、B-1、C-1 の結果であり、第 4-4 図は、シナリオ A-2、B-2、C-2 の結果である。

両図が示すように、シナリオ A-1 及び A-2 では、コメの 2 次関税を維持しつつ生産調整を実施しているため、生産量と消費量はほぼ同一である。このため、両シナリオとも国内自給が達成されている状況である。在庫量も百万トン前後で推移し、輸入量は一貫してゼロである。なお、生産量及び消費量は、人口及び 1 人当たり消費量の減少に伴って一貫して減少する。生産量及び消費量の変化については、両シナリオ間で若干の差はあるものの、両者とも 2021 年には 7 百万トンを下回り、2030 年には約 6 百万トンまで減少する。

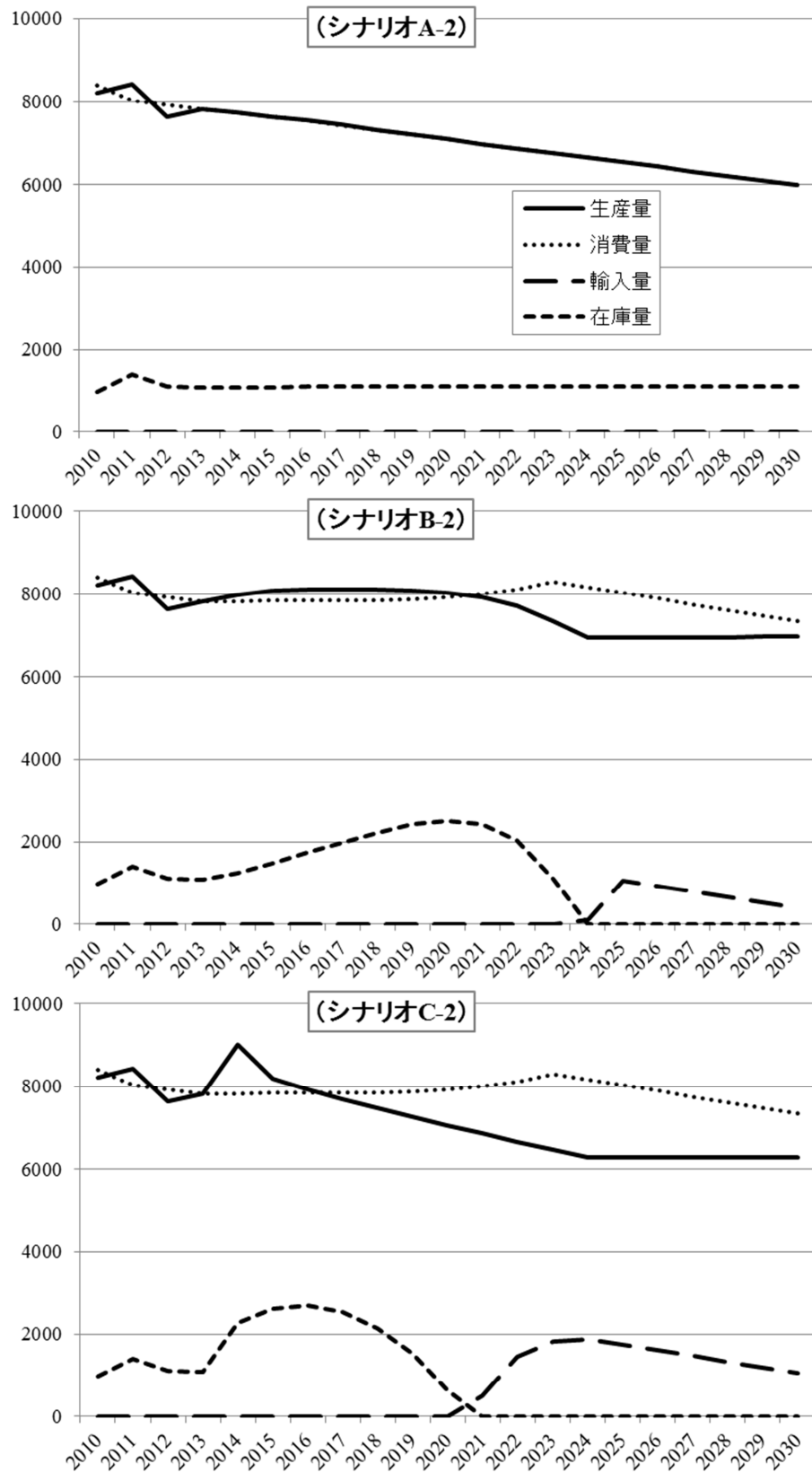
シナリオ B-1 では、2014 年から 2023 年にかけて実施される関税削減に伴い、消費量が増加する。しかしながら、2023 年にコメの 2 次関税率はゼロとなるため、同年以降は、人口及び 1 人当たり主食用米消費量の減少に伴い消費量は減少に転じる。生産量については、2020 年までは、全ての経営規模階層において生産調整が実施されているため、2018 年までは消費量増加に対応して生産量も増加する。一方、生産調整が徐々に緩和されているものの、主食用米の戸別所得補償交付金単価が 2014 年以降徐々に減少していることから、生産量は 2020 年で頭打ちとなり、同年以降減少に転じる。最終的には、交付金単価削減の最終年の翌年以降、約 720 万トンで推移する。この結果、第 4-3 図が示すように、2019 年以降は、消費量が生産量を上回って推移することになる。この需給ギャップを埋めるため、当初は在庫が充当されるが、2022 年には在庫量がゼロとなる。このため、2021 年から主食用米輸入が開始されることになる。一方、シナリオ B-2 の生産量の変化は、シナリオ B-1 とほぼ同一であるが、消費量に関しては、

第 4-4 図が示すように、ほぼ 800 万トンで推移する。このため、2024 年までは在庫充当により、需給ギャップを解消するが、同年以降は輸入が開始されることになる。

シナリオ C-1、C-2 の消費量変化は、それぞれシナリオ B-1、B-2 と同じである。ただし、生産量変化については、2014 年に生産調整を廃止することから、シナリオ B-1、B-2 とは異なる変化を示す。シナリオ C-1 については、第 4-3 図が示すように、生産調整廃止に伴って、2014 年の生産量は 896 万トンまで急増する。しかしながら、同年以降は交付金単価減少により、一貫して減少するため、在庫量は 2019 年にはゼロとなる。このため、2018 年から輸入が開始される。一方、シナリオ C-2 については、消費量が約 800 万トンでほぼ横ばいに推移するため、シナリオ C-1 よりも若干遅い時点（2021 年）で在庫量がゼロとなり、2020 年から輸入が開始される。



第 4-3 図 シナリオ A-1 , B-1 , C-1 の分析結果：主食用米生産量，消費量，輸入量，期末在庫量の変化（単位：千トン）



第 4-4 図 シナリオ A-2 , B-2 , C-2 の分析結果：主食用米生産量，消費量，輸入量，期末在庫量の変化（単位：千トン）

3) 主食用米作付面積の変化

第 4-5 図及び第 4-6 図は、主食用米の作付面積に関する各シミュレーション結果をまとめたものであり、小・中規模経営層（第 1 ～ 第 3 階層）と、大規模経営層（第 4 ～ 第 7 階層）に分けて整理している。第 4-5 図は、シナリオ A-1 ,B-1 , C-1 の結果であり、第 4-6 図は、シナリオ A-2 , B-2 , C-3 の結果である。

