

農業保護の展開過程と構造変化

本 間 正 義

1. はじめに

経済発展のプロセスで農業は重負担を課される産業から保護される産業へと転化していく。産業構造の変化は国民経済における農業の役割を変化させ、政策決定における政治市場の条件も変わっていく。国際的に農業政策のパターンをみると、発展途上国の農業は低価格政策や過大な為替レート等を通じて負担を強いられ、一方、先進国では関税や補助金によって農業を手厚く保護しているのが一般的である。例外としては、発展途上国の中でも急速な経済成長に伴って農業保護水準も急上昇している韓国や台湾等の中進国（NICs）と、先進国の中でも広大な土地を持ち、保護水準の低い新大陸の農産物輸出国がある。

経済発展の段階や経済の比較優位構造の違いによって農業保護の水準が異なることに着目し、筆者は農業保護の政治経済構造に関する一連の研究を行ってきた⁽¹⁾。小稿ではそれらの研究をふまえ、まず、農業保護水準の計測結果に基づいて農業保護成長のパターンをレビューする。次に、先の研究ではクロスセクションデータの多時点にわたるプーリングによって統計的分析を行なったが、それを再検討し、時間によって農業保護の構造に変化がなかったかどうかを考察する。すなわち、クロスセクションデータのプーリングの妥当性を統計的に検定した上で、農業保護の構造を再検討することになる。最後に今後の研究の発展方向が示される。

(1) 速水・本間 [3], 本間 [4], 本間 [5], Honma and Hayami [7], Anderson, Hayami and Honma [1], Honma and Hayami [6] を参照。

2. 農業保護成長のパターン

(1) 農業保護水準の国際比較

農業保護の程度を国際的に比較することは容易ではない。農業保護の手段は貿易制限や価格支持に限らず、各種の補助金や、税負担の軽減、低金利融資など多岐にわたっており、それらを総合して国際比較することは資料の制限もあって不可能に近い。通常用いられる保護の程度を表わす指標は内外価格差である。すなわち、市場介入の程度をもって、保護水準の尺度とし、他の手段による保護の程度もこれに高い相関をもつものと想定される。内外の価格差を指標に保護の程度をみる場合、生産物の価格差だけでなく、投入財の価格差をも考慮に入れ、付加価値への保護効果を測定する実効保護率の概念を用いることが望ましい⁽²⁾。しかし、実効保護率を得るためには農産物ごとの投入産出構造と生産物ならびに投入財の内外価格差に関するデータが必要であり、現段階では整合的な資料が得られない以上、国際比較の可能性は限られてしまう。

多国間および異時点間で比較を行なうために最も多く採用されている指標は名目保護率である。これは生産物価格の国内価格と国際価格の差を国際価格で除した比率として定義される。この指標に基いて12品目にわたる農産物の名目保護率を測定し、さらにそれらを国際価格評価による生産額のシェアでウエイトして加重平均を求め、その値によって国全体の農業保護の程度を測る尺度とみなすことにしよう⁽³⁾。第1表には過去の研究で行なった総合名目保護率の計測の結果が、1955年から1980年にわたって5ヵ年ごとに、韓国および台湾を含む先進工業国について掲げられている⁽⁴⁾。経済発展のプロセスと農業保護の対応関係を示すためにはもっと多くの発展途上国について総合名目保護率を測定する必要があるが、整合的なデータの欠如のために制限される。しかし、

(2) 内外価格差を基準として保護水準を測定する種々の方法は Scandizzo and Bruce [8] に詳しい。

(3) 名目保護率を用いて保護水準を測定する際の問題点は本問 [5] で議論されている。

(4) 用いられたデータおよびその説明は、Anderson, Hayami and Honma [1] とその Appendix を参照。

第1表 農業の総合名目保護率の国際比較

(%)

	1955	1960	1965	1970	1975	1980
東アジア：						
日本	18	41	69	74	76	85
韓国	-46	-15	-4	29	30	117
台湾	-17	-3	-1	2	20	52
EC：						
フランス	33	26	30	47	29	30
西ドイツ	35	48	55	50	39	44
イタリア	47	50	66	69	38	57
オランダ	14	21	35	41	32	27
イギリス	40	37	20	27	6	35
デンマーク	5	3	5	17	19	25
非同盟ヨーロッパ：						
スウェーデン	34	44	50	65	43	59
スイス	60	64	73	96	96	126
新大陸：						
オーストラリア	5	7	5	7	-5	-2
カナダ	0	4	2	5	7	-3
ニュージーランド	-	2	0	-5	-4	2
アメリカ	2	1	9	11	4	0

注) 総合名目保護率は農産物12品目(米, 小麦, 大麦, ライ麦, とうもろこし, えんばく, 砂糖, 牛肉, 豚肉, 鶏肉, 鶏卵, 牛乳)の名目保護率を, 国際価格で評価した生産額シェアでウェイトした加重平均。

出所: Anderson, K., Y. Hayami and M. Honma [1].

