

穀物自給率と農業保護の関係

——27か国における基礎的要因と日本——

〔要 旨〕

- 1 本稿の主な課題は2つある。1つは、世界各国の実績データを用いて農業保護による穀物自給率（以下「自給率」という）の引上げを検証することである。もう1つは、それとは逆方向の因果関係を示唆する先行研究との整合性を検討し、両者を説明する包括的な仮説を組み立てることである。
- 2 27か国・地域、1982～87年（期間中の平均値を使用）のデータを用いて、両方向の因果関係および先行研究にそれぞれ対応するクロスカントリーの回帰分析を行った。農業保護の指標には穀物の%PSE（パーセンテージPSE）を用いた。
- 3 %PSEの2次式により、自給率が低下から上昇に転じる傾向を検出した。さらに相関パターンの非線形性を考慮すると、この傾向は%PSEが自給率を決定する向きの因果関係があることを示している。これらの結果は平澤(2004b)の仮説——所得水準が高くなるとともに穀物自給率が低下から上昇に転じる傾向は、農業保護によるものである——を支持している。
- 4 また、政治経済学的な理論に基づく先行研究の示唆するとおり、自給率の低い国、所得の高い国ほど農業保護は高率であることを確認した。この傾向が強いために、国際貿易論に基づく先行研究で用いられた%PSEの1次式では、自給率の高まりを検出することができないのだと考えられる。
- 5 回帰分析の結果と非線型性を考慮することにより、農業保護と自給率の間における双方向の因果関係を統一的に説明できる。すなわち、低い自給率の高い農業保護率をもたらすが、ある程度水準を上回る保護率は逆に自給率を引き上げる。本稿の主な結論は、「農業保護がある水準を超えるとその影響は所得上昇による比較劣位化を上回り、自給率は上昇に転じる」と要約できる。
- 6 それに加えて本稿では、農業保護への人口の寄与も確認した。これは人口の大きな国における自給傾向について要因の一端を説明するものである。
- 7 日本には、高い所得、低い自給率、大きな人口という農業保護率を高める条件がすべてそろっている。日本の高い農業保護率は世界的な傾向と整合的に説明でき、また日本のように不利な条件にある国では、一般にこのような高率の保護によって、ようやく現状の自給率が維持されているとみることができる。

目次

はじめに

1 仮説の整理とアプローチ

- (1) 当初の仮説
- (2) 仮説に基づき検証すべき命題
- (3) 先行研究にみる両方向の因果関係
- (4) 仮説と先行研究の対応関係
- (5) 検証の枠組み

2 回帰分析

- (1) データの説明

(2) %PSEの回帰分析

(3) %PSEの1次項を用いた自給率の回帰分析

(4) %PSEの2次式による自給率の回帰分析

(5) ノンパラメトリック回帰による確認

3 分析結果の検討

(1) 仮説の検証結果

(2) 双方向の因果関係

まとめ

はじめに

本稿の主な課題は2つある。1つは、世界各国の実績データを用いて農業保護による穀物自給率の引上げを検証することである。これは平澤(2004b)(本誌2004年11月号掲載)の積み残し課題である。もう1つは、それとは逆方向の因果関係を示唆する先行研究との整合性を検討し、両者を説明する包括的な仮説を組み立てることである。^(注1)

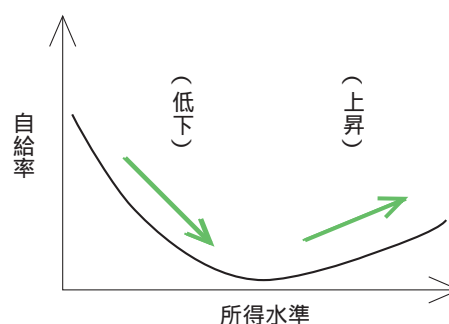
平澤(2004b)は穀物自給率(以下「自給率」という)の回帰分析により、所得水準の高まりに伴って穀物自給率が低下から上昇に転ずる傾向を見だし(第1図)、これが農業保護によるものであるという作業仮説を立てたうえ、いくつかの傍証を示した。しかし農業保護のデータを用いた直接的な検証は課題として残されていた。^(注2)

農業保護による自給率の高まりの統計的検証は、一見単純な課題である。実際、ほ

とんどの先進国において、農業が高率の保護によって維持されていることは周知の事実である。しかしこれまで、農業保護が農産物の自給ないし輸出傾向に与える正の影響を、国別の実績データを用いた貿易パターンの統計分析(以下「クロスカントリー分析」という)によって直接的に確認する試みは成功していないようである。^(注3)

実はこの問題には、農業保護と自給率の間における双方向の因果関係がかかわっており、それぞれの向きの因果関係について、

第1図 自給率の反転傾向(模式図)



資料 筆者作成、以下同じ

異なる分野の先行研究がある。問題を解くには両者の見方を一つに結びつける必要がある。

以下、第1節では先行研究を参照しながら仮説の詳細と検証の方法を示し、第2節では幾つかの試行錯誤を含む回帰分析を行う。第3節では分析結果をまとめて相互の整合性を確認し、農業保護と自給率の関係について新たな仮説を提示する。またそのほか、各節で人口等の影響に関する検証や、日本のおかれた位置の確認も行う。

(注1) 本稿の内容は、平澤(2004a)および Hirasawa, Kawashima and Ohga(2004)の成果をもとに再構成・加筆したものである。

(注2) 経時変化のように表現しているが、実際にはクロスセクションの分析であり、各国間の格差を論じている。複雑な相関パターンを説明するためにこのような表現を用いた。以下同様。

