

保護貿易の実証政治経済分析

水田 岳志

目次

序論	vii
第1章 課題と方法	1
1.1 課題設定	1
1.2 保護貿易と農業保護	2
1.3 保護貿易と政治制度	8
1.4 日本の政治経済と保護貿易	17
1.5 課題と方法	23
1.6 本研究の構成	25
第2章 農業保護の政治経済学の論点	27
2.1 農業保護の政治経済学	27
2.2 農業保護の実証政治経済学	28
2.3 農業保護の政治経済学に対する批判	32
2.4 農業保護の政治経済学に対する提案	33
2.5 農業経済学者の反応	33
第3章 保護貿易と「一票の格差」	35
3.1 課題設定	35
3.2 既存研究	36
3.3 日本の「一票の格差」	37
3.4 分析モデル	44
3.5 推定戦略	47
3.6 推定結果	48
3.7 結論	55
第4章 保護貿易の産業間分析	57
4.1 課題設定	57
4.2 保護貿易の産業構造	58
4.3 分析モデル	61
4.4 推定戦略	62
4.5 データ	64
4.6 推定結果	65
4.7 結論	73

第 5 章	保護貿易と戦略的貿易政策	79
5.1	課題設定	79
5.2	分析モデル	79
5.3	推定戦略	83
5.4	データ	84
5.5	推定結果	85
5.6	結論と課題	86
第 6 章	要約と課題	87
参考文献		89

Look At Yourself - *Uriah Heep*

序論

穀物法論争に象徴されるように保護貿易をめぐる論争は古今東西を問わず発生している。なぜ政府は国際市場に介入するのか。Magee, Brock and Young (1989) に代表される内生的貿易政策論（保護貿易の政治経済学とも呼ばれる）は、市場と政治の相互作用の解明を主要な目的とした貿易論の一分野である。貿易政策に関しては経済学のみならず政治学においても理論化が試みられており、経済学に基礎を持つ政治経済学と政治学に基礎を持つ政治経済学が併存していることが知られている (Baldwin, 1996)。内生的貿易政策論では、1980 年代においてゲーム理論の応用が行われ、1990 年代後半以降、実証研究が活発に行われた。

1980 年代に登場した農業保護の政治経済学は農業保護政策の解明を目的としており、近年急速に発展した内生的貿易政策論の導入が模索されている (Swinen, 2010)。農業保護を対象とした実証分析は Anderson and Hayami (1986) にまとめられ、日本において、その成果は本間 (1993, 2010) によって広く紹介された。しかし、合成的な現象を扱うため、現象の発生メカニズムを明示した実証研究が主流になるにつれて、農業保護の政治経済学は、現代の研究水準による批判に耐えうる実証的証拠が不在のまま、そのストーリーのみが独立し、都合良く語られているのではないが、これが本研究の基本的な問題意識である。本研究では、第一に、以下の観点から日本の保護貿易と農業保護の実証分析を行った。

- 産業比較による保護貿易の共通要因の確認
- 因果推論の正当化が可能となる事例の探索
- 因果律を明示した回帰結果の論理的解釈
- 検証仮説の比較による絞り込み

本研究は大きく、投票行動に注目した第一部と、産業利益団体から政治家への利益移転に注目した第二部により構成されている。

- 第一部（第 3 章）では、異質な投票者による離散選択から出発する。具体的には、確率的投票モデルを応用し、投票行動に加えて「一票の格差」を保護貿易の要因とした内生的保護関数を提示した。さらに、この内生的保護関数を用いて日本の農業保護の源泉を一般的な観点から検証した結果、農村地域の投票者は非農村地域の投票者と比ベイドオロギーのばらつきが小さいため、保護貿易によって支持票を得やすいという傾向が一因であることがわかった。さらに、「一票の格差」が農業保護水準の底上げ要因として機能したことがわかった。
- 第二部（第 4 章及び第 5 章）では、産業利益団体による政府への利得移転に着目した unitary government approach の一種である protection for sale (Grossman and Helpman, 1994. 以下, GH94) モデルを用いて、日本経済の保護貿易の産業構造の要因を分析した。具体的には、第 44 回衆議院議員総選挙後の 2006 年を対象に、農業を含めて産業別保護貿易水準を集計し、「政治資金収支報告書」を産業区分に分類した。観測データを用いて GH94 の妥当性を検証した結果、観測データと GH94 の予測は矛盾しないことを確認した。さらに、第 5 章では GH94 に国際交渉を導入した Trade Wars and Trade Talks (Grossman and Helpman, 1995. 以下, GH95) モデルを用い、GH95 と GH94 の比較を行った。その結果、GH95 と比較して GH94 は棄却された。さらに、GH95 の推定結果から、日本政府の保護貿易水準は国際市場を考慮した戦略的な側面よりも、国内政治の影響を受けていることがわかった。

第1章

課題と方法

1.1 課題設定

2010年代に入り、農産物貿易における国際協調体制は苦境に立たされている。2011年には10年間にわたったWTOドーハ・ラウンドにおいて、農業交渉が決裂した。さらに、日本国内では自由貿易協定であるTPP（Trans-Pacific Strategic Economic Partnership Agreement）への参加の是非を巡る論議が活発化し、農業における保護貿易が政治問題化した。与党が提起した農業の貿易自由化をめぐる論議は、与野党ともに党内を二分し、党派を超えた論議へと発展したのである。例えば、全国農業協同組合中央会によるTPP交渉参加反対の国会請願に約350人の国会議員が紹介議員として名を連ね（「TPP、国会議員350名超が「参加反対」表明」『農業協同組合新聞』2011年10月30日）、TPP交渉参加反対を訴える全国決起集会では、与党である民主党及び国民新党、野党である自由民主党、公明党、日本共産党そして社会民主党が参加し、交渉参加反対を表明した（「国民の声を聞け！」『農業協同組合新聞』2011年10月30日）。

このような貿易交渉をめぐる一連の社会現象を「どこかで見たことがあるぞ」と既視感を感じた国民も少なくはないだろう。1990年代初頭において論議されたGATTウルグアイ・ラウンドにおける農業交渉と類似した現象が発生したようにも見えるのである。例えば、1993年11月30日午前、非自民・非共産の細川連立内閣に対して、「コメ関税化」をめぐり与党議連が反対決議を採択した。同日、当時野党であった自由民主党において、国会議員有志が「コメの部分的自由化に反対する国会決議」を提案するように自民党総裁に申し入れ、所属議員258人分の署名を提出した（「与党議連が反対決議」『日本経済新聞（夕刊）』1993年11月30日）。農産物を含む貿易自由化に関しては、与党と野党の対立ではなく、むしろ与野党内の反対派による共闘という印象を受ける。なぜこのような現象が継続的に発生するのであろうか。

まず、本研究の分析対象を明確にするために「保護主義」、「保護貿易」及び「農業保護」という概念を標準的なレファレンスであるOxford Dictionary of Economics (Black, Hashimzade and Myles, 2012)を用いて確認しよう。「保護主義 (protectionism)」は“A policy of restriction of international trade, with the aim of preventing unemployment or capital losses in industries threatened by import, promoting particular types of industrial development, affecting the internal distribution of incomes, or improving a country’s terms of trade by exploiting its international monopoly power (Black, Hashimzade and Myles, 2012, p.329)”と定義される。つまり、1) 輸入財と競合している国内産業の保護を目的とする貿易制限的な政策、2) 特定の産業の育成を目的とする貿易制限的な政策、3) 国内の所得分配の是正を目的とする貿易制限的な政策、4) 国際市場における独占力の行使による交易条件の改善を目的とする貿易制限的な政策に大別される。本研究の対象である「保護貿易 (trade protection)」は“protection”と略され“The use of trade policy to raise profits and employment in industries liable to competition from imports. Protection may be via tariffs, import quotas, or voluntary export restraints and other non-tariff barriers to trade (Black, Hashimzade and Myles, 2012, p.329)”と定義される。つまり、「保護貿易」は「保護主義」より狭義の概念であり、国内産業の利益の保護のために運用される貿易政策である。その具体的な方法として関税 (tariff)、輸入割当 (import quotas)、輸出自主規制 (voluntary export restraints) 及びその他の非関税貿易障壁 (non-tariff barriers to trade) が挙げられる。さら

に、「農業保護 (agricultural protection)」は“the use of tariffs and trade controls on agricultural products to raise their prices in a country and thus to increase its farmers’ incomes (Black, Hashimzade and Myles, 2012, p.9)”と定義されることから、「保護貿易」の特殊な場合であることがわかる。本研究では、「農業保護」を「農産物の輸入に関連する国境措置（関税、輸入割当及び非関税貿易障壁）」に限定し、この意味で「保護貿易」の特殊な場合として位置づける。この位置づけにより「なぜ保護貿易が農業保護に傾くのか」言い換えれば「保護貿易政策が農業保護的になるのか」という課題を設定することができる。以上の課題の絞り込みにより、産業に依存しない統一的な原理を用い検証可能な仮説を提示し、産業間比較によってその仮説の検証が可能となる^{*1}。

では、保護貿易の発生メカニズムに対してどのように接近すればよいだろうか。本研究の方針を明確にするために、「規範的経済学」、「実証的経済学」及び「政治経済学」という概念を、Oxford Dictionary of Economics (Black, Hashimzade and Myles, 2012) を用い確認する。「規範的経済学 (normative economics)」は“The part of economics that is concerned with how the economy ought to be run (Black, Hashimzade and Myles, 2012, p.315)”と定義され、経済や経済政策のあるべき姿を論じる。一方、「実証的経済学 (positive economics)」は“A branch of economics that describes and explains economic processes and predicts the outcomes of institutional or policy changes, without making value judgements (Black, Hashimzade and Myles, 2012, p.286)”と定義され、経済現象の記述とその説明を重視する。「政治経済学 (political economy)」は“The original name of what is now known as economics. The name has resurfaced in the ‘new political economy’ that draws attention to the political motivation of economic policies: policy-makers and lobbyists are often more concerned with the income distribution of their electorate than with the efficiency effects of policies (Black, Hashimzade and Myles 2012, p.313)”と定義され、経済政策の選択における政治的要因に注目する接近方法である。本研究は保護貿易の是非を規範的に評価することではなく、政府が保護貿易を選好するメカニズムを実証的に解明することを課題とする。具体的な接近方法として、国際経済学、農業の経済分析及び計量政治学の知見を援用し、政治経済分析 (political economics) を応用する。以下では、研究対象を明確にするために、保護貿易を定量的に把握しよう。

1.2 保護貿易と農業保護

保護貿易の具体的な形態として貿易商品ごとの関税（従価税及び非従価税）、輸入割当等の非関税貿易障壁などがある。このように膨大な貿易商品を対象に様々な形態を持つ保護貿易の強度を、どのように統一的に計測すればよいのだろうか。このような問題意識のもと、Anderson and Neary (1994, 1996, 2003) は保護貿易の強度を計測する理論枠組みとして「貿易制限指標 (trade restrictiveness indices)」を提案した。「貿易制限指標」とは財ごとの保護貿易の強度を、産業または国民経済に集計する際に用いる概念であり、「保護貿易による経済厚生損失（または輸入額）を再現する単一関税率（従価税）」である。言い換えれば、“What is the uniform tariff that if applied to imports instead of the current structure of protection would leave home welfare at its current level” (Kee, Nicita and Olarreaga 2009, p.173) に対する答えが「貿易制限指標」と言える。

^{*1} Oxford Dictionary of Economics (Black, Hashimzade and Myles, 2012) は「規制 (regulation)」を“A rule individuals or firms are obliged to follow; or the procedure for deciding and enforcing such rules (Black, Hashimzade and Myles 2012, p.346)”と定義している。したがって、消費者が輸入財を選択肢として考慮することができない場合があることから、保護貿易は規制の一種と見なすこともできる。ただし、本研究は規制としての保護貿易を対象としており、財政規模に予算という制約のある財政政策（農業に関わる財政支出等）は研究対象ではない。

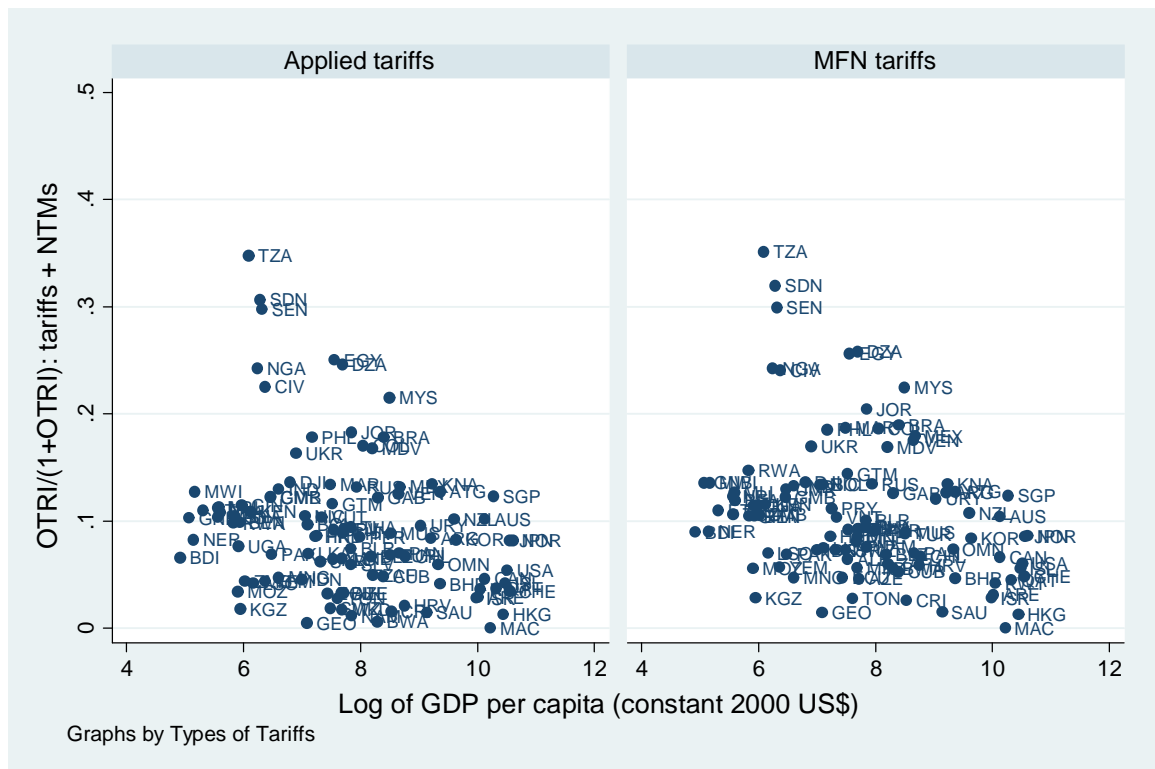


図 1.1 一人当たり GDP と貿易制限指標 (2009 年)

出典：World Development Indicators 及び“Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) より作成。

Kee, Nicita and Olarreaga (2008, 2009) は国際貿易商品分類である HS (Harmonized Commodity Description and Coding System) のうち国際規格である 6 桁分類ごとに、関税のうち従価税、関税のうち非従価税の従価税等価率、非関税貿易障壁の従価税等価率を計測し、国民経済、農業及び製造業に集計した「貿易制限指標」を計測した。実証分析の目的に応じ、Kee, Nicita and Olarreaga (2008, 2009) は「貿易制限指標」のうち経済厚生への損失を基準にした指標を Trade Restrictiveness Index(以下, TRI), 総輸入額を基準にした指標を Overall Trade Restrictiveness Index(以下, OTRI) とした。

以下、Kee, Nicita and Olarreaga (2009) の方法による OTRI の計測結果を用いて国際比較という観点から 2009 年の 104 カ国を対象に保護貿易を定量的に把握する*2。Kee, Nicita and Olarreaga (2009) は各貿易商品ごとの保護貿易の強度を従価税及び非従価税を含む関税率 (tariffs) 及び非関税貿易障壁 (NTMs) を考慮したうえで計測し、全貿易商品を対象に集計した OTRI, 農業を対象に集計した OTRI 及び製造業を対象に集計した OTRI を公表している*3。図 1.1 は Kee, Nicita and Olarreaga (2009) により計測された全貿易商品別の保護貿易の強度を OTRI によって集計したものである。ここで“MFN tariffs”は“Most-Favored Nation tariffs”の略である。貿易商品毎の関税及び非関税貿易障壁データベースである TRAINS のインターフェイスである WITS の User’s Manual*4 によると“MFN tariffs

*2 世界銀行の“Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities”プロジェクトは、貿易制限指標の国際比較を目的としているため、国際的な Panel データを前提に輸入価格弾力性及び非関税貿易障壁の関税等価率を計測している。したがって、貿易保護の強度に関する貿易商品区分は HS1988 のうち国際規格である 6 桁区分に従っており、国ごとに分類区分や概念が異なる 7 桁以降ではないことに留意する必要がある。

*3 Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012 から、HS6 桁区分における貿易商品別の保護貿易の強度をベースに、全貿易商品を対象に集計した OTRI、農業を対象に集計した OTRI、製造業を対象とし集計した OTRI を引用した (<http://go.worldbank.org/FG1KHXSP30>, 2013 年 2 月 17 日アクセス)。

*4 WITS (<http://wits.worldbank.org/wits/>) 内の“Support Materials”にある“User’s Manual Version 2.01 January 2011”から引用。

are what countries promise to impose on imports from other members of the WTO, unless the country is part of a preferential trade agreement (Amjadi, Schuler, Kuwahara and Quadros, 2011, p.91)”である。また,“Applied”とは“Preferential Applied tariffs”の略であり,“Virtually all countries in the world joined at least one preferential trade agreement, under which they promise to give another country’s products lower tariffs than their MFN rate (Amjadi, Schuler, Kuwahara and Quadros, 2011, p.92)”である。図 1.1 の縦軸は OTRI を「国内価格に占める内外価格差の比率」に変換し値域を 0 から 1 に基準化した指標である。以降,本研究では「国内価格に占める内外価格差の比率」を「保護貿易水準」と定義する。ここで,“Applied tariffs”は保護貿易水準のうち関税率の計算において“Preferential Applied tariffs”を用いており,“MFN tariffs”は代替的に“Most-Favored Nation tariffs”を用い保護貿易水準を計算している。横軸は経済水準を示す指標として一人当たり実質 GDP を示しており,World Development Indicators(以下,WDI)より引用したものである*5。なお,European Union(以下,EU)加盟国は保護貿易水準が同じであるため,対象から除外している*6。図 1.1 から一人当たり実質 GDP が高い国では全産業を集計した保護貿易水準が低い,すなわち内外価格差が国内価格に占める割合が低い傾向があることがわかる。また,ほぼ同じ一人当たり実質 GDP であっても,保護貿易水準にばらつきがあることがわかる。さらに,この傾向は関税率の定義に依存しないことがわかる。なお,3桁のアルファベットは WDI における国記号である。

図 1.2 は産業ごとの保護貿易水準を用いて,その傾向を整理したものである。ここで図 1.2 は Panel A (上段)と Panel B (下段)により構成されている。ここで,Panel A は農業における保護貿易水準と経済水準の関係を整理しており,Panel B は製造業における保護貿易水準と経済水準の関係を整理している。まず,Panel A を検討しよう。図 1.2 の Panel A は各国の経済水準を一人当たり実質 GDP により計測し,各国の経済水準と農業の保護貿易水準の関係を整理したものである。図 1.2 の Panel A より,図 1.1 と異なり,保護貿易水準は経済水準に応じて低下する傾向はみられず,そのばらつきも経済水準に依存していない傾向があることがわかる。さらに,以上の傾向は保護貿易水準を計算する際の関税率の定義に依存しない。一方,製造業における保護貿易水準と各国の経済水準をプロットした図 1.2 の Panel B では,図 1.1 と同様に,経済水準の高い国ほど保護貿易水準が低い傾向が関税率の定義に依存せずに示されることがわかる。

ただし,図 1.2 は農業と製造業における保護貿易水準を別々に検討している。農業と製造業における保護貿易水準を相対的に要約するために Anderson (2009) は“Relative Rate of Assistance (RRA)”を提案した。ここで RRA は (1.1) 式により定義される。

$$RRA = \frac{1 + t_{AG}}{1 + t_{MF}} - 1 \quad (1.1)$$

ここで, t_{AG} は農業における貿易商品ごとの保護貿易の強度を集計した関税率であり, t_{MF} は製造業における貿易商品ごとの保護貿易の強度を集計した関税率である。図 1.3 は農業及び製造業の OTRI を t_{AG} 及び t_{MF} とし, RRA を計算したものである。ここで, $RRA = 0$ であるならば $t_{AG} = t_{MF}$ であるため,本稿では $RRA > 0$ である場合に「保護貿易が農業保護に傾く」または「保護貿易政策が農業保護的な保護貿易政策になる」と表現する。図 1.3 は Panel A (上段)と Panel B (下段)により構成されている。Panel A において,縦軸に RRA を「保護貿易政策の農業保護への傾き度」として記載し,横軸に一人当たり実質 GDP を記載することにより保護貿易の農業への偏向と経済水準の傾向を

*5 World Development Indicators 2012 (<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>) のうち経済成長の指数として GDP per capita (constant 2000 US\$) を引用した (2013 年 2 月 18 日アクセス)。

*6 Kee, Nicita and Olarreaga(2008, 2009) のデータベースでは EU 加盟国は貿易保護政策が同じであるため EU としてのみ記載され,加盟国ごとに記載されていない。仮に加盟国ごとのサンプルを追加した,例えば,図 1.3 において掲載されている保護貿易の農業への偏向度 (RRA) の分布が,同じ RRA である EU 加盟国の影響を受け双方型の分布となるなどのミス・リーディングを招きかねない傾向があった。それゆえ,EU 加盟国をサンプルから除外した。具体的には,貿易統計である Comtrade のインターフェイスである World Integrated Trade Solutions (WITS) より EU の定義を確認し,World Development Indicators のサンプルから EU 加盟国を除外した。除外したサンプルは,“Austria, Belgium, Belgium-Luxembourg, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Malta, Netherlands, Poland, Portugal, Slovak Republic, Slovenia, Spain, Sweden, United Kingdom”である。

整理した。図 1.3 の Panel A より、経済水準の高い国において RRA が高水準に達している場合があることがわかる。次に、 $RRA = 0$ 線上に位置するサンプルが経済水準に依存せずにあるが、同じ経済水準であっても RRA にはばらつきがあり、 NOR を異常値として無視すれば、そのばらつきは経済水準に応じた拡大傾向または縮小傾向は見出しがたいことがわかる。以上の傾向は“MFN”や“Applied”という関税率の定義に依存しない。

図 1.3 の Panel B は RRA に着目しその分布を kernel density により近似した確率密度関数を描いたものである^{*7}。横軸は RRA の水準を示しており、 $RRA = 0$ より右に位置する場合、保護貿易が農業保護的である。まず、確率密度関数は単峰型で、その頂点は $RRA = 0$ 周りに位置することがわかる。しかし、その形状は $RRA = 0$ を境とした対称な分布ではなく、大きく右側に伸びており、この傾向は関税率の定義に依存しない。以上の国際的な横断面比較から、単相関的な観測であることは否定できないが、農業保護的な保護貿易が行われる傾向があることがわかる。

*7 なお、kernel density estimation は stata の `kdensity` コマンドにより行った。

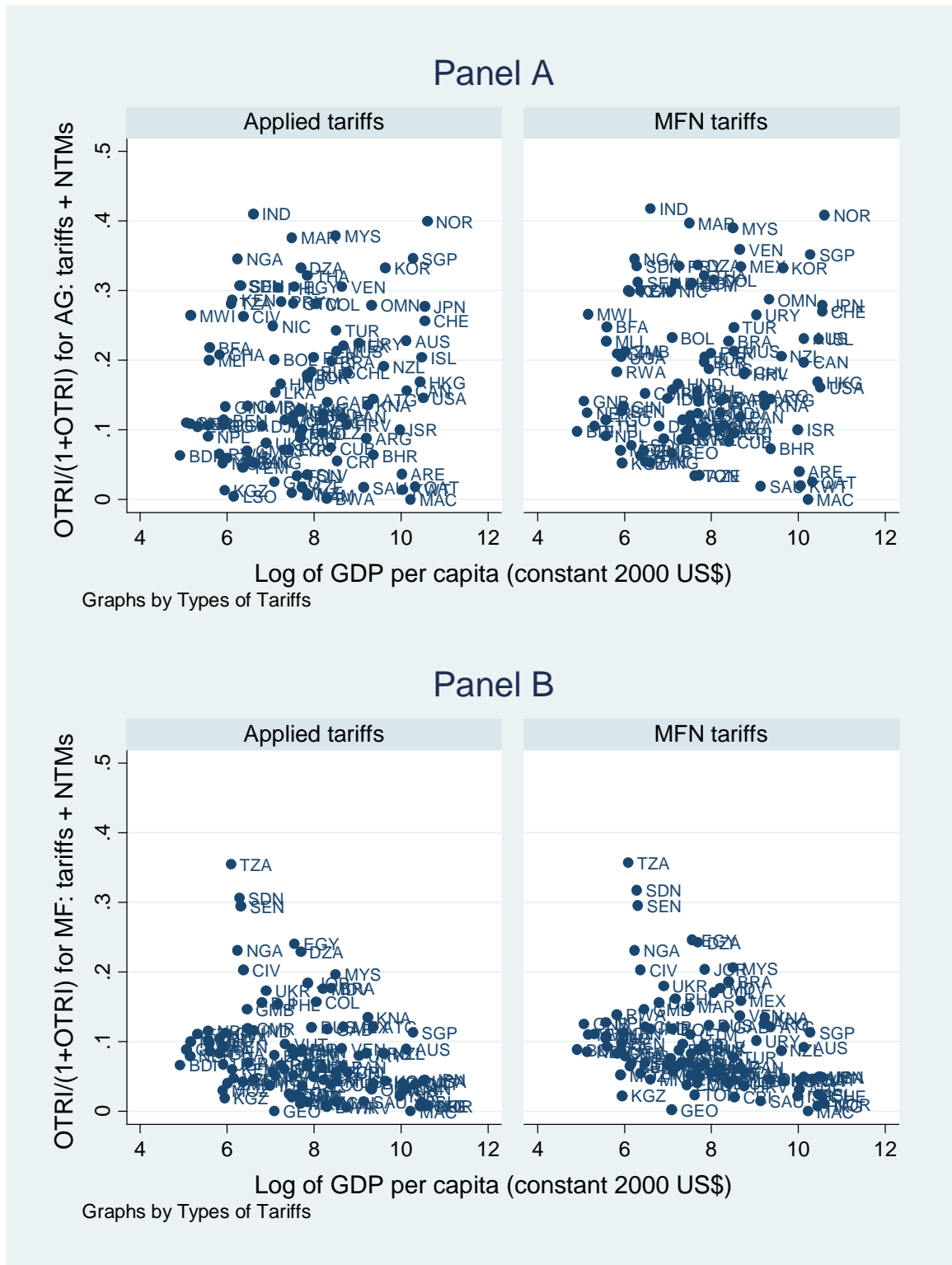


図 1.2 一人当たり GDP と農業 (Panel A) 及び製造業 (Panel B) における貿易制限指標
 出典：World Development Indicators 及び“Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) より作成。

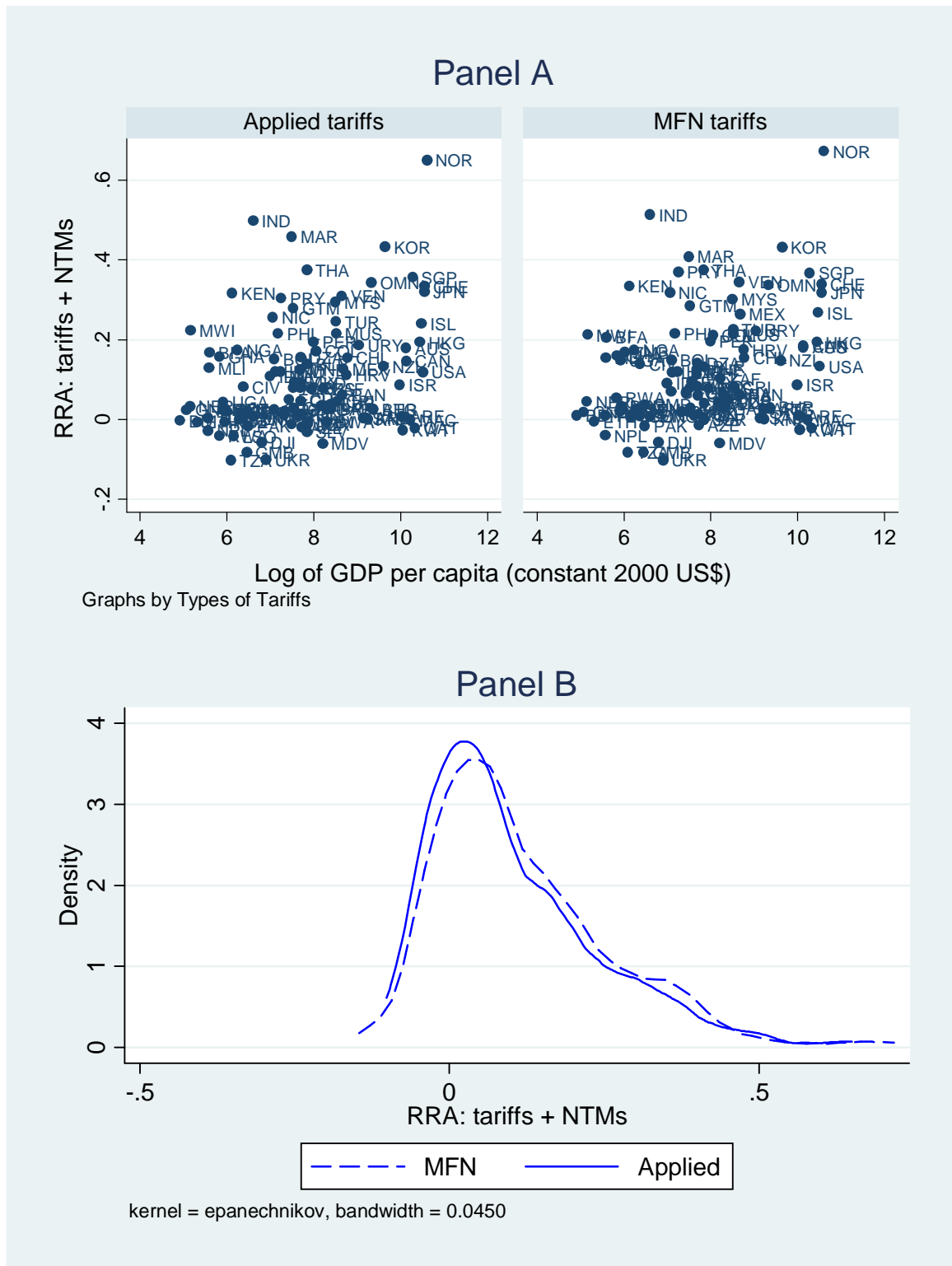


図 1.3 一人当たり GDP と RRA の相関 (Panel A) 及び RRA の確率密度関数 (Panel B)
 出典 : World Development Indicators 及び“Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) より作成。

1.3 保護貿易と政治制度

1.2 節では貿易制限指標を用いて保護貿易を国際横断的に概観した。本節では、保護貿易と政治制度の関連を、民主主義という切り口から検討を加える。1990 年以降社会主義国が、部分的にあるいは全面的に、資本主義ヘレジームをシフトした結果、政治制度において民主主義体制への移行が広く観測された。このような現象に経済学的なスポットライトを当てた研究として Acemoglu and Robinson (2006) が挙げられる。Acemoglu and Robinson (2006) は “Democracy versus Nondemocracy” というシンプルな分類から出発し “Democratization (民主化)” を経済学的な視点から洞察的なモデル分析を例示した。ここで、1990 年代以降の民主化の流行について比較政治学において広く用いられている Polity IV (Marshall, Jaggers and Gurr 2011) の polity2 スコアを用いて定量的に確認する。polity2 スコアは、-10 から +10 の値を取り、+10 に近づけば democracy に近く、-10 に近づくほど autocracy に近いという指標である (Marshall, Jaggers and Gurr 2011)。本節では、やや広いが、polity2 スコアが正である場合に democracy と判断し、その推移を確認する。PolityIV によると 1990 年には収録された 143 개국中 71 개국 (約 50%) の民主主義指標が正であったが、2010 年には民主主義指標が正である国家は、収録された 163 개국中 114 개국 (約 70%) へ増加した。このような民主主義国の急激な増加に着目し、Milner and Mukherjee (2009) は民主化とグローバル化に関して、具体的に貿易自由化及び資本自由化に関して、民主化の影響を実証的に検討した。Milner and Mukherjee (2009) は途上国を対象に PolityIV を用い system-GMM による統計分析を行った結果、民主主義指標の上昇は貿易自由化・資本自由化に統計的に有意に正の影響を与えるが、貿易自由化及び資本自由化は民主主義指標の上昇に統計的に有意な影響は与えていないと報告した。

しかしながら、民主主義指標に関して「どのように民主主義を定量化するのか」という課題は常に存在している。研究目的に応じて多様化した民主主義指標に関して Casper and Tufis (2003) は、PolityIV、Freedom House 及び Polyarchy という 3 種類の民主主義指標データベースを用い、民主主義指標を被説明変数とした計量分析の頑強性 (robustness) を検証した。その結果、説明変数の有意水準や符号条件は民主主義指標によって大きく変動すると報告した。鎌原 (2011) は民主主義指標のサーベイを行い、民主主義指標の構成要素として「民主主義の定義」、「構成要素の多様性」及び「尺度」を提示した。鎌原 (2011) は既存の民主主義指標の具体的な問題点として、Samuels and Snyder (2001) の「一票の格差」の国際比較研究を引用し、PolityIV などの民主主義指標は「一票の格差」を考慮していないと指摘し、実証分析において民主主義指標の特徴を考慮する必要性を強調した。

以上のような民主主義指標の問題点に留意しつつ、Acemoglu and Robinson (2006) に従いサンプルを autocracy と democracy に二分し、貿易制限指標と経済水準を整理する。民主主義指標として Casper and Tufis (2003) に従い Freedom House index (Freedom House, 2013)、PolityIV (Marshall, Jaggers and Gurr 2011) 及び Polyarchy (Vanhanen, 2011) を用いる。Freedom House Index に関しては “country status” が “F(Free)” である場合*⁸ に democracy、それ以外は autocracy とした。次に、PolityIV に関して、民主主義指標として polity2 スコアを用い、polity2 スコアが正である場合に democracy、それ以外は autocracy とした。Polyarchy では、“index of democratization” がその時点の中間値以下である場合に autocracy、それ以外は democracy とした。

*⁸ 具体的には “Political Rights” を示す PR スコアと “Civil Liberties” を示す CL スコアの平均値が 1.0-2.5 である場合に “status” が “F(Free)” とされる。