以下でみるように, 1955年から1980年にかけての韓国, 台湾および日本の経験は, 経済発展と農業保護を対応づけるに十分な資料を提供しているように思われる。

第1表にしたがって農業の総合名目保護率の国際間の差異と異時点間の変動をみていくことにする。まず近年の1980年時点では, スイスの126%が最も高く, 次いで韓国の117%, 日本の85%が続いている。スイスは安全保障と観光資源維持の目的から農業を手厚く保護していることで知られる。日本の農業保護水準はそのスイスにさほど劣らず, 世界で最も保護率の高いグループを形成する一員であるが, 近年工業化によってめざましい成長をとげた韓国がそのグルー

プに含まれていることは注目に値する。これらの国に続いて農業保護水準が高い国はスウェーデン、イタリア、台湾である。スウェーデンはヨーロッパの中でスイスと並んでアメリカと軍事同盟関係にないため、安全保障の見地から農業保護への傾斜がみられる。イタリアはECの中でも農業の生産性が低い国である。台湾は韓国と同様、近年急速に工業化が進んだNICsの一員である。一方、新大陸諸国はいずれも農業の保護水準が低く、またECの中でも農業生産の効率が高いといわれているデンマークやオランダは保護率が20%台と他に比べて低水準にある。こうした農業保護水準のスペクトルは、土地資源に恵まれた新大陸諸国と、土地資源に乏しく工業立国で経済成長をとげてきた韓国や日本を両極とする、農業の比較優位性の強弱に対応していることがわかる。

農業保護水準と農業の比較優位性との対応は農業保護率の時間的推移に着目するときより明らかなものとなる。第1表に示された国の中で急速に経済の比較優位構造を変化させていった地域は東アジア諸国の日本、韓国および台湾である。日本が高度成長を開始した頃の1955年には日本の農業保護率は18%に過ぎず、これはオランダ並みの水準であり、フランス、西ドイツ、イタリアよりはるかに低い水準であった。それが、高度成長につれて急上昇し、1965年までには一貫して保護率の高いスイスに匹敵する水準に到達し、以後この高い保護水準を維持し続けることになる。

韓国および台湾の推移はさらに興味深い展開を示している。この両国の1955年の農業保護率は負の値を示しており、国内農産物価格が国際価格より低く抑制されていたことを意味する。経済発展の初期段階の低所得国においてこのような負の農業保護、すなわち農業搾取政策は一般的な現象である。韓国および台湾の負の農業保護率は1965年まで続く。しかしながら、日本に遅れること約10年、その後急速な経済成長をみせた両国の農業保護率は正の値に転じたばかりでなく、多くの先進国の水準をとびこえ、世界で最も高い農業保護水準を示すに至った。

(2) 経済発展と農業保護水準

日本、韓国および台湾の経済の高度成長は、工業生産力の飛躍的な向上によってもたらされたものであり、その過程で農業は急速に比較優位性を失っていった。このような経済発展に伴う比較優位構造の変化と農業保護水準の変動の対応はどのように理解すればよいのであろうか。

経済発展の初期段階では資本蓄積が少なく、多くの労働者は農業に従事している。開放経済を想定すれば農産物を輸出し、獲得した外貨で工業製品を輸入するのがこの段階での貿易パターンとなる。しかし、資本蓄積が進むにつれて、農業より資本集約的な工業部門が拡大し、農業からの労働移動が生じる。比較的労働集約的な工業製品の輸出が始まり、やがて資本集約的な工業製品も国際競争力をつけるようになり、農産物の輸出シェアは後退する。農業生産のための労働者当りの土地資源が少ないほど、また工業資本の蓄積が速いほどこうした貿易パターンの変化は急速に生じ、やがて農産物は輸入に転じることになる。特に、工業部門における技術進歩が農業部門より急速な場合、農業が輸入産業に転化する可能性はより大きい。

このような経済発展と農業の比較劣位化の過程で政府が農産物市場に介入する誘因も変化する。経済発展の初期には輸入産業である工業の育成を計るべく賃金財たる農産物の価格を抑制する政策がとられる。すなわち、エンゲル係数の高いこの段階での労働者の生活費を低くするために農産物価格を抑制すれば、賃金水準を低く抑えることができ、利潤は増加し、したがって投資も増大する。工業化を軸に経済成長を計る政府は農業搾取政策の誘因をもつことになる。一方、工業化・経済発展に成功し、経済成長を享受できる段階になると農業への政府介入の誘因も一変する。農業の比較劣位化に伴って資源をいかに農業から非農業へ移動させるかという産業調整問題がこの段階での政策課題となる。農業に投下された資源は土地であれ資本であれ、農業に特殊化されたものが多く、また農業者が持つ技術も他産業で活用できる道は限られている。したがって、農業資源の産業間移動は、農業の比較劣位化の速度ほど速くは行なわれない。特に急速な経済発展を遂げた日本や韓国・台湾でこの調整問題は深刻である。自由貿易が示すであろう農業の比較劣位化の速度をそのままにし、市