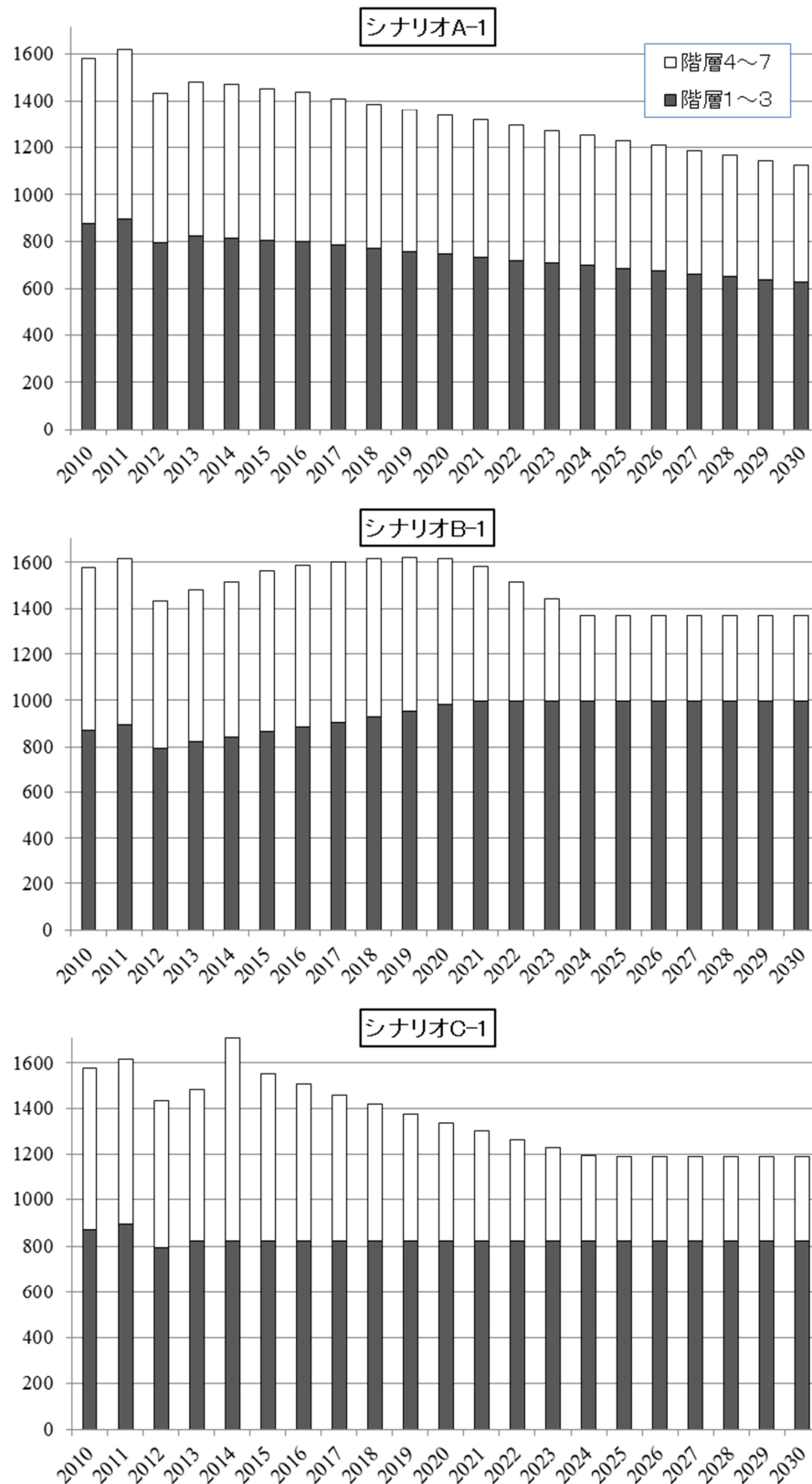
シナリオ A-1 及び A-2 では、一貫して主食用米の生産量が減少することから、作付面積も 2010 年（158 万 ha）から 2030 年（113 万 ha）にかけて約 3 割減少する。また、作付面積全体に占める大規模経営層のシェアも約 44% で安定的に推移している。

一方、シナリオ B-1 及び B-2 では、2014 年から徐々に生産調整が緩和されることに伴い、作付面積も同年から増加する。ただし、同時に主食用米の戸別所得補償交付金単価も削減されるため、シナリオ B-1 については 2020 年から、シナリオ B-2 については 2017 年から作付面積が減少する。さらに、生産調整が廃止され、戸別所得補償交付金単価が変化しなくなる 2024 年以降は、シナリオ B-1 については 137 万 ha、シナリオ B-2 については 133 万 ha で安定的に推移する。

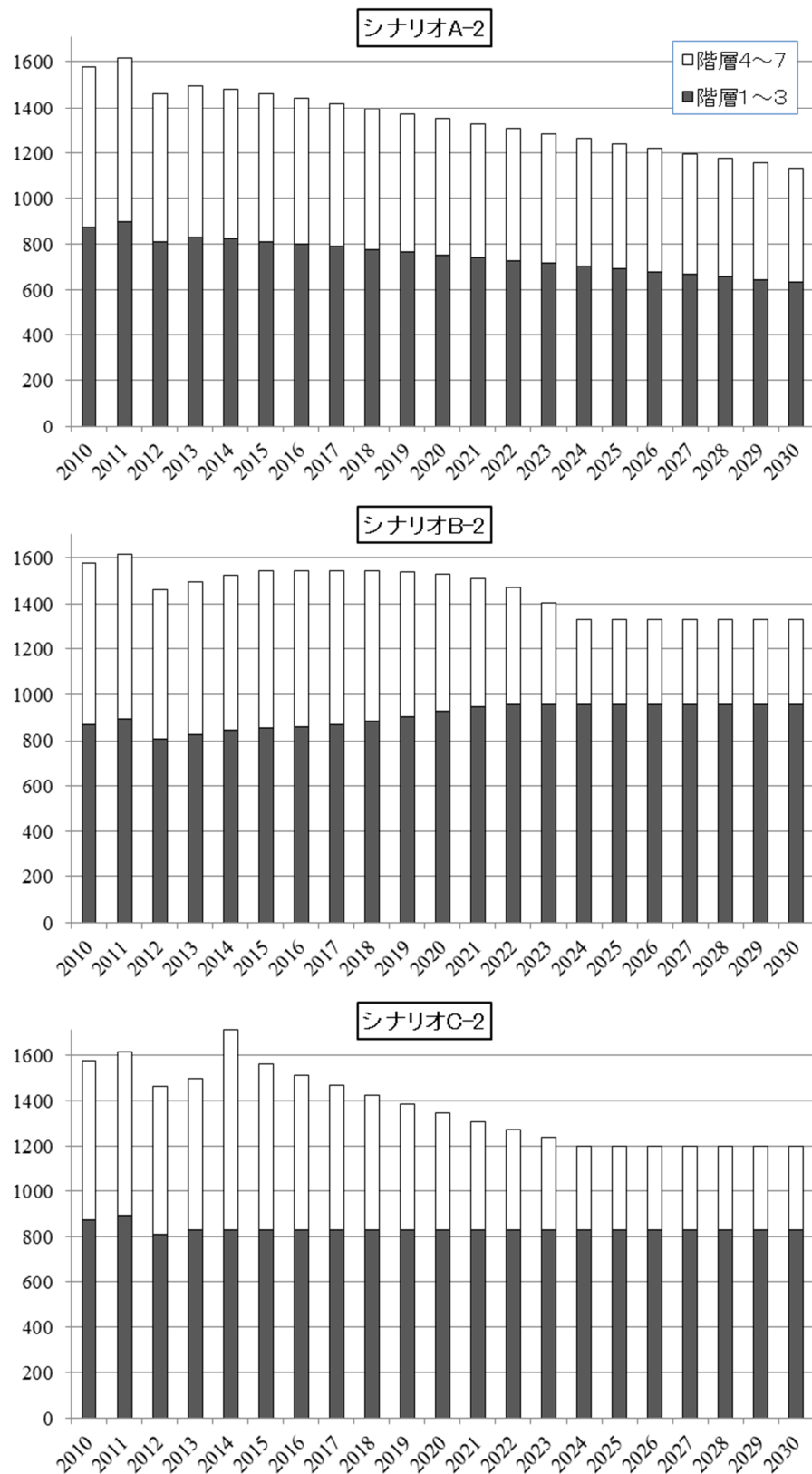
また、シナリオ C-1 及び C-2 については、2014 年の生産調整廃止に伴い、同年の作付面積は 170 万 ha 強まで急増する。しかしながら、同年以降は、主食用米の生産者価格が減少することから、作付面積が一貫して減少する。さらに、2024 年以降は、シナリオ C-1 については 119 万 ha、シナリオ C-2 については 120 万 ha で安定的に推移する。