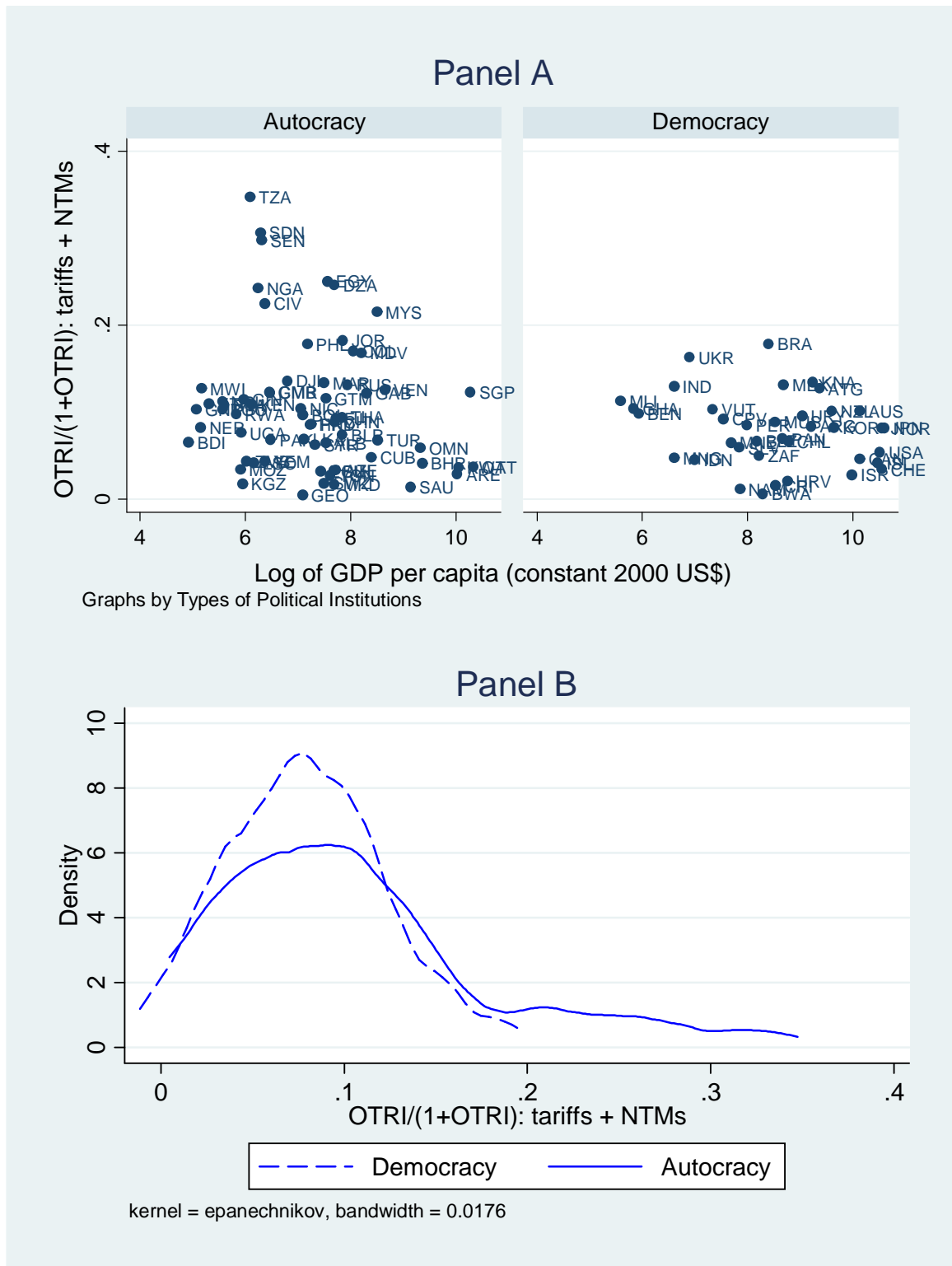


図 1.4 貿易制限指標と民主主義指標: Applied tariffs and Freedom House index

出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

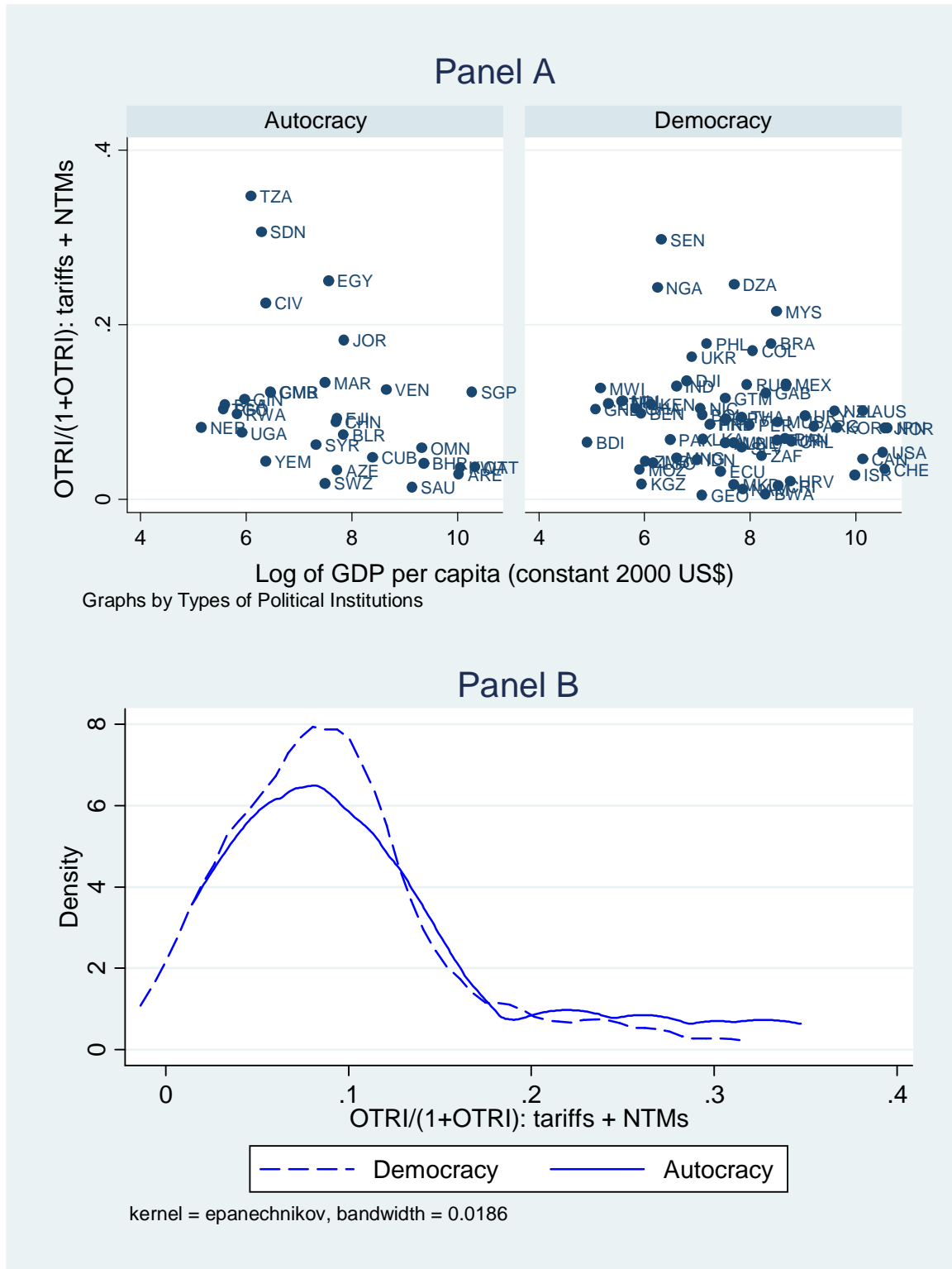


図 1.5 貿易制限指標と民主主義指標: Applied tariffs and Polity IV index

出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

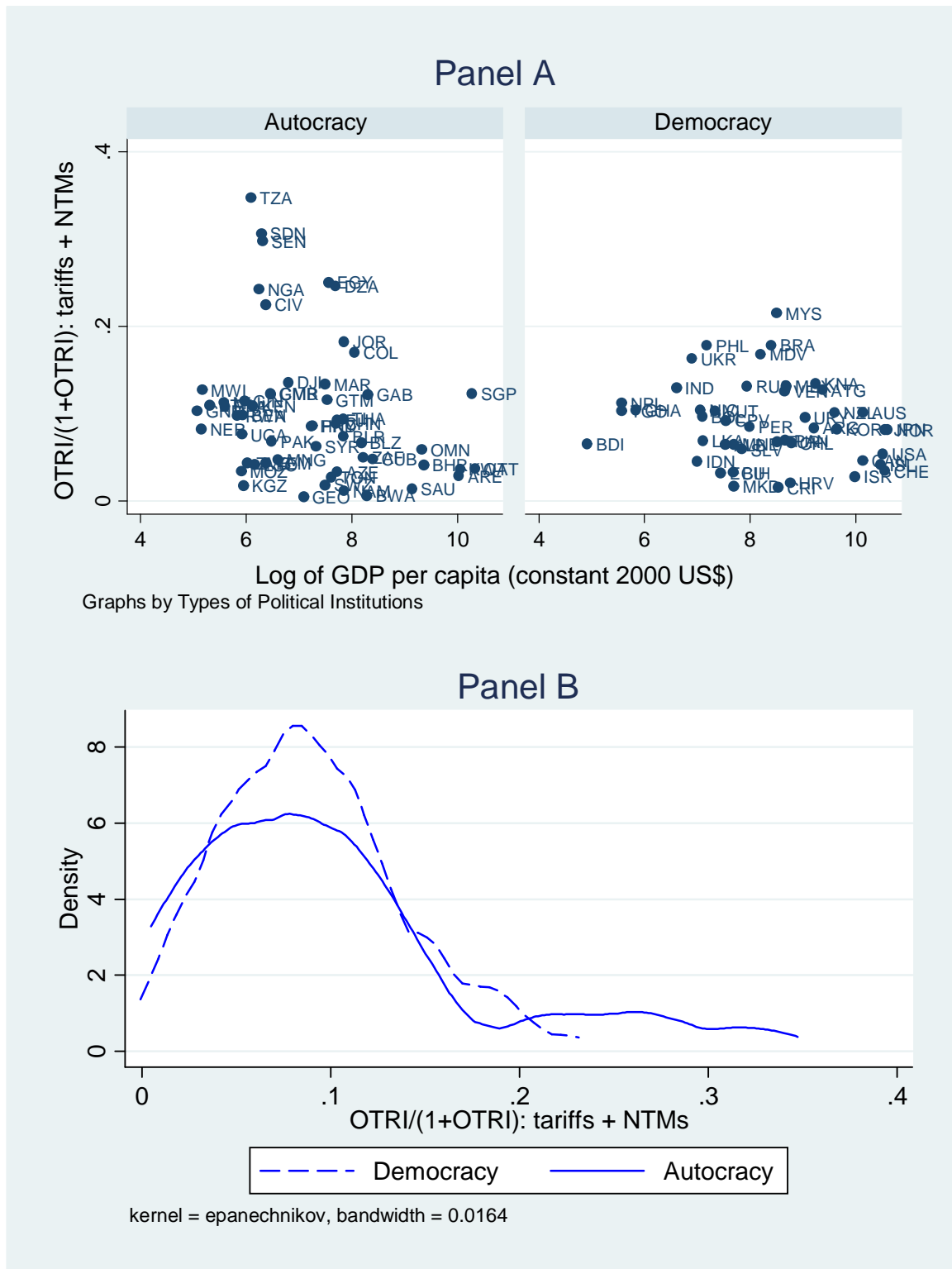


図 1.6 貿易制限指標と民主主義指標: Applied tariffs and Polyarchy index

出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

図 1.4, 図 1.5 及び図 1.6 は, 2 国間の保護貿易を考慮した“Applied tariffs”を対象に, 全貿易商品を対象とし保護貿易水準を集計した図 1.1 のサンプルに民主主義指標をマッチングし, “Democracy”及び“Autocracy”にグループ分けしたものである。ここで, 図 1.4 は民主主義指標として Freedom House index を, 図 1.5 は PolityIV を, そして図 1.6 は Polyarchy をそれぞれ用いた。図 1.4, 図 1.5 及び図 1.6 の Panel A(上段) は政治体制グループごとの保護貿易水準と経済水準を, Panel B(下段) にグループごとの保護貿易水準の kernel density estimation による確率密度関数をそれぞれ示した。図 1.4 の Panel A から保護貿易水準と経済水準を政治体制という観点から検討しよう。第一に, “Autocracy”では縦軸である保護貿易水準のばらつきが大きく, “Democracy”はそのばらつきが小さいことがわかる^{*9}。第二に, “Autocracy”において経済水準の向上に応じて保護貿易水準が低下する傾向があるが, “Democracy”においてはそのような傾向は見出しがたいことがわかる。次に図 1.4 の Panel B を用いて保護貿易水準の分布を政治体制ごとに検討を加える。図 1.4 の Panel B は政治体制ごとの全貿易商品を集計した保護貿易水準の分布を表示したものである。ここで点線は“Democracy”, 実線は“Autocracy”の確率密度を表している。特徴として, 政治体制に依存せずに保護貿易水準が 0.1 のサンプルが多いことがわかる。ただし, “Autocracy”の保護貿易水準のばらつきが相対的に大きいので, “Democracy”と比較して緩やかな分布である。さらに, 上記の傾向は民主主義指標の選択に依存しないことが図 1.5 及び図 1.6 から確認することができる^{*10}。

次に保護貿易の農業への偏向を定量的に把握するために“Applied tariffs”に基づいて RRA を計算し, 政治体制ごとに整理を行う。図 1.7 の Panel A(上段) は民主主義指標として Freedom House index を採用し, “Autocracy”及び“Democracy”ごとにサンプルを整理し, RRA と経済水準の横断面比較を行ったものである。ここで, 横軸は一人当たり実質 GDP, 縦軸は RRA である。したがって, $RRA = 0$ であるならば $t_{AG} = t_{MF}$ であるため, $RRA > 0$ のサンプルは保護貿易が農業保護に傾いていることがわかる。第一に政治体制に依存せずに $RRA > 0$ であるサンプルが多いことがわかる。第二に, “Autocracy”と比較し“Democracy”では経済水準と RRA の間に比較的強く正の相関があるように見える。図 1.7 の Panel B(下段) は政治体制ごとに RRA の分布を kernel density により近似した確率密度関数を描いたものである。ここで点線は“Democracy”, 実線は“Autocracy”の確率密度を表している。特徴としては, “Democracy”の確率分布が“Autocracy”の確率分布より右側, つまり RRA の値が高い方向に位置していることがわかる。そして, この傾向は民主主義指標の選択に依存しないことが図 1.8 及び図 1.9 から確認することができる。

民主主義国は非民主主義国と比較した場合, 保護貿易が農業保護へ傾く傾向はあるのか。この論点を明確にするために, RRA に関して“Democracy”と“Autocracy”の分布の比較を Kolmogorov-Smirnov (KS) 検定によって確認する。KS 検定は国際経済学におけるミクロ計量経済分析において広く応用されているノンパラメトリック検定の一つであり, よく企業属性と企業の生産性 (TFP) の分析に用いられる。まず, Delgado, Fariñas and Ruano (2001) に依拠し KS 検定を概観しよう。KS 検定はある変数に関して, グループ間の平均ではなくその分布を比較する方法である。ここで RRA を確率変数 z として扱い, “Democracy”グループの累積確率密度分布 (cumulative distribution functions : cdf) を $F_D(z)$, “Autocracy”グループの累積確率密度分布 $F_A(z)$ とする。グループ間の確率分布の比較のために“first order stochastic dominance”が用いられる。ここで, “first order stochastic dominance of F_D relative to F_A ”という関係は 次式のように定義される。

$$F_D(z) - F_A(z) \leq 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$$

したがって, KS 検定は下記の両側検定と片側検定を検証することにより累積確率密度関数を比較する。

^{*9} ただし, 連続的な尺度を閾値を用いて“Autocracy”または“Democracy”という二値に変換したため, “Autocracy”に分類されたサンプルは「非民主主義国」と訳したほうがよいかもしれない。同様に“Democracy”に分類されたサンプルにおいて民主主義の質のばらつきがあることにも留意する必要がある。

^{*10} EU 加盟国を加えた場合, 加盟国はすべて同じ保護貿易水準であるため, 民主主義指標に依存せずに, “Democracy”の分布のピークが 0.5 に集中した。

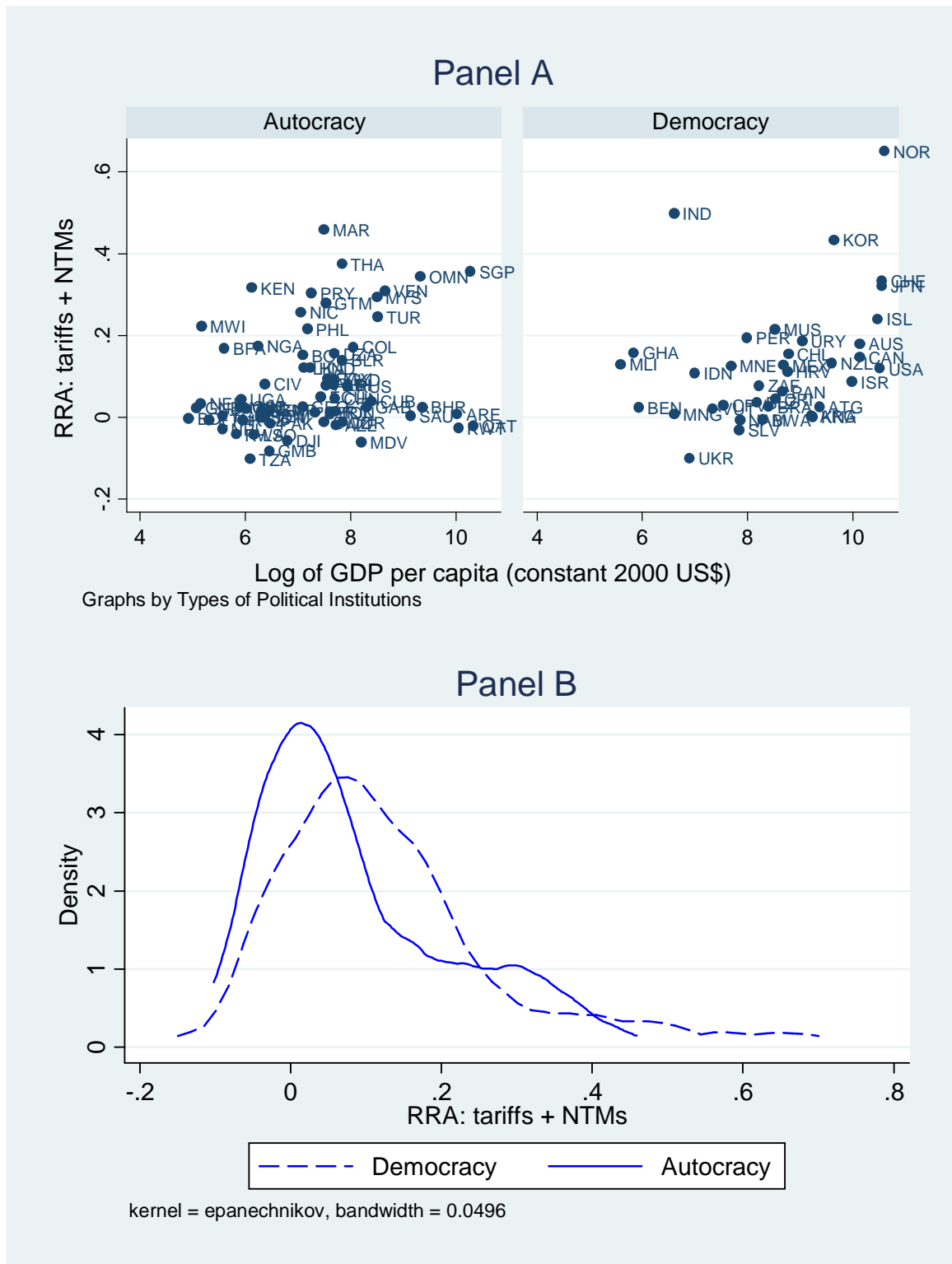


図 1.7 保護貿易の農業への偏向と民主主義指標: Applied tariffs and Freedom House index
 出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

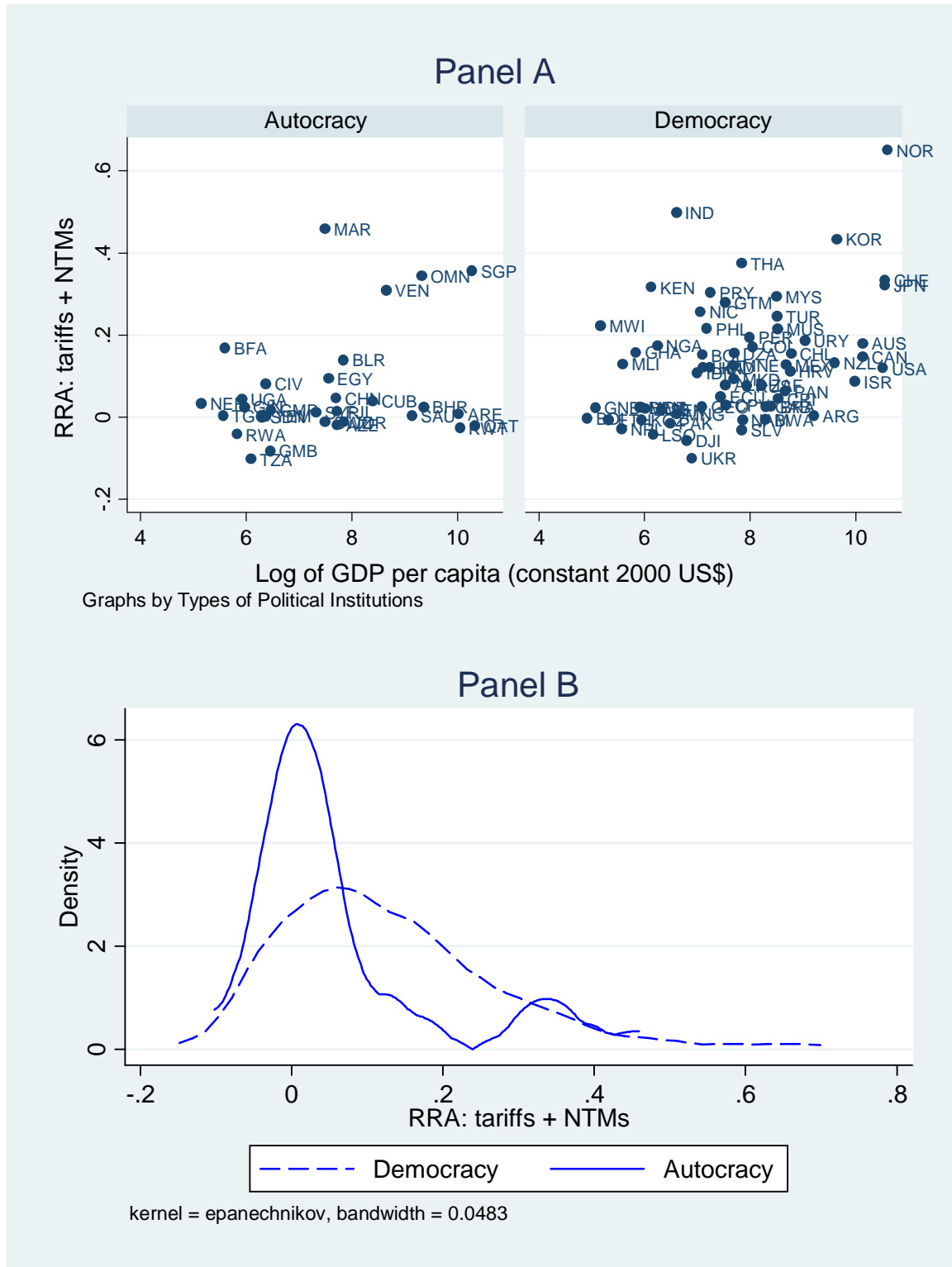


図 1.8 保護貿易の農業への偏向と民主主義指標: Applied tariffs and Polity IV index
 出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

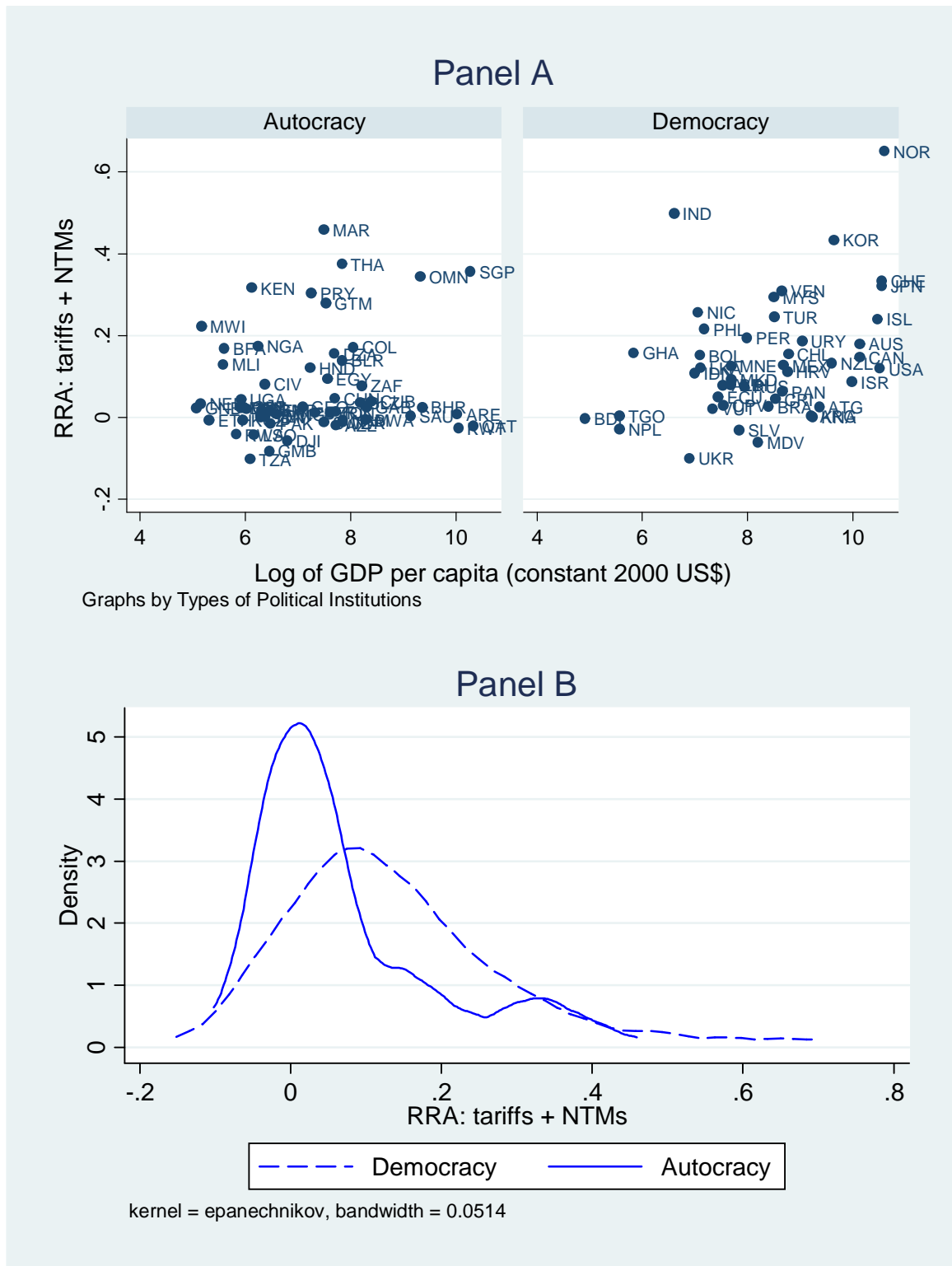


図 1.9 保護貿易の農業への偏向と民主主義指標: Applied tariffs and Polyarchy index
 出典: World Development Indicators, “Overall Trade Restrictiveness Indices and Import Demand Elasticities updated July 2012” (Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) 及び “Freedom in the World Comparative and Historical Data” (Freedom House, 2013) より作成。

(i) 両側検定

$$H_0 : F_D(z) - F_A(z) = 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$$

$$H_1 : F_D(z) - F_A(z) \neq 0, \text{ for } \exists z \in \mathbb{R}$$

(ii) 片側検定

$$H_0 : F_D(z) - F_A(z) \leq 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$$

$$H_1 : F_D(z) - F_A(z) > 0, \text{ for } \exists z \in \mathbb{R}$$

ここで RRA の確率密度関数の具体的な検証手順は下記に従う。

1. 両側検定により $F_D(z)$ が $F_A(z)$ と同じ累積確率密度関数であるのかを検定する。
2. 片側検定により $F_D(z)$ が $F_A(z)$ に対して“first order stochastic dominance”であるのかを検証する。

直感的に言えば、仮に両側検定が棄却でき、片側検定つまり、 $H_0 : F_D(z) - F_A(z) \leq 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$ を棄却できなかった場合、 $F_D(z)$ の確率密度関数 (probability density function: pdf) は $F_A(z)$ の確率密度関数よりも右側に位置することを示している*11。

表 1.1 は RRA を対象にサンプルを民主主義指標ごとに“Autocracy”または“Democracy”に分類し、KS 検定を行った結果である。ここで、表側は民主主義指標のデータソースであり、表頭はサンプルの記述統計量（グループごとのサンプル数とそのグループの RRA 平均値）と KS 検定（両側検定と片側検定）である。サンプル数に関してだが、民主主義指標と保護貿易指標のマッチングの結果、全 104 サンプルのうち、Freedom House index のサンプル数は 102、Polity IV のサンプル数は 94、そして、Polyarchy のサンプル数は 101 であった*12。ここで、グループの平均値をサンプル数の下段に記載した。RRA の平均値の単純なグループ間比較により、統計的な比較ではないが、“Autocracy”の RRA は“Democracy”の RRA より小さい傾向があり、この傾向は民主主義指標に依存しないことがわかる。

表 1.1 の右側に KS 検定の両側検定の結果 (Two-sided) の及び片側検定の結果 (One-sided) をそれぞれ記載した。ここで、上段は統計量の D 値であり、下段は D 値の approximate p-value である。表 1.1 に掲載されている両側検定の結果から、民主主義指標に依存せずに、 $H_0 : F_D(z) - F_A(z) = 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$ が有意水準 10% 以内で棄却されていることがわかる。また、片側検定のうち $H_0 : F_A(z) - F_D(z) \leq 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$ は有意水準 5% 以内で棄却され、 $H_0 : F_D(z) - F_A(z) \leq 0, \text{ for } \forall z \in \mathbb{R}$ は有意水準 10% 以内で棄却できなかった。以上の仮説検定の結果から、RRA に関して“first order stochastic dominance of $F_D(z)$ relative to $F_A(z)$ ”が統計的に有意に成立していると考えられる。したがって、図 1.7、図 1.8 及び図 1.9 において RRA の確率分布を視覚的に確認したように、 $F_D(z)$ の確率密度関数 (pdf) は $F_A(z)$ の確率密度関数 (pdf) よりも（そのピークが）統計的に有意に右側に位置すると考えられる。以上の考察から、民主主義国は非民主主義国と比較した場合、保護貿易が農業保護へ傾く傾向はあると考えられる。

*11 具体的な計算は stata の ksmirnov コマンドを用いた。

*12 なお、図 1.4 から図 1.9 も同じサンプル数である。

表 1.1 RRA の Kolmogorov-Smirnov 検定： Autocracy vs. Democracy

Index	# of Countries		KS test statistics		
	A	D	One-sided		Two-sided
			$H_0 : A \leq D$	$H_0 : A \geq D$	$H_0 : A = D$
Freedom House	65 (0.09)	37 (0.13)	0.26 [0.04]	-0.04 [0.94]	0.26 [0.07]
Polity IV	30 (0.06)	64 (0.13)	0.37 [0.00]	-0.04 [0.94]	0.37 [0.01]
Polyarchy	56 (0.07)	45 (0.14)	0.39 [0.00]	-0.01 [1.00]	0.39 [0.00]

Notes: () 内の値はそのグループの RAA の平均, [] 内の値は p 値である。

A は Autocracy, D は Democracy を, $A \leq D$ は smaller group が A であることを示す。

Index はグループの定義に用いた民主主義指標を示している。その閾値は本文参照のこと。

1.4 日本の政治経済と保護貿易

前節では保護貿易水準と民主主義の関連を国際比較によって整理した。本節では、本研究の具体的な検証対象である日本に関して基本的な統計を整理する。表 1.2 に 1977 年から 2007 年までの日本の経済環境、政治環境及び保護貿易に関する統計を掲載した。まず経済水準を示す指標として一人当たり実質 GDP と農業の GDP 比率の動向を確認する。1977 年から 1992 年まで一人当たり実質 GDP は約 2 万ドルから約 3.5 万ドルに上昇したが、農業の GDP 比率は約 5% から 2% に低下した。1997 年以降一人当たり GDP はやや上昇したが、農業の GDP 比率は約 1% まで低下した。一方、製造業の GDP 比率が緩やかに低下した。次に労働人口比率に関して検討を加える。経済水準が向上するにしたがって、農業の労働人口比率は約 14% から約 3% に減少したが、製造業の労働人口率は約 35% から約 27% へ緩やかに減少した。

次に、保護貿易水準に関して検討する。ただし、前節で用いた Kee, Nicita and Olarreaga (2009) は一時点の横断面データであるため時系列分析に適さない。一国の保護貿易水準の推移を把握するために従価税関税の加重平均値を用いた場合、非従価税関税や非関税貿易障壁の影響を考慮することができないという問題が生じる。Anderson (2009) は従価税関税では計測できない非関税貿易障壁等の影響を定量的に補足するため、主要農産物を対象にその品質を考慮したうえで国境価格を計測し、国内価格と国境価格の差である内外価格差を計測した。そして、国際価格に対する内外価格差の比率をその品目の保護貿易水準とし、国内生産量より加重平均値により産業レベルに集計した Nominal Rate of Assistance (NRA) を計測した。彼らの計測結果は“Estimates of Distortions to Agricultural Incentives, 1955-2007 (Anderson and Valenzuela, 2008)”として公開された。表 1.2 の“Trade Protection”は農業及び製造業の NRA から、国内価格に占める内外価格差の比率である保護貿易水準を計算したものである^{*13}。表 1.2 から農業の保護貿易水準は 1977 年から 2007 年までほぼ横ばいであり、製造業の保護貿易水準も安定して推移していることがわかる。しかし、農業の保護貿易水準が相対的に大きいため、RRA は 0 を超える。それゆえ、日本の保護貿易は 1977 年から 2007 年まで継続して農業保護に傾いていたことがわかる。

最後に、政治制度に関して民主主義という観点から検討を加える。前節と同様に民主主義指標として Freedom House index (Freedom House, 2013), Polity IV (Marshall, Jaggers and Gurr 2011) 及び Polyarchy (Vanhanen, 2011) を用い

*13 ただし、Anderson et al. (2008) の農業の保護貿易水準は主要農産物を対象としており、保護貿易水準が低い農産物の多くは加重平均の対象ではない。一方、Kee, Nichita and Olarreaga (2009) は、農業における貿易商品をすべて対象とし貿易制限指標を計測したため、Anderson et al. (2008) と比較して、集計した保護貿易水準が低い傾向があることに留意する必要がある。

日本の民主主義を把握する。初めに、日本の Freedom House Index は全期間を通して“F”である。次に、Polity IV の民主主義指標である polity2 スコアにおける日本の値は「十分に民主的」と判断される +10 であった。さらに、Polyarchy では、“index of democratization”を対象に日本のその時点の順位を計算した結果、対象期間を通して上位 30% 以内に含まれることがわかる。以上の検討から、1977 年から 2007 年の日本は安定した民主主義であったと考えられる。しかし、鎌原 (2011) が指摘するように民主主義指標では「一票の格差」が考慮されていないため、追加的に「一票の格差」の指標である maxmin ratio を計測した。ここで maxmin ratio とは有権者一人当たりの議席数の最大値と最小値の比率である。水崎 (n.d.) が整備した衆議院議員総選挙の選挙区データベースである JED-M データを用いて 1977 年から 2007 年の衆議院議員総選挙の maxmin ratio を計算した。表 1.2 の下段はその計算結果である。「一票の格差」指標である maxmin ratio は 1997 年を境に大きく改善していることがわかる。これは 1994 年に実施された選挙改革の影響と考えられる。ただし、maxmin ratio は異常値の影響を強く受けるため、追加的に全選挙区の有権者一人当たり議席数のばらつきを要約する Loosemore-Harby Index (LM index) を JED-M データを用いて計測した。なお、LM index はゼロに近いほど一票の格差が改善していることを意味する。表 1.2 から LM index は 1992 年以前は 0.13 であり、1997 年以降は 0.05 であることがわかる。では、この数値をどのように評価すればよいのだろうか。Samuels and Snyder (2001) は 1990 年代後半を対象に 78 カ国の LM index を計測した。Samuels and Snyder (2001) における日本の LM index は 1995 年を対象に計測されており、その値は 0.05(39 位/78 カ国) であった。しかし、選挙改革以前の LM 指数は 0.13 であったことから、仮に Samuels and Snyder (2001) が 1994 年以前の日本を対象に LM index を計測していたとすれば、日本は 13 位の Gambia(0.1395)、14 位の Colombia(0.1324) または 15 位の Andorra (0.1307) と同水準であったことがわかる。以上の考察から、1994 年に選挙改革が実施された結果、民主主義指標に大きな変化は見られないが「一票の格差」は改善されたことがわかる。したがって、1977 年から 2007 年における日本の政治経済環境は、経済水準が比較的高く、さらに政治体制に安定した民主主義であったが、長期間「一票の格差」の是正が行われなかったなかで、保護貿易が農業保護に傾いていたと考えられる。では、このような政治経済的な環境の中で、農業団体（具体的には農業協同組合）はどのような農政運動を展開したのであろうか。次節では、農業団体の政治運動方針に関して「農業協同組合新聞」に掲載された関連記事をサーベイすることにより整理する。

表 1.2 日本の政治経済環境と農業保護：1977 - 2007

	1977	1982	1987	1992	1997	2002	2007	Source
<i>GDP</i>								
Real GDP p.cap.* ¹	20.68	24.44	29.06	35.47	37.52	37.36	40.84	WDI
Agriculture(%)	4.23	2.86	2.38	1.87	1.51	1.46	1.15	WDI
Manufacture(%)	-	26.84	25.93	24.74	22.26	19.73	20.28	WDI
<i>Labor</i>								
Agriculture(%) ^{*2}	13.54	10.22	8.39	6.49	4.84	3.59	2.66	ADB
Manufacture(%)	-	34.90	33.80	34.60	33.10	29.70	27.40	WDI
<i>Trade Protection</i> ^{*3}								
Agriculture	0.47	0.43	0.59	0.55	0.54	0.56	0.51	ADB
Manufacture	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	ADB
RRA	0.84	0.72	1.42	1.21	1.16	1.28	1.03	ADB
<i>Democracy</i>								
Freedom House	F	F	F	F	F	F	F	FDH
Polity IV	10	10	10	10	10	10	10	PIV
Polyarchy ^{*4}	19/151	25/160	27/162	34/182	38/185	47/186	17/187	POL
<i>One man, one vote</i> ^{*5}								
Maxmin ratio	3.50	3.95	2.93	3.18	1.74	1.82	1.69	JED
LM index	0.13	0.13	0.13	0.14	0.05	0.05	0.05	JED

Notes: source の略記号は下記に対応している。

WDI: World Development Indicators 2012, ADB: Anderson and Valenzuela (2008)

FDH: Freedom House (2012), POL: Vanhanen (2011)

PIV: Marshall, Jaggers and Gurr (2011), JED: JED-M Database (水崎, n.d.)