場メカニズムに産業調整を任せたとしたならば、農業者の移動は大きな苦痛を伴い、農村の過疎、都市の過密を通して社会的・政治的不安を引き起こすことになる。こうした状況にあたって、政府は農業の産業調整速度を遅らせるべく、国境保護措置や農産物の価格支持を通じて農業所得を維持する保護政策への誘因をもつことになる。

ところで、農業資源の他産業への移動という調整問題は急速な工業化の過程においてばかりではなく、成熟した先進国経済においても存在しつづけることになる。成熟した経済の特徴のひとつは食糧消費が飽和に近いことである。エンゲル法則にしたがい、所得が上昇するほど消費支出に占める食糧比の割合は低下する。これは経済が成長する限り農業が他産業に比べて相対的に縮小せざるを得ないことを意味する。一方、先進国の農業は技術進歩と人的資本の蓄積を通じて絶え間なく生産性を向上させている。このような需要の停滞と生産力の増大という需給の不均衡成長の下で、農業の生産要素の報酬率を他産業のそれと同じに維持していくためには農業から非農業への資源移動が必要となる。この産業間調整問題が先進国における農業保護政策への誘因となっている。工業部門に比べて高い農業の労働生産性成長率を示し、比較優位をむしろ農業へ転じているヨーロッパ諸国の農業保護率が低下しない理由がここにある。

経済が成長するにつれて農業が相対的縮小産業になっていくという事実は、農業保護をめぐる政治市場を想定するとき、興味深い洞察を与える。この政治市場では農業保護政策から利益を受ける集団が農業保護の需要者であり、為政者が供給者となる。農業保護の供給曲線は、保護水準を1単位高めるときに為政者が被る限界的な政治的損失を表わし、それは農業保護に反対するグループが為政者を支持しなくなる政治的効果の大きさを測られる。一方、需要曲線は、農業保護の受益者が為政者に保護水準の増加と引きかえに与える支持の限界的増分を政治的に評価したものとなる。

経済発展の初期段階では大半の労働者が農業に従事する。しかし、その多くは教育水準も低く、まだ情報や交通の未発達な地域に分散しており、農業保護への政治運動などを展開することはできない。したがって、保護の見返りとし

て為政者が享受できる政治的効果は小さなものにすぎない。他方、工業部門に従事する人々は少数であり、都市に集中して住み、集団行為におけるフリーライダーの問題も少ないことから政治的に強い影響をもちうる。農業保護に対しては、食糧支出割合の高い労働者も、利潤をおびやかされる資本家も強固に反対するであろう。したがって、この段階の政治市場では農業保護の需要も供給も少なく保護を実現しえないばかりでなく、工業部門の政治的圧力は農業搾取政策へと向うことになる。

経済発展が進み産業構造が変化するにつれて政治市場の構造も変化する。先進国段階に至った経済では農業と工業の比重が逆転する。この段階での農業者は教育水準も高く、また、交通・通信の発達で地理的条件にかかわらず政治運動が可能となる。少数となった農業者グループでは効率的な政治組織を作ることができるし、したがって為政者への政治的影響力も大きくなる。一方、非農業人口は経済の大半を占めるが彼らの所得は高く食糧費の比重も小さくなっていく。彼らの生活にとって食糧価格の上昇はさほど大きな影響をもたず、農業保護への抵抗は薄れる。また少数の農業者を支えるに十分多数となった非農業者の一人当り農業保護費用は以前に比べて大きく低下し、それだけ農業保護への抵抗が弱まることになる。こうして、先進国段階では農業保護に対する需要も供給も大きくなり、政治市場を通じても農業保護水準は高まりをみせることになる。

3. 農業保護水準の回帰分析

(1) クロスセクション・データによる回帰分析

農業保護水準の変動パターンは農業保護の構造を解明するのに多くの示唆を与えている。前節の考察から農業保護水準の変動に関して言えることは、農業の比較優位が低下すればするほど、また、農業の経済に占める比重が小さくなればなるほど、農業保護の水準は上昇するであろうということである。そこで、この仮説を統計的に検証するために、農業保護水準の変動を説明する回帰分析