(注3) 貿易モデルによるシミュレーションは数多くなされている。

1 仮説の整理とアプローチ

本節では仮説と先行研究の内容を整理して、本研究の貢献が見込まれる点を説明し、検証の大まかな枠組みを示す。

(1) 当初の仮説

平澤(2004b)における自給率の回帰分析および人口の偏相関分析の結果に関する考察から、自給率に対する農業保護の影響について以下の3つの作業仮説が得られた。

人口一人当たりでみた所得の低い段階では、所得の上昇による比較優位の低下が自給率を引き下げるのに対して、

所得がある水準を超えると、農業保護が自給率を引き上げる力の方が優勢になる。

人口一人当たりでみた耕地の希少な国ほど、自給率の上昇には高率の農業保護が必要であり、そのためにはより高い所得水準を要する。

人口の大きな国における穀物の自給傾向には農業保護が寄与している。

これらの仮説のうち、本稿で特に関心があるのは農業保護による自給率の引上げを示すである。

(注4) 特に重要な特徴は以下のとおり。一人当たりGDPの水準が高くなるにつれて、人口一人当たりGDPに対する自給率の限界的傾きがマイナスからプラスに転じる。この自給率の反転位置における一人当たりGDPの水準は、人口一人当たりの耕地が希少な国ほど高い。人口の大きな国ほど、輸入代替的な自給傾向がみられる。これらの特徴 ~ はそれぞれ本文中の仮説 ~ に対応している。

(2) 仮説に基づき検証すべき命題

これらの仮説はやや込み入っているため、統計分析による検証には単純化を要する。具体的には、それぞれの仮説を分解して、より少ない変数間の関係を表す命題に置き換えたうえ、互いの重複を整理する。

まず仮説 については、所得の上昇による農業の比較劣位化についてはよく知られているので、本稿の主な関心の対象である、高所得国の農業保護による自給率の引上げに絞って検証を行う。これはさらに2つの命題に分けられる。すなわち

- A 高所得国ほど高率の農業保護を実施している。

- B (比較的高所得の国で) 農業保護により自給率が引き上げられている。

仮説 は以下の2つに分けて把握可能である。そのうち - Aは上記 - Aと重複している。

- A 高所得の国では高率の農業保護を実施している。
- B 自給率に対する耕地賦存と農業保護の影響にはある種の交互作用^(注5)がある。

仮説 は以下の2つに分けて把握可能である。そのうち - Aは上記 - Bと重複している。

- A 農業保護が自給率を引き上げている。
- B 人口の大きな国ほど農業保護率が高い。

重複を省くと4つの命題が残る(- A , - B , - B , - B)。これらの命題で想定される因果関係の一覧を後掲第1表に示した。

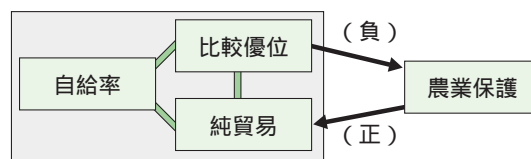
(注5) ある変数(農業保護)の影響が他の変数(耕地賦存)の値によって異なること。

(3) 先行研究にみる両方向の因果関係

自給率は純貿易の指標であり、かつ比較優位とも密接な関係がある。そのため、農業保護と自給率の間の関係を調べるうえで参照すべき先行研究は、農業保護と貿易パターンないし比較優位の関係を論じたものである。

クロスカントリー分析の先行研究の見方は2つに分かれており、その内容は対照的

第2図 一見矛盾する自給率と農業保護の関係



(注) 矢印は先行研究が想定する因果関係。

である。1つは国際貿易論に基づき農業保護が純貿易(=輸出-輸入)を増大させるとする見方である。もう1つは、比較劣位が農民の政治行動を通じて高い保護率をもたらすとする政治経済学的な見方である。純貿易がおおむね比較優位(比較劣位の逆)に対応していることを前提とすれば、これら2つの見方はともに、農業保護と貿易パターン(ないし比較優位)の間の因果関係を述べている。しかしその因果関係の向きは互いに逆であり、かつそこから導かれる符合条件も逆である(第2図)。

以下では2つの見方それぞれに基づく先行研究の概要と、残された課題を整理する。

まず農業保護が世界各国の貿易パターンに及ぼす影響については、国際貿易論に基づきクロスカントリー分析を用いた実証研究がなされてきたものの、十分な成果は挙がっていないようである。Peterson and Valluru (2000), Vollrath and Vo (1988) はいずれも、説明変数に農業保護を含む回帰分析を行ったが、農業保護から純貿易にプラスの影響があるとの結果は得られていない^(注6)。

しかし、最大の輸出国である米国の補助金付き輸出や、共通農業政策によって主要

な輸出地域の一つとなったEC（当時、現在のEU）のように、先進国の農業保護が農産物貿易を大きく歪めていることは周知の事実である。貿易モデルによる各種推計もそうした影響を示している。

したがって、農業保護が世界各国の貿易パターンに及ぼす影響の検出と、先行研究でそれが検出されなかった理由の解明は、クロスカントリー分析による研究の課題として残されている。

他方、経済発展に伴う比較劣位化により先進国の農業保護を説明する政治経済学の理論は、実証による裏付けを有している。経済発展に伴って農業の比較劣位化が進行し、同時に農業搾取から農業保護へ〔速水（1986）〕の移行が進む。農業保護の水準は耕地賦存等に由来する比較劣位と、経済発展による比較劣位化の進行の両方に対応し^{（注7）}て決まる。このような理論的枠組みに基づき、速水（1986）、本間（1994）のほか、Olper（2001）などクロスカントリー分析^{（注8）}が数多くなされ、成功している。