*¹ Real GDP per capita の単位は 1,000US\$(2000 constant) である。

*² 労働人口比率として, “Pop. total economically active” に占める農業の比率を用いた。

*³ Trade Protection は Nominal Rate of Assistance (NRA) から計算した保護貿易水準: $t/(1+t)$ である。

*⁴ Polyarchy はその時点における収録数のうち民主主義指標の大きさを順位によって示した。

*⁵ 直前の衆議院議員総選挙の値である。なお, Samuels and Snyder (2001) に従い, 1997 年以降は比例代表の影響を調整した値である。

伝家の宝刀抜く構え

本節では農業団体による政治活動方針を定性的に把握する^{*14}。具体的には、通信手段が限られていた1970年代から1990年代を対象に、有力な農業団体である日本農業協同組合の機関紙である「農業協同組合新聞」のサーベイを行い、政治運動方針に関連した記事を整理・収集した。この方法の利点として、定量的に補足が困難な定性的な情報を組合員への情報提供として顕示された新聞記事を通して収集できることである。ただし、本手法には著者による新聞記事の取舍選択が行われるという問題があることに留意する必要がある。

食糧管理法制度において「政治米価」という言葉が生まれた。コメの生産者価格は政治力によって決定されて当然だといふのである（「米価抑制はしない“政治米価”当然である」『農業協同組合新聞』1966年6月28日）。

「さらに首相は『政治米価とよくいわれるが、食管法によってきめる以上、米価は当然政治米価であってよい。そういう批難は少しもおそれてはいない』ととかく話題になる『政治米価』についての所信を表明した。」

出典：「米価抑制はしない“政治米価”当然である」『農業協同組合新聞』1966年6月28日より一部引用。

しかし農業団体の要求がそのまま実現していたわけではなかった。昭和44年、それまで上昇を続けていた米価が「据え置き」となったのである。この「米価据え置き」は農協組合員の「脱党」などの波紋を広げた（「“脱党”全国に波及か」『農業協同組合新聞』1969年6月28日）。

「政府与党の『米価据え置き』に抗議して石川県下では農協青年部が自民党からの脱党署名運動を起こしている。この自民党脱党運動は全青協へも提起され、他府県の青年組織にも波及するものとみられ成行きが注目されている。」

出典：「“脱党”全国に波及か」『農業協同組合新聞』1969年6月28日より一部引用。

この「米価据え置き」により農協内では「与党依存からの脱皮」や「政党的中立」または「政経分離」という議論が台頭し、農政運動の方針転換を迫ることになる（「転機に立つ農政活動」『農業協同組合新聞』1969年7月18日）。

「政府与党に絶縁状をつきつけた以上、今後の農政活動は『対政府要請』の範囲にとどまるとする意見もある。一方『対決申し入れ』は文字通り解釈すれば『選挙を通じて』であり、日常の農政活動の手足をしばるものではない。しかも『せざるおえない』といういわば決意の表明であって『タマは込めたが引金はひいていない』（宮脇会長）」

出典：「転機に立つ農政活動」『農業協同組合新聞』1969年7月18日より一部引用。

当時確認された農政活動方針として「政党的中立」の原則と「政経分離」が図1.10を用いて強調された（「転機に立つ農政活動」『農業協同組合新聞』1969年7月18日）。

「協同組合は、あくまでも政治的に中立であるが、これは、現実の政治や政党の政策が組合員や協同組合の利益をおかすものであっても、政党、政治に対して中立、無抵抗でよいということではない。組合員の利益をそこなう政党、政策には、徹底的に抵抗することは当然である。（…省略…）逆にいえば組合はその政党支持の自由を堅持すべきである。政治的中立の原則からいえば農協幹部が特定政党の中央地方議会議員を兼職することこそ問題であって、これは、いわゆる政経分離論としてすでに農協界の底流にある批判である。」

出典：「転機に立つ農政活動」『農業協同組合新聞』1969年7月18日より一部引用。

^{*14} 日本における farm politics の概観に関しては Davis(2003) の chapter4 を参照せよ。



図 1.10 政党的中立の原則による農政運動の転換を表現した漫画

出典：「転機に立つ農政活動」『農業協同組合新聞』1969年7月18日より引用。

さて、「選挙を通じて」の対決に関して興味深い記事がある。米価の決定と時期が重なる第10回参議院議員通常選挙（1974年7月7日）の直後に掲載された「農業協同組合新聞」による要求米価実現と選挙運動の論説である。1974年7月8日付けの「農業協同組合新聞」に掲載された「保革接近で危機感 与党コメ議員ハッスルか」という記事は第10回参議院議員通常選挙における情勢が要求米価実現に与える影響に言及している。

「今回の参院選では、与野党候補とも米価の大幅引上げを公約した。保革の逆転は成らなかったが、参院の議席差が予想以上に縮まったことから自民党コメ議員の危機感が高まり、要求米価支持で政府・党首脳に対する突き上げが激化することは必至であろう。（…略…）このような保革接近の情勢に直面して自民党農政議員としては野党勢力の農村進出を抑えるためにも、米価では従来以上にハッスルして大幅値上げのため首脳部に揺さぶりをかけざるを得ない立場にある。（…略…）野党側としては農業団体に呼応して両院農林水産委員会の緊急招集や幹事長、書記長会談の開催などを要求し政府与党に圧力をかけることも予想される。」

出典：「保革接近で危機感 与党コメ議員ハッスルか」『農業協同組合新聞』1974年7月8日より一部引用。

ここで興味深い点は「野党」に言及していることである。ここで、当時の野党第一党であった日本社会党の動きを確認しよう。1981年に「日本社会党農政議員団20周年記念誌」が出版されており、「第II部 座談会・農政議員団20年の足跡」において座談会の内容が掲載されている（日本社会党農政議員団, 1981）。

「[芳賀] 今年の米価決定は、臨調を意識して基本米価を . 五%アップしたという金額の問題ではなく、自民党は最後までよくやったという評価を農業新聞などでは書いていますね。これはある意味においては、農業団体と自

民党の密着度がさらに強まってきたのではないか。(…略…) [足鹿] 農村にもっとわが党の政策なりもの考え方や自民党の現状を知らせ、わが党は誰のために闘っているのかということ、農村、地方へ出て行って農村や中小企業の人たちにも呼びかけていく。いわゆる“国会と郷土を結ぶ”拠点、農民組合の拠点がほしい、自分の選挙区だけでもいいから。(…略…) [島田] よく社会党に農政がないというような批判がまだまだにあります。私は広報活動なり宣伝活動がへただと思えます。 [芳賀] 結局、農村票は少ないけれども当落を決めるわけだから、みんな農村票をプラスアルファぐらいに考えている。」

出典：日本社会党農政議員団 (1981) pp.81-83 より一部引用。なお、[] 内は発言者である。

例えば、飛鳥田一雄・社会党委員長（当時）は自由民主党政権における農業基本法政策を次のように評している（日本社会党農政議員団, 1981）。

「農業・農民をまもるところか、逆に工業生産至上主義、効率主義の発想法で農業再編を推進、食糧輸入自由化政策のもとで採算割れとされた農業を大幅に切り捨て、ますます多くの農民を農村から追いたてる役割を果たしました。」

出典：日本社会党農政議員団 (1981) pp.87-88 より一部引用。

さらに日本社会党は、1981年第九四国会において「農民所得の増大と生産向上をはかることを目的（日本社会党政策審議会, 1990, p.1112）」とする「食糧自給促進と備蓄のための農業生産振興法案要綱」および「国民食糧の確保及び国民経済の安定を図るため、主要食糧を管理することにより、その需給及び価格の調整並びに配給に必要な流通規制を行うことを目的（日本社会党政策審議会, 1990, p.1113）」とする「総合食糧管理法案要綱」を提出している。ここで、「総合食糧管理法案要綱」のうち「第六主要食糧の輸出入の規制」において「輸入については国内生産を阻害することのないよう十分配慮して行うものとする（日本社会党政策審議会, 1990, p.1115）」としている。

このような与野党の政治的競争関係のもと、例えば、昭和47年6月23日に開催された「米価要求全国農協大会」では、与党である自民党に加えて野党である社会党などの衆参両議員が参加した（「三年据置きに怒り」『農業協同組合新聞』1972年6月28日）。

「自民党の小坂政調会長は『自民党は農民党だ。今年は米価は引上げなければならんが、生産調整の遂行に支障のない範囲で……』と米価抑制をほのめかした。これには会場から猛烈なヤジがとぶ。続いて社会党の石橋書記長公明党の(…略…)らが、政府・自民党の低米価、反農政策をすどく批判、会場からは“がんばれ”“頼むぞ”の聲がかかる。」

出典：「三年据置きに怒り」『農業協同組合新聞』1972年6月28日より一部引用。

このような米価闘争において培われた農政活動のノウハウは、農産物貿易自由化論議に応用されたと考えられる。例えば、昭和46年8月31日に開催された「牛肉自由化反対全国生産者大会」では、当時与党であった自民党、野党であった社会党、公明党、民社党及び共産党議員が来賓として出席した（「牛肉自由化阻止へ」『農業協同組合新聞』1971年9月8日）。このように各党代表者を反対集会に来賓として招聘しその発言者の所属、氏名及び発言内容を機関誌の記事として全国にある農協支部へ配布するという手法は、農産物貿易自由化に関わる集会の常とう手段かもしれない^{*15}。

農産物の貿易自由化と農政活動の象徴的な事例として1992年のGATTウルグアイ・ラウンド交渉参加の論議が挙げられる。ウルグアイ・ラウンド交渉参加において「農業協同組合新聞」において掲載された農政運動関連記事は大きく、1)各政党代表による座談会、2)各政党代表者を招いた集会、3)署名運動・国会決議の要請 4)デモ行進などである。例えば、1991年11月13日に農業協同組合新聞が主催した自民党、社会党、共産党及び民社党四党代表者による座談会では、コメ自給に関する国会決議が四党の基本的な認識として一致したことが記載されている（「どうなるウルグアイ・ラ

*15 このような政党間の競争関係を煽られた環境では、政治家は情報媒体の存在を意識してしまい、表現や発言を慎重に選択せざるおえないのかもしれない。

ウンド」『農業協同組合新聞』1991年11月18日)。ここで、³⁾は本章冒頭において紹介したため、各党代表を招聘した反対集会に関する記事を紹介しよう。1992年12月16日「米市場開放阻止緊急国民総決起大会」には自民党、社会党、公明党、共産党及び民社党から代表者が来賓として参加した。

「宮沢首相が『日本がウルグアイ・ラウンドを壊したといわれてはならない』と発言し例外なき関税化に柔軟姿勢をみせたため全国の農業者は一斉に反発。(…略…)各政党代表あいさつでは自民党の三塚政調会長が『コメは日本文化の象徴であり、これだけは守り抜く。譲れないものは譲れない。日本の主張を相手国にのませるようになっていく』と述べた。次いで社会党の田辺委員長が『米国とECは食料輸出国の立場で調整をしてきているのに、(…略…)三塚政調会長はいまの発言を貫き、そして実行するように』と釘を刺した。』

出典：「宮沢柔軟発言に怒り 外圧利用は許さないと一万人」『農業協同組合新聞』1992年12月18日より一部引用。

最後に、農業協同組合新聞が農政運動方針を「伝家の宝刀抜く構え」と評した記事を紹介しよう。この記事は、第16回参議院議員普通選挙(1992年7月26日)を間近に控えた1991年12月20日に、貿易自由化を主張する一部学者グループにより構成されていた政策構想フォーラムが政府に農産物貿易自由化を提言として申し入れた際の農政界の反応と言える。

「政策構想フォーラム(代表速水祐次郎青山学院大教授)は『ウルグアイ・ラウンドの成功に向けて』と題し、(…略…)そして、『例外なき関税化』は『日本農業を破壊し農民に耐えがたい犠牲とはならない』としている。(…略…)政府・与党の今後の対応いかんによっては、米市場開放阻止対策中央本部は農政協、青年・婦人組織等と協議し、参院選での自民党に対する支持の留保、あるいは不支持の意思を明確に表明する、と伝象^{*16}の宝刀を抜くこともあるとほめかしている。」

出典：「ズサンな研究者提言で 伝家の宝刀抜く構え」『農業協同組合新聞』1992年1月28日より一部引用。

以上の考察から、農産物貿易自由化における農政運動の特徴として、「伝家の宝刀を抜く構え」あるいは「タマは込めたが引金はひいていない」と比喻されるような、組織の「政党的中立性」を原則とした、与党の政策判断に応じて政党支持を変えざるおえないと与野党に積極的に伝えるという手法が考えられる^{*17}。したがって、図1.10における「両手にブラカードを掲げ、たすきに『農民』と書いた組合員の男性」の姿は「伝家の宝刀抜く構え」を暗喩しているのかもしれない。もしかしたら、この「たすきがけの組合員」は、群衆^{*18}の中から彼の様子を虎視眈々と伺っている野党関係者の存在に気づき、こっそりほくそ笑んでいるのかもしれない。本節では農業保護をめぐる政治運動を概観し、問題の把握を行った。次節では、この現象を分析するための方法を検討する。

1.5 課題と方法

本研究の課題は、日本経済を対象に保護貿易政策の発生メカニズムを解明することである。日本のように保護貿易が農業保護に傾いたケースを分析する場合、その接近方法は大きく、保護貿易そのものを扱う「保護貿易の政治経済学」と農業保護に特化した「農業保護の政治経済学」に分けられる。1990年代後半から2000年代において、「保護貿易の政治経済学」は理論的にも実証的にもブレイクスルーを経験した。その結果、「農業保護の政治経済学」が抱える実証研究としての問題点が再認識され、「保護貿易の政治経済学」の「農業保護の政治経済学」への導入が模索されている。

^{*16} 「伝家」の誤植と考えられる。

^{*17} この観点は、蒲島(2006)において展開されたバッファ・プレイヤー説に近い。

^{*18} もしかしたら、この群衆には、組合員の親族で動員させられた方もいるのかもしれない。

本研究は、実証的研究であり、政治経済現象の計測とその現象の仕組みを説明することを課題とする。具体的には政治経済分析を用いて日本の保護貿易の仕組みを解明するのだが、分析視覚を明確にするために政治経済分析の下位概念を検討する。Persson and Tabellini (2000) は政治経済分析の対象を受益者という観点から“general interest politics”と“special interest politics”に大別した。ここで“general interest politics”は租税改革など受益者が広い場合の対立(conflict)を扱う政治経済分析である。つまり、“general interest politics”が扱う対立は“because of their broad nature and universalistic design, these programs cannot easily be tailored to the specific demands of well-defined groups of voters. Hence conflict in evaluating such programs tends to be unidimensional, running from the left to right (Persson and Tabellini, 2000, p.7)”という場合である。一方、受益者が絞り込まれている場合の対立を扱う“special interest politics”は“Narrowly targeted programs, on the other hand, induce a multidimensional conflict. Because the benefits are concentrated among small groups of beneficiaries, whereas everyone shares the costs, each small group would like to funnel a lot of money in its own direction while restraining spending on other groups (Persson and Tabellini, 2000, p.7)”という場合の対立を扱う。保護貿易は保護による利益が業界団体に集中する一方、そのコストは消費者に拡散され広く薄く負担されることが特徴である。したがって、本研究では“special interest politics”として保護貿易の仕組みを捉える。

保護貿易の分析を困難にする要因として、投票行動などの影響により現象が発生しているにもかかわらず、保護貿易は国境措置であるから、全国で同じになることが挙げられる。例えば、北海道の関税率は東京の関税率よりも低い水準に設定するなどということは不可能である。したがって、政党は党内で方針を一本化せざる負えず、観察者にとって観測値がただ一つだけとなる^{*19}。しかし、その決定には業界団体や各選挙区における投票者の投票行動が影響すると考えられる。したがって、限られたマクロ(巨視的)の観測値を用いて、その現象が発生するミクロ的な要因を推計するという、統計解析に必要な自由度(以下、サンプル数)の確保が困難な研究テーマである。この難題を解決しつつ、本研究は保護貿易水準というマクロ的変数から、“special interest politics”という観点から投票行動を記述し、ミクロ的現象である投票者の投票行動を記述するパラメータを逆算する。具体的には、投票者の保護貿易政策の評価以外を確率変数として扱い、推計対象となる変数(投票者の属性など)を節約している。

実証的経済学において付きまとう難題の一つが経済変数間の相互依存構造(経済変数間の因果関係と逆因果関係)である。相互依存関係の結果が観測されるのであり、その観測から特定の因果関係を検証するのが仕事である。このような場合、推計式の説明変数と誤差項の間には相関関係が発生する。そして、説明変数と誤差項に相関ある場合、内生性(endogeneity)があると呼ばれる。例えば、Trefler(1993)は保護貿易水準の決定式と輸入の決定式を用い、保護貿易水準の内生性^{*20}を指摘した。本研究では、内生性に対処するために、(1)説明変数が外生的に決定されており、したがって誤差項と相関していない事例と分析視覚を見つける、または、(2)操作変数法を用いて内生性に統計的に対処する^{*21}。

さらに、保護貿易水準の回帰分析を行う場合、上述のように現象が合成的なマクロ現象であるため、その現象に関わる政治・経済主体を明示し、その主体間の相互作用から回帰分析に用いる推計式と符号条件を導出する。この方法の利点として、推定結果である回帰係数から、その現象に関わる政治・経済主体の行動パラメータを逆算し、そのパラメータを検定することによりその主体の行動原理をデータにより検証・仮説の絞り込みを行うことが可能となる点である。また、本研究の用いる分析枠組みは、推計式が加法的に入れ子になる場合に限られるが、政治・経済主体の行動を「入れ子型」仮説により記述する^{*22}。したがって、その現象を説明する対立的な仮説を推計式の制約として設定し、その制約式を検定することによって、複数の仮説を相対的に評価し、統計的に「ましな仮説」を探すことができる。

^{*19} 観測値不足を解消する方法として国際比較によるクロスカントリー分析が挙げられる。しかし、クロスカントリー分析では、国家間に共通の変数しか用いることができず、さらに、国家間の政治制度の多様性をいかに計測し、メカニズムを特定し、分析するのかという難題が突きつけられる。本研究の検証対象である日本は、表 1.2 において確認したように民主主義指標が一定であるなど政治的に安定した期間が長く、政治制度の変更によるノイズが小さいと考えられ、保護貿易の実証分析に関して扱いやすい事例と考えられる。

^{*20} 保護貿易水準が輸入を介して輸入浸透率に影響し、輸入浸透率が利益団体の働きかけを促した結果、保護貿易水準に影響する。

^{*21} 内生性に関しては、浅野・中村(2000)の pp.176-180 がわかりやすい。

^{*22} 入れ子型仮説に関しては浅野・中村(2000)の pp.244-245 を参照せよ。

1.6 本研究の構成

本研究の課題は政府あるいは政党の保護貿易政策における選好の分析である。具体的には、保護貿易の政治経済的な要因として「フダ」と「カネ」に注目する。ここで、「フダ」とは票を意味しており、「カネ」とは政治献金を意味する。

第2章では農業保護の政治経済学のロジックを取りまとめ、農業保護の政治経済学における実証分析上の問題点を整理し、さらに今後の実証研究の方向性を確認する。

第3章は投票行動に注目し、1979年から2006年における保護貿易水準の要因分析を行う。具体的には、(1)「一票の格差」を定量的に計測し、(2)産業別の票の価値指数(IM index)を提案、(3)政治経済モデルによりIM indexと保護貿易水準をひもづけ、(4)内生的保護関数を検証し、(5)投票行動を特徴づける構造パラメータを逆算した。第3章では保護貿易水準の要因として「一票の格差」と「投票行動のまとめり」を軸に論じる。

第4章は政治献金に注目した分析枠組みであるGrossman and Helpman (1994)を用いたクロスインダストリー分析を行う。具体的には、(1)政治資金収支報告書のうち総務省届け出分を対象に、産業別に企業献金・政治団体献金を分類し、(2)産業別保護貿易水準と政治献金の関連を検証した。この方法の利点として、保護貿易の実証研究におけるサンプル数が格段に増加する点が挙げられる。第4章は政府に働きかける利益団体の競争関係を政府への利益還元競争としてとらえる。ただし、既存研究と同様に利益団体による政治献金の目的は保護貿易のみに限定する^{*23}。

第5章は第4章で用いたGH94を拡張し国家間の交渉を考慮したGrossman and Helpman (1995)を用いたクロスインダストリー分析を行う。第5章では国内政治だけではなく国際交渉を考慮し保護貿易水準の要因を考察する。

第6章では以上の議論を要約し、日本の保護貿易水準に関してその要因を論じる。最後に、今後の課題として本研究では扱いきれなかった要因を整理する。

^{*23} 2012年までの実証研究におけるGH94に対する批判は大きく二分される。Imai, Katayama and Krishna (2008)は、利益団体ダミー変数のmiss specificationに着目し、輸入浸透率と保護貿易水準の相関をquantile regressionにより確認することを提案した。しかし、彼らの方法では政府の経済厚生ウェイトが逆算できないというデメリットがあり、第2章で紹介する“First Generation”との識別の問題もある。第二の方向性として、Bombardini(2006)が行った非入れ子型検定が挙げられる。GH94をたたき台とする実証研究は、何らかの方法でGH94を拡張することにより、拡張モデルとGH94を入子型検定あるいは非入れ子型検定により比較するという方針が多い。本研究は後者の方針を採用し、第5章においてGH94と拡張モデルであるGH95の比較・検証を行う。

第2章

農業保護の政治経済学の論点

古くから農業と政治の関係は意識されていたが^{*1}、定量研究の対象として本格的に捉え始めたのは、Anderson and Hayami (1986) 及び Krueger, Schiff and Valdès (1988) による研究プロジェクトが嚆矢である。これらの研究プロジェクトは先進国と途上国を含めた各国における農産物の保護貿易水準を計測し、“stylized fact”として「先進国、途上国問わず政府は農産物市場に介入しているため、市場に歪みが発生している。特に、先進国において保護貿易水準が高い傾向がある」ことを示した。この“fact finding”は「一般的に経済成長に伴って農業保護水準が上昇する」という逆説的傾向から“Developmental Paradox”と名付けられた (De Gorter and Swinnen, 2002)。

2.1 農業保護の政治経済学

なぜ経済成長に伴って農業保護水準が上昇するのか。本節では、“Developmental Paradox”に関する議論と比較的安易に解決できるであろう問題点を紹介する。“Developmental Paradox”を説明するために広く用いられたのが Olson-Stigler-Downs 型の利益団体モデルである^{*2}。このアプローチでは政治家、利益団体そして政治市場という概念が登場する。産業団体は自己の利益を実現するために利益団体を組織し、政治家は利益団体による（選挙協力や政治資金等の）政治的支持を考慮しつつ保護貿易水準を決定する。したがって、政治家は政治市場において利益団体による政治的支持と消費者余剰（または経済厚生）の損失というトレードオフに直面することになる。本間 (1993) に従い政治市場を図示したものが図 2.1 である。ここで政治家が直面している決定を政治的な限界的便益 (MR) と政治的な限界費用 (MC) により示せば、政治家にとって最適な農業保護水準は $MR=MC$ が成立する交点である^{*3}。

さらに、Anderson and Hayami (1986) や本間 (1993) は、Olson (1965) の議論を援用し、下記を付けくわえた。

1. 工業化前の経済を途上国段階 (L)、工業化に成功した経済を先進国段階 (H) としよう。
2. 途上国段階では農民数が多いため農業利益団体の活動においてフリーライダー問題が発生するが、先進国段階 (H) では、農民数が減少したためフリーライダー問題の解決が容易になり、MR 曲線が上方にシフトする。
3. 先進国段階では非農業人口が増加し、消費に占める食費の割合が小さいため農産物価格への関心も薄れるため、農業保護に対する MC 曲線が下方にシフトする。

つまり、Olson-Stigler-Downs 型の利益団体モデルに、経済発展に伴い一次産業の比重が小さくなるというペティ＝クラークの法則を付け加え、“Developmental Paradox”を説明した。

^{*1} 日本における農業経済学の先駆的な著作として逸見 (1970) が挙げられる。逸見 (1970) は農業と政治に関して数節にわたって論じており、農業問題と係る政治要因として、本論文で扱う「一票の格差」を指摘している (逸見, 1970, pp.19-27)。さらに、内外価格差を用いた農業保護水準の国際比較も行っている (逸見, 1970, pp.89-90)。

^{*2} 本節で用いる呼称は Gawande and Hoekman (2006) に従う。

^{*3} 端的に言えば本間 (1993) の説明は「政治家は損得を天秤にかけて政策を決めているのだらう」という曖昧な洞察を表現したものと言える。

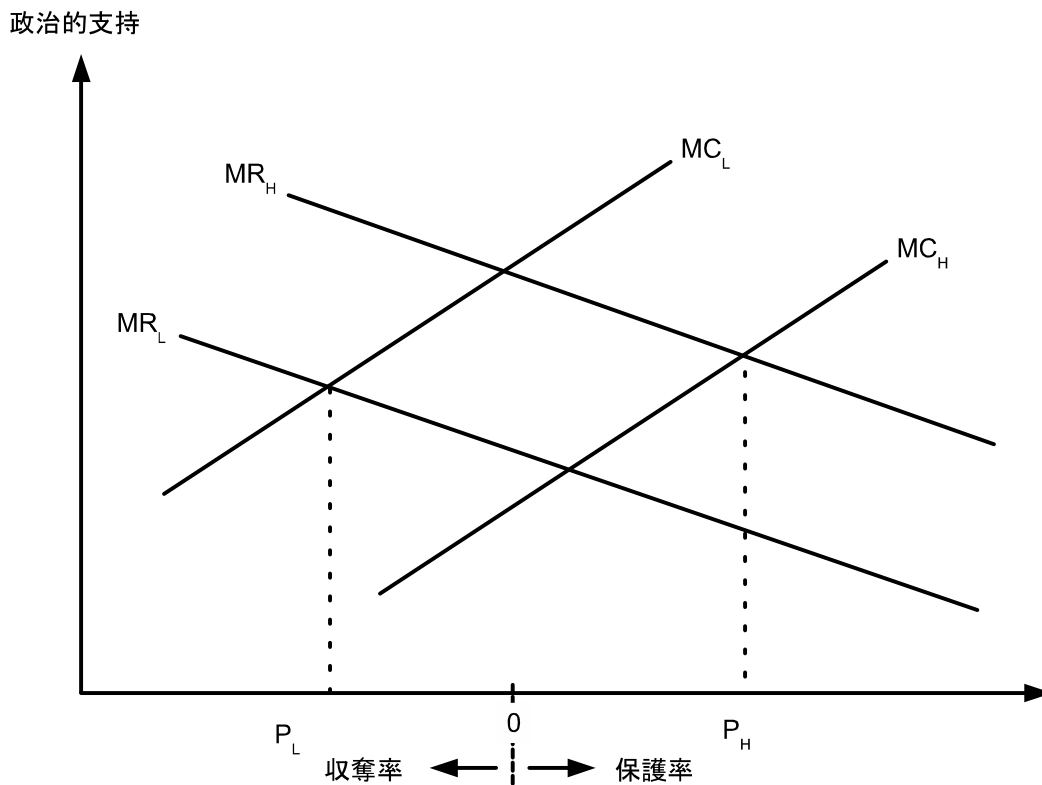


図 2.1 Olson-Stigler-Downs 型の利益団体モデル

出典：本間 (1993) p.124 より引用。

2.2 農業保護の実証政治経済学

農業保護の政治経済学は実証的に支持されるのか、もしくは、このような曖昧な仮説は実証できるのか。農業保護の政治経済学を支持するとされる実証方法は被説明変数として農業保護度、説明変数として農業の比較優位や農業におけるフリーライダー問題の解決度を測るとされた代理変数を用いた慣習的な誘導形であり、彼らが提示した実証的証拠は、国際横断面データを数期間重ねたパネルデータを用いた、OLS 推定量であった (Anderson and Hayami, 1986; 本間, 1993)。例えば、本間 (2010) が全面的に依拠している本間 (1993) が紹介した推計式は (2.1) 式である。

$$\ln(1 + y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln CI_{it} + \beta_2 \ln TR_{it} + \beta_3 \ln GA_{it} + \beta_4 \ln SA_{it} + \beta_5 (\ln SA_{it})^2 + \sum_{j=6}^N \beta_j D_{j,it} + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

ここで、 i は国を、 t は時点を表す添え字であり、 y は農業保護度の代理変数：Nominal Rate of Assistance (NRA) である。CI は農業の労働生産性指数と工業の労働生産性指数の比であり、農業の比較優位を代理していると主張された^{*4}。TR は世界の農産物輸出単価指数と工業品輸出単価指数の比率であり、農産物の交易条件を代理しているとされた。GA

^{*4} Honma and Hayami (1986) では Hayami and Ruttan (1971) に従い、比較優位性指数として“productivity ratio”と“factor ratio”が代替的に用いられている。ここで“productivity ratio”は農業労働人口一人当たりの農業生産量と総労働人口一人当たり GDP の比であり、“factor ratio”は農業労働人口一人当たりの農地と総労働人口一人当たり資本の比である。したがって、これらの変数は、貿易パターンの要因として技術に着目した「比較優位」に関連した名称で呼ばれてはいるものの、農業保護水準との逆因果関係が想定される農業労働人口を定義に含むことから内生性バイアスが疑われる。

は農業就業人口当たり GDP である。SA は総労働人口に占める農業労働人口の比率であり、フリーライダー問題の発生度合いを測るとされた*5。なお、 D_{jt} は EC 等の経済圏を示すダミー変数である。農業保護度と農業就業人口や農業の労働生産性指数の間の逆因果の関係（例えば農業保護度が上昇すると離農者が減少するなど）は考慮されず、右辺の変数はすべて外生変数と暗黙裡に仮定された。したがって、内生性問題は発生しないと仮定しているため、説明変数が被説明変数に与える影響は統計的に識別できるとし、その影響は統計的に正当化できると暗黙裡に仮定している。

しかしながら、この Anderson-Hayami の慣習的な推計式では Olson-Stigler-Downs 型の利益団体モデルとの論理的整合性が確保できていないため、回帰係数が政治経済的に定義されておらず、その符号条件を導出できない。したがって、政治経済モデルと回帰結果の整合性を確認できないという問題が発生している。代替的に Honma and Hayami (1986) に代表される実証研究では、符号条件を直感的に与えることにより整合性を主張できるとした。本節の場合、「期待される符号条件」は、 $\beta_1 < 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0$ である。本間 (1993) では農業の比較優位性と農業保護度との負の相関 ($\beta_1 < 0$)、農業の交易条件と農業保護の負の相関 ($\beta_2 < 0$) および農業の比重低下と農業保護の正の相関 ($\beta_3 > 0$ 及び $\beta_4 > 0$) が強調され、農業保護の政治経済学により想起された研究者の直感はデータと整合的であると主張された*6。

ここで、本間 (1993) が用いた Olson-Stigler-Downs 型の説明では、政党や政治家間の戦略的な関係を記述しておらず、「政治家は損得を天秤にかけて政策を決めているのだろう」という反証可能性を考慮していない曖昧な洞察であることにも留意すべきである*7。本間 (1993) では、保護貿易に伴う政治的支持（つまり政治活動に役立つ何か）を「農業者集団からの投票数の増加という便益（本間,1993, p.130）」に言い換え、共感を得やすくしているようにも思える。仮に、本間 (1993) が主張するように政治的な便益が投票数であるとするならば、下記の場合はどのように記述すればよいのだろうか。例えば、政治的支持を得るために与党が農業保護度を上昇させると公約し、野党から支持者を奪おうとするのであれば、野党も対抗して農業保護を強化すると公約し、支持者の心変わりを阻止しようとする場合である。本間 (1993) が用いた図 2.1 では、与党の獲得票は農業保護水準“のみ”で決定されると仮定しており、与党は獲得票を得るために農業保護水準を強化しようとする。この与党の攻勢に対して、野党は支持者の心変わりを警戒し、農業保護水準を強化すると公約“しない”。したがって、票を与党に奪われ、選挙に勝つ見込みがないにもかかわらず、なぜ野党は立候補するのか。また、仮に野党が立候補しないのであれば、なぜ与党は投票数を最大化する必要があるのか。この強い仮定に関して、明確な説明が必要ではないか*8。

ただし、Anderson and Hayami (1986) や本間 (1993) の実証研究は、農業保護水準の国際パターンの線形式による記述統計的な把握であって、Olson-Stigler-Downs 型の政治経済モデルが描写したような国内政治のロジックを検証したものではないことも重要である。

また、投票行動に着目し農業保護の国際パターンを分析するのであれば、政治家による政治的競争やそれを担保する政治制度の影響や獲得票に関わる農業保護以外の要因等の国家間の違いを考慮する必要がある。しかしながら、Anderson and Hayami (1986) や本間 (1993) は農業保護の国際パターンの把握に関して、政治的競争やそれを担保する政治制度の影響を考慮する必要はないと暗黙裡に仮定している。

なお、保護貿易水準の代理変数である NRA は、品目別に内外価格差を直接計測し、国内生産額で加重平均したものである。ここで、対象国（添え字 c ）において自国産農産品と輸入品の品質が異なるなど、代理変数である NRA と保護買

*5 日本やデンマーク等を含む検証対象国の総労働人口に大きな開きがあるため、同じ 1% でも人数が大きく異なる。例えば、農業人口に占める業界団体会員数などが望ましいのではない。

*6 特に農業保護水準と比較優位性指数の相関が重要とされた。たとえば本間 (2010) は「農業名目保護率の水準と経済全体の労働生産性に対する農業の労働生産性の比率の間には強い相関関係が見出された（本間,2010,p.294）」とし、この負の相関を前提に日本の経済発展と農業保護の関係を記述している（本間,2010,pp.295-306）。このような手法に関しては Friedlander(1995) にまとめられている。

*7 つまり、客観的な判断基準を提示していないため、真偽の判定ができない。したがって、読者の望むように解釈できてしまう。もしかしたら、政治に対する不信任などを抱く読者にとって、この解釈の自由度ゆえに、共感しやすかったのかもしれない。

*8 対立候補は同じ提案を行うことにより、図 2.1 における $MR=MC$ 点、積分すると逆 U 字カーブの頂点を政治的支持がゼロになるまでシフトさせることができるのではない。もしかしたら利益団体がそう仕向けるかもしれない。例えば、本間 (1993,2010) は、本研究のように関連する新聞記事などを収集し、研究対象の定性的な把握を行ったのだろうか。この点は、極めて疑わしいと評さざるおえない。

易水準 ($protection_c$) との相関の強さ ($\eta_c > 0$) が異なる ($NRA_c = \eta_c \times protection_c$) としよう。一国を対象にした場合は, $\eta_c = \eta, for \forall c$ が成立しているとしても受け入れやすく, すべての回帰係数の絶対値が比例的に変化するのみで帰無仮説を 0 に設定した t 検定やその回帰係数の信頼区間は統計的に信用できるだろう。しかしながら, 本間 (1993) のように, 1955 年から 1980 年の日本, 韓国, 台湾, 米国, 豪州や (EU の前身である) EC 加盟国を対象にした場合, $\eta_c = \eta, for \forall c$ は非常に強い仮定であるため, 計測誤差に固定効果あるいはランダム効果を導入したほうが望ましいのではないか。

内生的保護関数に関して

本小節では Anderson and Hayami (1986) や本間 (1993) が依拠している推計式 (2.1) をより深く吟味するため, 内生的貿易政策論に関する既存研究を概観する。本研究では, 政府や政治家による保護貿易の決定メカニズムから導出された保護貿易水準の決定式を内生的保護関数と呼ぶ。

本間 (1993, 2010) が強調した「政治的支持を最大するために保護貿易を行う」という観点は, 貿易論では political function approach (Hillman, 1982) と呼ばれる。Gawande and Krishna (2003) は Grossman and Helpman (1994) 以前の内生的貿易政策論における政治経済モデルを“First Generation”と呼び, Grossman and Helpman (1994) で用いられた部分均衡的な特殊要素モデルを前提に, 政治経済モデルごとに内生的保護関数を導出した。本節では“First Generation”の内生的保護関数を Gawande and Krishna (2003) に依拠し, その実証研究としての含意を整理する。

Gawande and Krishna (2003) では, “First Generation”において投票に着目したアプローチ (median voter approach) と利益団体に着目したアプローチ (tariff formation function approach 及び political support function approach) が紹介されている。

Mayer (1984) の median voter approach は, median voter theorem を応用し, 保護貿易は median voter の選好を反映した結果であるとする。Gawande and Krishna (2003) は median voter approach による内生的保護関数として (2.2) 式を導出した。

$$\frac{t_i}{1+t_i} = (1-\gamma_i^m) \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right), \quad i = 1, \dots, n \quad (2.2)$$

ここで i は産業を示す添え字であり, t_i は i 産業における関税率 (保護貿易の強度) である。したがって, $t_i (1+t_i)^{-1}$ は i 産業における国内価格に占める内外価格差と解釈できる。 z_i は i 産業における輸入浸透率 (国内需要額に占める輸入額の比率) の逆数, そして ε_i は輸入価格弾力性である。 γ_i^m は i 産業における median voter の特殊要素所有比率であり, mean を 1 に基準化している。したがって median voter に比較的多くの特殊要素報酬 (保護貿易による利益) が集中するのであれば, その産業は保護される。なお, 本節では, 政治経済モデルに由来する $(1-\gamma_i^m)$ のようなパラメータを政治経済係数と呼ぶことにする。

利益団体に着目した“interest group model”の一つとして Findlay and Wellisz (1982) の tariff formation function approach が挙げられる。Findlay and Wellisz (1982) では, 保護貿易を推進する利益団体 (protectionist), それに対抗する利益団体 (anti-protectionist), そして政府が登場し, 保護貿易は, 利益団体による政府への政治支出“額”提示ゲームの結果であると論じられた。Gawande and Krishna (2003) が導出した tariff formation function approach における内生的保護関数は (2.3) 式である。

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \frac{(1-\alpha_i)(b_i-1)}{\alpha_i b_i + (1-\alpha_i)} \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right), \quad i = 1, \dots, n \quad (2.3)$$

ここで, α_i は i 産業における特殊要素をもつ労働者の人口比率であり, $(1-\alpha_i) > 0$ である。 b_i は政府の目的関数 (tariff formation function) における protectionist による政治支出額と anti-protectionist による政治支出額の限界代替率である。仮に $b_i > 1$ であれば, 政府は protectionist の政治支出額を相対的に重視するためその産業は保護される。 $b = 1$ であれば保護貿易水準はゼロとなる。

第2の“interest group model”として、Hillman(1982)の political function approach が挙げられる。Hillman(1982)は、政府は保護貿易政策の決定に際して 1) 利益団体による政治的支持と 2) 消費者の損失の間の trade off に直面しながら政府の目的関数 (political support function) を最大化するとし、保護貿易はその結果であると論じた。Gawande and Krishna (2003) が導出した political function approach の内生的保護関数は (2.4) 式である。

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \frac{1}{\alpha_{pi}} \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right), \quad i = 1, \dots, n \quad (2.4)$$

ここで、 α_{pi} は政府の political support function における経済厚生と i 産業の業界利益の限界代替率である。

次に“First Generation”の政治経済係数を統一的に β_{1i} により表現し、定数項と誤差項を加えた推定式が (2.5) 式である。

$$y_i = \beta_0 + \beta_{1i} \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right) + u_i \quad (2.5)$$

ここで、 $y_i \equiv t_i(1+t_i)^{-1}$ 、 β_0 は定数項、そして u_i は誤差項である。“First Generation”により保護貿易の産業構造を分析する場合の問題点として下記が挙げられる。

1. 産業ごとに回帰係数 β_{1i} が異なるため標準的な回帰分析が困難である。
2. 政治経済係数 β_{1i} の符号条件が正または負であるため整合性を確認できない。
3. 政治経済係数が β_{1i} のみであるため、推計結果から代替的なモデルの選択ができない。