なお、本章では、小・中規模経営層に属する生産者の土地用量は固定的であると仮定している（本章 2 節 3 項を参照）。このため、シナリオ B-1 ,B-2 ,C-1 , C-2 における小・中規模階層に関しては、実質的に生産調整がなくなる時期以降の面積は変化しない。具体的には、シナリオ B-1 , B-2 の小・中規模経営層については、それぞれ 2021 年、2022 年まで作付面積が増加するが、シナリオ C-1 ,

C-2 については、2013 年以降、作付面積は不変に止まる。一方、大規模階層については、生産者価格の低下に伴い作付面積も減少するが、生産者価格に関してはシナリオ B-1、B-2、C-1 及び C-2 がともに同一の変化となることから、作付面積の推移も同一となる。このようなことから、作付面積全体に占める大規模経営層のシェアは 2014 年以降一貫して減少する。2030 年において、当該シェアは、シナリオ B-1 及び B-2 については約 27%、シナリオ C-1 及び C-2 については約 31%まで減少する。



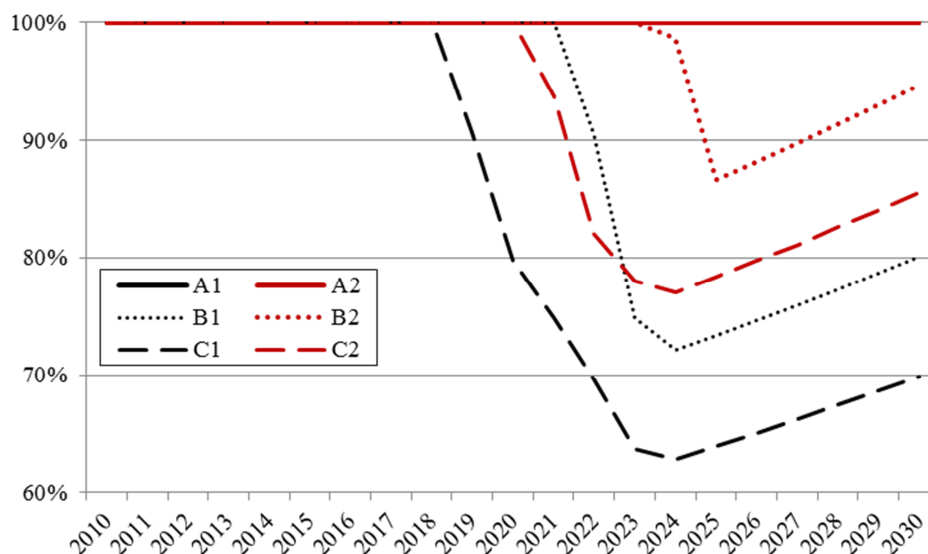
第 4-5 図 シナリオ A-1 , B-1 , C-1 の分析結果：主食用米の作付面積の変化（単位：千 ha）



第 4-6 図 シナリオ A-2 , B-2 , C-2 の分析結果：主食用米の作付面積の変化（単位：千 ha）

4) 主食用米自給率の変化

第 4-7 図は、主食用米の自給率に関する各シナリオの分析結果である。



第 4-7 図 各シナリオ分析結果：主食用米自給率の変化

上図が示すように、シナリオ A-1 及び A-2 では、一貫して自給を維持しているため、自給率は 100% で推移している。一方、他のシナリオでは、分析対象期間中に輸入が開始されるため、自給が維持できない結果となる。シナリオ B-1 では、2021 年から輸入が開始され、輸入量がピークとなる 2024 年には自給率が 72% まで減少するが、同年以降、主食用米消費量は減少傾向になることから、自給率は上昇に転じる。また、シナリオ B-2 では、消費量はシナリオ B-1 ほど増加しないため、輸入が開始される 2024 年から自給率が 100% を下回り、2025 年には 87% に達した後、上昇する。さらに、既述したように、シナリオ C-1、C-2 に関しては、小・中経営規模階層の作付面積が 2013 年以降不変に止まるため、それぞれ、シナリオ B-1、B-2 よりも生産量増加の余地が小さい。このため、上図が示すように、前者の 2 つのシナリオは、後者の 2 つのシナリオに比べて、より早い時期に自給率の低下が始まり、自給率の低下もより大きくなる。

5) 戦略作物の生産及び消費等の変化

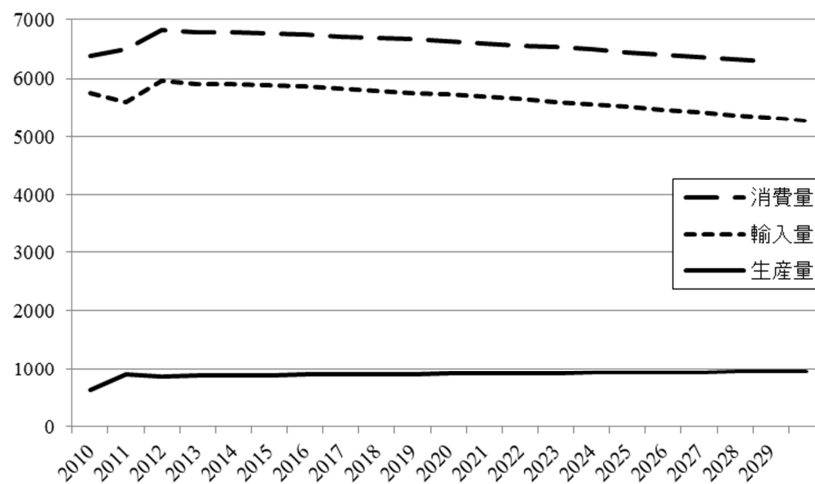
第 4-8 図，第 4-9 図，第 4-10 図は，戦略作物（小麦，大豆，米粉用米，飼料用米）の生産及び消費等に関するシナリオ分析結果である．なお，本章のモデルは，戦略作物の生産・消費動向については，主食用米の生産・消費動向からは影響を受けないという前提で構築されているため，シナリオ A-1，A-2，B-1，B-2，C-1，C-2 とともに同一の分析結果となっている．

第 4-8 図～第 4-10 図が示すように，農業者戸別所得補償制度の交付金単価が 2012 年時点の水準で維持されると仮定すると，戦略作物の国内生産量は，若干変化するものの，大きくは増減しない．

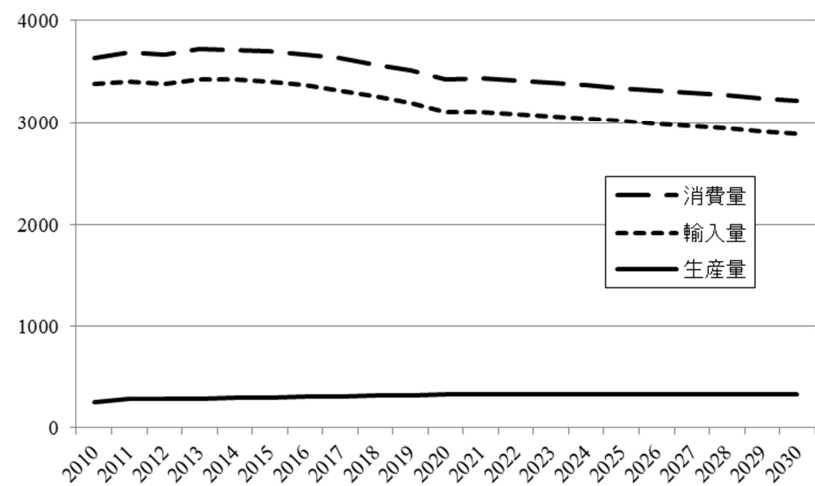
小麦については，第 4-8 図が示すように，2010 年（63 万トン）から 2030 年（96 万トン）にかけて 52% 増加し，また，大豆については，第 4-9 図が示すように，2010 年（25 万トン）から 2030 年（33 万トン）にかけて 30% 増加する．一方，米粉用米及び飼料用米については，僅かながら減少する．第 4-10 図が示すように，米粉用米については，2010 年（2.8 万トン）から 2030 年（2.7 万トン）にかけて 4 % 減少し，飼料用米についても，2010 年（8.1 万トン）から 2030 年（7.5 万トン）にかけて 8 % 減少する．