このように、クロスカントリー分析に基づく先行研究の実証結果は、2つの見方のうち比較劣位が農業保護を高めるという因果関係の方を支持している。本稿の文脈上では、この枠組みは所得水準があまり高くない段階の比較劣位化による自給率の低下局面に対応している。

しかしこの枠組みだけでは、農業保護による自給率への影響を説明できない。農業保護と比較優位の間にある因果関係が双方向のものであることは、速水（1986）にお

^{（注9）}いても示唆されている。経済発展による「途上国の農業搾取」から「先進国の農業保護」（p.17）への変化により、貿易パターンは変わるはずであるが、速水（1986）では実証的な分析が示されていない。

したがってその意味でも、農業保護による自給率の引上げの検出は潜在的な研究課題として残されていたと言えよう。^{（注10）}

（注6）Peterson and Valluru（2000）はヘクシャー＝オリーン理論に基づくLeamer（1984）の実証研究の回帰分析を元に、政策を表す変数を追加して農産物の貿易パターンを調べた。その結果、穀物の純貿易に対する農業保護（穀物のPSE。説明は後述）の有意な貢献はみられなかった。Vollrath and Vo（1988）は、農業の相対輸出シェア（他国対比かつ非農業対比）を被説明変数とする回帰分析を行った。その結果、価格支持の貢献は比較的軽微ながら想定に反して負であった。

（注7）経済発展によって農業人口が減少するとともに、少数派となった農業者の結束により、その政治的発言力は増大する。同時に経済発展により、農業保護政策を裏付ける国の財政力も増す。その結果、比較劣位化した高所得国で高率の農業保護が実現する。

（注8）先駆的な研究である速水（1986）、本間（1994）は農業総合名目保護率を被説明変数とする回帰分析を行い、農業の比較優位指数（＝農業の実質労働生産性／経済全体の実質労働生産性）による負の寄与が顕著であることを指摘した。最近ではOlper（2001）がPSE（後述）を被説明変数とする回帰分析を行い、比較優位による負の寄与とともに、一人当たりGDPによる正の寄与を確認した。なおこの分野のサーベイはSwinnen and Van Der Zee（1993）、De Gorter and Swinnen（1994）を参照。

（注9）「農業保護政策と比較生産性や農業のシェアとの因果関係は一方的なものではない」（p.269, II.21-22）。

（注10）そもそも所得上昇にともなう自給率の低下から上昇への反転が農業保護によるものであるという筆者の仮説は、速見（1986）の「途上国の農業搾取、先進国の農業保護」（p.17）という整理に示唆を受けている。

(4) 仮説と先行研究の対応関係

先行研究に示された2つの見方は、一見相いれない。しかしその内容は本稿の仮説の一部とそれぞれ対応しており、両者を調和させる見方が必要とされる。

純貿易および比較優位を自給率に読み替えると、2つの見方は、それぞれ農業保護による自給率の引上げと、低自給率による農業保護の引上げとなる。すなわち両者は農業保護と自給率の間における互いに逆向きの因果関係を示しており、かつその影響の正負も逆である。この点で2つの見方は対立するもののように見える。

しかし一方で、これらの見方はともに本稿の仮説と整合的な対応関係がある。前者の見方は、そのまま本稿の仮説の主要な命題（ $\alpha - B$ ）とおおむね一致している。他方後者の見方は、所得上昇による比較劣位化（自給率の低下）が農業保護率を高めるとするなら、高所得による高率保護という本稿の仮説 $\alpha - A$ と対応している（第1表）。

したがって農業保護による自給率の引上

げを検証するには、この双方向の因果関係を考慮する必要がある。単に農業保護による自給率の引上げを検出するだけでなく、低自給率による農業保護の引上げという、一見相矛盾する論理との間で整合的な説明が要請される。

(5) 検証の枠組み

本稿の仮説および先行研究で想定される因果関係の一覧を第1表に示した。先行研究との重複（上記）を除くと、本稿独自の想定は $\alpha - B$ 、 $\beta - B$ 、 $\gamma - B$ である。

第1表のなかで整理したとおり、これらの因果関係は大まかに、農業保護を被説明変数とするもの（仮説群1）と、貿易パターンを被説明変数とするもの（仮説群2）の2つに分けることができる。この2つの区分それぞれに対応した回帰分析を行うことにより、先行研究の成果を考慮しながら本稿の仮説を検証することができる。前者の説明変数である比較優位、後者の被説明変数である貿易パターンを代表する変数には、いずれも自給率を用いる。

第1表 想定される因果関係の一覧

	出典	被説明変数	説明変数(その影響)	部門
仮説群1	速水(1986), 本間(1994)	農業保護	比較優位(負)	農業
	Olper(2001)		比較優位(負), 所得水準(正)	農業
	仮説 $\alpha - A (= \alpha - A)$		所得水準(正)	穀物
	仮説 $\beta - B$		人口(正)	穀物
仮説群2	Vollrath and Vo(1988)	貿易パターン	相対輸出シェア	農業保護(正: 失敗)
	Peterson and Valluru(2000)		純貿易	農業保護(正: 失敗)
	仮説 $\beta - B (= \beta - A)$		自給率	農業保護(高所得で正)
	仮説 $\alpha - B$		自給率	農業保護と耕地賦存の交互作用
	平澤(2004b)		自給率	耕地賦存(正), 所得水準(反転), 人口(正)

そして両方の回帰分析の結果を突き合わせるにより、仮説全体の妥当性を論証する。本稿の主な関心は仮説 Ⅰにあるが、この枠組みにより、Ⅱについても同時に検証することができる。