を行なってみよう。

推定される回帰式モデルは次の通りである。

$$\ln P = \beta_0 + \beta_1 \ln C + \beta_2 \ln S + \beta_3 (\ln S)^2 + \varepsilon \quad (1)$$

ここで P は農業名目保護係数、 C は農業の比較優位性指数、 S は農業の経済に占める比重、 ε は誤差項である。

被説明変数である農業名目保護係数 (P) とは、国内価格で評価した農業生産額の国際価格で評価した農業生産額に対する比率であり、第1表の名目保護率に1 (100%) を加えたものになる。名目保護率を名目保護係数に直して用いる理由は変数の対数変換を可能にするためである。

説明変数のうち、農業の比較優位性指数 (C) として用いた具体的な変数は、農業の実質労働生産性の全経済の実質労働生産性に対する比率である。工業の実質労働生産性のデータが得られないので、全経済に対する農業の実質労働生産性比率が用いられる。

農業の比重 (S) としては、男子総労働人口に占める男子農業労働人口の比率を採用した。労働人口のうち男子のみを対象としたのは女子労働人口統計の国際比較性が低いからである。回帰式にはこの農業の比重に関する変数 ($\ln S$) の2乗項が含まれているが、これは農業部門の比重が低下していくにつれて農業保護水準は単調に増加するのではなく、ある範囲を超えて農業の比重が低下すれば農業保護水準は逆に低下するという可能性を考慮に入れるためである。先に議論したように、農業の比重の低下は保護に対する抵抗を弱め、農業者の政治活動をより効率的なものとする効果をもつが、そうしたプロセスの効果は農業人口が限りなくゼロに近づいても持続されるわけではない。ある臨界点を越えれば農業の政治力が低下することを想定することは自然である。

これらのデータを用いて⁽⁵⁾、第1表で示した1955年から1980年にかけての6時点について、クロスセクションによる回帰分析を行なってみた結果が第2表にまとめてある。クロスセクションと同時にタイムシリーズで各国の農業保

(5) 回帰式に用いられたデータの詳しい解説は Honma and Hayami [6] とその Appendix を参照。

第2表 農業名目保護係数のクロスセクション・データによる回帰分析

対 象 年	1955	1960	1965	1970	1975	1980
サ ン プ ル 数	14	15	15	15	15	15
説明変数：						
労働生産性比率 (ln C)	- 0.184 (-1.39)	-0.264*** (-3.77)	-0.327*** (-5.70)	-0.375*** (-7.55)	-0.360*** (-9.08)	-0.399*** (-6.47)
労働力比率 (ln S)	1.287* (1.88)	0.690* (1.83)	0.700** (2.50)	0.470 (1.78)	0.457** (2.63)	0.014 (0.04)
労働力比率の2乗項 (ln S) ²	-0.265** (-2.34)	-0.159** (-2.42)	-0.169*** (-3.30)	-0.135** (-2.63)	-0.134*** (-3.65)	-0.029 (-0.41)
定 数 項	3.979*** (3.68)	5.127*** (8.89)	5.440*** (12.43)	6.009*** (15.99)	5.927*** (23.84)	6.618*** (16.23)
自由度修正済決定係数 (\bar{R}^2)	0.485	0.585	0.745	0.805	0.854	0.770
回帰の標準語差 (SEE)	0.199	0.127	0.110	0.098	0.079	0.131
Sの臨界値 (%)	11.3	8.8	7.9	5.7	5.5	1.3

注 1) *, **, *** はそれぞれ, 10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

2) 推定されたパラメータの下のカッコの中の数値はt一値。

3) Sの臨界値は他の変数を一定として名目保護係数を最大にするSの値。

護水準について同様に検討してみることが望ましいが、6時点とサンプル数が少ないことから、ここではクロスセクションでの分析にとどめざるをえない。

第2表で回帰モデルの計測結果をみると、農業の比較優位指標である労働生産性比率の係数はいずれも負であり、1955年を除く他の5時点では統計的に1%水準で有意にゼロと異なることを示している。興味深い事実は、年を追うにしたがってこの係数の絶対値が大きくなってきていることである。この係数の絶対値は農業名目保護係数の労働生産性比率に対する弾力性を表わしており、それが年々大きくなってきているということは、比較優位性の変化に世界の農業保護政策が以前より敏感に対応する構造になってきたことを意味する。

労働力比率およびその2乗項の推定された係数をみると、1次の項はすべて正、2次の項はすべて負の値を示し、対数で表わした保護係数が対数で表わした労働力比率の凹関数となっていることがわかる。すなわち、先に想定したよ