内生的保護関数 (2.5) 式から、保護貿易水準の経済的な要因として輸入価格弾力性及び輸入浸透率（実際に観察された国内生産額と輸入額）が挙げられる。Anderson and Hayami 型の (2.1) 式では、輸入浸透率の裏にある、直接的な観察が困難な比較優位や要素賦存の計測を試みているが、代替的に、事後的に観察できる輸入浸透率を用いればよいことがわかる^{*9}。また、本間 (1993) では本論文における図 2.1 に関して経済発展による食料需要行動の変化に言及しているものの、需要の価格弾力性（輸入価格弾力性の構成要素）の計測を行っていないこともわかる。さらに、本間 (1993, 2010) は、利益団体に着目した“interest group model”である political support function approach を、median voter approach のような投票行動に着目したものと積極的に記述していることにも注意する必要がある。

2000 年以降、“interest group model”の後継として登場したアプローチが Grossman and Helpman (1994) の protection for sale モデル（以下、GH94）である。Grossman and Helpman (1994) は、保護貿易は、利益団体から政府への利益還元競争（menu auction）の結果であると論じた。Grossman and Helpman (1994) における内生的保護関数は (2.6) 式である。

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \frac{-\lambda_o}{\alpha + \lambda_o} \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right) + \frac{1}{\alpha + \lambda_o} \left(I_i \times \frac{z_i}{\varepsilon_i} \right), \quad i = 1, \dots, n \quad (2.6)$$

ここで、 $\alpha > 0$ は政府の目的関数における政府への利益還元総額（お金）に対する経済厚生限界代替率であり、 I_i は i 産業が利益団体を持つなら 1、持たないのであれば 0 となる indicator 変数、そして λ_o は特殊要素所有者のうち利益団体をもつ産業の比率 ($1 > \lambda_o > 0$) である。したがって、内生的保護関数の推計式は (2.7) 式である。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{z_i}{\varepsilon_i} \right) + \beta_2 \left(I_i \times \frac{z_i}{\varepsilon_i} \right) + u_i \quad (2.7)$$

(2.5) 式と比較した場合、回帰係数が産業添え字 i に依存しないことがわかる。さらに、符号条件： $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$ が明白であるため、標準的な t 検定と信頼区間によりその符号条件を統計的に検証できる。したがって、“First Generation”モデルと比較した場合、Grossman and Helpman (1994) の利点として下記が挙げられる。

1. 回帰係数が産業に依存しないため、標準的な回帰分析を用いることができる。

^{*9} ただし、輸入浸透率は保護貿易の影響を受ける内生変数である点に注意する必要がある。つまり、ある産業（例えば農業）のみに着目し推定式 (2.5) 式を用いた時系列分析を行う場合、少なくとも内生変数を外生変数として扱う理由が必要となる。

2. 符号条件が明確に定義できるためモデルの予測とデータの整合性が確認できる。
3. 拡張モデルとの比較によるモデル選択が期待できる。

以上、本節では“Developmental Paradox”をめぐる検証方法とその問題点をウィッシュリスト的に取り上げた。次節では、“Developmental Paradox”の上手な疑い方を検討する。

2.3 農業保護の政治経済学に対する批判

そもそも“Developmental Paradox”は存在するのか。もし、一部の集団や信奉者にとって都合のよい仮説が、幸運（あるいは不幸）にも共感あるいは商業的な関心によって社会に広く既成事実として受け入れられているが、実は客観的な根拠のない“まやかし”であったとすれば、社会学者はこの“まやかし”に対してどう抗えばよいのか。本節では農業保護の政治経済学が提示した実証方法に関して、主張に主張をぶつけるのではなく、批判対象を支持する可能性を含有した方法による批判論文を検討する。

Beghin and Kherallah (1994) は、Anderson and Hayami (1986) の研究対象と推定量に着目した。Anderson and Hayami (1986) は、欧米に加えて日本、韓国及び台湾のみを対象としており、実は検証対象に途上国が含まれていなかったのである。Beghin and Kherallah (1994) は、分析対象に途上国を加え、さらに、農業保護により資源配分が歪められ比較優位が失われるなどの逆因果による内生性問題、独自に収集した政治データにより政治制度の差異による omitted-variable bias に統計的に対処したうえで推計を行った。その結果、途上国においては Anderson and Hayami (1986) が主張する経済成長と農業保護の相関は検出されず、また、農業保護水準は政治体制による影響を受けることを定量的に示した。つまり、Beghin and Kherallah (1994) は“Developmental Paradox”を「先進国に限り農業保護水準は経済成長に応じて上昇するが、途上国はその限りではない」という中途半端な仮説に上書きした。

では、「先進国において農業保護水準は経済成長に応じて上昇する傾向がある」という仮説を信じてもよいのだろうか。Thies and Porche (2007) は比較政治学において発展した国際比較可能な政治データに着目し、OECD により計測された農業保護指標である PSE(Producer Subsidy Equivalent) を用いて OECD 加盟国を対象に“Developmental Paradox”を検証した。ただし、OECD 加盟国のみを検証対象とした場合、個体数よりも時系列データの多い long panel data (macro panel data) を分析することになる。Thies and Porche (2007) は、long panel data の分析に適した panel-corrected standard error with AR1 process を用い、Anderson-Hayami 型の推計式を検証した。Thies and Porche (2007) によると、Anderson-Hayami 型の推計式に選挙制度などの政治変数を追加した場合、政治変数の係数が有意となるが、既存研究が重視していた比較優位指数などの経済変数は有意ではなくなることがわかった^{*10}。それゆえ、農業保護が産業に依存しない政治変数の影響を強く受け、さらに非農業部門の保護貿易と似た傾向を示したとすれば、“Developmental Paradox”どころか、そもそも農業のみを対象とし分析する意義はあるのか、むしろ恣意的ではないかと伝統的な農業保護の政治経済学を懐疑的に批判した。したがって、Beghin and Kherallah (1994) や Thies and Porche (2007) は、Anderson and Hayami (1986) を前提に、Anderson and Hayami (1986) を批判していることから、古い仮説を前提に分析を行い、矛盾を見つけ出し、その仮説を上書きした事例と言える。

さらに、Naoi and Kume (2011) は農業保護に係る政治市場に着目し、経済学者が主張するように、消費者は農産物の消費者余剰に反応しているかを実験的方法（世論調査）により検証した。Naoi and Kume (2011) は、景気後退期の日本を対象に、被験者を処置群と統制群に分け、仮想的なアンケート調査を行った。その結果、仮想的な農産物の消費者は非農産物の消費者と比較し、安価な輸入品に寛容ではないことが示された。その要因として、経済学的な消費者余剰ではなく「製造業のように農業者が失業したとしたらかわいそうだから」という社会心理学的な「投影による同情」を標

^{*10} 例えば、本間 (2010) は「農業名目保護率の水準と経済全体の労働生産性に対する農業の労働生産性の比率の間には強い相関関係が見出された（本間, 2010, p.294）」と主張しているがその相関は統計的なバイアスによる見せかけである可能性がある。ただし、Thies and Porche (2007) の方法は、批判としては有効であるが、計量分析としては内生性に対する処理ができないことに留意する必要がある。

準的な離散選択モデルにより示唆した^{*11}。この事例は異なるパラダイムを古い仮説にぶつけることによりその仮説を批判した例と言える。

2.4 農業保護の政治経済学に対する提案

前節で紹介した批判論文は伝統的な農業の政治経済学の批判として有効であったものの、Anderson-Hayami と同様に誘導型アプローチであったため推計結果の解釈と政治経済モデル（現象が発生する仕組み）の関連付けは困難であった。Ganwade and Hoekman (2006) は伝統的な農業保護の政治経済学を“First Generation”（第一世代）と呼び、その含意を評価しつつも問題点として下記を挙げている（Gawande and Hoekman, 2006, p.529）。

- The empirical specifications they employ are ad hoc, with tenuous links to underlying theory
- The reduced form models cannot distinguish between competing theories
- What theory are the results informing?
- Which theory should serve as the lens for best viewing the world of agricultural protection?

上記を大胆に要約すれば「研究対象である保護貿易は合成的な現象であるため、そのメカニズムを主体による行動方程式によって明示し、推定式における回帰係数を政治経済的に定義する必要がある。そうすることにより、競合する説明を入れ子型検定もしくは非入れ子型検定を用いて比較し、より統計的にまじなモデルを探することができる」という研究方針である。Gawande and Hoekman (2006) は、理論と実証が緊密に関連付けられた実証研究が必要とし、推計式がより理論的にバックアップされ推計結果が論理的に解釈でき、実証研究においてアドホック（恣意的）な仮定をできるだけ避けたものを第二世代 (second generation work) と呼んだ。そして、彼らは政治において政治献金行動が大きな役割も担う米国を対象に、輸出補助金を含む米国の農業保護を Grossman and Helpman (1994) により提案された protection for sale (GH94) を用いた検証を実践することにより第一世代の実証研究を建設的に批判した。この事例は、新たな仮説を紹介し、それを検証することにより、古い仮説を批判をした事例と言える。次節では、経済学者と政治学者により、知らぬ間にじわじわと建設的に追い詰められていた農業経済学者の反応を検討する。

2.5 農業経済学者の反応

農業経済学者の反応は主に、内生的貿易政策論を積極的に導入する研究者 (Anderson, 2010)、農業経済における政策決定に関する研究成果を整理する研究者 (Rausser, Swinnen and Zusman, 2011)、自力で政治学の導入を試みた研究者 (Henning 2000)、そして、“Developmental Paradox” に固執し従来の主張を繰り返す評論家^{*12}に大別できる。ただし、実証分析に結実した研究は、現在のところ Anderson(2010) 及び Rausser, Swinnen and Zusman(2011) である。

Anderson(2009, 2010) は、世界銀行による“Estimates of Distortions to Agricultural Incentives”プロジェクトの成果物である。Anderson (2009) は第一段階として、82 か国を対象に主要農産物の内外価格差を計測し、1955 年以降の保護貿易指標 (NRA) データベースを構築した。第二段階として、Anderson (2010) は、このデータベースを用いた農業保護の政治経済分析を企画した。Anderson(2010) に掲載されている主要な実証分析は国際経済学者が実施したため、政治制度を考慮した帰納的な回帰分析に加えて、median voter approach 及び GH94 の応用が行われた。

^{*11} しかし、日本農業では農業に所得を大きく依存しない兼業農家が大半であるため、「製造業のように失業したら」という予測は奇妙に思える。仮に消費者がこのような印象を持っているとしたら、なぜ消費者はこの印象を抱くに至ったのか。この問いは非常に興味深い。

^{*12} 例えば、本間 (2010) は「経済成長に応じて農業保護水準が上昇する」という仮説の実証的な証拠に関して、「実際に、農業の比較優位性の低下と農業保護水準の関係は、Honma and Hayami が重回帰分析で検証している (本間,2010,p.294)」と指摘するのみであり、その方法の問題点、改善可能な要素、追試結果、仮説の修正及び代替的な分析方法などには一切言及していない。そして、統計的な再検証も行わずに、“Developmental Paradox”を前提に日本経済を記述している。したがって、結論ありきの「確証バイアス」が発生している可能性がある。なお、この現象とその対処方法に関しては Friedlander(1995) が参考になる。また、この現象の発生過程に関しては尾内・本堂 (2011) がわかりやすい。

Dutt and Mitra (2010) は, median voter approach を用い, 農業保護の国際パターンを検証した。Dutt and Mitra (2010) によると, 農業保護を対象とした場合においても median voter approach が予測する符号条件は統計的に有意であり, 農業保護のパターンの要因として, 政府のイデオロギー (右派/左派) 及び不平等が挙げられると報告した。ただし, Dutt and Mitra (2002, 2010) の接近方法は “The Dutt–Mitra framework conducts its analysis at a high degree of aggregation– it does not address, to any extent, the cross-sectional variation in tariffs within a country (Gawande and Krishna, 2003, p.223)” や “The median voter theorem has often been interpreted to mean that median voter’s favorite policy will carry the day in any democratic process. But the inference is unwarranted, because the theorem does not specify a voting procedure and thus not identify the equilibrium of any voting game (Grossman and Helpman, 2001, p.17)” と指摘されている点に留意すべきである。

GH94 の内生的保護関数 (2.7) 式の推計には, 産業ごとに利益団体があるかどうかを示すダミー変数 (I_i) が必要である。そして, その判定には利益団体による政治家への政治献金情報を収集し産業分類に従い集計しなければならぬ^{*13}。Cadot, Olarreaga and Tschopp (2010) は, 農業保護水準 (NRA) が正であれば $I_i = 1$, 負であれば $I_i = 0$ と仮定したうえで I_i のデータセットを作成し, 農業保護水準 (NRA) を被説明変数とした (2.7) 式を推計した^{*14}。そして, その推計結果から政府の経済厚生ウェイト (α) を逆算しクロスカントリーデータセットを作成した。そのデータセットに基づき, 被説明変数を NRA のボラティリティを示す指数, 説明変数に経済厚生ウェイト (α), 政治制度変数, GDP のボラティリティ等を用いた回帰分析を行い, NRA のボラティリティの要因を分析した。この事例が物語るように Grossman and Helpman (1994) に基づく実証分析には政治献金 (利益団体から政治家への利益移転) の情報が重要なにもかかわらず, その情報整理のコストが高い, あるいはレコード自体がないため, 分析者の都合の良い仮定が追加されることが多い。例えば, Swinnen(2010) は “However, where data on actual lobbying are not available, lobby activities are proxied by other indicators in these studies. Typically these proxies are quite ad hoc (Swinnen, 2010, p.89)” と評している。

Rausser, Swinnen and Zusman(2011) は 1980 年代の農業経済学におけるゲーム理論を応用した政策決定分析を整理した。Rausser, Swinnen and Zusman(2011) では実証事例としてイスラエルの酪農政策や日本の農業政策を分析している。具体的には, 農業政策をめぐる政府, 消費者団体及び生産者団体の相互作用に注目し, 1) 部分均衡モデルから需要関数や供給関数のパラメータを推計し, 2) その推計値から政策決定者の目的関数をカリブレートし, 政策決定関数における消費者団体, 利益団体等にかかるウェイト (限界代替率) を計算するというものである^{*15}。ただし, 彼らの接近方法では投票行動などの政治過程は考慮されておらず, 利益団体間の代替関係がどのような要因で変化するのかなどの立ち入った分析ができない。

本節では, 農業保護の政治経済学を “Developmental Paradox” を軸に, 実はいい加減な計算結果を, 社会科学的な実証的証拠とし, 曖昧さと共感と権威を利用し作り上げたストーリーを挑発的に繰り返す「狂言回し」に対して, 建設的に抗った社会科学者たちの議論 (バトル) を概観した^{*16}。以降, 代替的な接近方法を用いて, 日本の農業保護, より広義には保護貿易の産業構造を実証的に分析し, 本間 (2010) が依拠する伝統的な農業保護の政治経済学に対する建設的な批判としたい^{*17}。

*13 筆者の知る限りこの作業が可能な国は米国と日本だけである。

*14 トートロジーであるため内生性問題が疑われる。

*15 Findlay and Wellisz (1982) の tariff formation function approach に類似している。

*16 もしかしら, 社会科学者たちは, 隙あらば建設的に反抗したがる粋な人たちで, 好きな音楽ジャンルは “rock”, 趣味は “客観的に疑うこと” やら “建設的に逆らうこと” なのかもしれない。本研究が扱った “Developmental Paradox” のような社会科学的立言に擬態し 20 年ほど生き残ったいい加減な主張は, 実は彼らの恰好の餌食なのかもしれない。もしかしら, “Developmental Paradox” は, 「今日も元気にいただきます」 やら 「これはなかなかの珍味, さすが 20 年もの」 などと, 居酒屋の隅っこで談笑されながら, おいしく頂戴されているのかもしれない。

*17 「今日は人の上明日は我が身の上」ということわざがある。

第3章

保護貿易と「一票の格差」

3.1 課題設定

Samuels and Snyder (2001) は 1990 年代後半を対象に「一票の格差」の定量的な国際比較を行った^{*1}。その結果、「一票の格差」は民主主義国家に広範に発生していると報告した。「一票の格差」の帰結として Horiuchi and Saito (2003) は、1994-96 年に行われた日本の選挙改革を対象とし、「一票の格差」是正と一人当たり地方交付税額の平準化に統計的な関連を指摘した^{*2}。では、再分配としての側面を持つ保護貿易政策は「一票の格差」の影響を受けるのだろうか。

2011 年には WTO ドーハ・ラウンドにおいて、農業交渉が決裂した。この出来事は保護貿易の根深さを示す象徴的のものであった。さらに、国内では自由貿易協定である TPP (Trans-Pacific Strategic Economic Partnership Agreement) への参加の是非を巡る論議が活発化し、農業保護が政治問題化した。農業の貿易自由化を含む論議が再燃し、与野党ともに党内を二分した党派を超えた論議に発展した^{*3}。「なぜ農業において保護主義が頻繁に台頭するのか」という疑問に答えるべく、Anderson and Hayami (1986) は、農業における保護主義に関する議論を内生的貿易政策論から分離し、農業保護の政治経済学として農業の経済分析に持ち込んだ。しかしながら、農業のみを切り出して分析対象としているため、近年急速に発展した内生的貿易政策論の導入が遅れており (Swinnen, 2010)、さらに選挙制度などの政治制度を明示的に導入していないため、経済変数と政治変数の影響を分解できない (Thies and Porche, 2007) 等の関連分野との連携不足という課題を抱えている。

以上の課題を踏まえ、本章は日本の保護貿易が農業保護に傾くメカニズムを、投票行動と議員議席定数に着目し、一般的なメカニズムによって記述する。具体的には、Samuels and Snyder (2001)、Horiuchi and Saito (2003)、菅原 (2004) に代表される政治学者が指摘している「一票の格差」に着目する。そして、本章が提案する「産業別票の価値」を用い農村地域・非農村地域の投票行動の差異を推定し、保護貿易が農業保護に傾く要因を記述する。

以下、第 2 節において既存研究を概観し、続く第 3 節において日本を対象に産業間の「一票の格差」を定量的に把握する。第 4 節では政党間競争に基づく Hotelling モデルを用い、「産業別票の価値」を内包する内生的保護関数を導出する。第 5 節において内生的保護関数の推定戦略を検討し、続く第 6 節ではその推定結果を検討する。最後に第 6 節において結論を述べる。

*1 「一票の格差」とは「有権者一人当たりの議員議席定数(票の価値)」に選挙区間格差が存在する状況を指す。Samuels and Snyder (2001) は “the discrepancy between the shares of legislative seats and the shares of population held by geographical units (Samuels and Snyder, 2001, p.652)” と定義している。

*2 Bruhn, Gallego and Onorato (2010) はラテンアメリカを対象に「一票の格差」が再分配政策に与えた影響を計測し、一人当たり議席が大きい選挙区では、一人当たり再分配額が大きい傾向があると報告している。

*3 例えば、農業協同組合新聞 2011 年 10 月 30 日刊 (2148 号) を参照のこと。

3.2 既存研究

本節では保護貿易として長期間存続し続けている農業保護に関する研究を概観する。定量研究の対象として本格的に農業保護を分析したのは、Anderson and Hayami (1986) 及び Krueger, Schiff and Valdès (1988) である。一連の研究成果は「先進国、途上国を問わず政府は農産物市場に介入しているため、市場に歪みが発生している。特に、先進国において保護貿易水準が高い傾向がある」ことを示した。この“fact finding”は「一般的に経済成長に伴って農業保護水準が上昇する」という逆説的傾向から“Developmental Paradox”と名付けられた (De Gorter and Swinnen, 2002)。

しかしながら、Beghin and Kherallah (1994) は、対象国を拡充した追試的な実証研究を行い、農業保護水準は政治体制による影響を受けていることを定量的に示した。Thies and Porche (2007) は比較政治学において発展した国際比較可能な政治データに着目し、農業保護の要因は政治変数であり、さらに農業保護は非農業部門の保護貿易と似た傾向であると報告した。さらに、Naoi and Kume (2011) は実験的方法を用い、農産物の消費者は消費者余剰ではなく「投影による同情」により反応しているとし、伝統的な農業保護の政治経済学を批判した。Ganwade and Hoekman (2006) は米国の農業保護を対象に、Grossman and Helpman (1994) により提案された内生的貿易政策モデルである Protection for sale モデルを実証することにより伝統的な実証方法を批判した。このような農業保護の政治経済学批判により「仮に農業も製造業と同じ保護貿易発生メカニズムに従うとするならば、なぜ農業は製造業と比べ保護主義が台頭しやすいのか」という新たな課題が提示された^{*4}。

本章では日本の保護貿易を対象に「一票の格差」が保護貿易水準に与える影響を検証する。日本を対象とする利点として、第一に長期間存続する農業保護主義の典型例^{*5}であり、第二に「一票の格差」の是正とその影響を検証するのに適した実験的状況が発生していたからである。

しかし、日本の農業保護を分析する場合、新たな問題を解かねばならない。それは、政治家が農業保護を選好する要因は産業的な要因なのか、それとも地理的要因であるのかである。政治学者は農村という地理的要因を強調する傾向があり、経済学者は農業という産業的要因を強調する傾向がある。この論点を明確にするためにほぼ同時代の政治学者と経済学者の見解を紹介しよう。Kabashima (1984) 及び Honma and Hayami (1986) は日本の農業と政治の関係を経済発展という観点から検討した論文である。両論文とも、都市農村間の所得格差と都市農村間の人口移動に言及しており、政治家は所得格差を是正しようとするとしている。しかし政治家の所得格差を是正しようとする選好の要因に関しては見解が異なっている。Kabashima (1984) は農村部における政治参加の支持参加と呼ばれる特性を強調した^{*6}。一方、Honma and Hayami (1986) は農業における利益団体活動とそのフリーライダー問題の解決を強調している^{*7}。本章では農業と製造業という産業軸に都市と農村という地域軸を加えることにより政治学者と経済学者の見解の齟齬を埋め、さらに産業間比較という観点から、農業保護を保護貿易の特殊な場合として扱う。

まず、日本における「一票の格差」とその是正を定量的に概観し、「一票の格差」是正の影響を検証することに適した

^{*4} 例えば、ベティ＝クラークの法則に従えば、経済発展に伴い経済の重点は製造業などの2次産業からサービス産業などの3次産業に移行する。したがって、Olson (1965) の集合行為論に従えば、製造業の労働者人口が減少したため、フリーライダー問題の解決が比較的容易となる。それゆえ、2次産業の利益団体は、より効率的に政治的な支持活動を政治家に提供できるため、製造業の貿易保護水準も、農業保護を追いかけるように、上昇するはずである。しかし、農業と異なり製造業では貿易保護水準の顕著な上昇傾向は報告されていない。

^{*5} 例えば、Anderson (2009) は“Japan provides an even more striking example of the tendency to switch from taxing to increasingly assisting agriculture relative to other industries (Anderson, 2009, p. 9)”と指摘している。

^{*6} Kabashima (1984) は“the rural bias in political participation was especially important for the determination of income distribution that accompanied economic development (Kabashima, 1984, p. 337)”と言及しており、菅原 (2004) は議員定数不均衡（一票の格差）は日本政治における農村バイアスの拡張要因のひとつであると指摘している。また、Curtis (1971) は1960年代後半にフィールド調査を行い、“hard vote (固定票)”と“gather the vote (票まとめ)”という概念を用い農村地域の投票行動を記述した (Curtis, 1971, pp. 38-41)。

^{*7} Honma and Hayami (1986) は“According to the theory of Olson (1965), as the number of farmers decreases, it becomes easier for them to organise political lobbying (Honma and Hayami, 1986, p. 119)”と言及している。また、日本の経済学では、農業の政治力や農業の政治力学という概念が用いられる場合が多い。

実験的状況を探す。次に、農村という地理的要因が農業保護という産業的側面に変換されるメカニズムを内生的保護関数により記述する。最後に、理論モデルから実証的な含意を導出し、実証的に検討することにより、なぜ保護貿易が農業保護的になり、「一票の格差」はどのように保護貿易に影響したのかを明らかにする。

以下、第2節において日本の「一票の格差」を定量的に把握する。第3節では政党間競争に基づく Hotelling モデルを用い、「産業別票の価値」を内包する内生的保護関数を導出する。第4節において内生的保護関数の推定戦略を検討し、続く第5節ではその推定結果を検討する。最後に第6節において結論を述べる。

3.3 日本の「一票の格差」

1994年、非自民・非共産による細川連立内閣により実施された衆議院改革の副産物として「一票の格差」の大規模な是正が行われた。具体的には、各都道府県に1議席を配分し、残りは人口に比例配分するという一人別枠制度、中選挙区から小選挙区制への移行により、急激に「一票の格差」が是正された。Horiuchi and Saito (2003) は、この急激な是正がそれ以外の重要な政治制度を維持し行われたことに着目し、「自然実験」と呼ばれる実験的状況として捉えた。本節では、「一票の格差」を定量的に把握し、産業間比較という観点から考察を行う。

3.3.1 「票の価値」と「一票の格差」

本章では、Horiuchi and Saito (2003) と同様に衆議院議員総選挙に着目する。ここで、1960年以降の衆議院議員総選挙の基礎統計を整理したものが表3.1である。

ここで、表側に衆議院議員総選挙の実施年と回数を、表頭に自由民主党 (LDP) の獲得議席シェア (1)、LDP の相対得票率*⁸(2)、「一票の格差」に関する maxmin ratio (3) 及び LM index (4) を示している。また、1994年の選挙改革により小選挙区比例代表制度が導入されたため、小選挙区のみを値を上段に、比例代表に関する値を下段の両 () により示した。ここで、比例代表に関する (1) 及び (2) は、比例代表のみの議席率及び得票率であり、(3) 及び (4) は Samuels and Snyder (2002) に従い比例代表の影響を補正した「一票の格差」指数である。なお、LDP に関する統計は総務省「日本の長期統計系列」より、選挙区に関する指数の計算には JED-M データ (水崎, n.d.) を用いた。まず、自由民主党 (以下、自民党) の獲得議席率と相対得票率を検討する。第一に、自民党は相対得票率では過半数割れ起こしているにもかかわらず、過半数議席を維持することに成功していることが多いことがわかる。また、自民党は1994年以降では「一票の格差」が発生している小選挙区において過半数議席を確保しているが、「一票の格差」が原理的に発生しない比例代表では過半数割れを起こしていることもわかる。この傾向に関して Mulgan (2000) は“The LDP’s nationwide support rate remained below 50% in elections, overweighted rural constituencies made a decisive contribution to LDP seat majorities in the Diet (Mulgan, 2000, pp. 328–29)”と指摘している。次に「一票の格差」を検討する。まず、日本で慣習的に用いられる指標である maxmin ratio を検討しよう。maxmin ratio は下記により定義される。

$$\text{maxmin ratio} = \frac{\max \{ \varpi_d \beta_d^{-1}, \forall d \}}{\min \{ \varpi_d \beta_d^{-1}, \forall d \}}$$

ここで、 ϖ_d は選挙区 d の総議席数に対する議席比率、 β_d は選挙区 d における有権者総数に対する有権者比率である。したがって「票の価値」は $\varpi_d \beta_d^{-1}$ により計測される*⁹。

*⁸ ここで政党の相対得票率とは、政党の得票数を有効投票総数で割ったものである。

*⁹ 衆議院議員総選挙毎に有権者総数や議席総数は変動するため、本稿で用いる「票の価値」は、選挙区 d が占める議席シェア ϖ_d を、その選挙区が占める有権者シェア β_d により除した $\varpi_d \beta_d^{-1}$ を用いる。

表 3.1 自由民主党の獲得議席率, 相対得票率及び「一票の格差」指数

年	選挙回	議席率	相対得票率	Maxmin 指数	LH 指数
		(1)	(2)	(3)	(4)
1960	29 th	63.4	57.6	3.019	0.098
1963	30 th	60.6	54.7	3.549	0.123
1967	31 st	57.0	48.8	3.500	0.125
1969	32 nd	59.3	47.6	4.325	0.136
1972	33 rd	55.2	46.9	4.989	0.146
1976	34 th	48.7	41.8	3.496	0.128
1979	35 th	48.5	44.6	3.872	0.131
1980	36 th	55.6	47.9	3.949	0.132
1983	37 th	48.9	45.8	4.409	0.138
1986	38 th	58.6	49.4	2.925	0.129
1990	39 th	53.7	46.1	3.180	0.141
1993	40 th	43.6	36.6	2.821	0.131
1996	41 st	56.3 (35.0)	38.6 (32.8)	2.316 (1.744)	0.078 (0.049)
2000	42 nd	59.0 (31.1)	41.0 (28.3)	2.465 (1.823)	0.081 (0.051)
2003	43 rd	56.0 (38.3)	43.8 (35.0)	2.150 (1.671)	0.078 (0.050)
2005	44 th	73.0 (42.8)	47.8 (38.2)	2.171 (1.692)	0.080 (0.051)

出典：水崎 (n.d.) 及び「日本の長期統計系列」より筆者計算。

ただし, maxmin ratio は異常値に大きく左右される傾向があるため, 全選挙区の情報を用いる指標として Loosemore-Harby (LH) index が用いられる。

$$LH \text{ index} = 0.5 \times \sum_{d \in D} |\varpi_d - \beta_d|$$

ここで $|\cdot|$ は絶対値オペレータである。maxmin ratio 及び LM index とともに 1970 年代中ごろまで上昇しており, その要因として農村から都市への人口移動が要因と考えられる。1980 年代に議席定数は正が行われにもかかわらず, 「一票の格差」は安定的に推移した。そして, 1994 年政治改革により maxmin ratio 及び LM index とともに急激に低下した。したがって 1994 年政治改革は, 一人別枠制度の影響はあるものの, 70 年代までの人口移動により発生した「一票の格差」の是正に成功したと考えられる。

「一票の格差」の是正を目的として, 議員定数は正・選挙区割りの改定は 1960 年から 2005 年までに合計 6 回行われている。過去の議席定数は正の効果を確認するために是正前と是正後の票の価値 $\varpi_d \beta_d^{-1}$ の分布を kernel density estimation により図 3.1 及び図 3.2 に示す^{*10}。横軸は「票の価値 ($\varpi_d \beta_d^{-1}$)」を示しており, $\varpi_d \beta_d^{-1} = 1$ は一人一票が実現している状態を示している。1994 年選挙改革以前の $\varpi_d \beta_d^{-1}$ は $\varpi_d \beta_d^{-1} = 1$ を境とした多峰性を持ち, $\varpi_d \beta_d^{-1} < 1$ に位置する分布は過少代表選挙区, $\varpi_d \beta_d^{-1} > 1$ に位置する分布は過大代表選挙区と言える。

*10 Horiuchi and Saito (2003) と同様に, 1994 年以降の「票の価値」は小選挙区のみのものである。

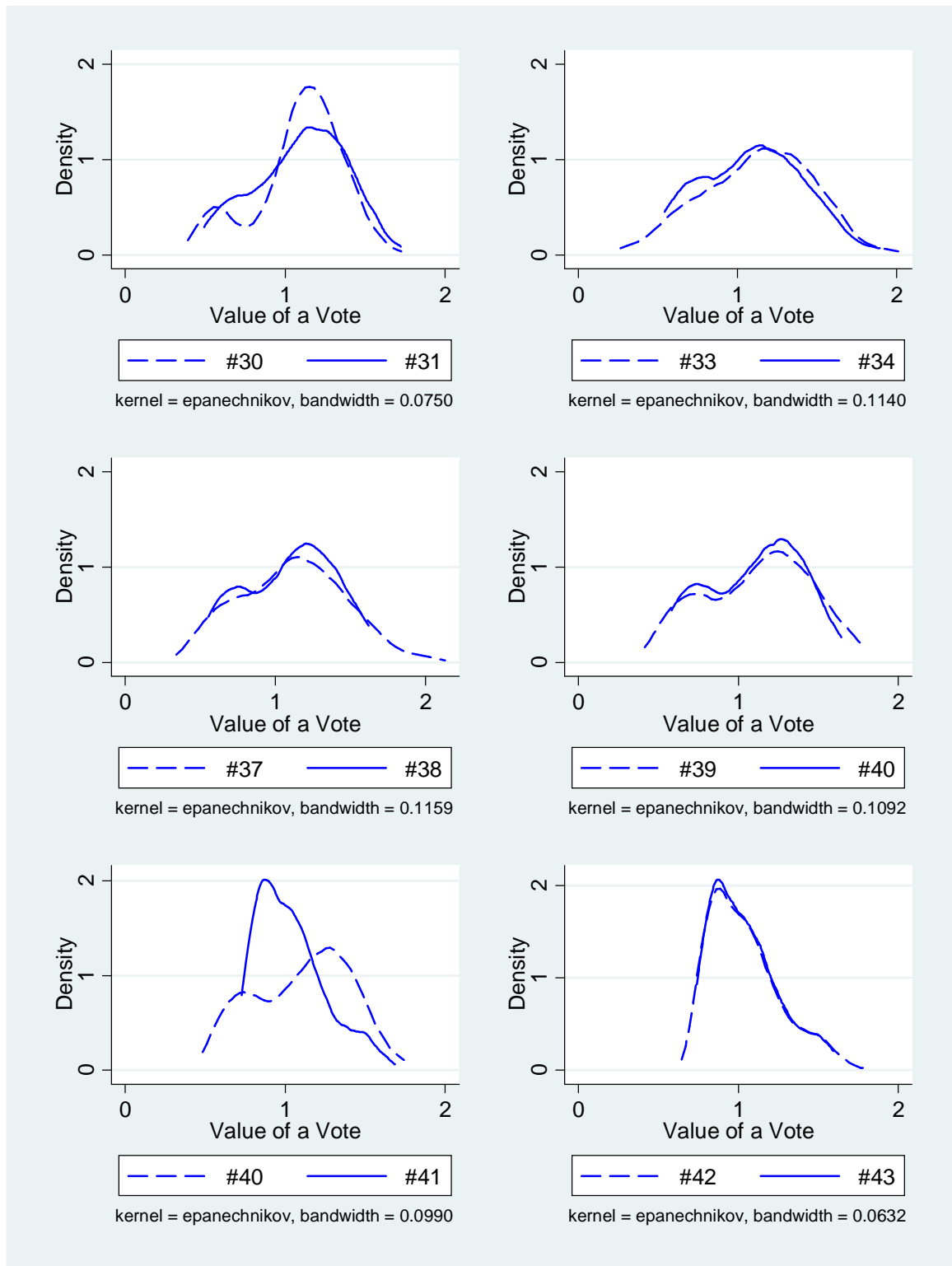


図 3.1 議員定数は正と「票の価値」の分布

出典：水崎 (n.d.) より筆者計算。

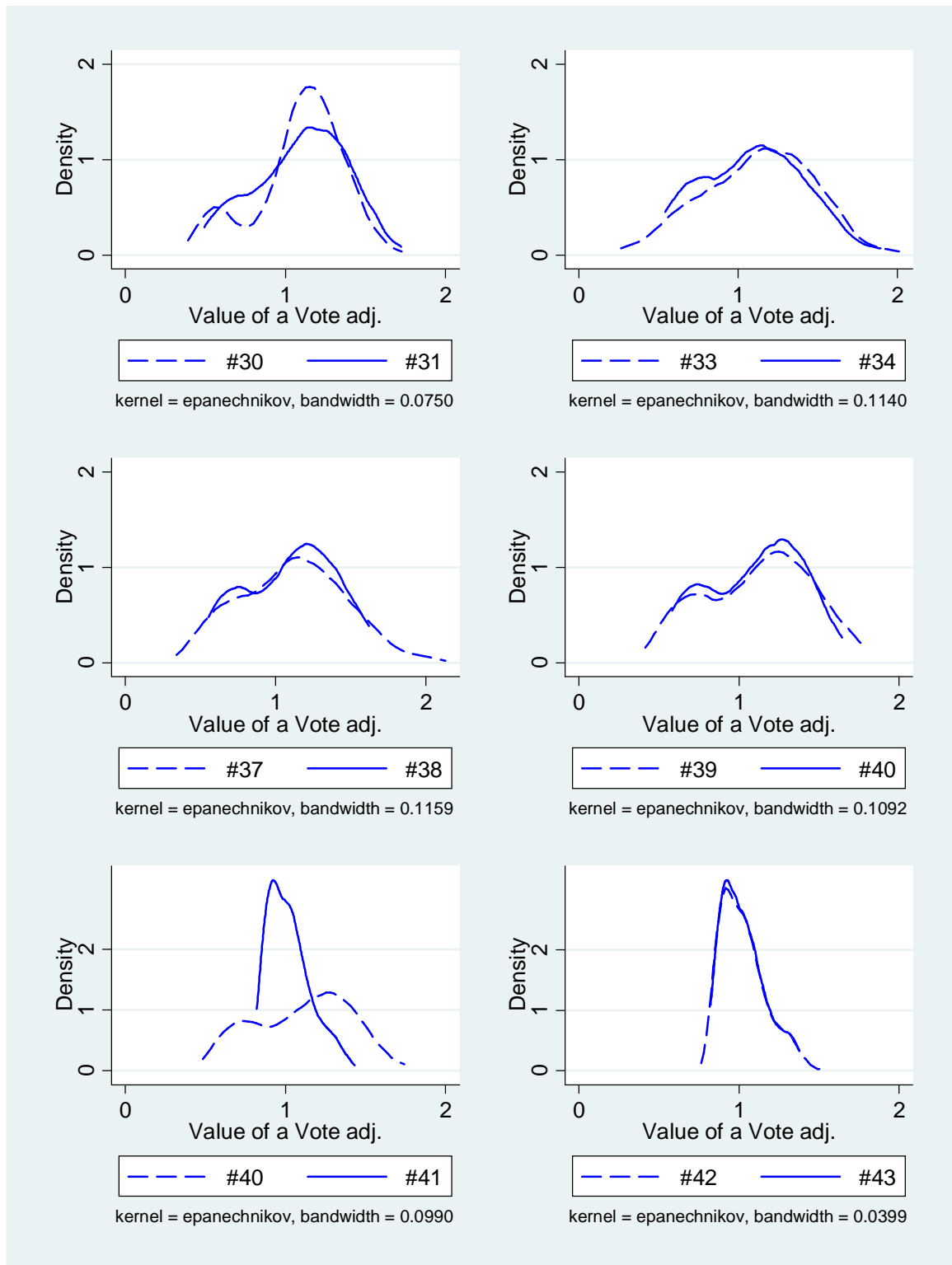


図 3.2 議員定数は正と「票の価値」の分布：比例代表を考慮した場合

出典：水崎 (n.d.) より筆者計算。

1960年からの分布を考慮すると、この選挙区の二分化と票の価値の多峰性は農村から都市への人口移動とそれに応じた議員議席是正が有効に行われなかったため発生したと考えられる。したがって、1994年政治改革は「票の価値」の多峰性を解消し単峰的な分布にすることに貢献したが、対照的な分布とは言えず、依然とし大きく $\varpi_d \beta_d^{-1} = 1$ を上回る選挙区が存在していることがわかる。さらに、過去の議員定数は是正措置を検証するため、 $\varpi_d \beta_d^{-1}$ の議員定数は是正前後の分布を two-sample Kolmogorov-Smirnov (KS) 検定により比較する。KS 検定はノンパラメトリック検定の一であり、ある変数に関して、グループ間の平均ではなくその分布を比較する方法である。一票の価値 ($\varpi_d \beta_d^{-1}$) を確率変数 x とし、議員定数は是正前の累積確率密度分布 (cumulative distribution functions : cdf) を $F_{Be}(x)$ 、議員定数は是正後の累積確率密度分布を $F_{Af}(x)$ とする。ここで、“first order stochastic dominance of F_{Be} relative to F_{Af} ” という関係は次式のように定義される。

$$F_{Be}(x) - F_{Af}(x) \leq 0, \text{ for } \forall x \in \mathbb{R}$$

したがって、KS 検定は下記の両側検定と片側検定を検証することにより累積確率密度関数を比較する。

1. 両側検定

$$H_0 : F_{Be}(x) - F_{Af}(x) = 0, \text{ for } \forall x \in \mathbb{R}$$

$$H_1 : F_{Be}(x) - F_{Af}(x) \neq 0, \text{ for } \exists x \in \mathbb{R}$$

2. 片側検定

$$H_0 : F_{Be}(x) - F_{Af}(x) \leq 0, \text{ for } \forall x \in \mathbb{R}$$

$$H_1 : F_{Be}(x) - F_{Af}(x) > 0, \text{ for } \exists x \in \mathbb{R}$$

表 3.2 に改定前後の $\varpi_d \beta_d^{-1}$ の分布を対象とした KS 検定の結果を示す*¹¹。ここで、表側には改定年と前後の総選挙回数を示している。第一列は両側検定結果を掲載しており、帰無仮説は「2 標本の分布は等しい: $f_{BE}(x) - f_{AF}(x) = 0, \forall x \in \mathbb{R}$ 」である。ここで、 $f_{BE}(x)$ は議員議席是正前の $\varpi_d \beta_d^{-1}$ の分布、 $f_{AF}(x)$ は是正後の $\varpi_d \beta_d^{-1}$ の分布である。第二列及び第三列は片側検定結果である。第二列の帰無仮説は「 $f_{BE}(x) - f_{AF}(x) \leq 0, \forall x \in \mathbb{R}$ 」であり、第三列の帰無仮説は「 $f_{AF}(x) - f_{BE}(x) \leq 0, \forall x \in \mathbb{R}$ 」である。表 3.2 から 1994 年政治改革を除くと、1960 年から 2005 年に行われた議席定数は是正は、KS 検定の結果、帰無仮説を棄却することができないため、票の価値 ($\varpi_d \beta_d^{-1}$) の分布に有効な影響を与えていなかったことがわかる。それゆえ、過去の議席定数は是正措置のうち 1994 年選挙改革のみが「一票の格差」是正に有意な影響を与えたと考えられる。