2 回帰分析

本節では回帰分析により仮説を検証する。データについて説明したうえで、%PSE（下記参照）の回帰分析と自給率の回帰分析を行う。自給率の回帰分析では、%PSEの一次式と二次式を比較する。

（1）データの説明

まず分析に用いるデータの概要を説明する。^(注11)農業保護を表す変数には、穀物合計のパーセンテージPSE（以下「%PSE」という。単位は%）を用いる。これは農業保護の総合的な指標である^(注12)PSEを農業者の受取総額（農業所得）で除したものである。穀物合計値は作目別データから算出した。その他の変数は穀物の自給率（重量ベース、生産量／国内供給量×100、単位は%）、耕地賦存を表す一人当たり耕地面積（総人口一人当たり、単位はha）、所得水準を表す一人当たりGDP（総人口一人当たりの名目値、単位はUSドル）、人口（総人口、単位は千人）である。データの分布を整えるため自給率は平方根を、また一人当たり耕地面積、一人当たりGDP、人口は常用対数を用いる。%PSEのデータはUSDA（1990）（1994）、OECD（2001b）、それ以外のデータはFAO

（FAOSTAT）、World Bank（2000）による。

分析の対象とする国は27か国・地域^(注13)、時点は1982～87年の平均値である。分析対象国と時点は利用可能なPSEデータに合わせ^(注14)て決定した。やや古い時点のデータを用いるのは、途上国のデータが限られているためである。

分析対象国には先進国や大国が多く、自給率、人口、一人当たり耕地面積、一人当たりGDPの分布はいずれも値の大きな側に偏っている。分析対象国の平均値をそれ以外の国と対比すると（第2表）、人口は10倍以上、それ以外の変数は2倍近くの開きがある。このような分布の偏り^(注15)と、サイズ（国の数）が小さいことから、このサンプルを用いた分析では母集団（世界全体）の詳細な特徴を適切に検出できない懸念がある。そのため分析結果についてはある程度限定的に理解すべきであり、既往の分析結果と対応させて妥当性を判断する必要がある。

なおこのサンプル中における日本の位置は、すべての変数で分布の端に近い。自給率と一人当たり耕地面積はともに下端に近

第2表 分析対象国とそれ以外の国の比較

(平均値)	PSEデータの有無		
	あり(a) (n=27)	なし(b) (n=109)	(a/b)
穀物自給率(%)	106.4	59.5	1.8
一人当たり耕地面積(ha)	0.46	0.24	1.9
一人当たりGDP(USドル)	4,958	2,728	1.8
人口(千人)	127,921	10,323	12.4

(注)1 本稿の分析対象国はPSEデータ「あり」の国。
2 4変数すべてのデータがそろった国の平均値を計算した。

い。これはサンプルの偏りによる。また一人当たりGDPと人口はともに上端に近い。

(注11) 具体的な対象国や数値，分布の代表性については平澤（2004a），あるいは平澤・川島・大賀（2004）を参照。

(注12) PSEは農業生産者に対する各種移転金額の合計値。内外価格差や直接所得補償など広範な保護措置を網羅しており，農業保護の優れた指標である。PSEの詳細はOECD（2001a）を参照。

(注13) EUについては共通農業政策が適用されているため1国と同様の扱いとして合計値を用いた。

(注14) 平澤（2004b）など対象時点の異なる分析との整合性には大きな問題がないと見なせる。詳細は平澤（2004a）を参照。

(注15) 一般にこうしたサンプルの偏りは選択バイアスと呼ばれ，推計値の偏りや信頼性の低下，相関の過小評価を生じやすい。

(2) %PSEの回帰分析

次に，%PSEの回帰分析を行い，仮説群1（前掲第1表の上半分），すなわち高所得国，比較劣位国，人口の大きな国における高い保護率を検証する。具体的な説明変数は一人当たりGDP，自給率，人口であり，想定される回帰係数の符号はそれぞれ正，負，正である。

回帰分析の結果は第3表の回帰式1に示

第3表 %PSEの回帰分析結果

(n=27) 説明変数	回帰式1			
	回帰係数	標準化係数	t値	有意水準p (%)
定数項	-87.7		-2.6	1.4
自給率	-7.40	-0.716	-7.5	0.0
一人当たりGDP	40.6	0.735	7.4	0.0
人口	11.3	0.230	2.3	3.1
調整決定係数	0.780			

(注) 自給率(%)は平方根。一人当たり耕地面積(ha)と一人当たりGDP(USドル)，人口(千人)はいずれも常用対数。

したとおりである。説明変数の回帰係数は一人当たりGDPと自給率がいずれも水準1%で有意^(注16)，人口が水準5%で有意である。回帰係数の符号はいずれも想定どおりであり，修正済み決定係数は0.780である。

こうした結果から，仮説群1についてはいずれも支持されたとみることができる。

なおこの結果と対比すると，日本には高い所得，低い自給率，大きな人口という保護率を高める条件がすべてそろっている。日本の%PSEは84.2%と世界的にみて高い水準にある。しかしこの値は，回帰式1による予測値(97.3%)を下回っている。つまり日本の農業保護水準は，世界的な傾向の範囲内で説明できるものである^(注17)。

(注16) 人口は有意水準がそれほど高くなく，かつ標準化係数の値も比較的小さいので，他の説明変数より%PSEに対する説明力が弱いと見なされる。人口はサンプルの偏りが大きいのでその影響も考えられる。