したがって，2012 年時点での交付金単価水準では，食料・農業・農村基本計画（2010 年閣議決定）が目指しているような大幅な生産数量目標の達成（註23）は，困難ではないかと考えられる．

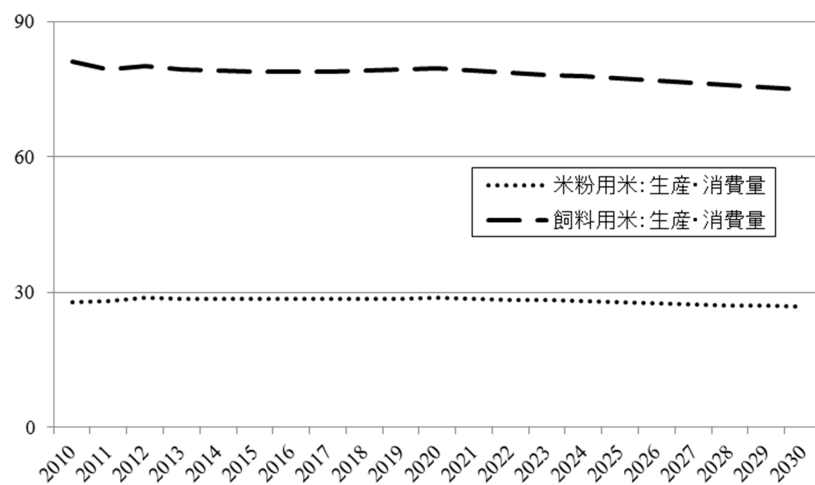
（註23）食料・農業・農村基本計画で設定している各品目の 2020 年度時における生産数量目標値は以下のとおり：米粉用米（50 万トン）；飼料用米（70 万トン）；小麦（180 万トン）；大豆（60 万トン）．



第 4-8 図 各シナリオ分析結果 (シナリオ A-1, A-2, B-1, B-2, C-1, C-2 とともに同一の結果): 小麦の生産・消費・輸入量の変化 (単位: 千トン)



第 4-9 図 各シナリオ分析結果 (シナリオ A-1, A-2, B-1, B-2, C-1, C-2 とともに同一の結果): 大豆の生産・消費・輸入量の変化 (単位: 千トン)



第 4-10 図 各シナリオ分析結果 (シナリオ A-1, A-2, B-1, B-2, C-1, C-2 とともに同一の結果): 米粉用米, 飼料用米の生産・消費量の変化 (単位: 千トン)

6) 各品目に対する補助金額の変化

第 4-10 図及び第 4-11 図は、各品目に支払われる補助金総額に関するシナリオ分析結果である。第 4-10 図は、シナリオ A-1, B-1, C-1 の結果であり、第 4-11 図は、シナリオ A-2, B-2, C-2 の結果である。各シナリオとも、基本的には、各品目の生産量に応じて、支払われる補助金の多寡が決まる。また、戦略作物の生産量の推移は 3 つのシナリオとも同一であり、かつ、その生産量も主食用米生産量と比べると少ない。このため、補助金総額の違いは、両図が示すように、主食用米生産量の違いが反映される。

3 つのシナリオのうち、主食用米の生産量が最も少ないシナリオ A-1 及び A-2 の補助金総額については、分析対象期間中において、約 4.3～4.9 千億円 / 年で推移し、そのうち、主食用米に対する補助金は、補助金総額の約 41～50% を占める。

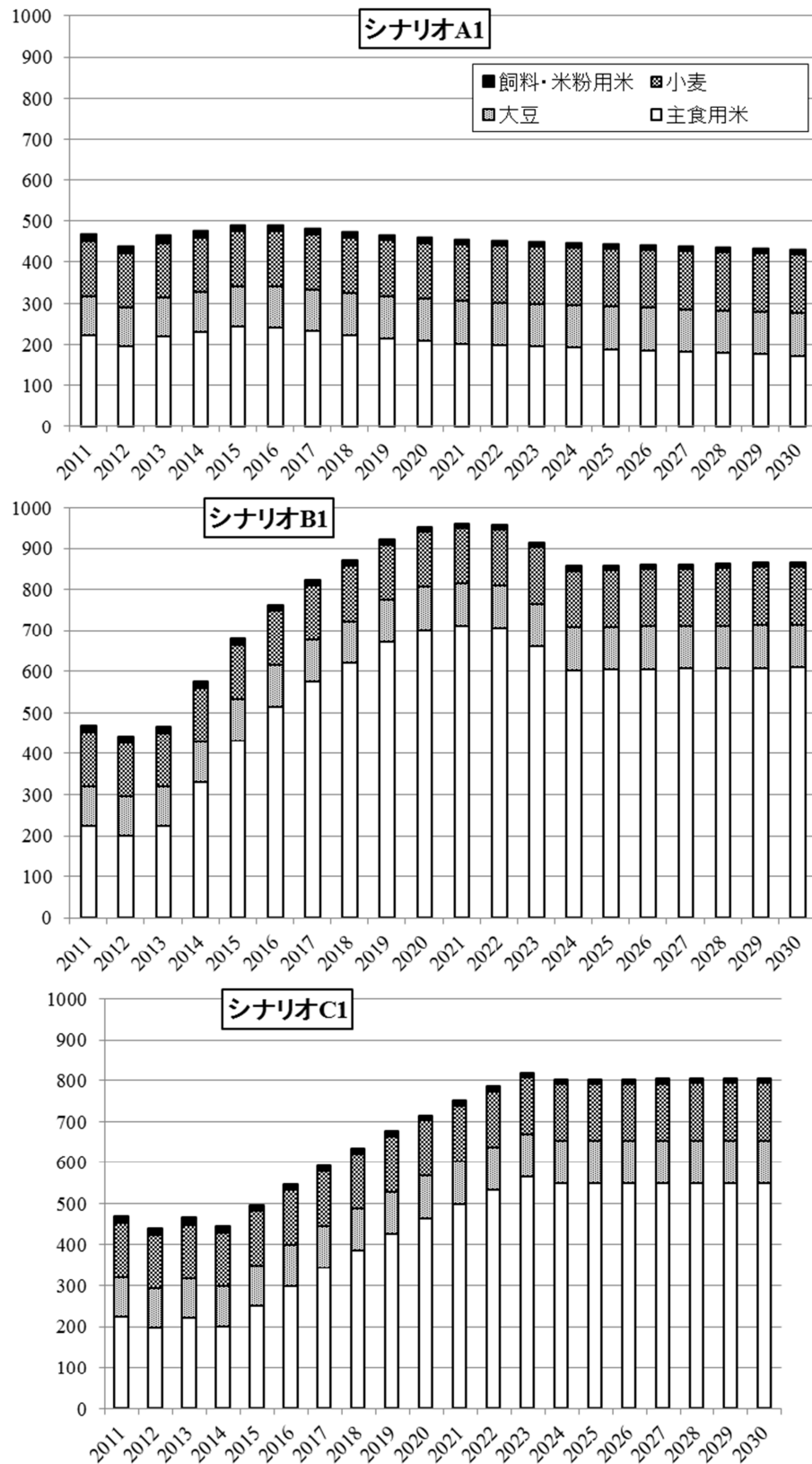
一方、その他の 4 つのシナリオ（シナリオ B-1, B-2, C-1, C-2）については、2014 年以降、コメの 2 次関税が段階的に削減されるが、同時に、主食用米の戸別所得補償交付金単価が増額されるため、補助金総額も増加する。交付金単価については、2013 年以降、シナリオ A-1 及び A-2 が 30 円 / kg 前後で安定的に推移するのに対し、他の 4 つのシナリオにおいては 2013 年時の 29 円 / kg から徐々に引き上げ得られ、2023 年には 88 円 / kg に到達したのち、当該水準で安定する。このため、分析対象期間中の主食用米生産量はそれ程増加しないのにもかかわらず、シナリオ B-1, B-2 に関しては、ピーク時の 2021 年においてそれぞれ 9.6 千億円、9.5 千億円でピークに達し、その後は若干減少するが、2030 年においても 8.7 千億円の財政負担が必要となる。また、シナリオ C-1, C-2 に関しても、2023 年において 8.2 千億円でピークに達し、その後は若干減少するが、2030 年においても 8.1 千億円の財政負担が必要となる。