うに、農業の比重が低下するにしたがって、他の条件を一定とすれば農業保護水準は上昇するが、その上昇率は鈍化し、やがてある臨界値を越えると農業保護水準は逆に低下し始めることを意味する。そこで農業の比重に関するこの臨界値を各年について求めてみよう。臨界値は労働力比率の1次項および2次項の推定された係数をそれぞれ b_2 、 b_3 とするとき、次の式を解くことで得られる。

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln S} = b_2 + 2b_3 \ln S = 0 \quad (2)$$

推定された係数の値を用いて求めた農業の比重の臨界値は第2表の最下段に掲げてある。ただし、係数の推定値のうち、1980年は労働力比率の1次項、2次項いずれもゼロと有意差がなく、また1970年の1次項は1.78のt値をもつが、10%水準ではゼロと有意差がないことに注意しておく必要がある。

農業の比重の臨界値は1955年で11.3%、1965年で7.9%、1975年で5.5%と低下を続け、1980年には1.3%まで低下した。1980年の係数は統計的に有意ではないので、1980年の臨界値は信頼性が低いが、いずれにしても農業の比重の臨界値は一貫して低下してきたと言える。これは、農業の比重が経済発展のどの段階にあるかにかかわらずいずれの国でも減少する傾向があり、調査対象国が同じ場合には農業の比重と保護水準の関係を示す曲線の位置が左方へ年々シフトしていくためと考えられるが、交通や情報網の発達ならびに農業者組織の整備と彼らの政治意識の向上などが、最も政治的に効率的と思われる農業の産業規模を年々縮小させてきたと解釈することもできる。第2表の労働力比率の係数をみると、1960年から1975年にかけての2次項の係数値に大きな変化はみられず、この期間の臨界値の減少は一樣な農業の比重の減少による曲線の位置のシフトとみなされよう。しかし、1955年および1980年と1960-1975年の期間との間では1次項のみならず2次項の係数値に大きな差がみられ、したがって、これらの期間の間では農業保護に関わる政治市場の世界的構造に変化があったとみるべきである。

以上の3変数で農業名目保護係数の変動をどの程度説明しているかを自由度

修正済決定係数 (\bar{R}^2) でみておこう。1955年では保護係数の変動のおよそ50%を説明するにすぎないが、その他の年は60~85%程度の説明力をもっている。農業保護水準は複雑な政治プロセスの産物であることを考えれば、この説明力はかなり高いといえよう。ただし、ここでの回帰分析は、農業保護水準ならびにそれに関わると思われる変数の関係の強さをみているにすぎない。説明変数と被説明変数との間には一定方向の因果関係だけが成立するのではなく、被説明変数である農業保護水準が同時に労働生産性比率や労働力比率に影響を与えているはずである。したがって、ここでの推定値にはいわゆる同時方程式バイアスを含んでいる可能性があることは否定できない。

(2) チャウ・テストによる構造変化の検定

第2表ではクロスセクション・データによって農業保護水準とその決定要因との関係をさぐってみたが、推定されたパラメータの値は年によって似かよっていたりかなり異なっていたりしていた。異時点間で推定されたパラメータの構造に統計的にみて有意な差が認められないとしたら、それらのデータをプールすることによってパラメータ推計の効率性を上げることができる。そこで、異時点間で推定された回帰式の構造に変化があるかどうかをチャウ・テストによって統計的に検討してみよう。

チャウ・テストはチャウ (Chow [2]) によって提示された手法で、時系列データを構造変化があったとみられる時点をはさんで2分割し、前半の n 個の観測値によって推定されたパラメータと後半の m 個の観測値によって得られたパラメータがすべて等しいかどうかを F -検定するものである。具体的なチャウの検定統計量は次のように表わされる。

$$F = \frac{\left[\sum_{t=1}^{n+m} (\hat{y}_t^0 - y_t)^2 - \left\{ \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t^1 - y_t)^2 + \sum_{t=n+1}^{n+m} (\hat{y}_t^2 - y_t)^2 \right\} \right] / (k+1)}{\left\{ \sum_{t=1}^n (\hat{y}_t^1 - y_t)^2 + \sum_{t=n+1}^{n+m} (\hat{y}_t^2 - y_t)^2 \right\} / \left[n+m-2(k+1) \right]} \quad (3)$$

ここで \hat{y}_t^0 , \hat{y}_t^1 , \hat{y}_t^2 はそれぞれ通期, 前期, 後期の推定された回帰式による被説明変数の推定値であり, y_t は実績値である。また k は説明変数の個数

である。このチャウの検定統計量は自由度 ($k+1, n+m-2(k+1)$) の F -分布にしたがう。検定の手続きは所与の有意水準と自由度に対して定まる F^* に比べて(3)式の F 値が大きければ、前期と後期の間で回帰式の構造係数に変化がないとする帰無仮説 (H_0) は棄却される。