(注17) 本間（1994；p.140）も回帰分析の結果から本稿と同様の結論を述べている。すなわち，日本の高い保護水準は「比較優位性の低下や農業部門の相対的縮小といった，国際的に共通する要因によってもたらされたもの」と見なされ，「先進国に共通な政治経済的枠組みの中で説明されうる」。

(3) %PSEの1次項を用いた自給率の回帰分析

続いて，自給率の回帰分析を行って仮説群2（前掲第1表の下半分），すなわち農業保護等による自給率の引上げを検証する。既往の回帰式を元にして，説明変数に%PSEを追加する。比較のため，本項では先行研究（上記）と同様に%PSEの1次式を，次項では自給率の反転傾向を表現するため

2 次式を適用する。

まず %PSE を用いた回帰分析の前に，%PSE 以外の項を決めておく必要がある。そこで %PSE 以外の変数の相関パターンを確認するため，平澤（2004b）に基づいて一人当たり耕地面積，一人当たり GDP，人口の 2 次式を当てはめたところ，有意な結果が得られなかった（第 4 表，回帰式 2）。このように同じ説明変数を採用したにもかかわらず，平澤（2004b）からのサンプルの変更によって有意性が著しく低下したのは，上記のとおりサンプルのサイズが小さく，かつ分布が偏っているためであろう。^(注18)

特に有意性が低いのは一人当たり耕地面積と一人当たり GDP の交差項である。この交差項と一人当たり耕地面積の相関係数は 0.96 であり，多重共線性により統計的に識別できていない可能性がある。したがって，交差項によって表される相関パターン，つ

まり耕地賦存による自給率反転位置の違い，および所得上昇にともなう自給率格差の拡大といった傾向は，このサンプルでは検出し難いとみられる。

そこで，検証範囲を一人当たり GDP の 2 次式で表現される自給率の反転傾向に絞り込むこととした。そのために多重共線性をもたらす交差項と，有意性の低い一人当たり耕地面積の 2 次項は説明変数から除いた。

そのうえで，先行研究に合わせて %PSE の 1 次項を追加した。%PSE の回帰係数は正となることが想定される。結果は回帰式 3（第 4 表）である。有意性の低い一人当たり GDP の 1 次項は除いてある。回帰係数はいずれも水準 1 % で有意，とくに一人当たり耕地面積は高度に有意（ $p=0.0\%$ ）である。%PSE の回帰係数の符号はマイナスであり想定と異なっている。それ以外の回帰

第 4 表 自給率の回帰分析結果
—— %PSE の 1 次式 ——

(n=27) 説明変数	回帰式 2				回帰式 3			
	回帰 係数	標準化 係数	t 値	有意 水準 p (%)	回帰 係数	標準化 係数	t 値	有意 水準 p (%)
定数項	32.24		2.23	3.7	4.05		1.62	12.0
一人当たり耕地面積	14.27	2.001	2.00	5.9	3.85	0.539	4.44	0.0
(一人当たり耕地面積) ²	2.42	0.425	1.65	11.5				
一人当たり GDP	-12.14	-2.271	-1.65	11.4				
(一人当たり GDP) ²	1.56	1.960	1.53	14.2	0.31	0.384	2.82	1.0
一人当たり耕地面積 × 一人当たり GDP	-1.34	-0.687	-0.83	41.7				
人口	0.99	0.209	1.98	6.2	1.27	0.268	3.18	0.4
%PSE					-0.0514	-0.531	-3.70	0.1
修正済決定係数	0.773				0.834			

(注) 1 第 3 表と同じ。

2 本稿で新たに説明変数(人口)を追加したもの。

係数の符号は想定どおり平澤（2004b）と一致している。一人当たりGDPの2次項の係数は符号が正であり，所得の比較的高い国における自給率の反転・上昇傾向にある程度再現している。一人当たり耕地面積と人口の係数はいずれも正であり，自給率への貢献を示している。修正済み決定係数は0.834である。全体として%PSEの符号以外はいずれもよい結果である。

%PSEの符号がマイナスであることは一見矛盾している。そのまま解釈すれば農業保護が自給率を引き下げていることを意味するからである。このように%PSEの一次式を適用したところ，先行研究と同様の矛盾した結果が得られた。

しかも%PSEの標準化係数の絶対値は一人当たり耕地面積に次いで大きく，有意水準も0.1%と高い。つまり%PSEの自給率に対する負の寄与は，明瞭でかつ大きい。こうした結果は，%PSEによる自給率の引上げよりもむしろ，前項で検証した比較劣位

による高率保護(自給率による%PSE引下げ)という逆向きの因果関係の方が支配的であることを強く示唆している。

（注18）PSEデータのない国を加えた大きなサンプルでは，有意な結果が得られる。

（4）%PSEの2次式による自給率の回帰分析

前項のような%PSEの1次項のみを用いた回帰式は，単純な線形の影響を想定している。しかし本稿で検証しようとしているのは自給率の反転という非線形の相関パターンなので，1次項だけでは説明できないはずである。平澤（2004b）では一人当たりGDPの1次項と2次項が相まって自給率の反転傾向を捕捉した。それと同様に，%PSEについても2次項を追加する必要があると考えられる。

そこで次に，%PSEの2次式回帰を適用する。想定される回帰係数の符号は%PSEの1次項が負，2次項が正である。前項（回帰式3）と同じ理由により，交差項は用

第5表 自給率の回帰分析結果
—— %PSEの2次式 ——

(n=27)	回帰式4				回帰式5			
	回帰係数	標準化係数	t値	有意水準p (%)	回帰係数	標準化係数	t値	有意水準p (%)
説明変数								
定数項	5.30		2.18	4.1	7.19		4.02	0.1
一人当たり耕地面積	5.38	0.754	4.82	0.0	6.41	0.898	9.58	0.0
(一人当たりGDP) ²	0.15	0.185	1.15	26.5				
%PSE	-0.0664	-0.686	-4.43	0.0	-0.0625	-0.646	-4.25	0.0
(%PSE) ²	0.000590	0.426	2.01	5.8	0.000796	0.574	3.41	0.3
人口	1.44	0.304	3.75	0.1	1.43	0.300	3.68	0.1
修正済み決定係数	0.854				0.852			