また、主食用米の 2 次関税削減期間中（2014～2023 年）の補助金総額を比較すると、シナリオ A-1, A-2 が総額約 4 兆 7 千億円であるのに対し、シナリオ

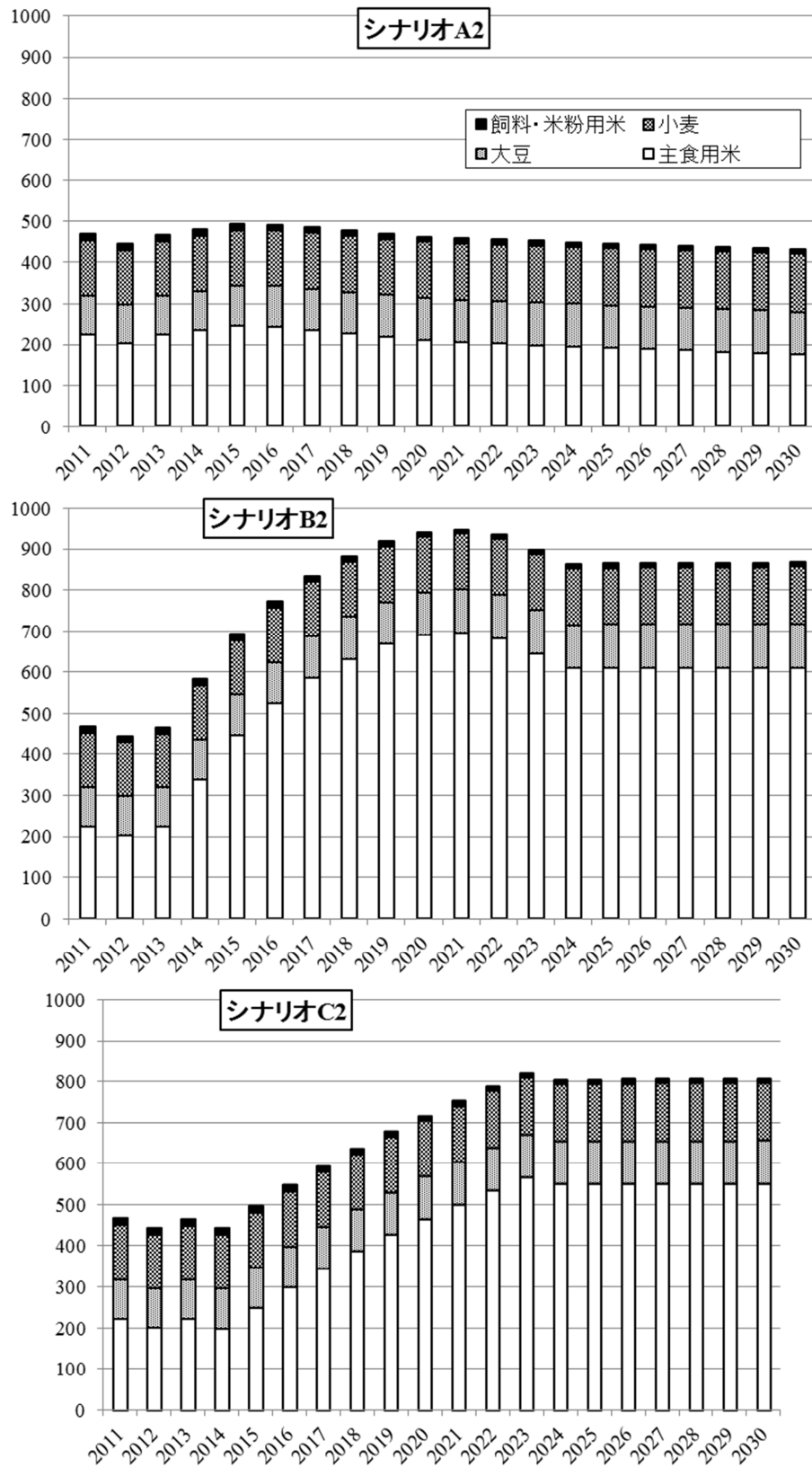
B-1, B-2 が約 8 兆 4 千億円, シナリオ C-1, C-2 が約 6 兆 5 千億円となる。したがって, シナリオ B-1, B-2, C-1, C-2 の場合に必要な財政負担額は, シナリオ A-1 及び A-2 の財政負担額の 1.4 倍から 1.8 倍の規模となる。

なお, シナリオ B-1, B-2, C-1, C-2 の戸別所得補償の交付金単価水準は 2014 年以降徐々に増加するが, 2023 年の生産者価格水準は, 2012 年の生産者価格水準の 1/2 に止まるように設定している。このため, コメの 2 次関税削減, 生産調整の緩和を進めつつ, 一方で, 主食用米の自給を維持するために, 戸別所得補償の交付金単価水準を本章のシナリオ以上に増加させる場合には, さらに巨額の財政負担が必要となる。

現行の農林水産予算総額が, 毎年 2 兆円強であることを考えると, あまりに巨額の補助金額は非現実的であろう。したがって, 主食用米に関して, 財政負担額の限界や自給率維持を意識しつつ, 最低限の生産者価格を確保するためには一定の生産調整政策及びコメの 2 次関税は維持していく必要があると考えられる。



第 4-11 図 シナリオ A-1 , B-1 , C-1 の分析結果：財政負担額の変化（単位：10 億円）



第 4-12 図 シナリオ A-2 , B-2 , C-2 の分析結果：財政負担額の変化（単位：10 億円）

5. 結語

本章は、TPP 協定交渉が妥結した場合に想定される日本の主食用米の 2 次関税削減が、コメの生産調整政策に与え得る影響に焦点を当てて、定量的な評価を試みたものである。併せて、土地利用型作物（主食用米、米粉用米、飼料用米、小麦、大豆）の需給動向や財政負担額に与え得る影響の大きさについても分析を行った。なお、コメの 2 次関税が削減される状況を想定する際、農業の政治的な側面を考慮すると、現行の農業者戸別所得補償制度による農家保護水準が、同時に撤廃されるような状況は想定し難い。したがって、本章では、TPP 協定交渉妥結に伴い、コメの 2 次関税は 2014 年から次第に削減され、2023 年には撤廃されるシナリオを想定するが、同時に、農業者戸別所得補償制度は維持される状況を設定した。なお、その保護水準は段階的に削減され、最終的には 2012 年当時の 1/2 の水準になる状況を想定した。その上で、生産調整政策に焦点を当てた分析を行った結果、以下の 4 点について明らかになった。

第 1 に、現行の生産調整政策による市場支配力は、小さいことである。本章では、政府は生産調整政策を通じ、稲作農家に対して市場支配力を行使していると仮定し、各経営規模階層毎にその市場支配力を推計した。推計結果によれば、小・中規模階層においては、市場支配力は若干大きい傾向が見られたものの、各階層の市場支配力の推計値は、0.039 から、0.166 の間の値であった。市場支配力の推計値が完全競争の場合はゼロとなり、完全協調の場合は 1 になることを考えると、何れの推計値も比較的完全競争の状態に近い。これは、近年、生産量及び作付面積の実績が、生産調整の目標数量及び目標面積を上回っている傾向が続いていることが反映していると考えられる。このため、生産調整政策の市場支配力の大きさは、政府が期待しているほど大きくない可能性が高い。