*¹¹ kernel density estimation は、stata の kdensity コマンドを用い、2 標本を対象とした Kolmogorov-Smirnov 検定は stata の ksmirnov コマンドを用いた。

表 3.2 「票の価値」の Kolmogorov-Smirnov 検定

year	KS test statistics					
	Electoral district only			Electoral district +Proportional representation		
	One-sided $H_0 : \mathbf{Be} \leq \mathbf{Af}$	Two-sided $H_0 : \mathbf{Be} = \mathbf{Af}$	Two-sided $H_0 : \mathbf{Be} \geq \mathbf{Af}$	One-sided $H_0 : \mathbf{Be} \leq \mathbf{Af}$	One-sided $H_0 : \mathbf{Be} \geq \mathbf{Af}$	Two-sided $H_0 : \mathbf{Be} = \mathbf{Af}$
1964 30 th vs. 31 st	0.08 [0.42]	0.09 [0.77]	-0.09 [0.41]	0.08 [0.42]	-0.09 [0.41]	0.09 [0.77]
1975 33 rd vs. 34 th	0.05 [0.74]	0.10 [0.50]	-0.10 [0.26]	0.05 [0.74]	-0.10 [0.26]	0.10 [0.50]
1986 37 th vs. 38 th	0.06 [0.61]	0.07 [0.91]	-0.07 [0.54]	0.06 [0.61]	-0.07 [0.54]	0.07 [0.91]
1992 39 th vs. 40 th	0.07 [0.54]	0.08 [0.84]	-0.08 [0.47]	0.07 [0.54]	-0.08 [0.47]	0.08 [0.84]
1994 40 th vs. 41 st	0.19 [0.00]	0.26 [0.00]	-0.26 [0.00]	0.24 [0.00]	-0.34 [0.00]	0.34 [0.00]
2002 42 nd vs. 43 rd	0.03 [0.72]	0.03 [1.00]	-0.03 [0.76]	0.30 [0.76]	-0.03 [0.81]	0.03 [1.00]

Notes: [] 内の値は p 値である。year は議員定数は正が行われた年である。

Be は是正前、**Af** は是正後を、**Be** \leq **Af** は smaller group が **Be** であることを示す。

1994 年以降は小選挙区比例代表並列制である。

3.3.2 産業間の「一票の格差」

貿易政策は、ある産業に対して行われた政策が全選挙区に影響を与えるという公共財的な側面がある。保護貿易と「一票の格差」の関連を分析するために、産業間比較という観点から「一票の格差」を考察する。本章では、その選挙区に集中している産業に着目し、各選挙区の産業別粗付加価値（または粗生産額）による票の価値（ $\varpi_d \beta_d^{-1}$ ）の加重平均値を「産業別の票の価値指数（Industrial Malapportionment Index, 以下 IM index）」とした。

$$IM\ index_g \equiv \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) (\alpha_{gd} - \beta_d) = \sum_{d \in D} \left\{ \alpha_{gd} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \right\} - 1$$

ここで、 g は産業、 D は選挙区の集合であり、 d はその要素、 α_{gd} は選挙区 d における産業 g の粗付加価値シェアである。ここで、 $\varpi_d \beta_d^{-1} = 1 \forall d$ ならば $IM\ index_g = 0$ であり、「票の価値」が高い地域に産業 g の粗付加価値が集中した場合、 $IM\ index_g$ は上昇する。直感的には言えば、 $IM\ index_g$ が高ということはその産業を代表する議員議席定数が多いことを意味する。なお、Samuels and Snyder (2001) に従い、1994年以降の $\varpi_d \beta_d^{-1}$ は比例代表制の影響を補正した値を用いた。図 3.3 は農業と製造業の $IM\ index_g$ をプロットしたものである。データの制約により、農業は 1960 年から 2006 年までを、製造業は 1979 年から 2006 年までを計測した。農業の $IM\ index_g$ は 1960 年から 1970 年まで上昇している^{*12}。この要因として農村から都市への人口移動が考えられる。1980 年代は農業の $IM\ index_g$ 及び製造業の $IM\ index_g$ は安定的に推移している。ここで農業の $IM\ index_g$ は製造業の $IM\ index_g$ を常に上回っており、さらに製造業の $IM\ index_g$ は $\varpi_d \beta_d^{-1} = 1$ となる $IM\ index_g = 0$ の近傍を推移している。1994 年に実施された選挙改革（1996 年の衆議院議員総選挙に反映）の結果、農業の $IM\ index_g$ は急激に低下した一方、製造業の $IM\ index_g$ はあまり影響を受けなかった。したがって、1994 年政治改革は農業に偏った「一票の格差」を是正したと考えられる。以上で考察した議員議席定数は最高裁判所の判断の結果行われているため、経済変数に依存しないという意味で外生的な現象として考えることができる。次節では保護貿易水準と $IM\ index_g$ を関連付けるシンプルな政治経済モデルを提示する。

^{*12} 1970 年代の農業経済学者は経験的にこの傾向に気づいていたようである。例えば、逸見 (1970) は「経済成長と社会制度ないしは政治制度の変化との間に存する時間的ズレの問題に移ろう。これをもっとも端的に示す事例は、人口の都市集中 = 農村人口の減少の傾向と各選挙区ごとの定員の固定化との間のキャップである。しばしばいわれているところであるが、選挙区ごとの定員は『公職選挙法』の別表に定められており、その別表には、『本表は、この法律施行の日から 5 年ごとに、直近に行なわれた国勢調査の結果によって、更正するのを例とする。』と規定されているにもかかわらず、改正されることはなほだ稀である。このため、人口増加の著しい東京のいくつかの選挙区とか、千葉県第 1 区とかでは、人口が減少しつつある農村部の選挙区に比して、定員 1 人当りに 4 倍以上の選挙人を有している。いわば都市人口は農村人口に比して 4 分の 1 以下の比率でしか国会に意見を反映していないということになる。1968 年の総労働力人口に占める農林業就業者の割合は 18.6 % であり、総人口に占める農家人口の割合は 26.8 % である。もし農業の利害が国会にそのまま反映するとすれば 18.6 ないし 26.8 % の間に落ち着くはずである。というのは、農家人口の中には非農業に就業していたり、将来非農業に就業しようと考えたりしており、農業の利害を必ずしも代表していない者もあるからである。ところが各選挙区を都市部、農村部に分け、それぞれの衆議院議員の定員をみると、全国 483 人のうち都市部選挙区の定員は 116 人、半ば都市的な選挙区の定員は 46 人にすぎない。残りの約 320 議席が大体農村部となっているのである。もちろん、この農村部といっても、農家人口、農業人口だけで選挙に圧倒的強みを発揮できる選挙区というのではないが、農家の票をまったく敵に回しては決して勝てないという選挙区である。一般的にいうと農村部における非農業人口の割合が高まりつつあることは否定しえないところである。しかし、多くの場合、農家は固定的でその地域社会に深く根を下しているのに対して、新しく流入してきた非農家人口は地域社会との結びつきが弱く、浮動票的色彩を帯びてしまう。したがって、候補者にとっては農家の票は同じ 1 票でも、新しく流入してきた非農家の票よりも頼りがいのあるものである。このような点を考慮すれば、前述の 320 議席というのも過大なものとはなしえない。かくて、衆議院を例とすれば、議席数の 66 % が農家票の強い影響下にある。（逸見, 1970, pp.19-21）」と指摘している。さらに、速水 (1986) は「農村人口の減少にしても地域別の議員定数の改訂は遅々として進まない」（速水, 1986, p.141）」と指摘している。

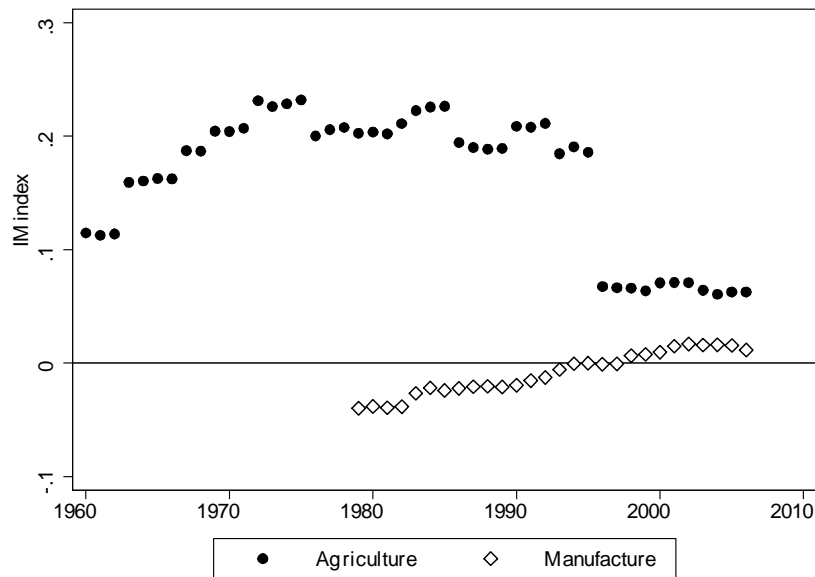


図 3.3 産業別票の価値の推移

出典：水崎 (n.d), 生産農業所得統計及び工業統計表より筆者計算。

3.4 分析モデル

本節では、実証分析の基礎となる政治経済モデルに関して述べる。投票行動に着目した分析モデルとして Mayer (1984) の median voter approach が挙げられる。しかし、median voter approach は直接民主制を前提にしており “The median voter theorem has often been interpreted to mean that median voter’s favorite policy will carry the day in any democratic process. But the inference is unwarranted, because the theorem does not specify a voting procedure and thus not identify the equilibrium of any voting game (Grossman and Helpman, 2001, p.17)” と指摘されている。さらに、Samuels and Snyder (2001) は民主主義国において一票の格差が広範に発生していることを定量的に示した。つまり、民主主義国において、median voter approach が前提としている直接民主制のように「一票の格差」が発生していない国は稀である。この問題点に留意しつつ、本節では Fredriksson, Matschke and Minier (2011) が用いた特殊要素報酬に選挙区間の分配を導入したモデルを用い、Grossman and Helpman (2001) が用いた確率的投票モデルにより投票行動を記述する。そして、「一票の格差」を導入し、政党間競争の帰結として保護貿易水準を内生的保護関数として導出する。

3.4.1 特殊要素モデル

価値尺度輸出財（添え字は 0）と輸入競合財 $g \in \{1, 2, \dots, n\}$ により構成されている小国開放経済（a small open economy）を想定する。この経済では地理的に選挙区が設定されており、それは、 $d \in \{1, 2, \dots, D\}$ に区別されている。ここで、任意の選挙区 d の人口（=有権者数）を β_d とし、その総和を 1 に基準化する。また、価値尺度財の価格を 1、第 g 財の国内価格を p_g そして、国際価格 p_g^w と記述する。小国開放経済の仮定により p_g^w は所与であるため、政府介入より発生する第 g 財の内外価格差を τ_g とすれば、 $p_g = p_g^w + \tau_g$ 、つまり、国内価格 p_g は τ_g により決定される。選挙区 d に住む個人 i の効用関数を $x_0^i + \sum_{g=1}^n u(x_g^i)$ と仮定する。ここで、 x_0^i は価値尺度財の需要量、 x_g^i は第 g 財の需要量、 $u(\cdot)$ は微分可能かつ強凹関数である。ここで、 $d_g(p_g)$ を第 g 財の需要関数、 I^i を予算とすれば、価値尺度財の需要量は $x_0^i = I^i - \sum_{g=1}^n p_g d_g(p_g)$ となる（なお、価値尺度財の需要量を正と仮定しているため、輸入競合財の需要量は添え字 i

に依存しない。以下添え字 i を省略する。したがって、間接効用関数は $I^i + \sum_{g=1}^n u[d_g(p_g)] - p_g d_g(p_g)$ となる。ここで、第 g 市場の消費者余剰は $s_g(p_g) = u[d_g(p_g)] - p_g d_g(p_g)$ であることから、Roy の恒等式より、 $\partial s_g(p_g) / \partial p_g = -d_g$ が成立する。生産要素は産業間を移動できる生産要素（労働 L ）とそれができない特殊要素（資本 K ）に分け、規模に関して一定（Constant Return to Scale : CRS）技術 $f_g()$ を想定する。ここで各個人は 1 単位の労働を持つと仮定する。価値尺度財産業は労働のみを用いて生産を行い、投入-算出係数及び賃金は 1、生産量は正とする。輸入競合財産業 $g \in n$ では、労働と資本を用い CRS 技術により生産を行っているが、資本が固定されているため労働に対して収穫逓減となる。第 0 産業により賃金は 1 に固定されているため、完全競争下の（特殊要素報酬）最大化問題は p_g のみに依存し、 $\pi_g(p_g) = \max p_g f_g(L, K) - L$ となる。なお、 y_g を第 g 財の生産量とすれば、Hotelling のレンマにより $\partial \pi_g(p_g) / \partial p_g = y_g$ が成立する。開放経済であるため、第 g 財の超過需要関数を $m_g(p_g) = d_g(p_g) - y_g(p_g)$ とすれば、関税収入は $r_g(p_g) = (p_g - p_g^w) m_g(p_g)$ であり、poll subsidy として再分配する。

選挙区 d が占める第 g 産業の特殊要素のシェアを α_{dg} とすれば、選挙区 d に配分される第 g 産業の特殊要素報酬は $\alpha_{dg} \pi_g$ となる。賃金、消費者余剰、関税収入を考慮すれば、選挙区 d の経済厚生は (3.1) 式により示される。

$$W_d(\mathbf{p}) = \sum_{g=1}^n W_{dg}(\mathbf{p}) = \beta_d + \sum_{g=1}^n \alpha_{dg} \pi_g(p_g) + \beta_d \sum_{g=1}^n [r_g(p_g) + s_g(p_g)] \quad (3.1)$$

ここで、選挙区 d の経済厚生 (3.1) 式をその第 g 財価格 p_g に関して偏微分すれば (3.2) 式を得る。なお m'_g は $m_g(p_g)$ の p_g に関する傾きである。

$$\frac{\partial W_d(\mathbf{p})}{\partial p_g} = (\alpha_{dg} - \beta_d) y_g + \beta_d \tau_g m'_g \quad (3.2)$$

3.4.2 確率的投票モデル

本節では選挙区 d における異質な投票者と戦略的な政党に関して述べる。まず、政党 A と政党 B が存在する場合を想定する。選挙区 d に住む個人 i = 投票者 i は両政党が提示する国内価格ベクトル \mathbf{p} （以下、保護貿易政策）を比較し投票を行うと考えられるが、あくまでそれは投票行動の一側面であり、各政党の保守・革新など次元の要因（以下、イデオロギー）も考慮して支持政党を決めるであろう。ここで選挙区 d の投票者 i は政党 A を基準とし、投票行動に付随するイデオロギー： \mathbf{p} 以外の要因を考慮したうえで、政党 B を評価するとすれば、選挙区 d の投票者 i は (3.3) 式に従い政党評価を行うと仮定する。

$$v_d^i \equiv \frac{W_d(\mathbf{p})}{\beta_d} + \left(\tilde{\sigma}_d^i + \gamma_d + \tilde{\delta}^i \right) D_B \quad (3.3)$$

ここで、第一項： $\beta_d^{-1} W_d(\mathbf{p})$ は選挙区 d の一人当たり経済厚生であり保護貿易政策 \mathbf{p} の評価を示している。また、 D_B は選挙結果を示すインジケータであり、政党 A が選挙に勝利した場合は $D_B = 0$ 、政党 B が選挙に勝利した場合は $D_B = 1$ をとる。第二項： $\tilde{\sigma}_d^i + \gamma_d + \tilde{\delta}^i$ は選挙区 d における投票者 i の政党選択におけるイデオロギーをとらえており、政党 B が選挙に勝利した場合の保護政策の評価に加えた加点と言える。そのイデオロギーは確率変数であり、選挙区 d 内の分布 $\tilde{\sigma}_d^i + \gamma_d$ と選挙区共通の分布 $\tilde{\delta}^i$ に区分される。選挙区 d 内イデオロギーは平均が γ_d 、その分布が確率変数 $\tilde{\sigma}_d^i$ により記述され、それは一様分布： $\tilde{\sigma}_d^i \sim \left[-(2\phi_d)^{-1}, (2\phi_d)^{-1} \right]$ に従うとする。なお、 $\gamma_d > 0$ ならば選挙区 d は平均的に政党 B を支持するイデオロギーを持つと解釈できる。同様に選挙区共通イデオロギーは平均がゼロ、その分布が確率変数 $\tilde{\delta}^i$ により示され、一様分布： $\tilde{\delta}^i \sim \left[-(2\psi)^{-1}, (2\psi)^{-1} \right]$ に従うとする。それゆえ、選挙区 d における投票者 i の政党選好は $\beta_d^{-1} W_d(\mathbf{p}), \gamma_d$ という deterministic な要因に加えて、 $\tilde{\sigma}_d^i, \tilde{\delta}^i$ という確率変数の実現値に依存する。ここで、選挙区 d において政党 A と政党 B が無差別である投票者（swing voter）は、選挙区 d 内イデオロギー $\tilde{\sigma}_d^* = [W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)] \beta_d^{-1} - \gamma_d - \tilde{\delta}^i$ を持つ。ここで \mathbf{p}_Γ は政党 $\Gamma \in \{A, B\}$ が提案する保護貿易水準ベクトルである。投票者の政党選好に注目すると、 $\tilde{\sigma}_d^j > \tilde{\sigma}_d^*$ となる選挙区 d における投票者は (3.3) 式におけるイデオロギーによる加点分が swing voter よりも大きいため政党 B を支持し、逆に $\tilde{\sigma}_d^j < \tilde{\sigma}_d^*$ となる投票者は政党 A を支持する。ここで

選挙区 d における政党 A の獲得票シェアは、閾値 $\tilde{\sigma}_d^*$ を下回る $\tilde{\sigma}_d^j$ すべてであるから、 $\phi_d \times \left\{ (2\phi_d)^{-1} + \tilde{\sigma}_d^* \right\}$ である。したがって、選挙区 d における政党 A の獲得票シェアは $2^{-1} + \phi_d \tilde{\sigma}_d^*$ であり、全選挙区における政党 A の獲得票シェアは有権者数による加重平均値である (3.4) 式となる。なお、政党 B の獲得票シェアは $1 - (3.4)$ 式である。

$$\sum_{d \in D} \beta_d \left[\frac{1}{2} + \phi_d \tilde{\sigma}_d^* \right] = \frac{1}{2} + \sum_{d \in D} \beta_d \phi_d \tilde{\sigma}_d^* \quad (3.4)$$

3.4.3 「票の価値」と過半数議席獲得確率

ここで、選挙区 d 毎に配分されている議員議席定数に着目する。総議席数を 1 に基準化し、選挙区 d に配分されている議席定数を ϖ_d とすれば、総議席数は $\sum_{d \in D} \varpi_d = 1$ である。したがって、選挙区 d の有権者あたり議席数は $\varpi_d \beta_d^{-1}$ と記述でき、選挙区 d における政党 A の獲得票は有権者数 \times 獲得票シェアであるため、政党 A の総議席数に占める獲得議席シェアは $\varpi_d \beta_d^{-1} \times [\beta_d \times \{2^{-1} + \phi_d \tilde{\sigma}_d^*\}] = 2^{-1} \varpi_d + \varpi_d \phi_d \tilde{\sigma}_d^*$ となる。したがって、全選挙区における政党 A の獲得議席シェアは $\Psi_A = 2^{-1} + \sum_{d \in D} \varpi_d \phi_d \tilde{\sigma}_d^*$ となり、政党 B の獲得議席シェアは $1 - \Psi_A$ となる。次に政党 A の過半数議席獲得確率は $\tilde{\sigma}_d^* = [W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)] \beta_d^{-1} - \gamma_d - \tilde{\delta}^i$ を Ψ_A に代入し、選挙区共通イデオロギー $\tilde{\delta}^i$ が一様分布： $\tilde{\delta}^i \sim [-(2\psi)^{-1}, (2\psi)^{-1}]$ に従うことに留意すれば、(3.5) 式により記述できる。

$$\Pr \left(\Psi_A \geq \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} + \psi \left[\sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) \{W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)\} - \sum_{d \in D} \frac{\varpi_d \gamma_d \phi_d}{\phi} \right] \quad (3.5)$$

ここで選挙区内イデオロギーのばらつきの加重平均値 $\phi \equiv \sum_{d \in D} \varpi_d \phi_d$ を定義した。同様に $\Pr(\Psi_B \geq 2^{-1}) = \Pr(\Psi_A \leq 2^{-1})$ であるため、閾値を上回る $\tilde{\delta}^i$ の面積を求めれば、政党 B の過半数議席獲得確率は $1 - (3.5)$ 式となる。

3.4.4 政党間競争と「漁夫の利」

政党 A 及び政党 B の過半数議席獲得確率から、各政党の最適反応関数として次式を得る。

$$p_{gA}(\mathbf{p}_B) = \arg \max_{p_{gA}} \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) \{W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)\}$$

$$p_{gB}(\mathbf{p}_A) = \arg \min_{p_{gB}} \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) \{W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)\}$$

つまり、政党 B の戦略を所与とし、政党 A は $W_d(\mathbf{p}_A)$ を向上させることにより $W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)$ を増加させる。一方、政党 B は、政党 A の戦略を所与とし、 $W_d(\mathbf{p}_B)$ を向上させることにより、 $W_d(\mathbf{p}_A) - W_d(\mathbf{p}_B)$ を減少させようとする。

ここで $G(\mathbf{p}) \equiv \sum_{d \in D} (\varpi_d \beta_d^{-1}) (\phi_d \phi^{-1}) W_d(\mathbf{p})$ を定義すれば、各政党の最適反応関数は、 $p_{gA}(\mathbf{p}_B) = \arg \max_{p_{gA}} G(\mathbf{p}_A)$ 、 $p_{gB}(\mathbf{p}_A) = \arg \max_{p_{gB}} G(\mathbf{p}_B)$ と書き換えられる。それゆえ、Nash 均衡は $\mathbf{p} = \mathbf{p}_A = \mathbf{p}_B$ と Hotelling モデル (Hotelling, 1929) と類似した結果を得る。したがって政党の最適反応関数は一階条件 (3.6) 式により特徴づけられる。なお、最適反応関数及び一階条件は政党に依存しないため、政党添え字を省略する。

$$\frac{\partial G(\mathbf{p})}{\partial p_g} = \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) \left(\frac{\partial W_d(\mathbf{p})}{\partial p_g} \right) = 0 \quad \forall g = 1, \dots, n \quad (3.6)$$

この均衡上では、与野党は同じ提案を行うことによってお互いの足を全力で引っ張っており、お互いにまったく得るものはないが失うよりはましだという状況である。しかしながら、この政党間競争により利益を得る選挙区が存在する。それは $(\varpi_d \beta_d^{-1}) (\phi_d \phi^{-1}) > 1$ を満たす選挙区 d である。言い換えれば、選挙区 d の議席配分が過剰な場合 ($\varpi_d > \beta_d$) や選挙区内イデオロギーのばらつきが相対的に小さい場合 ($\phi_d^{-1} < \phi^{-1}$)、政党の目的関数におけるその選挙区の経済厚

生のウェイトは1を上回る場合がある。そして、この影響は保護貿易政策 \mathbf{p} の水準に影響し、パレート非効率な保護貿易政策が提案される要因となりうる。

3.4.5 内生的保護関数

政党間競争により政党が提示する保護貿易政策 \mathbf{p} は、Nash 均衡上の保護貿易政策を特徴づける (3.6) 式に、選挙区 d の経済厚生 W_d の第 g 財価格 p_g に関する偏微分である (3.2) 式を代入することにより得られる。

$$\begin{aligned}\frac{\partial G}{\partial p_g} &= \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) \left(\frac{\partial W_d(\mathbf{p})}{\partial p_g} \right) = 0, \quad \forall g = 1, \dots, n \\ \frac{\partial W_d}{\partial p_g} &= (\alpha_{dg} - \beta_d) y_g + \beta_d \tau_g m'_g, \quad \forall g = 1, \dots, n, \forall d = 1, \dots, D\end{aligned}$$

したがって、内生的保護関数 (3.7) 式を得る。

$$\frac{\tau_g}{p_g} = (-\varepsilon_g)^{-1} \left(\frac{m_g}{y_g} \right)^{-1} \sum_{d \in D} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \left(\frac{\phi_d}{\phi} \right) (\alpha_{dg} - \beta_d), \quad \forall g = 1, \dots, n \quad (3.7)$$

ここで、第 g 財の輸入価格弾力性 $\varepsilon_g \equiv m'_g \times p_g / m_g$ である。つまり、内生的保護関数は、輸入価格弾力性の逆数、輸入浸透率の逆数、選挙区 d の票の価値、イデオロギーのばらつき、産業構造（特殊要素報酬の集中度）によって構成される。したがって、 $(\varpi_d \beta_d^{-1}) (\phi_d \phi^{-1}) > 1$ を満たす選挙区は、議席につながりやすく、さらに票にもつながりやすいため、その産業構造 $(\alpha_{dg} - \beta_d)$ を内生的保護関数に強く反映させることができる。また、内生的保護関数 (3.7) 式を整理し、選挙区内イデオロギーに関して $\phi_d = \phi^*$ for all $d \in D$ と仮定すれば、(3.8) 式を得る。

$$\frac{\tau_g}{p_g} = \underbrace{(-\varepsilon_g)^{-1}}_{\text{輸入価格弾力性の逆数}} \times \underbrace{\left(\frac{m_g}{y_g} \right)^{-1}}_{\text{輸入浸透率の逆数}} \times \underbrace{\left[\sum_{d \in D} \left\{ \alpha_{gd} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) \right\} - 1 \right]}_{IM \text{ index}} \quad (3.8)$$

つまり保護貿易水準は、輸入価格弾力性の逆数、輸入浸透率の逆数及び産業別票の価値指数に分解できる。さらに対数変換を行い、全微分を行えば保護貿易水準の変化率は次式となる。

$$\Delta \frac{\tau_g}{p_g} \simeq - \Delta |\text{import elasticity}_g| - \Delta \text{import penetration}_g + \Delta IM \text{ index}_g$$

したがって、 $IM \text{ Index}$ が減少した場合、政党間競争を通じて発生する保護貿易インセンティブは低下し、保護貿易水準も減少すると予想される。それゆえ、第2節で概観した $IM \text{ index}$ の動向から、「一票の格差」は農業保護水準の底上げ要因として機能した可能性がある。

3.5 推定戦略

本章では農業と製造業を対象に1979年から2006年のlong panel データセットにより内生的保護関数の推定を行う。しかしながら、保護貿易政策は一物一価の法則により全選挙区で共通であるため、全選挙区の ϕ_d を推定することは観測数から困難である。したがって、選挙区を投票行動に応じて分割し推定式を簡略化した。具体的には全選挙区 $d \in D$ を農村地域 R と非農村地域 U に分割し、 $\phi_d = \phi_R$ for all $d \in R$, $\phi_d = \phi_U$ for all $d \in U$ と仮定した。小林 (1997), Horiuchi and Saito (2003) 及び菅原 (2004) に従い、農村・非農村地域の閾値として選挙区毎の人口集中地区 (Densely Inhabited District: DID) 人口比率を用いた。さらに、輸入価格弾力性に関する error in variables の問題や、Trefler (1993) が指摘する保護貿易水準と輸入浸透率の内生性に対処するため、両変数を左辺に移項した。

$$\frac{-\varepsilon_g \tau_g m_g}{p_g y_g} = \left(\frac{\phi_R}{\phi} \right) \times \left[\sum_{d \in R} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) (\alpha_{dg} - \beta_d) \right] + \left(\frac{\phi_U}{\phi} \right) \times \left[\sum_{d \in U} \left(\frac{\varpi_d}{\beta_d} \right) (\alpha_{dg} - \beta_d) \right]$$

ここで、農村地域とは DID 人口比率が第 1 四分位点以下である選挙区であり、非農村地域とはそれ以外の選挙区である。また、左辺は死荷重を計測しており、右辺は産業別票の価値指数をその選挙区が所属する地域 (R or U) に分割したものである。つまり、右辺第一項は農村地域に応じて集計した値、右辺第二項は非農村地域に応じて集計した値である。IM index は最高裁判所の判断によって是正されるため、保護貿易水準や輸入浸透率から独立である外生変数と考えられる。以上の議論を踏まえて定数項 ζ_0 と攪乱項 ϵ_{gt} を加えた (3.9) 式を推定式とする。

$$z_{gt} = \zeta_0 + \zeta_1 x_{1gt} + \zeta_2 x_{2gt} + \epsilon_{gt} \quad (3.9)$$

ここで被説明変数は $z_{gt} \equiv -\varepsilon_{gt} \times \tau_{gt} p_{gt}^{-1} \times m_{gt} y_{gt}^{-1}$ と定義しており、説明変数は $x_{1gt} \equiv \sum_{d \in R} (\varpi_{dt} \beta_{dt}^{-1}) (\alpha_{dgt} - \beta_{dt})$, $x_{2gt} \equiv \sum_{d \in U} (\varpi_{dt} \beta_{dt}^{-1}) (\alpha_{dgt} - \beta_{dt})$ と定義している。したがって、推定量は各々 $\zeta_1 \equiv \phi_R \phi^{-1}$, $\zeta_2 \equiv \phi_U \phi^{-1}$ と表わされ、添え字 g に依存しない。理論モデルから符号条件は、 $\zeta_1 > 0$, $\zeta_2 > 0$, $\zeta_1 + \zeta_2 > 0$ である。さらに、推定量 ζ_1, ζ_2 の比率から「農村地域と非農村地域の投票行動の比較指数 (以下、投票構造パラメータ)」 $v_U^R \equiv \phi_R \phi_U^{-1} = \zeta_1 \zeta_2^{-1}$ を計測できる。なお、実証分析は次の手順に従う。まず、説明変数及び被説明変数を対象に panel unit-root 検定により定常性を確認する。次に、誤差項の特定ごとに iterative Feasible GLS 推定を行い、the Breusch-Pagan statistic for cross-sectional independence (以下、B.P. LM 検定) により $H_0: no\ CSD$ を検証し、a modified Wald statistic for groupwise heteroskedasticity (以下、M. Wald 検定) により $H_0: \sigma_i^2 = \sigma \text{ for } \forall i$ を検定する*13。これらの推定結果から回帰係数の符号条件: $\zeta_1 > 0$, $\zeta_2 > 0$, $\zeta_1 + \zeta_2 > 0$ を確認し、そのうえで投票構造パラメータ v_U^R を計測する。ここで投票構造パラメータが 1 を上回るならば農村地域の投票行動は比較的まとまっている (限界的な支持票の増分が大きい) と解釈できる。また、理論モデルが満たすべき線形条件 (1) $\zeta_1 \neq 0$, (2) $\zeta_2 \neq 0$, (3) $v_U^R \neq 1 \iff \phi_R \neq \phi_U$ を確認する必要がある。

3.6 推定結果

まず、パネルデータの定常性を確認するため、panel unit-root 検定を行った。表 3.3 はトレンド項 (*trend*) と 4 期までのラグを加えた Levin-Lin-Chu 検定の結果である。表側にはトレンド項とラグ項を、表頭には検定対象としたパネルデータ系列を表示し、各々の組み合わせごとの調整済 t 値とその p 値を掲載している。被説明変数である WRI, TRI 及び NRA に関しては 1% 水準で unit-root の存在が棄却され、これらのパネルデータは定常と考えられる。同様に説明変数である x_1 及び x_2 ではトレンド項と 2 期のラグ項までにそれぞれ 10% 水準で unit-root の存在が棄却されており、データ系列は非定常であるとは言い難い。以上の検討から分析に用いるデータセットは定常であると判断した。

*13 Baum(2001) による stata-拡張コマンドである、xttest2 及び xttest3 コマンドを用いた。なお、iterative feasible GLS 推定は stata の xtglsl コマンドの igls オプションにより推定した。

表 3.3. Panel unit-root 検定 : Levin-Lin-Chu unit-root test

		WRI* ¹	TRI* ¹	NRA* ¹	x_1	x_2
<i>trend + lag (1)</i>	<i>adj.t</i>	-3.90***	-3.32***	-2.95***	-1.02	-1.57*
	<i>p</i>	0.00	0.00	0.00	0.15	0.06
<i>trend + lag (2)</i>	<i>adj.t</i>	-1.13	-0.81	-1.20	-1.56*	-0.97
	<i>p</i>	0.13	0.21	0.12	0.06	0.17
<i>trend + lag (3)</i>	<i>adj.t</i>	0.27	0.03	-0.15	-1.16	-1.50*
	<i>p</i>	0.61	0.51	0.44	0.12	0.07
<i>trend + lag (4)</i>	<i>adj.t</i>	1.30	1.49	1.60	-0.08	-1.14
	<i>p</i>	0.90	0.93	0.95	0.47	0.13

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

*¹ WRI, TRI 及び NRA は $\tau_{gt}p_{gt}^{-1}$ を計算する際に用いた保護貿易指標である。

次に (3.9) 式の推定結果を考察する。表 3.4 の表側は回帰係数 ζ , その線形結合, 投票構造パラメータ v_U^R , 農村地域と非農村地域の選挙区内イデオロギーのばらつき $v_U^R - 1$, the Breusch-Pagan LM 検定 ($H_0 : no\ CSD$) 及び a modified Wald 検定 ($H_0 : \sigma_i^2 = \sigma$) であり, 表頭の一段目に, 被説明変数の計算に用いた保護貿易指標を, 表頭の二段目に推定方法を記載している。まず推定結果 (1),(2) 及び (3) を検討する。推定結果 (1) 及び (2) の誤差項は CSD を想定した FGLS であり (3) は pooled OLS(homoskedasticity を想定した FGLS) である。回帰係数の符号条件: $\zeta_1 > 0, \zeta_2 > 0$, に関して, 誤差項の CSD を想定した推定結果 (1),(2) は, 定数項の有無に依存せずに, 符号条件を有意水準 1% 水準で満たしている。一方, 誤差項に homoskedasticity の制約を課した (3) は ζ_2 の符号条件を満たしていない。ここで, 誤差項の特定化に関する B. P. LM 検定 ($H_0 : no\ CSD$) 及び M.Wald 検定 ($H_0 : \sigma_i^2 = \sigma\ for\ \forall i$) を確認すると, 共に帰無仮説を有意水準 5% 以内で棄却している。さらに, Log Likelihood から得られたベイズ情報量規準 (BIC) を比較すると, (1) の BIC 値が最も小さいことが分かる。したがって, 誤差項を CSD と想定する (1) 式をベースラインとする。