（注）1 第3表に同じ。
2 回帰式4は本稿で新たに分析したもの。

いない。

まず回帰式 3 の説明変数に %PSE の 2 次項を追加した結果が回帰式 4 (第 5 表) である。修正済み決定係数は 0.854 と若干向上した。ただし %PSE の 2 次項の有意水準は 5.8% とやや低い。%PSE の 1 次項の有意水準は改善し、高度に有意 ($p=0.0\%$) となった。その一方で、一人当たり GDP の 2 次項は有意水準 26.5% と、顕著に低下した。^(注19) 一人当たり GDP と %PSE は正の相関があるため多重共線性が発生しているのだと考えられる。

実はこの多重共線性は、想定どおりの因果関係を反映したものとみることができる。ここでは所得水準から農業保護へ、農業保護から自給率へという向きの因果関係を想定している。想定したとおりの因果関係が存在する場合、所得水準から農業保護への影響が強ければ、両者の間で自給率に対する説明力が重複して多重共線性が発生するであろう。

そこで、有意性の低い一人当たり GDP の 2 次項を除いたのが回帰式 5 (第 5 表) である。%PSE の 2 次項の有意水準は 0.3% にまで改善し、すべての係数が水準 1% で有意となった。%PSE の 2 次項の説明力は、一人当たり GDP の 2 次項を上回っていることがわかる。また、修正済み決定係数は 0.852 であり、説明変数を減らしてもあまり変化していない。このことから、取り除かれた一人当たり GDP には独自の説明力がほとんどないのだと考えられる。

これらの結果は、一人当たり GDP より

も %PSE の方が自給率に対してより直接的な因果関係を持っていることを示唆しており、想定と一致している。

ここで回帰式 5 における自給率の反転位置を確認しておこう。回帰式 5 の回帰式に含まれる %PSE に関する項を取り出して整理すると

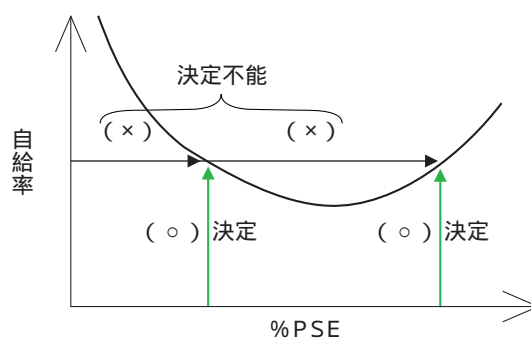
$$\begin{aligned} & 7.963 \times 10^{-4} \%PSE^2 - 6.252 \times 10^{-2} \%PSE \\ &= 7.963 \times 10^{-4} (\%PSE - 39.26)^2 \\ & - 1.227 \end{aligned}$$

となる。つまり、%PSE に対する自給率の限界的傾きは、%PSE がおおむね 40% 以下であれば負、それ以上であれば正である。したがって、それより保護率の高い国においては、農業保護による自給率の引上げが目に見える形で表れているとみることができる。

このように、%PSE によって自給率の反転という相関パターンを説明できることが分かった。

さらにこの反転傾向は、単なる相関パターンにとどまらず、%PSE が自給率を決定する向きの因果関係が存在することをも意

第 3 図 因果の方向と決定可能性(模式図)



出典 平澤(2004a)

味している。なぜなら、この2次回帰式の逆関数は存在しないからである。第3図に示したように、自給率の反転という非線形の相関パターンは、自給率により%PSEを説明する形の関数では決定不能である。つまり、自給率から%PSEへの因果関係だけでは、この相関パターンを説明できない。したがって回帰式5に表現された%PSEから自給率への因果関係が必要とされる。^(注20) こうして仮説と整合的な向きの因果関係の存在が、統計的方手法により確認された。^(注21)

このように自給率の回帰式に%PSEの2次項を追加したことにより、相関パターンだけでなく因果の向きについても、農業保護による自給率の反転上昇を支持する結果を得た。

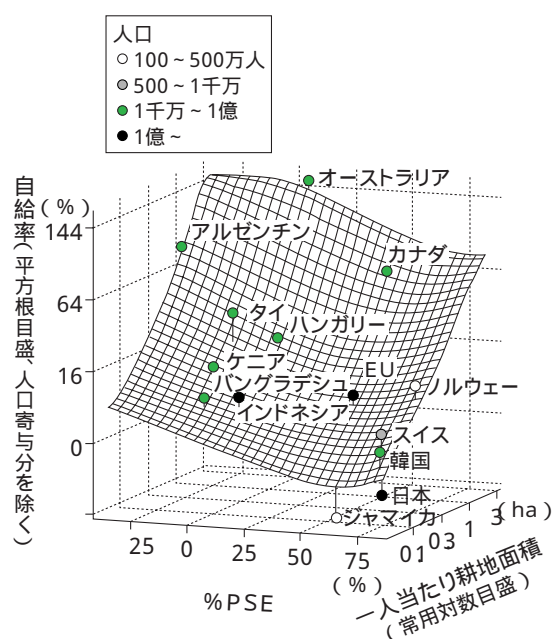
(注19) 説明変数に一人当たりGDPの1次項を追加しても同様である。

(注20) このように変数間の相関関係が非線形であれば、相関パターンから因果の向きを検証できる場合がある。非線形性を利用した因果推論については竹内(2002)を参照。