第 2 に、TPP 協定交渉妥結後にコメの 2 次関税が削減・撤廃される場合には、巨額の財政負担が必要になる可能性が高いことである。仮にコメの 2 次関税を

削減・撤廃することが決定された場合、同時に主食用米に対する直接支払いも撤廃されることは政治的に考えると非現実的である。したがって、本章では、主食用米の補償水準を下げつつも戸別所得補償制度を維持し、生産調整を徐々に緩和するシナリオ（B-1，B-2）と、戸別所得補償制度を維持するが、関税削減開始年に生産調整を撤廃するシナリオ（C-1，C-2）を想定した。なお、何れのシナリオも、戦略作物については、2012 年当時の交付金単価が継続されると仮定した。補助金総額の大きさは、主要作物である主食用米生産量の多寡に左右されることから、シナリオ B-1，B-2，C-1，C-2 のシミュレーション結果は、シナリオ A-1，A-2 とは大きく異なる。シナリオ A-1，A-2 に関しては、毎年約 4.3～4.9 千億円で推移するのに対し、他の 4 つのシナリオに関しては、関税削減時から徐々に増加し、何れもピーク時には毎年 8 千億円～1 兆円の財政負担が必要となる。また、コメの 2 次関税削減期間中の補助金総額についてもシナリオ B-1，B-2，C-1，C-2 の財政負担額は、6.5～8.4 千億円となり、シナリオ A-1，A-2 の負担額（4.7 千億円）に比べて、1.4～1.8 倍の規模となる。

第 3 に、TPP 協定交渉妥結後にコメの 2 次関税が削減・撤廃される場合には、生産調整を緩和し、戸別所得補償制度を維持したとしても、主食用米の国内自給が困難になる可能性が高いことである。シナリオ B-1，B-2，C-1，C-2 では、何れのシナリオにおいても、分析対象期間中において主食用米自給を維持することができなかった。シナリオ B-1，B-2，C-1，C-2 については、それぞれ、2022 年，2025 年，2018 年，2021 年から主食用米輸入が開始され、それぞれ、輸入量がピークに達する年においては、72%（2024 年），87%（2025 年），62%（2024 年），78%（2024 年）まで自給率が低下する。

第 4 に、戦略作物（小麦，大豆，米粉用米，飼料用米）の生産量を増大させることは、容易ではないことである。本章では、戦略作物については、2012 年当時の交付金単価が TPP 協定交渉妥結後も継続されることを前提として、各作

物の生産量，消費量等を推計した．分析対象期間中（2010～2030 年）においては，小麦生産量が 52%，大豆生産量が 30% 増加する結果となったが，米粉用米及び飼料用米については，若干減少する結果となった．各品目とも，食料・農業・農村基本計画（2010 年 3 月策定）に掲げられている 2020 年における生産数量目標値には到達できていない．

本章の分析結果が示唆するように，TPP 協定交渉妥結後にコメの 2 次関税が削減・撤廃される場合には，農家戸別所得補償を維持し，主食用米の生産調整を緩和・廃止したとしても主食用米の国内自給を維持することが困難になる可能性が高い．また，戦略作物の生産量についても，小麦及び大豆に関しては，若干の増加は見込まれるが，食料・農業・農村基本計画に掲げた水準までには到達できる可能性は低い．さらに，主食用米の市場価格は大きく下落することが予想されることから，生産者に対する保護水準を徐々に削減したとしても，主食用米に関する戸別所得補償の交付金単価は増加することが予想される．このため，巨額の財政負担が必要となる可能性が高い．

したがって，日本が，TPP 協定交渉妥結後も，土地利用型作物に関する食料・農業・農村基本計画に掲げた生産数量目標を達成しようとするならば，少なくともコメの 2 次関税については，関税削減・撤廃の例外扱いを確保すべきであると考えられる．

終章 要約と今後の課題

1. 本研究の要約

本研究では、実際のデータから主な農産物・食料品市場の不完全競争性について定量的な把握を試みるとともに、それらの市場の不完全競争性を踏まえた定量的な政策分析を行った。

本研究での分析対象は、生乳市場、乳製品市場(バター及びプロセスチーズ)及びコメの生産調整政策である。これらの市場における不完全競争状況は、通常、完全競争あるいは独占といった両極端の状況ではなく、これらの中間の状況にある。このため、本研究ではそのような中間的状況を定量的に分析するため、一貫して推測変分 (conjecture variation) をベースにして各分析対象に関する不完全競争性を明らかにすることを試みた。

まず、第1章及び第2章では、日本国内のプロセスチーズ市場及びバター市場に存在する不完全競争の程度に関する定量的な把握を試みた。

第1章では、日本国内のプロセスチーズ市場における売り手間に存在する競争戦略(相互依存性)に焦点を当て、その不完全競争性について分析した。国内プロセスチーズ市場は、国産品及びフランス産品が支配的であり、かつ、各産品の供給者は少数の大企業に限られている。さらに、各産品ともそれぞれ特有の商品特性を持っているため、国内プロセスチーズ市場は、異質寡占状況であると仮定できる。このような特色を踏まえ、分析に際しては、Dixit (1988) の異質寡占モデルを適用することにより、当該市場の不完全競争性を分析した。このため、第1章で使用する推測変分は、自己生産量の1単位の変化による自己価格の主観的な変化と定義している。

この分析により、国産プロセスチーズ市場及びフランス産プロセスチーズ市場双方の市場において、一定の不完全競争性の存在が示唆された。国産品市場

においては、独占状況ほどの不完全競争性はみられないものの、クールノー競争状態より不完全競争の度合いが強い可能性が示された。また、フランス産品市場については、独占状況ほどではないものの、その不完全競争の度合いは、国産品市場を大きく上回っている可能性が明らかになった。これは、国内プロセスチーズ市場に出回っている主要フランス産品のブランド数がほぼ1社に限定されていることを反映していると推察される。さらに、2008年以降は、両産品ともその不完全競争の度合いが強まっていることが示された。これは、2008年以降の世界的な原料価格高騰により、両産品価格が上昇したこと、また、この価格上昇をきっかけとして大手乳業メーカーの経営統合が進展したことが原因であると考えられる。

第2章では、日本国内のバター市場における買い手間に存在する相互依存性によって引き起こされる不完全競争性について焦点を当てた。具体的には、2007年に発生した日本国内のバター不足の状況下における消費者の買い急ぎ、買占めの行動を、家計におけるバターの需要関数の特定化を通じて定量的に明らかにした。分析に際しては、個々の消費者は、国内バター市場全体の需要量を意識して、自分のバター購入量を決定すると仮定し、「個々の消費者が感じる市場感応弾性値（自らの需要量の変化が国内市場全体の需要量の変化にどのように影響するかという各消費者の平均的な推測弾力性）をバター需要関数に組み込んで分析を行った。

この分析により、2007年秋から2008年夏にかけて発生したバター価格の急激な値上げに伴い、2007年9月においてバター需要構造が変化した可能性が示唆された。また、2008年10月から2010年3月にかけての期間と、2011年7月から2012年3月にかけての期間において、断続的に過度のバター需要超過が発生している可能性が明らかになった。このことは、2008年4月と2011年10月に、大手乳業メーカー各社がバター価格の一斉値上げに踏み切ったことと関係

があると考えられる。

第3章及び第4章においては、筆者の最大の関心事である推測変分を用いた不完全競争モデルによる農業政策分析を試みた。

第3章では、主要先進国の生乳市場の不完全競争性と貿易歪曲性に関する政策分析を行った。まず、主要先進各国の酪農部門における国内価格差別措置（飲用乳価プレミアム、用途別原料乳価制度等）について、推測変分の分析フレームワークを用いて、その不完全競争性を定量的に明らかにし、次いで、主要各国で実施されている飲用乳価プレミアムの貿易歪曲性について、各国における国境保護措置の貿易歪曲性と比較することにより考察した。さらに、主要各国の酪農部門における国内価格差別措置の貿易歪曲性について、より現実的に分析するため、主要な酪農品輸出入国を分析対象とした国際酪農品市場に関する部分均衡モデルを構築し、各国の酪農品に対する国内価格差別措置と国境保護措置に関するシミュレーション分析を行った。