理論モデルの前提から回帰係数の線形結合には条件: $\zeta_1 + \zeta_2 > 0$ が要請されるため, delta method により線形結合の標準誤差を計算したところ, $\zeta_1 + \zeta_2 > 0$ を有意水準 1% 水準で満たすことを確認した。さらに, 農村地域と非農村地域の投票構造に関する構造パラメータ v_U^R を計算した結果, その符号条件は有意水準 1% 水準で正であり, 理論モデルと整合的な結果を得た。さらに, v_U^R の値は 1 を有意水準 1% 水準で上回っており, $v_U^R \equiv \zeta_1/\zeta_2 > 1 \iff \phi_R > \phi_U$ が成立していると考えられる。つまり「 ϕ_U を尺度に ϕ_R を計測した場合, ϕ_R の大きさは少なくとも 1 を上回ることを示唆しており, 農村地域における投票者のイデオロギーのばらつきは, 非農村地域と比較した場合, 有意に小さいことを示している。なお, 被説明変数に関する感度分析として, (1),(4) 及び (7) を比較した結果, 上述の符号条件, 線形結合, 投票構造パラメータの推定結果に変動はないことも確認できる。

次に, 線形制約の検定結果を表 3.5 に示す。仮に線形制約 (1) $\zeta_1 = 0$ 及び (2) $\zeta_2 = 0$ を棄却できない場合, 理論モデルとデータの間で矛盾が生じている恐れがある。さらに推定形式である (3.9) 式では, $\phi_d = \phi_R\ for\ all\ d \in R, \phi_d = \phi_U\ for\ all\ d \in U$ と仮定しているため, 線形制約 (3) $\zeta_1 = \zeta_2 \iff \phi_R = \phi_U$ を棄却できない場合, 内生的保護関数 (3.9) 式は *IM Index_g* に簡略化でき, 回帰分析そのものの意味を失ってしまう。表 3.5 は表頭・表側の組み合わせに応じた χ^2 値とその p 値を掲載している。表 3.5 から, 被説明変数と推定方法の組み合わせに依存せずに, 有意水準 5% 以内で帰無仮説 (1),(2),(3) は棄却できることから, モデルの前提条件である (1) $\zeta_1 \neq 0$, (2) $\zeta_2 \neq 0$, (3) $v_U^R \neq 1 \iff \phi_R \neq \phi_U$ は成立していると考えられる。

感度分析として、選挙区のうち DID 人口比率が中央値以下を x_1 、それ以外を x_2 へ集計した場合の推定結果を表 3.6 に掲載する。推定結果 (16)*¹⁴を除いて符号条件、線形結合、投票構造パラメータの傾向は表 3.4 とほぼ同じである。ただし、 v_U^R の値は、表 3.4 と比べて小さくなっていることを確認できる。線形制約の検定結果を表 3.7 に示す。推定結果 (16) を除いて、ほぼ表 3.5 と同様の傾向である。したがって、中央値により説明変数を定義した場合においても、モデルの前提条件である (1) $\zeta_1 \neq 0$, (2) $\zeta_2 \neq 0$, (3) $v_U^R \neq 1 \iff \phi_R \neq \phi_U$ は成立すると考えられる。

最後に、DID 人口比率の第 1 四分位点により定義された説明変数を用い、誤差項を CSD 及び common AR(1) と想定した、three step FGLS 推定の結果を検討する。表 3.8 は、被説明変数の定義ごとの回帰係数、その線形結合と非線形結合(構造パラメータ)、線形制約及び common AR(1) 過程における係数 ρ の推定結果を示している。回帰係数の符号条件は理論の予測通りであるが、回帰係数 ζ_2 の標準誤差が大きく、不安定であることがわかる。したがって、投票構造パラメータ $v_U^R \equiv \zeta_1/\zeta_2$ の分母が不安定であるため、その標準誤差も大きい。線形結合の符号条件は予測通りなのだが、 v_U^R に関しては不安定であることが分かる。表 3.8 の下段は線形制約の検定結果である。モデルの前提条件に関する線形制約 (1) $\zeta_1 = 0$ 及び (3) $\zeta_1 = \zeta_2$ は有意水準 1% 水準により棄却できるのだが、 ζ_2 の標準誤差が大きいため、(2) $\zeta_2 = 0$ を有意水準 10% 水準以内で棄却することはできなかった。

*¹⁴ 推定結果 (16) はその BIC が非常に小さいため異常な値に思える。

表 3.4 内生的保護関数の推計結果：第一四分位点

	WRI			TRI			NRA		
	FGLS (1)	FGLS (2)	OLS (3)	FGLS (4)	FGLS (5)	OLS (6)	FGLS (7)	FGLS (8)	OLS (9)
<i>Sign</i>									
ζ_0	+/-	0.03*** (0.00)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.014*** (0.005)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.014** (0.006)
ζ_1	+	1.01*** (0.09)	1.19*** (0.05)	0.79*** (0.06)	0.83*** (0.08)	0.95*** (0.04)	0.75*** (0.09)	0.98*** (0.04)	0.58*** (0.05)
ζ_2	+	0.35*** (0.09)	0.22*** (0.08)	-0.35*** (0.10)	0.27*** (0.08)	0.12* (0.07)	0.31*** (0.10)	0.15** (0.07)	-0.43*** (0.09)
$\zeta_1 + \zeta_2$	+	1.36*** (0.18)	1.42*** (0.12)	0.44*** (0.15)	1.09*** (0.15)	1.07*** (0.11)	1.06*** (0.18)	1.13*** (0.12)	0.15 (0.13)
v_U^R	+	2.86*** (0.55)	5.33*** (1.70)	-2.24*** (0.76)	3.10*** (0.71)	8.04* (4.54)	2.39*** (0.49)	6.45** (2.88)	-1.35*** (0.38)
$v_U^R - 1$		1.86*** (0.55)	4.33** (1.70)	-3.24*** (0.76)	2.10*** (0.71)	7.04 (4.54)	1.39*** (0.49)	5.45* (2.88)	-2.35*** (0.38)
B.P. LM test		22.00***	20.03***		20.56***	17.21***	23.03***	20.95***	
M. Wald test		95.71***	6.35**		85.94***	3.34	432.29***	19.83***	
BIC		-204.14	-193.16	-193.30	-220.51	-209.53	-222.28	-207.59	-205.53
N		56	56	56	56	56	56	56	56

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 3.5 線形制約の Wald 検定：第一四分位点

	WRI			TRI			NRA		
	FGLS (1)	FGLS (2)	OLS (3)	FGLS (4)	FGLS (5)	OLS (6)	FGLS (7)	FGLS (8)	OLS (9)
$H_0: \phi_R = 0$	121.92***	630.24***	190.15***	120.82***	505.14***	187.61***	67.40***	471.38***	127.21***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$H_0: \phi_U = 0$	14.26***	7.97***	13.12***	10.96***	2.74*	12.84***	10.31***	4.21**	23.99***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.04	0.00
$H_0: \phi_R = \phi_U$	181.06***	531.68***	351.12***	167.09***	471.00***	345.56***	125.14***	463.94***	339.20***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 3.6 内生的保護関数の推計結果：中央値

	WRI						TRI						NRA					
	FGLS		FGLS		OLS		FGLS		FGLS		OLS		FGLS		FGLS		OLS	
	(10)	(11)	(11)	(11)	(12)	(12)	(13)	(14)	(14)	(15)	(15)	(16)	(17)	(17)	(18)	(18)		
ζ_0	<i>Sign</i>																	
	+/-	0.013*			-0.01	0.010*				-0.01	0.002***				-0.01			
		(0.007)			(0.01)	(0.006)				(0.01)	(0.001)				(0.01)			
ζ_1	+	0.89***	0.92***	0.64***	0.64***	0.74***	0.75***	0.75***	0.53***	0.53***	0.004	0.74***	0.74***	0.45***				
		(0.09)	(0.05)	(0.07)	(0.07)	(0.08)	(0.05)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.023)	(0.05)	(0.05)	(0.06)				
ζ_2	+	0.43***	0.35***	-0.15	-0.15	0.35***	0.26***	0.26***	-0.12	-0.12	-0.003	0.27***	0.27***	-0.25***				
		(0.09)	(0.07)	(0.10)	(0.10)	(0.08)	(0.06)	(0.06)	(0.09)	(0.09)	(0.032)	(0.07)	(0.07)	(0.09)				
$\zeta_1 + \zeta_2$	+	1.33***	1.28***	0.49***	0.49***	1.08***	1.01***	1.01***	0.41***	0.41***	0.001	1.01***	1.01***	0.19				
		(0.18)	(0.12)	(0.17)	(0.17)	(0.15)	(0.11)	(0.11)	(0.14)	(0.14)	(0.055)	(0.12)	(0.12)	(0.15)				
v_U^R	+	2.06***	2.60***	-4.26	-4.26	2.13***	2.86***	2.86***	-4.26	-4.26	-1.18	2.71***	2.71***	-1.77***				
		(0.24)	(0.38)	(3.37)	(3.37)	(0.28)	(0.52)	(0.52)	(3.38)	(3.38)	(19.29)	(0.48)	(0.48)	(0.87)				
$v_U^R - 1$		1.06***	1.60***	-5.26	-5.26	1.13***	1.86***	1.86***	-5.26	-5.26	-2.18	1.71***	1.71***	-2.77***				
		(0.24)	(0.38)	(3.37)	(3.37)	(0.28)	(0.52)	(0.52)	(3.38)	(3.38)	(19.29)	(0.48)	(0.48)	(0.87)				
B.P LM test		21.82***	20.80***			20.42***	18.82***	18.82***			13.76***	21.74***	21.74***					
M. Wald test		25.14***	6.38**			22.71***	4.31	4.31			4E + 8***	26.56***	26.56***					
BIC		-191.43	-194.12	-177.20	-177.20	-207.47	-210.28	-210.28	-198.12	-198.12	-315.91	-209.93	-209.93	-191.17				
N		56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56	56				

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 3.7 線形制約の Wald 検定：中央値

	WRI			TRI			NRA		
	FGLS (10)	FGLS (11)	OLS (12)	FGLS (13)	FGLS (14)	OLS (15)	FGLS (16)	FGLS (17)	OLS (18)
$H_0: \phi_R = 0$	92.20***	310.72***	83.42***	90.25***	256.67***	83.12***	0.03	216.65***	52.08***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.00
$H_0: \phi_U = 0$	23.72***	25.17***	2.10	20.47***	16.98***	2.09	0.01	16.75***	7.57***
p	0.00	0.00	0.15	0.00	0.00	0.15	0.92	0.00	0.01
$H_0: \phi_R = \phi_U$	183.33***	588.46***	249.41***	167.18***	516.27***	248.40***	0.54	500.72***	249.84***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 3.8 内生的保護関数の推計結果：第一四分位点,common AR(1)

	Sign	WRI		TRI		NRA	
		(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
ζ_0	+/-	0.03*** (0.01)		0.02*** (0.01)		0.02*** (0.01)	
ζ_1	+	0.84*** (0.13)	0.96*** (0.13)	0.72*** (0.11)	0.81*** (0.11)	0.66*** (0.12)	0.76*** (0.12)
ζ_2	+	0.19 (0.16)	0.17 (0.17)	0.17 (0.14)	0.15 (0.14)	0.13 (0.14)	0.12 (0.15)
$\zeta_1 + \zeta_2$	+	1.03*** (0.27)	1.13*** (0.28)	0.89*** (0.23)	0.97*** (0.24)	0.79*** (0.25)	0.88*** (0.15)
v_U^R	+	4.55 (3.35)	5.68 (4.99)	4.11 (2.74)	5.35 (4.50)	4.87 (4.42)	6.11 (6.57)
$v_U^R - 1$	+	3.55 (3.35)	4.68 (4.99)	3.11 (2.74)	4.35 (4.50)	3.87 (4.42)	5.11 (6.57)
$H_0:\phi_R = 0$		40.49*** 0.00	55.64*** 0.00	41.89*** 0.00	56.36*** 0.00	29.01*** 0.00	40.06*** 0.00
$H_0:\phi_U = 0$		1.38 0.24	1.04 0.31	1.65 0.20	1.12 0.29	0.92 0.34	0.70 0.40
$H_0:\phi_R = \phi_U$		42.23*** 0.00	61.46*** 0.00	39.87*** 0.00	58.61*** 0.00	33.89*** 0.00	49.38*** 0.00
ρ		0.81	0.81	0.80	0.80	0.83	0.82
N		56	56	56	56	56	56

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

3.7 結論

本章は, Grossman and Helpman (2001) の確率的投票モデルを応用し, 投票行動に加えて「一票の格差」を保護貿易の要因とした内生的保護関数を提示した。さらに, この内生的保護関数を用いて日本の農業保護を分析した結果, 農村地域の投票者は非農村地域の投票者よりバイデオロギーのばらつきが小さいため, 保護貿易によって支持票を得やすい傾向があり, この傾向が農業保護水準を高めていることが分かった。さらに, 全国的に農村地域への議席定数が比較的多く配分されている「一票の格差」も農業保護水準の底上げ要因であることが分かった。以上の要因により, 与野党が Hotelling 的な政党間競争均衡にあるとすれば, 彼らは戦略的に農村地域の産業構造を色濃く反映させた保護貿易水準を提案せざるおえない状況に陥ってしまい, その経済的な帰結として農業保護水準が高まったと考えられる。

本章の限界として, 本章は計算上の簡略化のために比例代表制をベースとしていること, サンプル数が少ないため個人の属性を考慮できないことが挙げられる。さらに, 小選挙区制や中選挙区制において発生する死票の問題に加えて, 都市・農村における投票率(棄権率)の差異, 議員間の交渉力や派閥, 政党の連携や交渉力等を考慮していない。さらに, 政党が3以上の場合や, そのうち過半数を確保するのではなく都市部のみ(あるいは農村部のみ)を重視する政党を想定した場合, 不確実性が存在する場合も考慮していない。以上の論点は今後の課題としたい。

補論：データに関して

「農業および製造業の保護貿易水準」は Anderson and Valenzuela(2008) 及び Anderson and Croser(2009) から引用した。「産業別輸入価格弾力性」は Kee, Nicita and Olarreaga (2008) の輸入価格弾力性 (HS88 の 6 桁分類) を輸入額による加重平均によって産業レベルの輸入価格弾力性とした。ここで、輸入額は WITS から引用し 1988 から 2006 年の平均値を用いた。また、農業は ISIC Rev.3 の 01, 製造業は ISIC Rev.3 の 15 から 36 とした。「産業別輸入浸透率」は Gawande and Bandyopadhyay (2000) に従い、「部門別粗付加価値 + 輸入額 - 輸出額」を国内消費し向けとし、その値に占める輸入額比率を用いた。ここで、計算に用いたデータは JIP データベース (深尾・宮川, 2008) から引用した。「選挙区別票の価値 (有権者 1% 当たり議席シェア)」は、JED-M データ (水崎, n.d.) に収録されている衆議院総選挙ごとの選挙区別有権者数および議席定数から計算した。「選挙区別農業粗生産額シェア」は、生産農業所得統計のうち市町村別生産農業所得統計累年統計から引用し、全国市町村別農業産出額合計を JED-M データに記載されている選挙区-市区町村対応表を用い集計した。なお、市町村の合併に関しては (財) 国土地理協会の市町村変更情報を用い紐付けた。「選挙区別粗付加価値額シェア (製造業計)」は、工業統計調査市町村編から引用し、前述の選挙区別農業粗生産額シェアと同様の処理を行った。「選挙区の非農村地域-農村地域区分の閾値: DID 人口比率の第 1 四分位点」は、国勢調査と JED-M データを用いて選挙区ごとの DID 人口比率を計算したうえで設定した。

第4章

保護貿易の産業間分析

4.1 課題設定

現代の保護貿易の実証分析は、貿易政策の政治経済理論(内生的貿易政策論)のうち、政策決定過程を common agency (Bernheim and Whinston, 1986) により記述した Protection for Sale モデル (Grossman and Helpman, 1994. 以下 GH94) を基本的な理論枠組みとしている。GH94 は、保護貿易の利益を享受する産業の利益団体 (principals) から政府 (common agency) への利得移転に着目したアプローチである。Goldberg and Maggi (1999) は、米国の製造業を対象に、Gawande (1995) の方法を用い企業 PAC (Political Action Comitee) による献金情報を利益団体から政府への利得移転とみなし GH94 を実証した。GH94 の特徴として、2000 年以前の内生的貿易政策論における実証研究と異なり、企業情報から詳細な産業区分に準拠しかつミクロ経済学・ゲーム理論に基づいたクロスセクション分析が可能であるため、政府の行動方程式におけるパラメータ(本稿では政治構造パラメータと呼ぶ)を推定できることがあげられる。Goldberg and Maggi (1999) 以降、保護貿易の実証分析は GH94 モデルを基本的な理論枠組みとしているのだが、実証分析の蓄積により下記の問題点が指摘されている*1。

- 分析対象が限定的：事実上、米国のみを分析対象としている。
米国を除いて産業別政治献金に関する情報が発見されていない。そのため、米国以外の実証分析(豪州、トルコ等)は諮問会議委員の所属産業などから代理変数を作成している。
- 尺度の問題：産業別保護貿易水準を用いていない。
Goldberg and Maggi (1999) は保護貿易水準として産業別 NTB (非関税障壁：Non Tariff Barriers) coverage ratio を用いている。この指標は当該産業区分における輸入額に占める輸入割り当てなどの非関税障壁 (NTBs) が設定されている財区分の輸入額シェアであるため、当該産業の関税・非関税障壁を含めた保護貿易水準ではなく、保護貿易「方法」の尺度と言える。GH94 は保護貿易「方法」ではなく保護貿易水準を記述したモデルであるため、NTB coverage ratio を保護貿易水準の代理変数として用いることの妥当性が問われる。例えば、Goldberg and Maggi (1999) 自身が指摘するように、保護貿易水準を用いる方が望ましい*2。
- 政府の経済厚生ウェイトの推定値が非常に大きい。
GH94 モデルの推定結果から、政治構造パラメータである政府の経済厚生ウェイト α (政治献金総額を 1 とした場合の経済厚生の重み) を推定できる。例えば、1983 年の米国製造業を対象に Goldberg and Maggi (1999) は

*1 Gh94 モデルを含む初期の貿易政策の実証分析に関しては Gawande and Krishna (2003) の展望論文が詳しい。近年の推定結果は Gawande and Magee (2012) に要約されている。

*2 例えば、Goldberg and Maggi (1999) は“One possibility, that we have not pursued, would be to use some total index of protection that combines tariffs and nontariff barriers to estimate the ”Protection for Sale” model. The problem with this exercise is that it is not clear how to aggregate price measures with nonprice measures. One possibility would be to use the Trade Restrictiveness Index (TRI) that the recipients of the trade policy rents can be identified.”(Goldberg and Maggi, 1999, p.1140) と指摘している。

$\alpha = 52 \sim 70$ と推定し、同じ分析対象に対して Gawande and Bandyopadhyay(2000) は $\alpha = 3,175$ と推定している。つまり、GH94 は保護産業から政府への利得移転に着目した枠組みであるにもかかわらず、その移転利得のウェイトは小さいため、政府は移転利得総計ではなく、経済厚生（パレート効率的な資源配分）を重視し保護貿易を行っていることになる。

上記の製造業を対象とした国際経済学の潮流に際して、common agency の農業保護の理論及び実証分析への導入が模索されてる (Swinnen, 2010)。伝統的な農業保護の実証分析では、農業保護水準は年次データであるため、一国を対象とした場合、数十年に及ぶ農業保護水準の時系列データが必要となる。または、代替的な方法として農業保護水準のクロスカントリーデータ或いはパネルデータを用い農業保護の国際的なパターンの要因を分析する場合もある*³。以上のような伝統的な実証アプローチでは、一国の農業に着目した contemporary な農業保護問題に対処することが方法論上困難であるため、農業保護を他産業の保護貿易との連関の中で位置付けたクロスインダストリー分析が必要と言える。

しかし、農業を含めたクロスインダストリー分析は、産業別政治献金情報が米国のみに限定されていたため、輸出国である米国の農産物輸出補助金のパネルデータ分析 (Gawande and Hoekman, 2006)、米国食品製造業における関税率を対象としたパネルデータ分析 (Lopez and Matschke, 2006) のみであり、農業保護の政治経済分析そのものへの導入は行われていなかった。また、伝統的な農業保護の理論は、他産業を明示した一般的な分析ではないため、農業保護の要因は農業（農村）特有のものであると解釈されかねない。一方、農業を含めたクロスインダストリー分析では、産業間に共通する保護貿易原理が一般に存在し、農業はその原理に非常にうまく適合している（もしくは利用している）のではないかという観点を提示することができる。

以上の研究展望から、本稿では日本経済の農業と製造業を対象に保護貿易の産業構造の政治経済分析を行う。具体的には第44回衆議院議員総選挙（2005）を対象とし、国際的に希少かつ学術的に重要な情報である「政治資金収支報告書」を産業区分に分類・整理し、総選挙後である2006年の産業別政治献金情報を用いて、農業保護と比喻される日本の保護貿易の産業構造を分析する。さらに、本研究は、保護貿易の強度を示す TRI : Trade Restrictiveness Index (Anderson and Neary, 2005; Feenstra, 1995; Kee, Nicita and Olarreaga, 2009) を援用し、保護貿易の実証分析における、産業別保護貿易尺度の問題に対処した。

以下、第2節では日本における保護貿易の産業構造を概観し、我々がこれから取り組む問題を把握する。第3節では分析枠組みである GH94 を概観する。第4節において、推定すべき帰無仮説を把握し、推定方法を提示する。第5節ではデータを概観し、第6節において検証結果を検討する。最後に、第7節において総括及び課題を述べ結論とする。

4.2 保護貿易の産業構造

本節では産業別貿易障壁の計測を通じ、日本経済の保護貿易構造を把握する。前節で述べたように、既存研究では、産業別保護貿易指標として NTB coverage ratio または、関税率を用いている。本稿では、産業別 NTB coverage ratio に加えて、Kee, Nicita and Olarreaga (2009) により計測された2006年の HS 貿易財区分毎の従価税、従量税（従価税等価率）及び NTBs の関税等価率（従価税）を用い、関税及び非関税障壁を考慮した包括的な保護貿易水準指標である TRI 及び OTRI (Overall Trade Restrictiveness Index) を産業別指標として再定義し計測した。本稿で用いる産業別 TRI_i は「任意の産業分類 i (第 i 産業に属する財の集合: A_i)」に着目し、当該産業分類に所属する財市場における貿易障壁により発生した総死加重（非効率性による経済厚生損失分）を再現する、当該産業内における仮想的な単一関税

*³ 伝統的な農業保護の理論に関しては Gorter and Swinnen (2002) の優れた展望論文がある。また、日本農業を対象とし、common agency を応用した実証研究として、Harimaya and Kagitani (2006) 及び Harimaya, Kagitani and Tominaga (2010) が挙げられる。Harimaya and Kagitani (2006) 及び Harimaya, Kagitani and Tominaga (2010) は、1990年代の GATT ウルグアイ・ラウンドにおける野菜の関税削減や UR 農業対策費の地域間配分を対象とした実証分析を行っている。

率（従価税）」であり、(4.1) 式により近似できる。

$$TRI_i \approx \left(\frac{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n \varepsilon_{nn} t_n^2}{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n \varepsilon_{nn}} \right)^{1/2} \quad (4.1)$$

ここで $p_n^* m_n$ は自国における第 n 財の（国際価格で評価した）輸入額、 ε_{nn} は第 n 財の輸入弾力性、 t_n は第 n 財の保護貿易水準（従価税 + 従量税の従価税等価率 + 非関税障壁の従価税等価率）である。さらに、本稿は実証分析において代替的な指標である $OTRI_i$ を用いる。本稿で用いる産業別 $OTRI_i$ とは「任意の産業分類 i （第 i 産業に属する財の集合： A_i ）に着目し、当該産業分類に所属する財の輸入総額を維持する、当該産業内における仮想的な単一関税率（従価税）」であり、(4.2) 式により近似できる。

$$OTRI_i \approx \frac{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n \varepsilon_{nn} t_j}{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n \varepsilon_{nn}} \quad (4.2)$$

さらに、本稿では NTB coverage ratio を (4.3) 式により計算している。

$$NTB_i \equiv \frac{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n D_n}{\sum_{n \in A_i} p_n^* m_n} \quad (4.3)$$

ここで、 D_n は、第 n 財市場における NTB の従価税等価率 $\neq 0$ であれば 1、ゼロならば 0 というダミー変数である。それゆえ、NTB coverage ratio は、当該産業における輸入額に占める、貿易取引時に NTB が設定されている財の輸入額シェアを示している。なお、本稿が用いている産業分類は「2000 年日本産業連関表」の統合小分類（以下、IOJ2000・4 桁分類）である。それゆえ、Kee, Nicita and Olarreaga(2008, 2009) が計測した HS 貿易財分類ごとの保護貿易率および輸入価格弾力性を HS-IO 産業区分対応表を用いて産業区分に集計した。なお、HS 貿易財分類の輸入額は WITS を介して UN Comtrade より入手した*4。

次に 2006 年における日本経済の保護貿易の産業構造を確認しよう。図 4. 1 は縦軸に NTB coverage ratio、横軸に保護貿易水準：内外価格差が国内価格に占める比率を示している*5。図 4.1 の赤い線は対角線である。したがって、仮に NTB coverage ratio が保護貿易水準の代理変数であり比例しているのであれば、プロットしたデータは対角線上に位置するはずである。

図 4.1 から日本における保護貿易構造の特徴として、下記があげられる。

- 農業部門の保護貿易水準は比較的高く、さらに、NTB coverage ratio の比率も高いことから、モニタリングが困難な非関税障壁を保護方法として用いているといえる。このような保護貿易の産業構造から“Agricultural protection in Japan is one of the most notorious examples of trade protection in the world”(Ando and Kimura, 2008, p.1, 1.1) 等と評される。
- 製造業においても NTB coverage ratio の割合は高いが、一方、保護貿易水準は相対的に低い。つまり、製造業においても NTB は多用されているが、その保護貿易効果は、多少のばらつきはあるが限定的なものが多いといえる。
- 対角線より北側に位置するデータが多いことから、NTB coverage ratio が高いが、保護貿易水準は相対的に低い傾向があることがわかる。

*4 <http://wits.worldbank.org/wits/>

*5 国内価格 = (1 + TRI) × 国際価格、内外価格差 = TRI × 国際価格であるため、これらの比率を計算することにより国際価格を消去している。なお、図 1 のうち、農業と製造業の貿易財産業のみを表示しており、林業、漁業及び鉱業、具体的には、素材 (212)、特用林産物 (213)、海面漁業 (311)、内水面漁業 (312)、金属鉱物 (611)、窯業原料鉱物 (621)、砂利・砕石 (622)、その他の非金属鉱物 (629)、石炭 (711)、原油・天然ガス (721) を表示していない点に留意が必要である。

以上の特徴から,NTB coverage ratio を保護貿易水準として分析した場合,推定量にバイアスがかかる可能性が示唆される。で次節において分析枠組みである GH94 を概観し,保護貿易の産業構造を分析し,保護貿易政策の要因である政治構造パラメータを推計する。

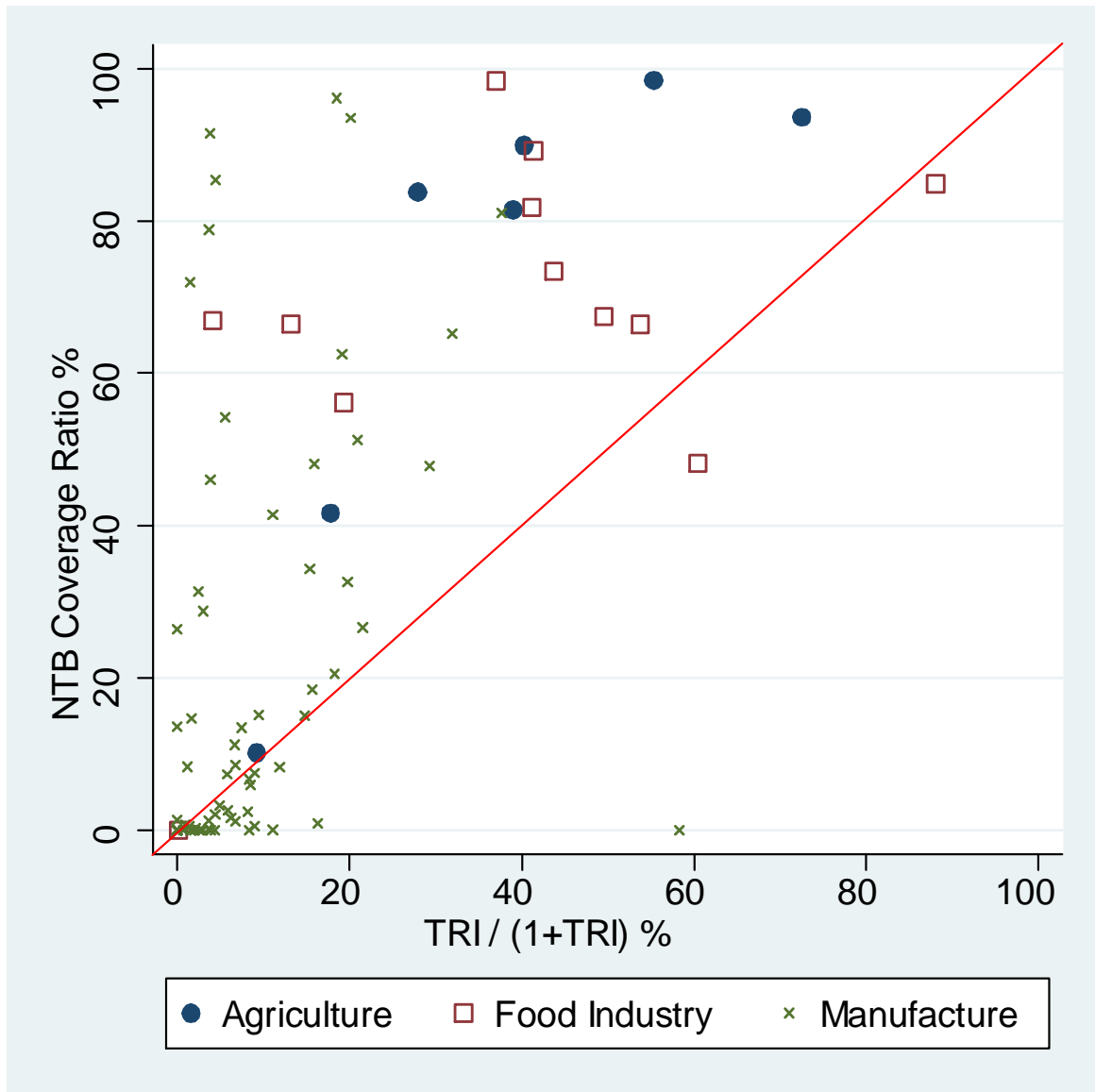


図 4.1 保護貿易の産業構造

出典：UN COMTRADE 及び Kee, Nicita and Olarreaga (2009) より筆者作成。

なお,Kee, Nicita and Olarreaga (2009) は 2009 年 7 月 23 日にアクセスした 2006 年版である。

産業分類は 2000 年産業連関表・統合小分類 (188 部門) 細分類である。ただし,林業と水産業は除く。

4.3 分析モデル

GH94 は、経済を特殊要素モデルにより記述し貿易政策によって発生する影響を特殊要素報酬の変化と死加重のトレードオフという戦略的な環境として記述している。この戦略的な環境において政府を Common Agency, 各産業団体を N-principals として政府・産業団体間の menu auction として記述している。

人口が L 人の小国完全競争経済（収穫一定技術）を想定し、彼らは 1 単位の労働力を持つとする。この経済は N 財（第 $1, \dots, N$ 輸入競合財産業）産業と一つの輸出財（価値基準財, 第 0 産業）を生産する産業（経済全体で $N + 1$ 産業）により構成されていると想定し、生産技術は収穫一定の技術を仮定する。生産要素は一般要素と産業間を移動できない産業特異的な生産要素（農地のような生産要素）に二分され、輸入競合財産業にのみ特殊要素が投入されている状況を想定する。第 i 産業に投入されている特殊要素の所有者数を H_i , i は産業を示し $i \in N$, 第 i 産業の生産物（以下、第 i 財と省略する）に対する需要量を x_i と表記する。特殊要素保有者の総計を H とすれば、 $L - H \geq 0$ は特殊生産要素を持たない労働者である。消費者の選好は加法的に分離可能な効用関数 $u = x_0 + \sum_{i=1}^N u_i(x_i)$ に従う仮定する。この場合、消費者行動は間接効用関数 $V(\mathbf{p}, E) = E + \sum_{i=1}^N s_i(p_i)$ により特徴付けられる。ここで $\mathbf{p} \equiv [p_1, \dots, p_N]$ は国内価格ベクトル, $s_i \equiv u(d_i(p_i)) - p_i d_i(p_i)$ は第 i 財市場における消費者余剰, E は所得額である。それゆえ、消費者の全ての財市場における消費者余剰の総和は $S(\mathbf{p}) \equiv \sum_{i=1}^N s_i(\mathbf{p})$ となる。なお, Roy の恒等式により $\partial S(\mathbf{p}) / \partial p_i = -d_i(p_i)$ となる。

輸出産業である第 0 産業は一般生産要素のみを投入し、価値基準財を生産しているため規模に関して一定である（それゆえ賃金は 1 に固定される）。一方、輸入競合産業は一般要素に加え特殊要素を投入しているため収穫逓減となる。第 i 産業に投入されている一般生産要素を L_i , 特殊生産要素を K_i と表記すれば、輸入競合財産業の利潤最大化行動（Hotelling のレンマ）により第 i 財の供給関数は $y_i = \partial \pi_i / \partial p_i$ となる。ここで π_i は第 i 産業の特殊要素報酬, y_i は第 i 財の国内生産量である。

ここで国際価格ベクトル $\mathbf{p}^* \equiv [p_1^*, \dots, p_N^*]$ が予件という「小国の仮定」を想定する。その仮定の下では、政府は関税などの国境措置により貿易取引に介入し国内価格を操作することが可能であり、その結果、内外価格差 $\tau_i \equiv p_i - p_i^*$ が発生する。したがって、政府介入を考慮した第 i 産業の生産財に対する超過需要関数（輸入量）は総需要量 - 国内生産量: $m_i(p_i) = d_i(p_i)L - y_i(p_i)$ となる。内外価格差による関税収入総額は $T(\mathbf{p}) \equiv \sum_{i=1}^N (p_i - p_i^*) m_i(p_i)$ となり、公共財支出としてすべての消費者に等しく分配されるという poll subsidy を仮定する。以上の条件から、国境措置（国内価格）を与件とした経済厚生は (4.4) 式である。

$$W(\mathbf{p}) \equiv \sum_{i=0}^N W_i(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^N \pi_i(p_i) + L[1 + S(\mathbf{p})] + T(\mathbf{p}) \quad (4.4)$$

つまり、経済厚生は、産業別経済厚生の総和であり、同時に、特殊要素報酬の総和、賃金の総和、消費者余剰の総和及び関税収入総額により表現される。特殊要素モデルでは、仮に第 i 財市場において貿易障壁が強化され国内価格 p_i が上昇した場合、第 i 産業の特殊要素報酬 $\pi_i(p_i)$ が増加し、全産業の消費者余剰が減少する（第 $j \neq i$ 産業は上昇した国内価格による損失のみ被る）という trade-off が発生する。つまり、第 i 産業の特殊要素保有者は、第 i 財の国内価格上昇（保護貿易強化）から特殊要素報酬の増加という利益を得、この利益の範囲内で、保護者である政策決定者へその利益を移転するインセンティブが構造的に発生しうる。逆に、消費者は当該財の国内価格の低下（保護貿易の緩和）から消費者余剰の増加分という利益を得る。それゆえ、この消費者余剰増加分の範囲内で政策決定者へ利益を移転することにやぶさかではない。

さて, GH94 は、上記の輸入競合財産業を 1) 政府への利得移転ゲームに参加できるグループ = 貿易関連利益団体を持つ産業 ($i \in O$) と, 2) 政府への利得移転ゲームに参加できないグループ = 貿易関連利益団体を持たない産業 ($i \notin O$) に二分し、政策決定過程を下記のゲームにより記述する。

1. すべての利益団体が Common Agent である政府に非協力的かつ同時に政治献金スケジュール（利得の移転）： $C_j(\mathbf{p})$ を提示し、
2. 政府は政治献金総額（総利得移転分）と経済厚生加重和： $G(\mathbf{p})$ を最大にする国内価格ベクトル \mathbf{p} を設定する。

ここで、政府の目的関数は $G(\mathbf{p}) = \sum_{j \in O} C_j(\mathbf{p}) + \alpha W(\mathbf{p})$ （ここで $\alpha > 0$ は政府の経済厚生ウェイトである）、第 j 産業に属する利益団体の目的関数は、当該産業の経済厚生から移転分を差し引いたもの： $W_j(\mathbf{p}) - C_j(\mathbf{p})$, $j \in O$ である。それゆえ、Jointly Pareto Optimum Condition; $\partial G(\mathbf{p})/\partial p_i + \partial W_j(\mathbf{p})/\partial p_i - \partial C_j(\mathbf{p})/\partial p_i = 0$ $j \in O$, for all i 及び政府の First Order Condition; $\partial G(\mathbf{p})/\partial p_i = 0$, for all i から $\partial W_j(\mathbf{p})/\partial p_i = \partial C_j(\mathbf{p})/\partial p_i$ $j \in O$, for all i が均衡条件として得られる。均衡上の第 j 産業に属する利益団体の献金スケジュールは、 \mathbf{p}_0 を利益団体の目的関数の下限とし、均衡条件の定積分により、(4.5) 式として記述できる。

$$C_j^T(\mathbf{p}, B_j) = \max[0, W_j(\mathbf{p}) - B_j], j \in O \quad (4.5)$$

ここで B_j は積分定数である。(4.5) 式を $G(\mathbf{p})$ へ代入することにより (4.6) 式を得る。

$$G(\mathbf{p}) = \sum_{j \in O} [(1 + \alpha) W_j(\mathbf{p}) - B_j] + \sum_{j \notin O} \alpha W_j(\mathbf{p}) = \sum_{j \in N} [(I_j + \alpha) W_j(\mathbf{p}) - \delta_j B_j] \quad (4.6)$$