(注21) ただし、2つの変数間における因果関係が直接的なものであることは統計的な事実ではなく筆者の仮説である。

(5) ノンパラメトリック回帰による確認
回帰式5とその解釈の妥当性を確認するため、%PSE、一人当たり耕地面積と自給率の相関パターンをグラフにより観察しておこう。人口の寄与分により補正した自給率^(注22)を垂直軸、%PSEと一人当たり耕地面積を水平軸とする3次元散布図を作成して、ノンパラメトリック回帰^(注23)(局所線形回帰)による平滑化を施したのが第4図である。回帰曲面の形状をみると、一人当たり耕地

第4図 3次元散布図(ノンパラメトリック回帰)



出典 平澤(2004a)
(注) 局所線形回帰による平滑化(正規カーネル、帯幅乗数=1.2, 評価点の数30)。計算にSPSS10.07Jを使用。

面積の大きさによらず%PSEの増大とともに自給率が低下から上昇に転じている。これは回帰式5で見いだされたのと同じ、%PSEによる自給率の反転傾向である。またその反転位置は%PSEの分布の端に近いいため、1次近似をするなら%PSEと自給率は明らかに逆相関となっている。どの回帰式でも一貫して%PSEの1次項の係数が負であったことは、このような相関パターンを適切に反映したものといえよう。

(注22) 回帰式5から人口の寄与分を求め、被説明変数である自給率(の平方根)から差し引くことにより人口の影響を取り除いた。

(注23) 通常の回帰分析と異なり、データに内在する相関パターンを柔軟に表現できる。平澤(2004b)を参照。

3 分析結果の検討

本節では回帰分析の結果を検討する。当初の仮説の検証結果を整理したうえで、農業保護と自給率の間における双方向の因果関係を統合した新たな仮説を示す。

(1) 仮説の検証結果

前節における回帰分析の結果、当初立てた仮説の主要部分を支持する結果が得られた。

まず%PSEの回帰分析により、一人当たりGDPの高い国（ - A ）、自給率の低い国、人口の大きな国（ - B ）ほど農業保護の水準は高いことが示された。また、自給率の回帰分析では、%PSEの2次式によって自給率の反転傾向（ - B , - A ）を説明できることがわかった。

これらにより、所得の上昇に伴う自給率の反転傾向が農業保護によるものであるとする仮説 の主要部分、および人口の大きな国の自給傾向には農業保護が寄与しているとする仮説 はともに支持された。

その一方、農業保護と耕地賦存の交互作用（仮説 ）は検証できなかった。このサンプルでは、検証の前提となる所得水準と耕地賦存の交互作用が見いだせなかった。サンプルのサイズと偏りが影響したものと思われる。

(2) 双方向の因果関係

2つの回帰分析（回帰式1と回帰式5）の

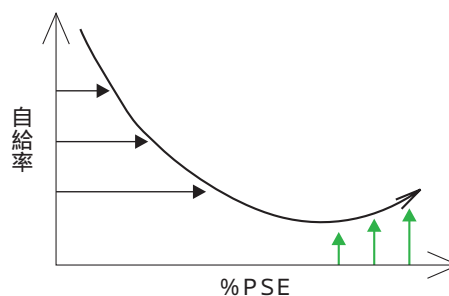
結果を合わせてみることに^(注24)より、農業保護と自給率の間における双方向の因果関係と相関パターンについて、整合的な解釈が可能となる。

自給率の高まりは%PSEがある水準に達したときに目に見える形で生じるのであるが、反転位置より低い保護水準であっても、自給率の下支えには貢献しているとみるべきであろ^(注25)う。この自給率が高く%PSEが低い段階（低所得に対応する）では、%PSEの上昇が自給率を引き上げる力よりも、経済発展に伴う比較劣位化が自給率を引き下げる力の方が勝っているのだと考えられる。

しかし、ある程度自給率が低く%PSEが高い段階（高所得に対応する）になると、それ以上自給率は低下せず%PSEだけが上昇して、やがてそれによって自給率が上昇に転じる。この段階では自給率が%PSEを決定する力は相対的に弱まっていると考えられる。

つまり、自給率の低下は農業保護率を高めるが、ある程度保護率が高くなると逆に農業保護によって自給率が引き上げられるのである。第5図に模式図を示した。これ

第5図 双方向の因果関係(模式図)



出典 平澤(2004a)

は所得水準に直接言及していないものの、おおむね当初の仮説 全体を裏付けている。

(注24) %PSEと自給率の間には双方向の因果関係があるため、いずれの向きの回帰分析でも回帰係数にはバイアスが生じているはずである。しかし、各回帰式において回帰係数の符号はいずれも想定と一致しているので、その符号にもとづいて推論を進めることは可能である。

(注25) この推論は日本の経験に関する本間(1994)の分析結果と整合的である。本間(1994)は日本農業の比較生産性を要因分解してその経時変化を調べ、農業保護による下支えの効果を指摘している。

まとめ

以上、農業保護による穀物自給率の上昇を検出して当初の仮説の主要部分を立証し、また既存の政治経済学的な研究が示唆するとおり自給率の低い国ほど農業保護が高率であることを確認し、さらに一見相いれないこれら2つの傾向を整合的に説明できる新たな仮説を提示した。