これらの分析により、国内価格差別措置の貿易歪曲性を左右する主な要因は、酪農品の貿易量（生乳換算）であり、加工用原料乳生産量の多くが乳製品として輸出される国においては、国内価格差別措置の貿易歪曲性は、酪農品に対する輸出補助金のそれを上回ることが示された。また、乳製品輸出国においては、乳製品に対する輸出補助金の引き上げが、加工用原料乳及び飲用乳消費者、納税者それぞれに負担を強いるのに対し、飲用乳価プレミアムの引き上げについては、飲用乳消費者に負担を強いる一方で、加工用原料乳消費者に対しては便益をもたらす、輸出補助金も低く抑えられる可能性が明らかになった。このことは、飲用乳価プレミアムが、財政支出を伴う輸出補助金の代替策として利用され得る可能性を示唆している。

第4章では、分析の焦点を日本のコメの生産調整政策に移し、当該政策が存在するコメ市場の不完全競争性について、推測変分の分析フレームワークを用

いた定量化を試みた。その上で、コメの生産調整政策を組み込んだ計量モデルを構築し、TPP 交渉妥結に関する政策シミュレーション分析を行った。

具体的には、生産調整政策を主食用米の生産量制限を通じた政策的カルテルであると解釈し、国内主食用米市場に政策的な市場支配力を生み出すと仮定した。また、その市場支配力の大きさは、主食用米の生産者価格と限界費用との乖離の大きさによって計測され、各経営階層規模毎に平均的に決定されるとした。さらに、特定化された生産調整政策を含めた計量モデルを構築し、日本の主要土地利用作物の需給動向に関する政策シミュレーション分析を行った。特に、当該シミュレーション分析においては、TPP 協定交渉妥結により、コメの 2 次関税の削減・撤廃が実施される状況を想定し、そのような状況が、主要土地利用作物の需給や財政負担額に与え得る影響を分析した。

これらの分析により、現行の生産調整政策による市場支配力は、小・中規模階層においては、比較的大きな傾向が見られたものの、完全協調の場合と比較すると、全体的には小さいことが明らかになった。これは、近年の主食用米の生産量・作付面積の実績が、生産調整の目標値・目標面積を上回っている傾向が続いていることを反映していると考えられる。また、TPP 協定交渉妥結後にコメの 2 次関税が削減・撤廃される場合には、巨額の財政負担が必要になる可能性が高いことも明らかとなった。第 4 章では、主食用米の補償水準を下げつつも戸別所得補償制度を維持し、生産調整を徐々に緩和するシナリオと、戸別所得補償制度を維持するが、関税削減開始年に生産調整を撤廃するシナリオを想定したが、何れのシナリオにおいても、補助金総額は、関税削減時から徐々に増加し、何れもピーク時において、毎年 8 千億円～ 1 兆円の財政負担が必要となる可能性が示された。さらに、TPP 協定交渉妥結後にコメの 2 次関税が削減・撤廃される場合には、生産調整を緩和し、戸別所得補償制度を維持したとしても、主食用米の国内自給が困難になる可能性が高いことも示唆された。各

シナリオシミュレーション結果における自給率低下の度合いは異なるが、各シナリオにおいて輸入量がピークに達する年においては、62%～87%まで自給率が低下する可能性が示された。加えて、戦略作物の生産量についても、小麦及び大豆に関しては、若干の増加は見込まれるが、食料・農業・農村基本計画に掲げた水準まで到達できる可能性は低いことも示唆された。したがって、日本が、TPP 協定交渉妥結後も、土地利用型作物に関する食料・農業・農村基本計画に掲げた生産数量目標を達成しようとするならば、少なくともコメの2次関税については、関税削減・撤廃の例外扱いを確保すべきであると考えられる。

2. 今後の課題

本研究の遂行中、折しも日本政府が TPP 協定交渉参加を表明し、日本は、2013 年 7 月から本格的に TPP 協定交渉会合に出席することになった。交渉参加に際し、日本政府は、コメ、麦、牛・豚肉、乳製品、甘味資源作物の 5 つの農産物を、関税撤廃の対象から除外するよう求める方針を固めたとのことだが、交渉参加各国の利害が錯綜している中、この方針が守り切れるかどうかは不透明である。また、主要国間の EPA/FTA 網が拡大している現状を考えると、今後は、我が国の農産物及び食料品市場もさらなる貿易自由化の影響を否応なく受けることになるだろう。

そのような農産物貿易自由化の流れは、第一義的には、日本国内の農業関係者に大きな負の影響を与える一方で、国内消費者には、消費者価格の低下等正の影響を与えることが想定される。しかしながら、穀物貿易や酪農品貿易において輸出国が少数の特定国に偏在している現状を考えると、日本国内外の消費者に負の影響を与える影響も否定できない。例えば、本研究の第 1 章で見たように、TPP 協定等において、乳製品の輸出補助金が禁止されたとしても、代替政策として国内価格差別措置が利用される可能性があり、その場合には、輸出

国内の飲用乳消費者がそのコストを負担することになる。また、第3章で見たように、日本国内のプロセスチーズ市場のような寡占市場では、世界的な原料価格高騰などのショックをきっかけに、その不完全競争の度合いが強まる可能性がある。その場合には、日本国内の消費者の負担が増えることになる。このように、現在の農産物・食料品市場を理論的、実証的に考察するためには、当該市場における不完全競争性の影響を無視することはできない。

農産物及び食料品市場における貿易自由化及び国際的な寡占競争化は今後とも進展する方向にある。その影響は、日本を含む先進諸国のみならず、発展途上国にも影響を及ぼしている。特に、小農の多い発展途上国においては、農産物市場や農業生産要素市場の不完全競争性が農家に与える影響は看過できない課題である。例えば、カンボジアのコメ市場を対象とした Hang Chuon et al(2005) の分析やベトナムのコメ市場を対象とした安田(2010) の分析によれば、市場の不完全競争性により、農産物販売の利益の大部分は農家ではなく、農業関連業者(肥料販売業者、農産物買取業者等) が獲得している状況が示されている。このため、発展途上国における農産物市場に関する現実的な実態把握及び実態分析を行う際は、関連市場の不完全競争性を考慮し、的確な競争構造を分析フレームワークに組み込む必要がある。推測変分モデルはそのような発展途上国の定量的な農産物市場分析に有効なモデルの1つであると考えられる。

一方、Sexton(2012) が指摘するように、農産物に対する消費者の価値評価については、味、外見、ブランドといった伝統的な特性に加え、有機栽培、animal welfare や fair trade といった新しい概念も注目されてきている。同時に、食肉加工産業に代表される垂直統合化の進展は、農産物市場を含むフードシステム全体の競争環境を急速に変えつつある。本研究では、推測変分を用いて分析対象市場の不完全競争性を考察したが、より現実的、説得的な定量的政策分析を行うためには、これらの製品の質・差別化や市場の垂直的競争構造をより緻密に

分析する必要がある。これらの本格的な検討は，筆者の今後の研究課題として
い。

謝 辞

本博士論文は、東京大学大学院農学生命科学研究科 鈴木宣弘教授のご指導の下に行った研究をまとめたものです。本研究を遂行するにあたり、鈴木教授から賜ったご懇篤なるご指導とご教示に対し深甚なる感謝の意を表します。

鈴木教授には、研究の着眼点、分析の進め方のみならず、研究に向かう姿勢や分析の困難性の解決策まで丁寧にご指導頂きました。鈴木教授から賜ったご学恩に報いることができるように、より一層力を入れて研究を進めていく所存です。