このチャウ・テストを第2表の回帰分析のデータに適用して異時点間の農業保護の構造変化をさぐってみることにする。構造変化の検定は以下のプロセスで行なわれる。まず第1ステップとして、隣合った2時点の観測値をプールして、それらの2時点の間に構造変化があったかどうかを検定する。次に、第2ステップとして連続した3時点の観測値のプールを考え、その3時点の間に構造変化があったかどうかを、前1年対後2年ならびに前2年対後1年のすべての組み合わせについてテストする。ただし、第1ステップで棄却された時点間の組み合わせははじめから除かれる。第2ステップで前1年対後2年ならびに前2年対後1年の双方のテストで棄却されなかった組み合わせについては、第3ステップとして、さらに連続した4時点にわたるデータ・プーリングを行ない、その4時点を2分するすべての場合についてチャウ・テストを行なう。4時点の間のいずれを区切っても構造変化がみられなかった組み合わせについては、さらに、1時点を加えたデータ・プーリングを考えて同様のテストを施す。最終的に6時点のデータ・プールをいずれの時点で区切っても構造変化が認められない (H_0 を棄却できない) 場合には、すべてのデータをプールした回帰分析が妥当なものとなる⁽⁶⁾。ここでは帰無仮説を棄却する有意水準として10%水準をとることにする。

これらの手続きにしたがったチャウ・テストの結果が第3表に示されている。まず第1ステップでは1955年から1975年にかけて隣合ったペアのいずれも低い F 値を示し、これらのペアについては観測値のプールが妥当であることを示している。しかし、1975年と1980年の間では F 値が3.2と大きく、この2時点間で有意な構造変化があったことを示している。そこで第2ステップでは、

(6) 過去の研究では構造変化のテストをせずに6時点のデータすべてをプールした回帰分析を行なっている。

第3表 チャウ・テストによる農業保護の構造変化の検定

第1ステップ		第2ステップ		第3ステップ	
2時点プール	F一値	3時点プール	F一値	4時点プール	F一値
1955/60	0.636	1955/60 65	1.459	1955/60 65 70	2.684**
1960/65	0.268	1955 60/65	0.726	1955 60/65 70	2.353*
1965/70	0.588	1960/65 70	1.048	1955 60 65/70	1.761
1970/75	0.606	1960 65/70	1.295	1960/65 70 75	1.203
1975/80	3.231**	1965/70 75	0.457	1960 65/70 75	1.231
		1965 70/75	0.275	1960 65 70/75	0.185

- 注 1) チャウ・テストに用いられた回帰モデルは第2表と同じ。
 2) 第1ステップで2時点, 第2ステップで3時点, 第3ステップで4時点のデータ・プーリングを行ない, 各グループをスラッシュ (/) で区切った場合, その前後で回帰式の構造に変化があるかどうかをチャウ・テストで検定。F一値はその検定統計量である。
 3) *, **はそれぞれ10%, 5%水準で統計的に有意であることを示す。

1980年を除く5時点を対象に連続した3時点のデータ・プールをテストしてみた。結果はいずれの場合にも10%水準で有意なものはなく, 想定される3時点のデータ・プーリングは妥当なものである。第3ステップではさらに1時点を追加して, 1955年から1975年間の連続した4時点のデータ・プールについて検討した。ここでは1955年から1970年までの4時点プールが, 1955年と1960年の間および1960年と1965年の間で高いF値を示し, この期間の4時点プールは妥当ではないことを表わしている。一方, 1960年から1975年までの4時点プールについては, いずれの時点で区切ってみてもその前後で構造変化があったことは認められず, この4時点についてのプーリングは妥当なものであることを示している。

以上の検定結果から得られる結論は, 1960年から1975年にかけての農業保護水準を説明する回帰式の構造は同一とみなして差支えないが, その前後すなわち, 1955年および1980年とは回帰式の構造が異なっているとみなすべきであるということである。そこで, 1960年から1975年にかけての観測値をプールして回帰式を推定してみると次のようになる。

$$\ln P = 5.743 - 0.333 \ln C + 0.504 \ln S - 0.137 (\ln S)^2$$

(32.02) (-12.88) (4.36) (-6.21)

$$\bar{R}^2 = 0.767, \quad SEE = 0.101, \quad S \text{の臨界値} = 6.3$$

ここで記号はすべて第2表の定義と同じである。この回帰式と第2表における1955年および1980年の回帰式の3本が、1955年から1980年にかけての農業保護の構造とその変化を表わしていることになる。ちなみに、上記の4時点プールによる回帰式の計測結果を、第2表の1960年から1975年のクロスセクション・データによる計測と比べてみると、いずれのパラメータも4時点のプーリングによって大きくt-値を改善しており、単年度データによる推定値より高い安定性が得られることを示している。