ここで I_j は当該産業に貿易関連利益団体が組織されていれば 1 をとり、($j \in O \Rightarrow I_j = 1$)、当該産業に貿易関連利益団体が組織されていない場合はゼロ、つまり ($j \notin O \Rightarrow I_j = 0$) と定義されるダミー変数（以下組織化ダミー変数）である。経済厚生 (4.4) 式を (4.6) 式に代入し、政府の目的関数を最適にする解 \mathbf{p} をもつめ、内外価格差 τ_j に関して整理することにより内生的保護関数 (4.7) 式を得る*6。

$$\frac{\tau_j}{p_j} = - \left(\frac{I_j - \lambda_o}{\alpha + \lambda_o} \right) \left(\frac{y_j}{m_j} \right) \left(\frac{\partial m_j}{\partial p_j} \frac{p_j}{m_j} \right)^{-1}, \text{ for all } j \quad (4.7)$$

ここで、 $(\partial m_j / \partial p_j) (m_j / p_j)^{-1}$ は産業 j の輸入価格弾力性、 y_j は、産業 j の国内生産量、 m_j は産業 j の輸入量、 $\lambda_o \equiv \sum_{j \in O} (H_j / L) = \sum (I \times_j H_j / L)$ は利益団体をもつ産業に属している特殊要素所有者の人口シェアである。また、 τ_j / p_j は当該産業 j の国内価格 p_j に占める内外価格差 τ_j のシェアであり、第 2 節における保護貿易水準となる。なお、本稿で便宜上、 α 及び λ_o を政治構造パラメータと呼ぶ。

以上の議論から産業別保護貿易水準の決定要因に関する論点が提示できる。1) 当該産業が利益団体を持つ（持たない）ならば、その産業の貿易障壁は正（負）となる。2) 政府が経済厚生を重視する（しない）ならば、貿易障壁の絶対値が低下（上昇）する。これらの含意が実証分析の論点となる。

4.4 推定戦略

本稿は内生的保護関数 (4.7) 式による予測と観測値の整合性を確認することを通して、産業間に共通して存在する保護貿易水準の決定要因を推定する。まず、分析に用いる産業分類は 2000 年産業連関表小分類（以下 IOJ2000）である。被説明変数である保護貿易水準 τ_j / p_j は、 $TRI(1 + TRI)^{-1}$ 、 $OTRI(1 + OTRI)^{-1}$ 及び NTB coverage ratio により計測する。ただし、本稿が用いている TRI 、 $OTRI$ は一次近似（詳しくは Feenstra, 1995 及び Kee, Nicita and Olarreaga, 2009）であるため、測定誤差を想定する必要がある。また、第 i 産業の輸入浸透率（国内生産量 y_j に対する輸入量 m_j 比率）に関しては、既存研究と同様に生産量・輸入量ではなく、2006 年延長産業連関表から IOJ2000 区分の生産額及び輸入額を用いる。ここで産業別生産額は Gawande and Bandyopadhyay (2000) と同様に、国内消費し向け（国内生産額 - 中間投入額 + 輸入額 - 輸出額）である。さらに、輸入価格弾力性は、Kee, Nicita and Olarreaga

*6 (4.7) 式の導出は、例えば Feenstra (2004) の 9 章を参照のこと。

(2008) が計測した HS 財区分別輸入価格弾力性を産業レベルに集計した値を用いている。具体的には, Kee, Nicita and Olarreaga (2004) が示すように, 産業レベル輸入価格弾力性と財レベル輸入価格弾力性には (4.8) 式の関係が成立する。

$$\varepsilon_i = \sum_{n \in A_i} \left(\frac{p_n^* m_n}{p_{A_i}^* m_{A_i}} \right) \varepsilon_{nn} + \sum_{n \in A_i} \sum_{k \in A_i} \left(\frac{p_n^* m_n}{p_{A_i}^* m_{A_i}} \right) \varepsilon_{n,k,n \neq k} \approx \sum_{n \in A_i} \left(\frac{p_n^* m_n}{p_{A_i}^* m_{A_i}} \right) \varepsilon_{nn} \quad (4.8)$$

ここで A_i は第 i 産業に属する財の集合であり, $p_n^* m_n$ は第 n 財の輸入額, $p_{A_i}^* m_{A_i}$ は第 n 財が属する第 i 産業全体の輸入額, ε_{nn} は第 n 財の (自己) 輸入価格弾力性, $\varepsilon_{n,k,n \neq k}$ は第 n 財価格に対する当該産業に属する第 k 財の交差輸入価格弾力性である。本稿では (4.8) 式の第二項 (交差価格弾力性の総和) をゼロと仮定し, 財レベルの輸入価格弾力性の輸入額による加重平均によって, 産業レベルの輸入価格弾力性を近似した (なお輸入価格弾力性は負である)。以上の議論により, 本稿で用いる産業別保護貿易水準及び産業別輸入価格弾力性には計測誤差が発生していると考えられる。それゆえ, 計測誤差による推定量へのバイアスを回避するため, Goldberg and Maggi (1999) と同様に, 内生的保護貿易関数 (4.7) 式のうち右辺にある輸入価格弾力性 (絶対値表示) を左辺に移行し, 誤差項 u_j と定数項 β_0 を足した (4.9) 式を推定式とする。

$$-\varepsilon_j \left(\frac{\tau_j}{p_j} \right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{y_j}{m_j} \right) + \beta_2 \left(I_j \times \frac{y_j}{m_j} \right) + u_j, \quad \text{for all } j. \quad (4.9)$$

ここで, (4.9) 式において定義した回帰係数は内生的保護関数 (4.7) 式の変数を用いると, $\beta_1 \equiv -\lambda_o (\alpha + \lambda_o)^{-1}$ 及び $\beta_2 \equiv (\alpha + \lambda_o)^{-1}$ と書き換えられる。(4.9) 式は保護貿易水準 \times 輸入価格弾力性を輸入浸透率の逆数と利益団体組織化ダミー変数によって回帰するというものである。特徴的な点は利益団体組織化ダミー変数が切片ダミー変数ではなく, 係数ダミー変数として導入されていることである。予想される符号条件は, $\alpha > 0$ かつ $0 < \lambda_o < 1$ であるため, 各々 $\beta_1 < 0$ 及び $\beta_2 > 0$ である。さらに λ_o は特殊要素保有者の全人口に対するシェアであり, 利益団体を組織化していない産業がひとつでも存在する場合, 1 を必ず下回る。それゆえ, $0 < \lambda_o < 1$ かつ当該産業に利益団体が組織されている場合, $\beta_1 + \beta_2 = (1 - \lambda_o) (\alpha + \lambda_o)^{-1} > 0$ となり, 当該産業は保護貿易を享受できる。回帰係数を予件とすれば, α 及び λ_o を回帰係数の非線形結合, $\alpha = (1 + \beta_1) \beta_2^{-1}$ 及び $\lambda_o = -\beta_1 \beta_2^{-1}$ と表現することもできる。それゆえ, モデルが α 及び λ_o に対して課す制約を回帰係数 β_1 及び β_2 に対する線形制約として書き直すことができる。すなわち, $\alpha \neq 0 \Leftrightarrow \beta_1 \neq -1$, 少なくとも産業利益団体を組織していない産業が一つ存在する場合, $\lambda_o \equiv \sum (I_j \times H_j / L) \neq 1 \Leftrightarrow \beta_1 + \beta_2 \neq 0$ 。少なくとも利益団体を組織している産業が一つ存在する場合, $\lambda_o \equiv \sum (I_j \times H_j / L) \neq 0 \Leftrightarrow \beta_1 \neq 0$ と記述できる。これらの回帰係数及び構造変数の符号条件や線形制約は, 回帰係数の推定結果を用いれば検証可能であるため, 理論モデルと実測値の整合性確認に用いることができる。なお, 回帰係数の線形結合及び非線形結合の標準誤差は delta method により求めた*7。

次に推定量と実測値 (データ) との整合性を確認する。Trefler (1993) は保護貿易水準 (彼の研究では NTB coverage ratio) と輸入浸透率の内生性 $Cov(y_j/m_j, u_j) \neq 0$ を指摘している*8。それゆえ, 輸入浸透率を説明変数として保護貿易水準を分析する場合, 内生性バイアスが発生する恐れがある。それゆえ, 輸入浸透率と相関しかつ, 誤差項とは無相関である操作変数ベクトル z : $Cov(z_i, y_j/m_j) \neq 0$, $Cov(z_i, u_j) = 0$ を用いた 2 段階最小二乗法 (two stage least squared method: TSLS) による推定をベースラインとして行う。

ただし, TSLS 推定において過剰識別 (over identified) が成立し, TSLS 推定量に深刻なバイアスをもたらす危険性があることに留意する必要がある。この問題に対処するために, 過剰識別制約検定を Sargan の χ^2 検定により帰無仮説: 全ての操作変数が誤差項と無相関である, を棄却しないことを確認しつつ操作変数を選択する。同様に過小識別制約に関しては, Anderson の正準相関検定 (an LM version of the Anderson canonical correlations test) により確認する。さらに, 説明変数の内生性検定として Durbin-Wu-Hausman 検定を用いる。また, 誤差項の不均一分散性による TSLS

*7 具体的には, 回帰係数の線形結合を stata の lincom コマンド, 非線形結合を stata の nlcom コマンドにより計算した。

*8 Beghin and Kherallah (1994) により, 農業保護の実証分析における内生性問題が指摘されている。

推定量のバイアスを確認するため、Pagan and Hall の χ^2 検定により帰無仮説：均一分散性が棄却されないことを確認する必要がある。

実証研究において、適切な操作変数を見つけることが困難であることが知られており (Gawande and Li, 2009)、弱相関の操作変数による推定量のバイアス及びその標準誤差の過小評価の発生を回避できない可能性がある。弱相関問題を把握するため、Cragg-Donald Wald F 検定量を、その有意水準に対応する臨界値との比較を行い、操作変数が弱相関であるかを判定する。仮に弱相関である場合、弱相関問題により頑強な制限情報最尤方法 (Limited Information Maximum Likelihood : LIML) による推定を行い、上述の過小識別問題、弱相関操作変数の問題、過剰識別問題、内生性、分散不均一性に関する検定を行う。さらに、弱相関操作変数によるバイアスを考慮した推定量である、Jackknife IV estimator (JIVE) による推定を合わせて行う^{*9}。

内生的保護関数 (4.7) 式は、右辺の輸入浸透率を左辺に移項することにより、sample selection model に書き換えることができる。

$$-\varepsilon_j \left(\frac{\tau_j}{p_j} \right) \left(\frac{m_j}{y_j} \right) = z_1 + z_2 \times I_j + \epsilon_j, \quad \text{for all } j. \quad (4.10)$$

上述の TSLS, LIML 及び JIVE による推定結果に加えて、上記 (4.10) 式を Treatment effect model (TE) により推定し、その符号条件の検討を合わせて行う。

4.5 データ

本節では (4.9) 式の推定に用いたデータに関して詳述する。国際的な貿易の財分類コードである HS88(6 桁) 区分の保護貿易水準、輸入価格弾力性は Kee, Nicita and Olarreaga (2008, 2009) の 2006 年を対象としたデータセットを用いた。産業区分保護貿易水準及び輸入価格弾力性の計測には UN/COMTRADE から HS88(6 桁) 区分貿易フローデータを用いた。なお、HS88(4 桁) 区分コード表と IOJ2000 との対応のために、1) 1995 産業連関表 (係数編) に掲載されている HS88(6 桁) と 1995 年産業連関表行コードコンバーター、2) 2000 年産業連関表に掲載されている 1995 産業連関表行・列産業区分と IOJ2000 産業区分コンバーターを用いて、接続を行った。2006 年の産業別生産額、輸出入額、粗付加価値額に関して IOJ2000 を延長した平成 18 年延長産業連関表 (延長表) の基本分類データを用いている。また操作変数として、Trefler(1994)、深尾 et. al (2002a, 2002b, 2002c) 深尾・宮川 (2008) を参考に Seller Concentration, Seller Number of Firm, Buyer Concentration, Buyer Number of Firm, Geographic Concentration, Unskilled labor, Semi-skilled Labor, Skilled labor, White-collar, Engineers and Scientists, Physical Capital を産業別に計測し、さらに、Japanese Industrial Productivity Database (以下、JIP データベース) から産業規制指数、産業別 Total Factor Productivity (TFP) 等を用いた^{*10}。各操作変数の定義、計算方法は補論 1 において詳述する。内生的保護関数 (4.9) 式を推定するためには、貿易関連利益団体の産業別組織状況を貿易関連組織化ダミー変数として把握する必要がある。それゆえ、1) 産業別政治献金状況の把握し、2) Gawande and Bandyopadhyay (2000) の方法を参考に、貿易に関連した利益団体組織化ダミー変数を推定した。なお、補論 2 において、産業別政治献金額の集計方法を詳述する。

4.5.1 産業別政治資金の把握

戦後、議員立法により政治資金規正法が施行されて以来、数々の改正を経て現在の政治資金制度が形成された。本稿に関連する現行制度の特徴は、各政党、その政治資金団体、国会議員の資金管理団体などの政治団体はその収支構造を、政

^{*9} なお、TSLS 推定及び LIML 推定は、Baum, Schaffer and Stillman (2010) による Stata コマンドを用いている。上述の過小識別問題、弱相関操作変数の問題、過剰識別問題、内生性に対する検定も上記コマンドにより行った。また、不均一分散性検定は `ivhetttest` コマンドを用いた。JIVE 推定は Poi (2006) による Stata コマンドを用いた。詳しくは Cameron and Trivedi (2009) の chapter 6 を参照のこと。

^{*10} JIP データベースに関しては <http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2010/index.html> を参照のこと。

治資金報告書として総務省（または都道府県選挙管理委員会）に提出し、その原本・要旨が公開されることである。本稿では、その膨大な政治資金報告書のうち総務省届出分（2つ以上の都道府県において活動している政治団体）に着目し、その報告書において報告されている献金者リスト（報告団体名・寄付金額・寄付団体名・寄付団体住所）を、経済統計における基礎産業区分である日本標準産業分類細分類（以下、JSIC）に従い産業区分ごとに集計した。

4.5.2 貿易関連利益団体の判別

上記の手順で作成された産業別政治資金マトリックス（IOJ2000 列産業区分）を IOJ2000（4 桁分類）区分に再集計し、Gawande and Bandyopadhyay（2000）の方法に従い、産業別に貿易関連利益団体の有無を判定する。判定基準は、「国内消費額に占める輸入額が上昇した場合に政治献金額が増加する」ことであり（4.11）式により判定する。対象サンプルはサービス産業（＝輸入浸透率ゼロ）などの非貿易財産業を含み 181 である。ここで、貿易関連利益団体と非貿易関連利益団体による政治献金を区別するために、貿易関連産業区分ダミー変数 D_j と輸入浸透率の交差項を推定する。この係数 γ_j が正ならば、その産業区分 $j \in IOJ(2)$ は貿易関連利益団体を持つと判定する。ただし輸入総額 $p_i^* m_i$ は内生的保護関数の推定に用いるため、代替的に貿易相手別輸入額 $p_i^* m_i^p$ を用いる。なお、非貿易関連利益団体による政治献金は定数項により対処する。

$$\frac{PC_i}{VA_i} = \gamma_0^p + \sum_{j \in IOJ(2)} \left\{ \gamma_j^p \left(D_j \times \frac{p_i^* m_i^p}{CON_i^p} \right) \right\} + \kappa_i^p, \text{ for } i \in IOJ \quad (4.11)$$

ここで、 $i \in IOJ$ は 2000 年産業連関表の統合小分類：IOJ2000(4 桁分類)、 $j \in IOJ(2)$ は 2000 年産業連関表の統合大分類であり、統合大分類は統合小分類により定義されている。 PC_i は第 i 産業による政府への政治資金移転額であり、 VA_i は第 i 産業の粗付加価値額である。粗付加価値額の大きさによる献金額への影響を考慮し、産業別政治資金額を産業別粗付加価値額により標準化している。さらに、 $p_i^* m_i^p$ は第 i 産業における貿易相手 p からの輸入額である。国内消費額 CON_i^p は p 以外からの輸入額を排除した国内消費し向け額であり、第 i 産業の付加価値額 + (p からの純輸入額) である。なお、貿易相手の定義は延長産業連関表の地域分類に準拠した。推定式（4.11）は、貿易相手（米国、EU、中国、韓国 + 台湾、ASEAN、中東、豪州 + ニュージーランド）ごとに推定し、第 i 産業ダミー変数の七つの推定結果のうち一つでも $\gamma_i^p > 0$ が存在すれば第 i 産業は貿易相手 p に対して貿易関連利益団体を持つと判断した。

4.6 推定結果

本節は推定式（4.9）式を前節で導入したデータセットを用い推定した検証結果に関して検討を加える。表 4.1 から表 4.3 は内生的保護関数の推定結果である。各表において、表頭に被説明変数の尺度である、TRI、OTRI、NTB coverage ratio 及び推定量（TSLS、OLS）の組み合わせを、表 4.1 において表側に回帰係数、過小識別検定、弱相関操作変数検定、過剰識別検定、内生性検定、不均一分散検定、情報量規準を、表 4.2 において線形結合、非線形結合（政治構造パラメータ）を、そして表 4.3 において線形制約の検定結果をそれぞれ掲載している。まず、回帰係数の推定結果を考察しよう。理論モデルよると、表 4.1 に再掲した符号条件： $\beta_1 < 0$ 及び $\beta_2 > 0$ を満たす必要がある。まず、NTB coverage ratio を用いて TSLS により回帰した結果：(7) 及び (8) では、定数項を除く回帰係数の標準誤差が大きく、その比である t 値が 1.7 を下回る結果が多い。係数の推定値は理論が要請する符号条件を満たしているのだが、標準誤差が大きいため、 t 検定 $H_0 : \beta_i = 0$ を棄却できず、符号条件の整合性を確認できない

表 4.1 内生的保護関数の推計結果：TOLS, OLS

Sign	TRI			OTRI			NTB		
	TOLS (1)	TOLS (2)	OLS (3)	TOLS (4)	TOLS (5)	OLS (6)	TOLS (7)	TOLS (8)	OLS (9)
β_0	+/-	0.21* (0.12)	0.26*** (0.06)	0.15 (0.13)	0.20*** (0.06)	0.20*** (0.06)	0.79*** (0.20)	0.73*** (0.16)	0.73*** (0.16)
β_1	-	-0.10** (0.04)	-0.08* (0.05)	-0.01 (0.01)	-0.10** (0.04)	-0.09** (0.05)	-0.12* (0.07)	-0.06 (0.08)	-0.01 (0.03)
β_2	+	0.20*** (0.07)	0.22*** (0.08)	0.02* (0.01)	0.21*** (0.07)	0.22*** (0.08)	0.17 (0.11)	0.21 (0.13)	0.01 (0.03)
A. c.c. LM		6.72	6.11	6.72	6.11	6.72	6.72	6.11	6.72
p		0.92	0.94	0.92	0.94	0.92	0.92	0.94	0.92
C-D. F		0.44	0.41	0.44	0.41	0.44	0.44	0.41	0.44
Sargan χ^2		17.81	14.75	16.03	12.92	16.03	19.92*	22.76**	19.92*
p		0.12	0.26	0.19	0.38	0.19	0.07	0.03	0.07
Durbin χ^2		26.04***	34.46***	30.59***	38.54***	30.59***	3.56	6.52***	3.56
p		0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.04	0.17
P-H. χ^2		16.49	13.12	13.56	11.39	13.56	8.86	8.00	8.86
p		0.28	0.52	0.48	0.66	0.48	0.84	0.89	0.84
BIC		367	389	375	390	375	483	513	483
N		117	117	117	117	117	117	117	117

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 4.2 線形結合と政治構造パラメータの推計結果：TOLS, OLS

<i>Sign</i>	TRI			OTRI			NTB			
	TOLS (1)	TOLS (2)	OLS (3)	TOLS (4)	TOLS (5)	OLS (6)	TOLS (7)	TOLS (8)	OLS (9)	
$\beta_1 + \beta_2$	+	0.10*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.01 (0.01)	0.11*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.01 (0.01)	0.05 (0.06)	0.15** (0.07)	0.00 (0.02)
α	+	4.46*** (1.71)	4.24** (1.71)	47.93* (26.84)	4.34*** (1.67)	4.15** (1.66)	60.38 (41.35)	5.34 (4.01)	4.56 (3.25)	125.46 (495.26)
λ_o	+	0.50*** (0.09)	0.39*** (0.10)	0.44 (0.31)	0.49*** (0.09)	0.42*** (0.09)	0.43 (0.38)	0.70*** (0.21)	0.29 (0.22)	1.42 (3.69)

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

表 4.3. 線形制約の Wald 検定結果: TSLS, OLS

H_0	TRI			OTRI			NTB		
	TSLS (1)	TSLS (2)	OLS (3)	TSLS (4)	TSLS (5)	OLS (6)	TSLS (7)	TSLS (8)	OLS (9)
$\alpha = 0$	473.4***	406.4***	11032.9***	442.2***	397.2***	11640.9***	170.6***	148.2***	1495.6***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\lambda_0 = 1$	7.8***	11.3***	2.6	7.9***	10.6***	1.8	0.7	4.9***	0.0
p	0.01	0.00	0.11	0.01	0.00	0.19	0.40	0.03	0.86
$\lambda_0 = 0$	5.9**	3.5*	0.9	5.7**	4.0**	0.6	2.9*	0.6	0.2
p	0.02	0.06	0.34	0.02	0.05	0.44	0.09	0.44	0.66

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

一方、保護貿易水準として TRI, OTRI を用いた TSLS による回帰結果：(1) 及び (4) では、定数項を除く係数の標準誤差が相対的に小さい値であり、 t 値は 1.98 以上であった。さらに、推定値の符号条件も理論モデルの要請を満たしている。また、定数項を drop した特定化により TSLS 推定を行った (2) 及び (4) では、 β_1 の標準誤差がやや拡大したが、 t 値は 1.76 以上であり、安定した推定量を得ることができた。このような被説明変数による推定結果の相違は、第 2 節で述べた日本の保護貿易構造に起因する保護貿易水準の計測誤差が原因であると考えられる。

また、内生性によるバイアスを確認するために OLS 推定の結果を (3), (6) 及び (9) において報告している。説明変数の計測方法に依存せず、定数項を除く係数の符号条件は： $\beta_1 < 0$ 及び $\beta_2 > 0$ と理論通りなのだが、推定値の標準誤差が比較的大きいため $H_0 : \beta_z = 0, z \in [1, 2]$ を棄却できず、その信頼区間から係数の符号条件を結論付けることはできない。さらに、TSLS 推定において Durbin-Wu-Hausman の内生性検定を行った結果、TRI, OTRI は定数項の有無に依存せず説明変数の外生性を棄却した。この結果は政策変数である保護貿易率と経済構造変数である輸入浸透率の内生性が要因と考えられる。さらに、Sargan の χ^2 検定により帰無仮説を棄却することができなかったため、推定に用いた操作変数は適切であり、過剰識別によるバイアスは発生していないと考えられる。誤差項に関してだが TSLS が想定している均一分散性は Pagan and Hall の χ^2 検定により棄却できなかったため、不均一分散性によるバイアスの危険性は小さい。ただし、過小識別制約、弱相関操作変数によるバイアスが発生している可能性は否定できないため、弱相関操作変数問題に頑強な LIML 推定及び JIVE 推定による検討を別途行う必要がある。なお、TRI, OTRI ともに定数項を追加した推定結果の情報量規準 (BIC) が改善していることから、以後、推定結果 (1) 及び (4) を中心に推定結果を考察する。

次に表 4.2 に掲載している政治構造パラメータの推計結果を検討する。本稿で用いた 117 産業のうち 60 % が貿易関連利益団体を組織していると判定されており、その粗付加価値による組織化ダミーの加重平均値は 50 % ほどである^{*11}。それゆえ、構造パラメータは $0 < \lambda_o < 1$ であると予測でき、 $0 < \lambda_o < 1$ なのだから、 $\beta_1 + \beta_2 = (1 - \lambda_o)(\alpha + \lambda_o)^{-1} > 0$ が成立するはずである。 β_1 及び β_2 の係数 (mean) 及び標準誤差から、 $\beta_1 + \beta_2$ の mean と標準誤差を delta method により計算したところ、 $\beta_1 + \beta_2 > 0$ かつ比較的小さい標準誤差を得、 $\beta_1 + \beta_2$ の t 検定及び信頼区間から、有意水準 1 % で理論モデルが要請する条件を満たした。推定値の非線形結合である政治構造パラメータ： $\alpha = (1 + \beta_1)\beta_2^{-1}$ 及び $\lambda_o = -\beta_1\beta_2^{-1}$ の mean と標準誤差を計算したところ有意水準 5 % で t 検定を棄却し、その信頼区間から理論が要請する条件 $\alpha > 0, \lambda_o > 0$ を満たした。ここで、 α は政府の政治献金総額と比較した経済厚生ウェイトであり、その推定値は 4.15 ~ 4.46 と Goldberg and Maggi (1999) の推定値 (52 ~ 70) と比べ小さい値を得ている。さらに、 $\lambda_o \equiv \sum (\delta_j H_j / L)$ は利益団体をもつ産業に属している特殊要素所有者の人口シェアであり、表 4.2 からその推定値は 39 ~ 50 % である。この推定結果は、組織化産業のサンプルに占める割合 (64 %) 及び粗付加価値額による加重平均値 (52 %) よりも小さい。さらに、米国製造業を対象とした Goldberg and Maggi (1999) の推定値 (84 ~ 88 %) を大きく下回る。

最後に政治構造パラメータの線形制約を確認する。表 4.3 は Wald 検定の結果を、表頭に被説明変数の尺度である、TRI, OTRI, NTB coverage ratio 及び推定量の組み合わせを、表側に政治構造パラメータに関する帰無仮説、(i) $H_0 : \alpha = 0 \Leftrightarrow \beta_1 = -1$, (ii) $H_0 : \lambda_o = 1 \Leftrightarrow \beta_1 + \beta_2 = 0$, (iii) $H_0 : \lambda_o = 0 \Leftrightarrow \beta_1 = 0$ を、そして各セルの上段は χ^2 統計量を、下段はその値に対応する p 値を示している。ここで、 $\alpha = 0$ が成立する場合、政府の目的関数に経済厚生が影響を与えないため、利益団体による利得移転のみにより保護貿易水準が決定されてしまう。さらに、組織化ダミー変数の計測データから $0 < \lambda_o < 1$ が示唆されるにもかかわらず $\lambda_o = 0$ または $\lambda_o = 1$ を棄却できない場合、理論モデルと実測値の整合性が疑われる。被説明変数に NTB coverage ratio を用いた (7), (8), (9) の場合、前述の計測誤差による推定量のバイアスによって $\lambda_o = 0$ または $\lambda_o = 1$ を棄却できない。しかし、 $\alpha = 0$ を棄却することができた。また OLS 推定量を用いたモデル (3), (6), (9) における Wald 検定においても、被説明変数に依存せずに、 $\lambda_o = 0$ または $\lambda_o = 1$ を棄却できず、 $\alpha = 0$ を棄却することができた。また、保護貿易水準 TRI, OTRI を TSLS により推定したモデル (1), (4) では、(i) $H_0 : \alpha = 0$, (ii) $H_0 : \lambda_o = 1$, (iii) $H_0 : \lambda_o = 0$ 全てが有意水準 5 % で棄却されており、実測値と理論モデルとの整合性を示す結果を得ている。なお、推定式において定数項をはずした結果、(iii) $H_0 : \lambda_o = 0$ の有意水準が

*11 この単純平均と加重平均値の乖離から、付加価値総額が相対的に小さい産業において貿易関連利益団体が組織されていると解釈できる。

若干低下したものの、実測値と理論モデルとの整合性を示す結果を得た。

しかし、上記の TSLS 推定量では、過小識別制約及び弱相関操作変数問題によるバイアス、特に係数の標準誤差の過小評価の可能性が否定できない。LIML 及び JIVE による推定結果及び線形制約検定を表 4.4 に示す。

表 4.4. 内生的保護関数の推計結果: LIML, JIVE

	Sign	TRI			OTRI		
		LIML	LIML	JIVE	LIML	LIML	JIVE
		(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
β_0	+/-	0.30*		0.27	0.22		0.21
		(0.18)		(0.24)	(0.18)		(0.24)
β_1	-	-0.15**	-0.08*	-0.13*	-0.14**	-0.16*	-0.13*
		(0.06)	(0.11)	(0.07)	(0.06)	(0.09)	(0.07)
β_2	+	0.26***	0.38**	0.24**	0.24***	0.32**	0.23**
		(0.09)	(0.18)	(0.11)	(0.09)	(0.15)	(0.11)
A.c.c. LM		17.46**	14.87**		17.46**	14.87**	
p		0.01	0.04		0.01	0.04	
C-D.F ⁺		2.37	1.98		2.37	1.98	
Sargan χ^2		10.41	10.62		9.91	9.84	
p		0.11	0.10		0.13	0.13	
Durbin χ^2		14.39***	13.78***		15.45***	14.30***	
p		0.00	0.00		0.00	0.00	
P-H χ^2		4.48	3.31		4.53	3.45	
p		0.81	0.91		0.81	0.90	
BIC		407	500		399	464	
N		117	117	117	117	117	117

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

⁺Stock-Yogo weak ID test critical values: 2.27 at 25% level, 2.43 at 20% level.

LIML 推定である (10) 及び (13) を中心に各検定の検討を行う。まず、過小識別問題の検定である Anderson の正準相関検定 (A.c.c. LM) に関して、被説明変数に依存せずに過小識別制約は棄却されている。さらに、Sargan の χ^2 検定により、過剰識別制約を棄却しないことが確認できる。次に弱相関操作変数問題に関して、(10) 及び (13) における Cragg-Donald F 検定量 (C-D F) は 2.37 であり、Stock and Yogo の 25 % 臨界値 2.27 を超えているため、推定で用いた操作変数は弱相関であるとは言い難く、上述の識別制約の結果を考慮すれば、適切な操作変数を用いていると判断できる。内生性検定により説明変数は適切に内生変数として選択されており、不均一分散検定である Pagan- Hall 検定 (P-H χ^2) が棄却できないことから不均一分散問題は発生していないと判断できる。定数項をはずした (11) 及び (14) よりも、定数項を考慮した (10) 及び (13) の情報量規準が改善していることから、TSLS と同様に、定数項を考慮した推定式を中心に議論を進める。

回帰係数の線形結合及び政治構造パラメータ： $\alpha = (1 + \beta_1) \beta_2^{-1}$ 及び $\lambda_o = -\beta_1 \beta_2^{-1}$ を表 4.5 に示す。理論モデルとの整合性から、推定式は符号条件： $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 及び $\beta_1 + \beta_2 > 0$ 満たす必要がある。LIML 推定では、被説明変数、定数項の有無に依存せずに、有意水準 10 % 以下で帰無仮説を棄却し、その標準誤差から符号条件を満たしていることが分かる。

表 4.5. 線形結合と政治構造パラメータの推計結果: LIML, JIVE

	Sign	TRI			OTRI		
		LIML	LIML	JIVE	LIML	LIML	JIVE
		(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
$\beta_1 + \beta_2$	+	0.10*	0.20**	0.10	0.10**	0.17**	0.10
		(0.05)	(0.09)	(0.08)	(0.05)	(0.07)	(0.08)
α	+	3.31**	2.13*	3.67*	3.54**	2.60*	3.86*
		(1.41)	(1.29)	(1.90)	(1.48)	(1.42)	(2.02)
λ_o	+	0.60***	0.47***	0.57**	0.58***	0.48***	0.57**
		(0.14)	(0.10)	(0.24)	(0.14)	(0.10)	(0.24)

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

定数項を考慮した (10) 及び (13) において有意水準 5 % で t 検定を棄却し, その信頼区間から $\alpha > 0$, $\lambda_o > 0$ を満たしていることが分かる。また, α の推定値は 2.13 ~ 3.54 と TSLS 推定と比べ小さい値を得ており, λ_o の推定値は 47 ~ 60 % である。弱相関操作変数によるバイアスを考慮した JIVE 推定量においても, $\beta_1 + \beta_2$ が有意ではないものの, 理論が要請する符号条件を満たしている。次に, TSLS と同様に, 政治構造パラメータの線形制約についても確認を行う。表 4.6 は LIML 及び JIVE を用いた Wald 検定結果を示しており, 理論上あり得ない制約条件である, 帰無仮説 (i) $H_0 : \alpha = 0$, (ii) $H_0 : \lambda_o = 1$, (iii) $H_0 : \lambda_o = 0$ を検証している, LIML 推定では, 被説明変数及び定数項の有無に依存せず帰無仮説を有意水準 10% 以下で棄却できたのだが, JIVE 推定量では, (ii) $H_0 : \lambda_o = 1$ を棄却することができなかった。

表 4.6 線形制約の Wald 検定結果: LIML, JIVE

H_0	TRI			OTRI		
	LIML	LIML	JIVE	LIML	LIML	JIVE
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
$\alpha = 0$	180.06***	56.28***	148.80***	206.57***	93.66***	159.17***
p	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$\lambda_o = 1$	3.47*	5.32**	1.51	3.87**	5.80**	1.48
p	0.06	0.02	0.22	0.05	0.02	0.23
$\lambda_o = 0$	5.94**	2.73*	3.61*	5.61**	3.17*	3.44*
p	0.01	0.10	0.06	0.02	0.08	0.07

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

最後に, (4.10) を用いた sample selection model の推定結果を報告する。表 4.7 に推定結果を示す。ここで表頭に被説明変数 TRI, OTRI 及び NTB を, 表側に回帰係数, 共分散行列の推定結果及び独立性検定 ($H_0 : \quad = 0$) を示している。

表 4.7 内生的保護関数の推計結果: Treatment-effect model

	<i>Sign</i>	TRI		OTRI		NTB	
		TE	OLS	TE	OLS	TE	OLS
		(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
z_1	-	-0.71*	0.10	-0.51**	-0.04	-2.38**	-0.18
		(0.38)	(0.27)	(0.22)	(0.17)	(1.05)	(0.79)
z_2	+	1.54***	0.26	1.02***	0.28	4.76***	1.29
		(0.54)	(0.34)	(0.31)	(0.21)	(1.47)	(0.99)
ath ρ		-0.53**		-0.50***		-0.50***	
		(0.18)		(0.16)		(0.16)	
ln σ		0.63***		0.13*		1.68***	
		(0.08)		(0.08)		(0.08)	
LR test		5.43**		5.85**		5.66**	
p		0.02		0.02		0.02	
BIC		637		520		883	
N		117	117	117	117	117	117

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

ここで,1段階目の推定式における誤差項 v_i と2段階目の推定式(4.10)における誤差項 ϵ_i は期待値ゼロの a bivariate normal distribution に従っていると仮定しており,その共分散行列は下記となる。

$$\begin{bmatrix} \sigma & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{bmatrix}$$

理論モデルとの整合性から,推定式は符号条件: $z_1 < 0, z_2 > 0$ 及び $z_1 + z_2 > 0$ 満たす必要がある。被説明変数に依存せず有意水準 10% 以下で帰無仮説を棄却し,その標準誤差から符号条件を満たしていることが分かる。次に回帰係数の線形結合と政治構造パラメータの推計結果を表 4.8 に示す。ここで表頭に被説明変数 TRI, OTRI 及び NTB を,表側に線形結合,非線形結合(政治構造パラメータ)を示している。

表 4.8 政治構造パラメータの推計結果: Treatment-effect model

	<i>Sign</i>	TRI		OTRI		NTB	
		TE	OLS	TE	OLS	TE	OLS
		(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
$z_1 + z_2$	+	0.83***	0.35*	0.51***	0.24*	2.38***	1.10*
		(0.26)	(0.21)	(0.16)	(0.13)	(0.73)	(0.60)
α	+	0.19	4.30	0.48	3.48	-0.29*	0.63
		(0.31)	(6.68)	(0.36)	(3.14)	(0.15)	(1.04)
λ_o	+	0.46***	-0.39	0.50***	0.14	0.50***	0.14
		(0.13)	(1.52)	(0.11)	(0.52)	(0.11)	(0.53)

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

TRI 及び OTRI では $\alpha > 0, \lambda_o > 0$ が満たされているのだが, z_1 の推定量の絶対値が 1 に近いので, $\alpha =$

$(1 + \beta_1)\beta_2^{-1}$ の分子が負になる可能性を棄却することはできなかった^{*12}。それゆえ、 α の推定値は 0.19~0.48 と TOLS, LIML 及び JIVE 推定と比べ小さい値を得ているがその分散は大きい。一方 λ_o の推定値は有意水準 1% で 46~50% という値を得た。なお, NTB では符号条件が満たされていないが, NTB は保護貿易水準の指標としては妥当とは言い難いこと, BIC が最も大きいことに留意する必要がある。

最後に、政治構造パラメータの線形制約についても確認を行う。表 4.9 は Wald 検定結果を示しており、帰無仮説 (i) $H_0 : \alpha = 0$, (ii) $H_0 : \lambda_o = 1$, (iii) $H_0 : \lambda_o = 0$ を検証している, Treatment-effect model では、被説明変数を OTRI と設定しない限り、(i) $H_0 : \alpha = 0$ を棄却することができなかった。

表 4.9 線形制約の Wald 検定結果: Treatment-effect model

H_0	TRI		OTRI		NTB	
	TE	OLS	TE	OLS	TE	OLS
	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
$\alpha = 0$	0.57	16.14***	4.89**	33.42***	1.72	1.08
p	0.45	0.00	0.03	0.00	0.19	0.30
$\lambda_o = 1$	9.82***	2.88*	10.84***	3.54*	10.53***	3.40*
p	0.00	0.09	0.00	0.06	0.00	0.07
$\lambda_o = 0$	3.48*	0.13	5.18**	0.05	5.11**	0.06
p	0.06	0.72	0.02	0.82	0.02	0.81

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

4.7 結論

本稿では日本経済の産業別保護構造を対象に GH94 を検証した。その結果、日本の貿易構造、産業別保護貿易構造及び産業別献金構造から、GH94 の予測は実測値と矛盾しないことを確認した。さらに、日本政府の政治構造パラメータを計測し、符号条件を検定した結果、おおむね GH94 と整合的であることを確認した。また、利益団体の組織状態を判断するために作成した産業別政治献金マトリックスも重要な副産物と言える。この産業特性に関する情報は日本経済と産業政策を関連付けるうえで、大きな可能性を秘めていると思われる。