また、東京大学大学院農学生命科学研究科 小林和彦教授、荒木徹也准教授、八木信行准教授、銭小平准教授には、本論文をご精読頂くと共に貴重なご助言を賜ることができ、分析の前提条件や分析結果の解釈に関して貴重な示唆を得ることができました。心より感謝しております。

最後に、本論文をまとめるにあたって、何度となく挫けそうになった筆者を励まし、多大なる協力をしてくれた妻に深く感謝します。

2014 年 3 月

空 閑 信 憲

引用文献

- Ahn, B. and Sumner, D. A. (2009) Political Market Power Reflected in Milk Pricing Regulations, *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3), 723-737.
- 荒幡克己 (2010) 『米生産調整の経済分析』 農林統計出版, 515pp.
- Belleflamme, P. and Peitz, M. (2010) Industrial Organization: Markets and Strategies, Cambridge University Press, 70 ~ 72.
- Bouamra-Mechemache, Z., Chavas, J.P, Cox, T. and Réquillart, V. (2002) Price Discrimination and EU Dairy Policy: An Economic Evaluation of Policy Options, *Paper Presented at the European Association of Agricultural Economists Conference in Zaragoza, Spain.*
- 茅野甚治郎 (2012) 「米需給の構造とその行方について」『農業再生のグランドデザイン —2020 年の土地利用型農業—』 21 世紀政策研究所, 40 ~ 47.
- Cox, T.L. and Chavas, J.P. (2001) An Interregional Analysis of Price Discrimination and Domestic Policy Reform in the US Dairy Sector, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(1), 89 ~ 106.
- Dobson, W.D. (1999) Canada's Class 5 Pricing System, the EU's Dairy Export Restitution Program, and the US's DEIP - An Update on Impacts of Dairy Export Subsidy Programs, *Babcock Institute Discussion Paper No. 99-1*, Madison.
- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980) An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, 70(3), 312 ~ 326.
- Dixit, A.D. (1988) Optimal Trade and Industrial Policies for the US Automobile Industry, Feenstra, R. (Ed.), *Empirical Methods for International Trade*, Cambridge: MIT Press, 141-165.

- 藤木裕 (1998) 「農作物貿易システムの変化とコメの関税化・国内自由化」『京都大学経済研究所ディスカッション・ペーパー』, No.9702.
- Gardner, B.L. (1987) *The Economics of Agricultural Policies*, New York: McGraw-Hill.
- Hang Chuon, C. and Suzuki, N. (2005) Characteristics of the Rice Marketing System in Cambodia, *Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University*, 50(2), 693-714.
- Hertel, T.W. (1989) Negotiating Reductions in Agricultural Support: Implications of Technology and Factor Mobility, *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 559 ~ 573.
- 泉田成美・石垣浩晶・木村友二・五十嵐俊子 (2006) 「商品差別化と合併の経済分析」『競争政策研究センター共同研究報告書』.
- 小林弘明 (2005) 『WTO , FTA と日本農業』 青山社, 204pp.
- MacKinnon, J.G. (1996) Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601 ~ 618.
- McCorriston, S. (1993) The Welfare Implications of Oligopoly in Agricultural Input Markets, *European Review of Agricultural Economics*, 20(1), 1-17.
- McCorriston, S. (2002) Why Should Imperfect Competition Matter to Agricultural Economists? *European Review of Agricultural Economics*, 29(3), 349-371.
- McCorriston, S. and MacLaren, D. (2007) Deregulation as (Welfare Reducing) Trade Reform: The Case of the Australian Wheat Board, *American Journal of Agricultural Economics*, 89(3), 637-650.
- McCorriston, S. and Sheldon, I.M. (1991) Government Intervention in Imperfectly Competitive Agricultural Input Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), 621-632.

McCorriston, S. and Sheldon, I.M. (1994) Selling Import Quota Licenses: The U.S. Cheese Case, *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4), 818-827.

McCorriston, S., Sheldon, I.M. and Hirschloerg, J.G. (1993) Simulating Change in Conjectural Variation: Tariff and Quota Nonequivalence in Food Processing, *American Journal of Agricultural Economics*, 75(5), 1221-1225.

Milk Development Council. (2004) Dairy Facts and Figures 2003 Edition.

Myers, R.J., Sexton, R.J. and Tomek, W.G. (2010) A Century of Research on Agricultural Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 92(2), 376-402.

内閣官房・内閣府・公正取引委員会・金融庁・総務省・法務省・外務省・財務省・文部科学省・厚生労働省・農林水産省・経済産業省・国土交通省・環境省 (2012) 『TPP 協定交渉協定交渉の分野別状況：平成 24 年 3 月』, http://www.npu.go.jp/policy/policy08/pdf/20120329/20120329_1.pdf, 2013 年 3 月 11 日参照.

農林水産省 (2010) 『国境措置撤廃による農産物生産等への影響試算について (品目別)』, http://www.maff.go.jp/j/kokusai/renkei/fta_kanren/pdf/19_hinmoku.pdf, 2013 年 3 月 11 日参照.

Organization of Economic Cooperation and Development. (2001) Market Effects of Crop Support Measures, OECD, Paris, France.

Organization of Economic Cooperation and Development. (2005) An Analysis of Dairy Policy Reform and Trade Liberalisation, OECD, Paris, France.

Schluep Campo, I. (1999) The Law And Economics of Consumer Only Financed Export Subsidies: A Context for the WTO Panel on Canadian Dairy Pricing Policy, M.S. Thesis, Cornell University.

- Schluep Campo, I. and Beghin, J. (2006) Japanese Consumer Demand for Dairy Products, *Contributed paper prepared for presentation at the IAAE Conference*, Australia, August 12-18, 2006.
- Sexton, R.J. (2012) Market Power, Misconceptions, and Modern Agricultural Markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(2), 209 ~ 219.
- Sumner, D.A. (1999) Domestic Price Regulations and Trade Policy: Milk Marketing Orders in the United States, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 47(5), 5-16.
- 鈴木宣弘 (2002) 「生産調整か販売調整か —代替的主食用米政策の評価—」『寡占的フードシステムへの計量的接近』農林統計協会, 107 ~ 142.
- Suzuki, N. and Kaiser, H.M. (2005) Impacts of the Doha Round Framework Agreements on Dairy Policies, *Journal of Dairy Science*, 88(5), 1901-1908.
- Suzuki, N., Kaiser, H.M., Lenz, J.E. and Forker, O.D. (1994) An Analysis of U.S. Dairy Policy Deregulation Using an Imperfect Competition Model, *Agricultural and Resource Economics Review*, 23, 84-93.
- 鈴木宣弘, 木下順子 (2003) 「安全性に対する消費者不安が生乳需給に及ぼす影響評価 —酪農における乳量増加ホルモン剤(rbST)の事例—」『平成 14 年度畜産物需給関係学術研究情報収集推進事業報告書』農畜産業振興機構, 85 ~ 108.
- Suzuki, N., Lenz, J.E., and Forker, O.D. (1993) A Conjectural Variations Model of Reduced Japanese Milk Price Supports, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, 210 ~ 218.

- Tiffin, A.L. and Dawson, P.J. (2006) Measuring Oligopolistic Distortion in the UK Frozen Potato Product Sector: A Calibration Modeling Approach, Kaiser, H.M. and Suzuki, N. (Eds.), *New Empirical Industrial Organization & the Food System*, New York: Peter Kang Publishing, 313-328.
- 續幸子 (1975) 「スタグフレーション期におけるトイレットペーパー市場の分析 —売手多占度,買手負占度の変化測定—」『Keio Economic Observatory Review』, No.1.
- 辻村江太郎 (2008) 『計量経済学』, 岩波全書コレクション.
- 安田亮彦 (2010) 『ベトナムのコメ市場における不完全競争についての産業組織論的分析』, 東京大学大学院農学生命科学研究科修士論文.
- Zhang, X. and Verikios, G. (2006) Armington Parameter Estimation for A Computable General Equilibrium Model: A Database Consistent Approach, *Economics Discussion Working Papers No. 06-10*, The University of Western Australia, Department of Economics.