(注26)
平澤(2004b)はクロスカントリー分析に基づき、所得水準の高まりとともに穀物自給率が低下から上昇に転じる傾向は農業保護の影響によるとの仮説を示した。本稿では%PSEの2次式により自給率の反転傾向が検出され、またその非線形の相関パターンから%PSEが自給率を決定する向きの因果関係の存在が示された。これらの結果は、仮説を支持するものである。

この結果は、高所得国の農業保護が、自給率の引上げという形で世界各国の穀物貿易パターンに具体的な影響を及ぼしている

ことを示している。農業保護による世界全体の貿易パターンの歪みについて、貿易実績データに基づく直接的な証拠が得られたのである。

これまで、経済発展にともなう「途上国の農業搾取」から「先進国の農業保護」への移行、つまり農業の比較劣位化による農業保護の増大が世界の貿易パターンに及ぼす具体的な影響は、現実の統計データによっては明らかにされていなかった。

また国際貿易論に基づくクロスカントリー分析の先行研究でも、貿易パターンに対する農業保護の影響を正しく検出できなかった。これは双方向の因果関係を統一的に把握しておらず、また回帰分析に一次式を用いたためとみられる。^(注27) 農業保護と自給率の間には政治経済学的な因果関係による逆相関があり、分析上の障害となっていた。本稿は2つの見方を統合して非線形性を考慮することにより、矛盾なく双方向の因果関係を説明できることを示した。

すなわち、低い自給率が高い農業保護率をもたらすが、ある程度の水準を上回る保護率は逆に自給率を引き上げる。本稿の結論は、「農業保護がある水準を超えるとその影響は所得上昇による比較劣位化を上回り、自給率は上昇に転じる」と要約できる。

それに加えて本稿では、農業保護への人口の寄与も確認した。これは人口の大きな国における自給傾向について要因の一端を説明するものである。

こうした見地から、日本の高い農業保護

率は世界的な傾向と整合的に説明でき、また日本のように不利な条件にある国では一般に、このような高率の保護によってようやく現状の自給率が維持されているとみることができる。

(注26) 初出は平澤・川島・大賀(2002)

(注27) 平澤・川島・大賀(2004)にも同じ問題がある。本稿はその改良版である。

<引用文献>

- ・ De Gorter, Harry and Swinnen, Johan F. M. (1994), "The Economic Polity of Farm Policy," *Journal of Agricultural Economics*, vol.45, pp.312-326.
- ・ FAO, FAOSTAT data(<http://apps.fao.org/>).
- ・ 速水佑次郎(1986)『農業経済論』岩波書店
- ・ 平澤明彦(2004a)『世界各国の穀物自給率の規定要因と日本の位置付け』学位論文(博士, 東京大学).
- ・ 平澤明彦(2004b)「穀物自給率の基礎的要因と日本の位置—耕地, 所得, 人口の157か国比較分析—」『農林金融』, 57(11), 11月, pp.14-33.
- ・ 平澤明彦・川島博之・大賀圭治(2002)「世界各国の穀物自給率と所得, 耕地賦存—穀物自給率の基礎的な規定要因—」『2002年度日本農業経済学論文集』, pp.384-386.
- ・ 平澤明彦・川島博之・大賀圭治(2004)「世界各国の穀物自給率と耕地賦存, 所得, 農業保護—自給率の基礎的な規定要因と日本の位置付け—」『農業経済研究』, 75(4), 3月, pp.185-197.
- ・ Hirasawa, A., H. Kawashima and K. Ohga (2004), "Country Size and Cereals Self-Sufficiency: Pattern and Sources of Scale Effect at Country-Level," *Journal of Japanese Agricultural Systems Society* (『システム農学』), 20(1), Apr., pp.74-85.
- ・ 本間正義(1994)『農業問題の政治経済学』日本経済新聞社
- ・ Leamer, Edward E. (1984), *Sources of International Comparative Advantage: Theory and Evidence*, MIT Press.
- ・ OECD (2001a), *Agricultural Policies in OECD countries: Monitoring and evaluation 2001*, Paris.
- ・ OECD (2001b), *Agricultural Support Estimates Database 2001*, Paris.
- ・ Olper, Alessandro. (2001), "Determinants of Agricultural Protection: The Role of Democracy and Institutional Setting," *Journal of Agricultural Economics*, Vol.52, No.2, pp.75-91.
- ・ Peterson, E. Wesley F. and Siva Rama Krishna Valluru (2000), "Agricultural Comparative Advantage and Government Policy Interventions," *Journal of Agricultural Economics*, Vol.51, No.3, pp.371-387.
- ・ Swinnen, Jo and Van Der Zee, Frans A. (1993) "The Political Economy of Agricultural Policies: A Survey," *European Review of Agricultural Economics*, vol.20, pp.261-290.
- ・ 竹内啓(2002)「多変量解析の新しい方向」, 竹内啓ほか編『多変量解析の展開』岩波書店, pp.v-ix.
- ・ USDA(ERS) (1990) *Producer and Consumer Subsidy Equivalents, 1982-1987*, available from <<http://usda.mannlib.cornell.edu/data-sets/international/90009/>>, database.
- ・ USDA(ERS) (1994) *Producer and Consumer Subsidy Equivalents, 1982-1992*, available from <<http://usda.mannlib.cornell.edu/data-sets/international/95001/>>, database.
- ・ Vollrath, Thomas L. and De Huu Vo (1988), "Investigating the nature of world agricultural competitiveness," Technical Bulletin, No. 1754, Economic Research Services, U.S. Department of Agriculture, Washington, DC.
- ・ World Bank (2000), *World Development Indicators 2000*, CD-ROM.

(主任研究員 平澤明彦・ひらさわあきひこ)