(3) ダミー変数を用いた回帰分析

第1表の農業の総合名目保護率の国際比較をもう一度ふりかえってみると、農業保護水準の変動を説明する要因として、比較優位性や農業の比重の他に地域としての特色によって他地域とは異なる保護水準を示している例があげられた。そのひとつはアメリカと軍事的同盟関係にないスイスおよびスウェーデンの安全保障上の理由からの農業保護政策であった。同様に、EC諸国の保護水準の時間的推移をみてみると、いくつかの国ではECの共通農業政策の開始または共通農業政策への移行の時期の前後で農業保護水準に明らかな上方シフトがみられる。そこで、非同盟およびECという2つの要因を回帰分析にダミー変数として導入してみよう。すなわち、非同盟ダミーはスイスおよびスウェーデンのみが1の値をとり、他の地域は0となる変数であり、ECダミーはフランス、西ドイツ、イタリアが1965年以後、イギリスとデンマークは1975年以後の値が1であり、その他は0となる変数であるが、これらを説明変数として加える。さらに、日本だけが1の値をとり他が0となる日本ダミーを導入して、日本の農業保護水準が、比較優位性や農業の比重で共通に説明される世界の保護構造による水準を超えて高いものであるかどうかをテストしてみることにしてしよう。

以上の3つのダミー変数を先の(1)式の右辺に加えて行なった回帰分析の結果が第4表に示されている。ただし、ここでは前節の分析結果に基づいて1960年から1975年までの観測値をプールして回帰を行ない、1955年と1980年のクロスセ

第4表 ダミー変数を用いた場合の農業名目保護係数の回帰分析

対 象 年	1955	1960-75	1980
サ ン プ ル 数	14	60	15
説明変数：			
労働生産性比率 (ln C)	-0.165 (-0.81)	-0.263*** (-7.23)	-0.273** (-2.44)
労働力比率 (ln S)	1.273 (1.45)	0.408*** (3.63)	-0.253 (-0.69)
労働力比率の2乗項 (ln S) ²	-0.260 (-1.73)	-0.108*** (-4.74)	0.064 (0.64)
ECダミー (E)		0.118*** (3.51)	0.142 (1.45)
非同盟ダミー (N)	-0.053 (0.22)	0.140*** (2.69)	0.370* (2.26)
日本ダミー (J)	-0.051 (-0.19)	0.084 (1.29)	0.138 (0.55)
定数項	3.908** (3.22)	5.477*** (28.42)	6.125*** (13.73)
自由度修正済決定係数 (R ²)	0.368	0.806	0.856
回帰の標準誤差 (SEE)	0.221	0.092	0.104
Sの臨界値 (%)	11.6	6.6	—

注 1) *, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

2) 推定されたパラメータの下のカッコの中の数値はt-値。

3) Sの臨界値は他の変数を一定として名目保護係数を最大にするSの値。

クシオン・データによるものと合わせて掲げられている⁽⁷⁾。

ダミー変数を導入した1955年の計測結果は第2表の結果を何ら改善するもの

(7) 過去の分析でも同様にダミー変数を導入した回帰を行なっているが、すべての期間がプールされたデータによっている。また説明変数として、すべての国に共通な農業と工業の国際交易条件が導入されているが、ここでの分析はクロスセクション・データに基いているのでその効果は定数項に含められることになる。

ではなく、いずれのダミー変数の係数もゼロと有意差はない。自由度修正済の決定係数はむしろ低下してしまうことに注意しておこう。

1960-75年のプール・データによる回帰は興味ある結果を提示している。労働生産性比率および労働力比率に関するパラメータの値をいずれも有意にとどめながら、ECダミーと非同盟ダミーの係数が1%水準で有意にゼロと異っていることを示している。すなわち、この期間ではECの共通農業政策が明らかに農業保護水準を高める効果をもち、またスイスおよびスウェーデンの保護水準も明らかに他の地域より構造的に高かったことを意味する。一方、日本ダミーは正の値を示してはいるものの、ゼロとの有意差は認められない。この期間中に日本は41%から76%へと名目保護率の急上昇をみせたが、それは、日本に特有な農本主義や食糧安全保障といった農業保護を強める特殊要因があったわけではなく、急速な工業化に伴う農業の比較優位性の低下や農業の比重の縮少といった、先進国に共通な農業の調整問題の構造の中で説明されうるものであることを示している。

1980年のデータによるダミー変数の導入の結果は、労働生産性比率の t -値を下げながらも5%水準で有意に保ち、非同盟ダミーの効果が10%水準で有意であったことを示している。ECダミーは正の値をもっているが、10%水準ではゼロと有意差がない。日本ダミーはここでも有意差が認められない。なお、労働力比率の1次項と2次項の係数の符号が逆転しているが、いずれもゼロと有意差はない。

4. おわりに

先進地域の農産物輸入国に共通にみられる農業保護政策は、世界農産物市場に歪みを与えるだけでなく、国際収支の不均衡問題とも絡まって国際経済摩擦を引きおこす主要因のひとつとなっている。しかしながら、農業保護をめぐる議論は政治的問題として処理されがちであり、経済学の立場から分析されることは少なかった。実際、各国の農業保護の程度についてさえ共通の認識があるわけではなく、様々な視点からの異なる主張が議論を混迷させている。

小稿では生産物の内外価格差をひとつの尺度として農業保護水準を考察した。多様な農業保護手段の一面をとらえたにすぎないが、国際比較と異時点間の比較という2元的な観察を通じて農業保護の構造をさぐることができた。農業保護水準の変動を説明する回帰分析では、農業の調整問題が農業保護を理解する鍵であるという仮説を支持し、比較優位性指標や農業の比重に関わる変数の説明力が高いことを示した。また、そのような変数と農業保護水準との回帰構造は必ずしも一定ではなく時間的に変化していくものであることが確認された。

最後に、農業保護をめぐる今後の経済学的分析のために、残された課題を整理しておこう。くりかえし述べているように、ここでの分析は農業保護の一面をとらえているにすぎない。各種の農業保護政策の費用と便益を総合して農業保護水準を定義する必要がある。そのための作業として決定的に重要なのは各国の農業予算の分析である。政策遂行の基礎をなすのは政府予算である。貿易制限による内外価格の乖離は消費者負担の保護費用であり、補助金や国家による食糧管理費用は納税者負担の保護費用である。予算の分類は国によって制度や定義が異なり、多くの困難を伴うが、より包括的な農業保護分析のためには欠かせない作業のひとつである。

内外の価格差のみに限定したとしても、特定の産業の保護水準をみるのに名目保護率だけでは不十分である。生産物ばかりでなく投入物の保護水準を考慮に入れなければ、その産業の要素報酬が保護によってどれだけ高められているかを知ることができない。特に畜産物の場合、例えば飼料穀物に保護のない日本と保護のあるECとでは、名目保護率は同じでも投入財保護水準を折り込んだ実効保護率で大きな差がでてくることになる。実効保護率の国際比較は容易ではないが、投入産出構造を単純化し、投入財保護のいくつかのシナリオに基く分析は可能であろう。

以上の農業保護水準の定量化分析と平行して進められるべき作業は農業保護水準を決定する政治経済プロセスをモデル化することである。ここでの単純な回帰分析にみられるようないくつかの政治経済変数と保護水準の関連性を検証

しながら、理論モデルとのフィードバックをくりかえす必要がある。政治市場の体系的なモデル化や国際経済学における特殊要素理論および産業調整モデルとの結合は展望を開くことになるかもしれない。

このような課題が数多く残されている農業保護をめぐる経済分析は、まだ開始されたばかりであり、小稿での議論も体系的な研究にむけた予備的作業として位置づけられよう。

引用文献

- [1] Anderson, K., Y. Hayami, and M. Honma, "The Growth of Agricultural Protection," in K. Anderson and Y. Hayami with associates, *The Political Economy of Agricultural Protection*, London and Sydney: Allen and Unwin, 1986, Chapter 2.
- [2] Chow, G. C., "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, Vol. 28 (1960), No. 3, pp. 591-605.
- [3] 速水佑次郎・本間正義『国際比較からみた日本農業の保護水準』政策構想フォーラム, 1983年。
- [4] 本間正義「農産物価格支持水準の国際比較——その方法と資料および計測結果——」東京都立大学『経済と経済学』第54号(1984年3月), 115-137頁。
- [5] 本間正義「先進国における農業保護水準の変動」『経済研究』第37巻第1号(1986年1月), 24-33頁。
- [6] Honma, M., and Y. Hayami, "Determinants of Agricultural Protection Levels: An Econometric Approach," in K. Anderson and Y. Hayami with associates, *The Political Economy of Agricultural Protection*, London and Sydney: Allen and Unwin, 1986, Chapter 4.
- [7] Honma, M. and Y. Hayami, "Structure of Agricultural Protection in Industrial Countries", *Journal of International Economics*, Vol. 20, No.1 /2 (1986), pp. 115-129.
- [8] Scandizzo, P. L., and C. Bruce, "Methodologies for Measuring Agricultural Price Intervention Effects," *World Bank Staff Working Paper* No. 394 (1980), Washington, D. C.: World Bank.

[付記] 本研究の遂行にあたり、昭和61年度文部省科学研究費補助金(奨励研究A)の助成を受けた。