ただし、本稿は日本経済の分析に既存の方法論を導入したに過ぎないことも看過出来ない。今後、日本経済の特徴を明示した実証可能な理論モデルの開発が求められるだろう。そのためには、政治献金情報の補足可能性、分類可能性の向上及び産業別操作変数の地道な整備が必要である。今後の潜在的なテーマとして、産業別政治資金マトリックスのパネルデータ作成、輸出産業のレントを導入した分析、近年整備が進んでいる企業レベルのデータとのひも付け、そして米国の GH94 モデルとの接続による 2 国間貿易交渉ゲーム分析などがあげられる。

補論 1 操作変数の詳細

本節では、操作変数の構成方法に関して詳述する。全ての操作変数は、2000 年日本産業連関表統合小分類に従って集計されている。

^{*12} この傾向は深刻であり、操作変数の組み合わせによっては、 z_1 及び z_2 に関する符号条件は満たすものの、 z_1 の絶対値が 1 を大きく超える場合があった。

産業別人的資本と物的資本

本稿では産業別生産要素賦存量を固定資本形成 (fixed capital formation) 及び労働 (engineers plus scientists, white collar skilled, semi-skilled and unskilled) に分類した。これらの生産要素は「2006年延長産業連関表」を用いて計算している。操作変数として用いられるこれら変数は、産業連関分析で言う波及効果を含めた係数により、追加的な最終需要に対応する各要素報酬 (on-diagonal element of employment inducement coefficient matrix を用いて計算) として計測されている。

まず、人的資本に関してだが Treffer (1993) に従い、雇用マトリックスに記載されている職業コードを次の5分類に集計し、産業別職業構成比率を算定した：unskilled (handlers, equipment cleaners, helpers, laborers: farming, forestry, fishing; service), semi-skilled (machine operators, assemblers, inspectors; transportation and material moving equipment operators), skilled (precision production, craft and repair), white collar (executive, administrative and managerial; sales; clerical; health and teaching) 及び engineers plus scientists (engineers, architects, surveyors; natural scientists, mathematicians, computer analysts)。なお、雇用マトリックスは有給役員雇用者 (有給役員 + 常用雇用者 + 臨時・日雇) の産業別職種内訳である。また、農林水産部門では自作農が多く、従業者総数に占める有給役員雇用者数の比率が小さい。それゆえ、「2005年産業連関表雇用表 (列部門)」において、有給役員雇用者数を先ほど計算した職種構成比率により5職種に分類し、個人業種及び家族従業者数を Unskilled に加算したうえで、2005年産業連関表小分類別職種データを作成した。なお、構成比率は統合中分類に従うため、同じ統合中分類に所属する統合小分類は同じ職種構成比率を用いている。なお、2005年産業連関表と2000年産業連関表の部門対応表を参照しつつ、2005年産業連関表部門分類を2000年産業連関表部門分類に再集計した。

物的資本は、2005年産業連関表から固定資本形成マトリックス (民間 + 公的部門) を参照した。しかし、固定資本形成マトリックスは2005年産業連関表部門統合中分類 (3桁分類) であるため、統合小分類 (4桁分類) へ案分する必要がある。深尾 et. al (2002a, 2002b, 2002c) 深尾・宮川 (2008) に従い、2006年の産業別設備投資額を集計し、その設備投資額に比例して統合中分類である固定資本形成マトリックスを統合小分類に案分し、2000年産業連関表統合小分類へ変換した。案分に用いた資本形成に関する統計は下記である。

- 平成18年産米及び小麦の生産費 (農業：0111-0121)
- 平成18年産工芸農作物等の生産費 (農業：0111-0121)
- 平成18年品目別経営統計 (農業：0111-0121)
- 平成17年本邦鉱業の趨勢 (鉱業：0611-0721)
- 平成17年工業統計表 (製造業：1111-2611, 2631-3919)

なお、漁業・林業 (0211-0312) 及び熱間圧延鋼材 (2621), 鋼管 (2622) 及び冷延・めっき鋼材 (2623) に関しては設備投資に関する情報が欠損していたため、2005年産業連関表基本取引表に記載されている粗付加価値額に応じて案分している。

産業別売り手・買い手集中度及び産業別売り手・買い手事業所数

売り手集中度は、JIPデータベースにより計測されている2006年の Herfindahl-Hirschman Index 及び上位4社集中度を用いた。ただし、JIPデータベースの産業分類は1995年産業連関表部門分類により定義されているため、1995年産業連関表部門分類・2000年産業連関表部門分類コンバーターを用いて、JIP産業分類と2000年産業連関表部門分類対応表を作成し、各2000年産業連関表統合小分類に対応するJIP産業分類の値を用いた。売り手事業所数は部門により様々なデータソースから引用している。農業 (統合小分類0111-0121) では firm (工場) ではなく farm (農場) とし、「2005年農林業センサス」から当該作物の主業農家数を用いている。林業 (0212-0213) における事業所数は「2005年農林業センサス」から素材生産を行った経営体数を林業・素材部門 (0212) の事業所数に、「平成18年特用林産基礎資

料」から、シイタケ生産農家数を林業・特用林産物部門(0213)の事業所数とした。また漁業(0311, 0312)に関しては、「平成18年漁業・養殖業生産統計年報」から漁業経営体数を引用し、「平成18年事業所・企業統計調査」から計算した海面事業体シェアを掛け、漁業・海面漁業部門(0311)及び漁業・内水面漁業部門(0312)の事業所数とした。鉱業(0611-0721)に関しては「平成17年本邦鉱業の趨勢」を用いている。製造業に関しては「平成17年工業統計表」を2000年産業連関分析統合小分類に組み換え集計している。

買い手集中度及び買い手事業所数は、産業連関表から消費者と川下産業による需要額による加重平均とした。つまり、2006年延長産業連関表から input output total (direct plus indirect) table, 行列で表すと $[\mathbf{I} - (\mathbf{I} - \widehat{\mathbf{M}})\mathbf{A}]^{-1}$ を計算し、その対角行列をゼロとした上で、行方向の加重平均を計算した。

産業別中間財保護度

産業別に集計した TRI を、その産業への投入額によって加重平均したものをを用いた。具体的には、2006年延長産業連関表から input output total (direct plus indirect) table を計算し、その対角行列をゼロとした上で、その列方向を加重とした産業別 TRI の加重平均値を用いた。

産業地域集中度

Trefler (1993) は産業地域集中度を次式により定義している。

$$GC_k \equiv \sum_{k=1}^{47} \left| \left(\frac{VA_{ik}}{\sum_{k'=1}^{47} VA_{ik'}} \right) - \left(\frac{POP_k}{\sum_{k'=1}^{47} POP_{k'}} \right) \right|$$

ここで VA_{ik} は k 県における産業 i の粗付加価値額、 POP_k は k 県の人口である。都道府県別人口データは2005年国勢調査を用いている。都道府県別粗付加価値額は、製造業に関しては工業統計表から引用している。しかし、農林漁業に関しては、都道府県別粗付加価値が欠損しているため、下記の統計表から都道府県別生産額を引用している。

- 平成18年生産農業所得統計
- 平成18年生産林業所得統計報告書
- 平成18年漁業・養殖業生産統計年報

ここで、都道府県別内水面漁業漁獲額は、魚種別の平均価格を算出し、都道府県別の魚種別漁獲額に掛けることにより計算している。また、鉱業に関しては都道府県生産額に関する情報も欠損しているため、「平成17年本邦鉱業の趨勢」から常用従業者数を用いている。

産業別票の価値及び産業別与党支持度

産業別地域集中度のうち都道府県別産業別粗付加価値額を用いて、第44回衆議院議員総選挙(2005年)の選挙情報を産業別に整理した。具体的には「JED-M データベース」から、都道府県別の議席定数シェアと有権者シェアから一票の価値(有権者1%あたりの議席シェア)を計測し、上述の粗付加価値により加重平均値を求め、産業別票の価値とした。同様に都道府県における小選挙区の議席定数のうち、与党候補者(自由民主党+公明党)が獲得した議席シェアを計測し、上述の産業別粗付加価値による加重平均値を産業別与党支持度とした。

補論2 産業別政治資金の把握

戦後、議員立法により政治資金規正法が施行されて以来、数々の改正を経て現在の政治資金制度が形成された。本稿に関連する現行制度の特徴は、各政党、その政治資金団体、国会議員の資金管理団体などの政治団体はその収支構造を、政治資金報告書として総務省(または都道府県選挙管理委員会)に提出し、その原本・要旨が公開されることである。本

稿では、その膨大な政治資金報告書のうち総務省届出分（2つ以上の都道府県において活動している政治団体）に着目し、その報告書において報告されている献金者リスト（報告団体名・寄付金額・寄付団体名・寄付団体住所）を、経済統計における基礎産業区分である日本標準産業分類細分類（以下、JSIC）に従い産業区分ごとに集計した。

分析対象（政治資金の受取り団体）

本稿の分析期間は自由民主党が単独過半数議席を獲得した第44回衆議院議員総選挙（2005年9月11日実施）である。それゆえ、総選挙後に該当する平成18年分政治資金収支報告書を用いた。分析対象は総務省届出分の政治資金収支報告書のうち下記の団体による報告を対象に集計を行った。

1. 政党本部
2. 政党衆参比例代表支部
3. 政治資金団体
4. 資金管理団体（国会議員の資金管理団体）

政治資金団体とは政党本部に一団体のみ設立が許されている資金管理団体であり、議員個人ではなく政党そのものへの個人・企業団体・政治団体献金の窓口と考えられる。本稿は佐々木 et al. (1998) が小選挙制を対象に指摘した「政治家の3つのサイフ」つまり、その議員の資金管理団体、その議員が支部長をつとめる小選挙区支部、そしてその議員の系列後援会を網羅してはいないが、政党外部から政党へ提供される政治資金という観点から、「政治資金団体」および「衆参比例代表区支部」への政治資金を網羅している。

団体献金・パーティ券収入の分類手順

以下、政治献金リストと産業区分の対応付け作業に関して述べる。まず、「政治資金収支報告書」から、「寄付の内訳」を政治献金者リストとして用いた。「政治資金収支報告書」において「寄付の内訳」は「個人」「法人・その他団体」及び「政治団体」の三項目により構成されている。本稿では「寄付の内訳」のうち「法人・その他団体」及び「政治団体」上に記載されている団体名・住所・寄付金額を「政治献金」として扱った。パーティ券収入に関しても同様に、「政治資金収支報告書」に記載されている「政治資金パーティの対価に係わる収入の内訳」から「法人・その他団体」及び「政治団体」上の全団体名・住所・金額を「パーティ券収入」とした^{*13}。さらに、資金管理団体に対応する議員及びその所属政党を「政治団体名簿 2005年版」及び「国会便覧平成17年10月臨時版」により特定し、「団体（団体名・住所）が、政治団体（議員名・所属政党）へ、円移転した」という分類用リストを作成した。なお、省力化の観点から、本稿では官報（平成19年9月14日付号外第214号）上に掲載されている「政治資金収支報告書の要旨」を用いて分類用リストを作成した。したがって、寄付者の住所は市区レベルまでの記載であるため、同一市区内に同名法人が複数存在する場合に限り、補助的に詳細な住所が記載されている「政治資金収支報告書」を用いた。なお、「政治資金収支報告書」において、「五万円以下」を「五万円未満」と誤認識し、五万円を寄付した個人・団体情報が記載されている場合もあるが、本稿では、「政治資金収支報告書」に記載されている五万円寄付者の情報を用いず、一律に五万円以下は匿名献金とし産業分類対象外とした。

企業情報の産業分類への接続

前節で作成した分類用リストのうち「法人・その他団体」に記載されている「団体名」および「住所」を用い、政治献金を行った法人格（大部分が株式会社）をJSIC（細分類）へ分類し、産業別に政治献金額を集計した。以上の作業により「産業（産業コード）から、政治団体（議員名・所属政党）へ、合計円移転した」という情報を得る。なお、本

^{*13} ここで、政治資金収支報告では、年間5万円以下の政治献金は匿名の「五万円以下」として掲載されているのだが、20万円を下回るパーティ券に関する情報は、明記されていない点に留意する必要がある。本稿が収集した情報は、5万円超の献金元と五万円以下の匿名献金情報をベースとし、そのリストにパーティ券の購入団体として明記されている団体を加えたものである。

稿では、団体名・住所と JSIC（細分類）の対応表として、「TSR 企業情報ファイル CD 50」（以下 TSR）に収録されている 50 万件の企業情報を用いた。TSR には調査時点において最新の JSIC（細分類）に準拠した当該企業の産業区分（最大 3 区分）が収録されているため、その企業が最も依存している産業区分をその企業の産業区分とした。なお、本稿の分析に用いた TSR は「2006 年 6 月版」及び「2006 年 11 月版」である。さらに産業属性に関わる経済統計との接続性という観点から、JSIC（細分類）を産業連関表産業区分（2000 年・基本分類・列コード）に変換し、政治献金額を再集計した。

業界団体/政治団体の分類

分類用リストには、社団法人、業界団体および業界団体に関連した政治団体が含まれているため、業界団体（業界関連政治団体）と産業区分の対応表が必要となる。さらに、農業部門のみの制度的特徴、つまり、農地法（自作農主義）により農地取得法人格が規制されていた（株式会社は農地を取得できなかった）ため、上述の株式会社を中心とした企業名簿では、農業部門からの政治資金を補足することができない。それゆえ、産業別の政治資金を把握するために、業界団体及びその政治団体による政治資金を補足する必要がある。しかしながら、筆者は、業界団体（その政治団体）の情報（産業分類を含む）を網羅している外部データを発見することができなかったため、本研究では、業界団体（その政治団体）の名称から、該当する産業区分を対応付けた。例えば、JA 政治連盟または、全国農業者農政運動組織連盟の場合、1) 団体名称から農業関連政治団体として扱う、2) 農業に関連する産業分類をその定義から特定する（なお、産業分類は 2000 年産業連関表に従う）、3) その業界団体に対応する産業部門が複数部門（農協関連政治団体の場合、米部門、麦類部門、いも類部門、酪農部門等）である場合、産業連関表に記載されている各部門の粗付加価値額に応じて献金額を配分する、という方法を用いた。また、政党・政党支部・政治資金団体・資金管理団体間の資金移転の場合、産業から政治システムへの資金移転とは明確に区別し、政治システム内の資金移転として扱った。具体的には、献金団体を政党本部・政党支部・政党派閥・政治資金団体・資金管理団体に区分し別途集計した。以上の集計結果において、政治資金の流れは大きく、1) 企業から政治資金団体・資金管理団体、2) 業界団体・業界団体政治支部（政治連盟）から政治資金団体・資金管理団体、3) 政治資金団体（政党）・政党支部・資金管理団体（議員）・後援会（議員）・政治団体（派閥）間の政治資金移転の 3 類型が挙げられる。なお、政党内派閥の特定には「国会便覧平成 17 年 10 月臨時版」を用いた。

産業別政治資金マトリックスの作成

本節では、分析対象における政治資金（寄付＋パーティ券収入）の集計結果に関して詳述する。第 4 4 回衆議院議員総選挙後である 2006 年における、分析対象における政治資金総額は 11,554,277,448 円であった^{*14}。うち不明分が約 14%、政治団体間移転分が約 42%、5 万円以下の匿名献金は約 1%、残りの約 43% が産業別に分類された（以下、分類資金）。付表 1 は政治資金の報告団体を、政党別に集計し、寄付団体を産業別に集計・整理したものである。付表 1 の表側に記載されている「部門コード」は、寄付団体を集計した産業分類（2000 年産業連関表統合中分類）であり、政治資金の拠出元産業を記載している。また、政党内資金移転は、上述の方針に従い、表の下部に集計している。次に表頭には報告団体の所属政党である。ここで、資金管理団体に対応する議員及びその所属政党を「政治団体名簿 2005 年版」及び「国会便覧平成 17 年 10 月臨時版」により特定した。それゆえ、「部門コード 001（耕種農業）は自由民主党関連政治団体へ 10,062 万円を移転した」等の情報を記載している。分類資金の合計は 974,731 万円であり、そのうち 485,816 万円（49.8%）は政党内資金移転である。また、残り 50.2% は、衆議院議員総選挙後であるにもかかわらず、政治システム外部から政治システム内への資金移転であった。ただし、本稿の目的は、貿易関連の利益団体の組織状況を把握することである。それゆえ、各産業から政府への資金移転にのみ着目し、産業別政治資金マトリックス上の、政党合計（計）を用いる。ここで、産業計・政党計 488915 万円のうち約 86.5% が自由民主党への資金移転である（なお、自由民主党の

^{*14} 上述のように、政治献金額に、購入団体が明記してあるパーティ券収入を合算した値である。それゆえ、匿名のパーティ券収入は加算していない点に留意いただきたい。

政治資金団体である財団法人国民政治協会の寄付収入 3,219,253,503 円のうち 2,891,630,800 円が分類資金であり、分類率は約 90% である。

第 5 章

保護貿易と戦略的貿易政策

5.1 課題設定

なぜ日本政府は貿易自由化に関する国際交渉に躊躇するのか。標準的な経済理論によれば、関税・非関税障壁による市場介入は価格メカニズムに歪みを生じさせ、パレート非効率な資源配分を招いてしまうことが指摘されている。しかし、最適関税論によると「大国の仮定」のもとでは保護貿易により交易条件が改善する場合はあり、その場合、相手国における生産者の犠牲の上で、自国の経済厚生が改善する^{*1}。このように自国の保護貿易政策が交易条件に影響し、さらに、国内産業保護の思惑も加わり、貿易障壁の撤廃や政府間の政策コーディネーションの実現は国内および国際政治上の困難を伴うと考えられる。前章では、小国の仮定により、保護貿易と政治的な要因（選挙、企業献金、政治体制など）の関係に注目していたが、本章では、政治的な要因に加えて、さらに交易条件の改善という経済的な要因に注目する。具体的には、政府が保護貿易による国際市場の交易条件への影響を考慮して保護貿易を実行する場合と、貿易政策による交易条件への影響が一切ない場合の政治経済均衡を比較することにより、保護貿易政策における交易条件効果が発生しているのか否かを統計的に検討する。

以下、第 2 節において分析枠組みを直感的に概観する。続く第 3 節において貿易制限指標を、第 4 節において交易条件効果の計測方法を述べる。第 5 節において内生的保護関数の推定戦略を検討する。第 6 節ではデータを概観し、第 7 節において推定結果を検討する。最後に第 8 節において結論を述べる。

5.2 分析モデル

貿易政策の実証研究では、産業利益団体による政府への利得移転に着目した Grossman and Helpman(1994, 以下 GH94) が標準的である。GH94 では保護貿易政策の要因として、政府は経済厚生に加えて政治献金総額を考慮すると想定している。GH94 は保護貿易の要因として「政府がもつ経済厚生の重要度」と「利益団体の人口比率」という政治構造パラメータを提示した。

しかしながら、GH94 では保護貿易政策が、自国の輸入需要関数を經由して、国際市場価格に影響を与えない（言い換えれば、国際価格は保護貿易政策から独立）という「小国の仮定」を用いている。この問題点を克服するために Grossman and Helpman (1995, 以下 GH95) は、GH94 に、保護貿易政策によって交易条件が変化するため、政府はその影響も加味したうえで保護貿易政策を決定するという交易条件効果を内生的保護関数に追加した。

GH95 では交易条件効果^{*2}を考慮した利己的な均衡である Nash 均衡 (Trade Wars) と両国間の二国間における利益移転を考慮した協調均衡 (Trade Talks) が提示されている。

*1 例えば、伊藤・奥野 (1991) の第 4 章を参照せよ。

*2 GH94 では与件としている第 i 財の国際価格 π_i を $\pi_i(\tau_i^h, \tau_i^f)$ に置き換えて分析を行っている。ここで τ_i^k は k 国における第 i 財の国際価格に対する国内価格比率である。

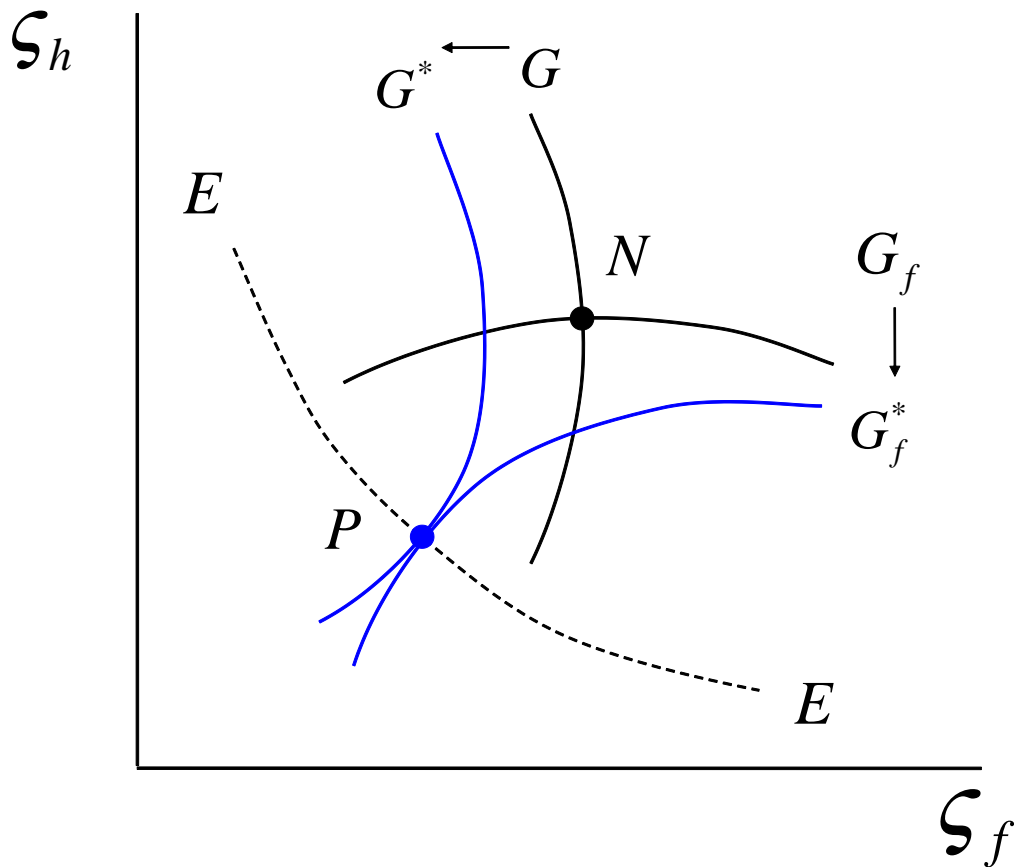


図 5.1 貿易協調均衡と貿易戦争均衡

出典：Feenstra(2004) の p.318 から引用。

例えば, Feenstra (2004) は, この二つの均衡を図 5.1 により示している*3。ここで s_h は自国の貿易障壁 (国内価格と国際価格比率) であり, s_f は相手国の貿易障壁である。 $G(s_h, s_f)$, は自国目的関数, $G_f(s_h, s_f)$ は相手国の目的関数である。曲線 G 及び G^* は自国の *iso-curve* であり, 西に行くほど改善する。同様に, 曲線 G_f 及び G_f^* は相手国の *iso-curve* であり, 南に行くほど改善する。曲線 EE は efficiency locus であり, 自国及び相手国の目的関数の総和を最大にする貿易障壁の集合である。 N 点 (Nash 均衡) では自国の *iso-curve* の傾きが垂直に, 相手国の *iso-curve* の傾きが水平になっており, 両国とも他国の貿易障壁を与件として最適な貿易障壁を選択している。一方, P 点 (協調均衡) では, 他国の *iso-curve* を与件として自国の貿易障壁を設定しており, N 点よりも両国にとって望ましい貿易政策が導入される。

GH95 における Nash 均衡は, 全ての産業 i において (5.1) 式及び (5.2) 式により特徴づけられる。

$$s_i^h - 1 = -\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} + \frac{1}{e_i^f} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (5.1)$$

$$s_i^f - 1 = -\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} + \frac{1}{e_i^h} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (5.2)$$

*3 「交易条件効果」による経済厚生の上昇は、貿易保護政策による交易条件の改善により、関税による損失を相手国の生産者に負担させ、彼らの利益を奪い実現されるため、両国を含めた総経済厚生は悪化する。「大国の仮定」に関しては、例えば、Feenstra (2004) を参照のこと。

ここで π_i は第 i 産業の生産財 (以下 i 財) の国際価格であり、 ς_i^k は k 国における第 i 財の国際価格に対する国内価格比率である。したがって国内価格は $\pi_i^k \varsigma_i^k$ となる。 X_i^k は第 i 財の k 国内における生産量、 M_i^k は第 i 財の k 国の輸入量 (負であれば輸出量) であり、 $M_i^{k'}$ は国内価格に対するその傾きである。 a^k は k 国政府の経済厚生重視度、 λ^k は k 国における利益団体の人口比率、 I_i^k は k 国における、産業 i が利益団体を組織しているならば 1、そうでないならば 0 となるインディケータ変数である。また、 e_i^k は第 i 財の k 国における輸出価格弾力性である。なお、添え字 h は自国を、 f は相手国をそれぞれ示す。ここで第一項が保護貿易政策における政治献金の影響を表しており、政治構造パラメータの影響を受ける。例えば、 k 国政府の経済厚生の重視度 a^k が上昇すれば、第一項はゼロに近づく*4。そして、 $1/e_i^k$ は交易条件効果を表しており、「国内の政治構造パラメータに依存せずに」政府が保護貿易政策を導入する誘因を表している。ここで、政治構造パラメータの定義を表 5.1 に示す。

表 5.1 政治構造パラメータ

Parameter	Range of value	Description
a	$a > 0$	Government's weighting of social welfare compared to campaign contribution
λ	$1 \geq \lambda \geq 0$	Fraction of specific factor owners represented by Special Interest Groups

次に二国間において利益移転ができるため交易条件効果を相殺した協調均衡 (図 5.1 の P 点) は (5.3) 式となる。

$$\varsigma_i^h - \varsigma_i^f = \left[-\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} \right] - \left[-\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} \right] \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (5.3)$$

つまり、協調均衡上の (5.3) 式は、Nash 均衡上の (5.1) 式及び (5.2) 式と異なり、両国の交易条件効果が保護貿易政策に影響しない。さらに (5.3) 式は「小国の仮定」を前提とした GH94 の内生的保護関数と一致する。つまり、「小国の仮定」のもとでは (5.4) 式及び (5.5) 式により保護貿易政策が特徴づけられる。

$$\varsigma_i^h - 1 = -\frac{I_i^h - \lambda^h}{a^h + \lambda^h} \frac{X_i^h}{\pi_i M_i^{h'}} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (5.4)$$

$$\varsigma_i^f - 1 = -\frac{I_i^f - \lambda^f}{a^f + \lambda^f} \frac{X_i^f}{\pi_i M_i^{f'}} \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, n, \quad (5.5)$$

本報告の着眼点は (5.4) 式が (5.1) 式に加法的に入れ子型になっていることを利用し、日本の保護貿易政策において交易条件効果が発生しているか否かを判定することにある。仮に交易条件効果が発生している場合、この要因は政治構造パラメータに依存しないため、一国では制御することが困難であり、その是正のためには国際協調が必須となるという厄介な問題を抱えていることになる。

貿易制限指標

交易条件効果の計測に関して、産業レベルの保護貿易水準として、Kee, Nicita and Olarreaga (2009) が用いた貿易制限指標 (Trade Restrictiveness Index, TRI) を用い、財レベルの保護貿易水準を産業レベルに集計した。なお、計測に用いた TRI の計算式は (5.6) 式である。

$$TRI_i \approx \left[\frac{\sum_{g \in G_i} p_g^W m_g \varepsilon_g (t_g)^2}{\sum_{g \in G_i} p_g^W m_g \varepsilon_g} \right]^{1/2} \quad (5.6)$$

*4 また、 k 国の全ての産業 i で利益団体が組織されている、つまり、 $I_i^k = 1$ for all i ならば $\lambda^k = 1$ である。同様に、 k 国内の全ての産業 i で、利益団体が組織されていない、 $I_i^k = 0$ for all i ならば $\lambda^k = 0$ である。

ここで、 g は財インデックス、 G_i は第 i 産業に所属する財の集合、 p_g^W は g 財の国際価格（与件と仮定）、 m_g は g 財の輸入量、 ε_g は g 財の輸入価格弾力性、 t_g は g 財の従価税相当の保護貿易水準である。具体的には TRAINS から HS88/92 6 桁レベルの従価税及び非従価税の従価税等価率を、COMTRADE から対応する輸入額を引用し、ISIC Rev.3 の 4 桁レベルの貿易制限指標を求めた。

交易条件効果

本節では交易条件効果が自国が直面している輸出（供給）価格弾力性の逆数である点に着目する。Broda, Limao and Weinstein (2008) は Feenstra (1994) により提案され、Broda and Weinstein (2006) により拡張された方法を用い交易条件効果を推定している。Feenstra(1994) は（部分均衡的に）任意の財市場に着目し、CES 型効用関数から下記の輸出関数・輸入関数体系を提案した。

$$\begin{aligned}\Delta \ln s_{vt} &= \phi_t - (\sigma - 1) \Delta \ln p_{vt} + \varepsilon_{vt} \\ \Delta \ln p_{vt} &= \omega \Delta \ln x_{vt} + \xi_{vt},\end{aligned}$$

ここで $v \in V_i$ は第 i 産業（または財）における variety の集合の要素であり、 t は時点を、そして Δ は $t-1$ 期から t 期までの差分を示している。また、 s_{vt} は v の支出シェアであり、 x_{vt} は v の自国への供給量、 p_{vt} は v の国内価格、 ϕ_t は random effect そして、 ξ_{vt} は攪乱項である。ここで（varietyの間では同一とした） σ は財レベルの輸入価格弾力性であり、 ω は輸出供給弾力性の逆数、 $\omega \equiv 1/e^f$ である。ここで Feenstra(1994) は構造パラメータ ρ を定義し、逆輸出供給関数を次式に書き換えた。

$$\Delta \ln p_{vt} = \psi_{vt} + \frac{\rho \varepsilon_{vt}}{\sigma - 1} + \delta_{vt}$$

ここで、 ψ_{vt} は random effect、 δ_{vt} は攪乱項、 $\rho \equiv \omega(\sigma - 1)(1 + \omega\sigma)^{-1}$ と定義される構造パラメータである。それゆえ、輸出価格弾力性の逆数は $\omega = \rho\{\sigma(1 - \rho) - 1\}^{-1}$ となる。さらに、Feenstra(1994) は輸出・輸入関数体系を整理しいくつかの仮定を追加することにより次式を導出した。

$$Y_{vt} = \theta_1 X_{1vt} + \theta_2 X_{2vt} + u_{vt},$$

なお、被説明変数、説明変数及び回帰係数は下記のように定義される。

$$\begin{aligned}Y_{vt} &\equiv (\Delta \ln p_{vt} - \Delta \ln p_{kt})^2 \\ X_{1vt} &\equiv (\Delta \ln s_{vt} - \Delta \ln s_{kt})^2 \\ X_{2vt} &\equiv (\Delta \ln p_{vt} - \Delta \ln p_{kt})(\Delta \ln s_{vt} - \Delta \ln s_{kt}) \\ \theta_1 &\equiv \rho(\sigma - 1)^{-2}(1 - \rho)^{-1} \\ \theta_2 &\equiv (2\rho - 1)(\sigma - 1)^{-1}(1 - \rho)^{-1}\end{aligned}$$

ここで、 k はベンチマーク variety、 u_{vt} は攪乱項である。ただし、効率的な推定結果を得るために、期間平均をとり(5.7)式を推定する。

$$\bar{Y}_v = \theta_1 \bar{X}_{1v} + \theta_2 \bar{X}_{2v} + \bar{u}_v, \quad (5.7)$$

推定結果から θ_1 及び θ_2 の定義を用いて輸入弾力性と構造パラメータが逆算する。具体的には下記の計算式を用いる。

$$\begin{aligned}\rho &= \frac{1}{2} + \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\theta_2^2/\theta_1)} \right]^{1/2}, \text{ if } \theta_2 > 0 \\ \rho &= \frac{1}{2} - \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\theta_2^2/\theta_1)} \right]^{1/2}, \text{ if } \theta_2 < 0 \\ \sigma &= 1 + \left(\frac{2\rho - 1}{1 - \rho} \right) \frac{1}{\theta_2}\end{aligned}$$

ここで、 $0 \leq \rho < (\sigma - 1)\sigma^{-1} < 1$, $\sigma > 1$ あり、これらの条件から満たされる場合、 $\omega > 0$ となる。この推定結果を用い輸出価格弾力性の逆数 ω を計算するのだが、構造パラメータ ρ が値域（特に上限）を超えてしまい、輸出価格弾力性の逆数が負値となる場合がある。その場合は、Broda, Limao and Weinstein (2006) と同様に grid search を行った。具体的には、 $\sigma \in [1.05, 131.5]$ と区間を設定し 0.05 ごとに、 $\rho \in [0.01, 1]$ と区間を設定し 0.01 ごとに grid（格子）を設定し、総当たり法により (5.7) 式の誤差が最少になる組み合わせを探索した。そして、その対から輸出価格弾力性の逆数を求めた。なお、産業を ISIC Rev.3 の 4 桁分類とし、variety をその分類に属す HS88 の 6 桁分類 × 輸出国の組み合わせとした。それゆえ、ISIC Rev.3 4 桁分類ごとに推計を繰り返し産業ごとの推定値を求めた。なお、輸入額と輸入量は COMTRADE から引用し、期間は 2000 - 2009 と設定した*5。なお、推計の副産物として得られる輸入価格弾力性 σ は内生的保護関数の推定に用いる。Feenstra (1994) の方法の利点を要約すれば、輸出供給弾力性と輸入需要弾力性を同時に推計でき、収集が困難な操作変数を新たに追加せずに内生性を解決した点である。

5.3 推定戦略

本稿の目的は (5.1) 式を用いて、保護貿易要因のうち政治的要因と交易条件効果を分離することである。まず、ベンチマークテストとして、GH94 の (5.4) 式を用いた推定を行う。(5.4) 式を整理し、誤差項と定数項を追加することにより (5.8) 式を得る。

$$\left(\frac{\varsigma_i - 1}{\varsigma_i}\right) \sigma_i = \beta_0 + \beta_1 z_i + \beta_2 (z_i \times I_i) + \epsilon_{it} \quad (5.8)$$

ここで、(以下、自国を想定するため添え字は省略する) 被説明変数は保護貿易水準であり内外価格差の国内価格に対する比率である。また、 σ_i は第 i 産業の輸入価格弾力性： $\pi_i \varsigma_i |M_i'| (M_i)^{-1}$, z_i は第 i 産業の輸入浸透率(量)の逆数： X_i/M_i , I_i は第 i 産業の利益団体組織ダミー変数であり、その産業が利益団体を組織しているならば 1、そうでないならばゼロである。したがって、 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$, $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ である。

次に、GH95 に従った (5.1) 式により交易条件効果の検証を行う。交易条件効果が発生している競争均衡である N 点の保護貿易関数は (5.9) 式により特徴づけられる。

$$(\varsigma_i^N - 1) = \beta_1 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i}\right) + \beta_2 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i} \times I_i\right) + \omega_i \quad (5.9)$$

ここで被説明変数は内外価格差の国際価格に対する比率であり、 z_i' は第 i 産業の輸入浸透率(金額)の逆数： $(\pi_i \varsigma_i X_i) (\pi_i M_i)^{-1}$ である。 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$, $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ である。ここで、輸出価格弾力性の逆数 $1/e_i^f$ は ω_i を用いて書き換えている。同様に、交易条件効果が発生していない協調均衡である P 点の場合、内生的保護関数は (5.10) 式となる。

$$(\varsigma_i^P - 1) = \beta_1 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i}\right) + \beta_2 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i} \times I_i\right) \quad (5.10)$$

ただし、観測された保護貿易政策は過去の GATT 通商交渉や 1995 年の WTO 設立等の過去の貿易交渉の影響を受けていると考えられる。それゆえ、観測値が理想的な状況である N 点と P 点の間にある場合を許容すれば、観測される保護貿易政策は、(5.11) 式となる。

$$(\varsigma_i - 1) = \gamma (\varsigma_i^N - 1) + (1 - \gamma) (\varsigma_i^P - 1) = \beta_1 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i}\right) + \beta_2 \left(\frac{z_i'}{\sigma_i} \times I_i\right) + \gamma \omega_i \quad (5.11)$$

*5 なお、日米の開税コード (HS 9 桁・10 桁分類) を用い、1993 - 2006 を対象に、ISIC 4 桁レベルの推計を行ったところ、行列演算が膨大になった結果、ソフトウェアの演算上限を超えてしまい計算ができなくなる産業があった。それゆえ、本稿では HS6 桁分類を採用した。また、具体的な計算方法は Feenstra (2010) 及び Blonigen and Soderbery (2010) の手順を修正し、Broda, Limao and Weinstein (2006) の脚注 15 と同様の条件とした。

ここで、 γ は理想的な状況である P 点と N 点の距離であり、過去の協調的な通商協定の有効度と考えられる。なお、通商協定の有効度の値域は $0 \leq \gamma \leq 1$ である。以上の前提に、整数項と誤差項を加えた (5.12) 式を推計に用いる。

$$(\zeta_i - 1)\sigma_i = \beta_0 + \beta_1 z'_i + \beta_2 (z'_i \times I_i) + \beta_3 (\omega_i \sigma_i) + v_{it} \quad (5.12)$$

ここで、 $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0$ 、 $\beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ 、 $\beta_3 \equiv \gamma \geq 0$ かつ $1 \geq \beta_3 \geq 0$ ある。したがって、本章のアイデアは、保護貿易水準のうち第一項と第二項による政治構造の影響をコントロールしつつ、 $H_0 : \beta_3 = 0$ を検定し、交易条件効果の発生を判定することである。表 5.2 において政治構造パラメーターの符号条件を要約した。

表 5.2 符号条件

回帰係数	定義	符号条件
β_1	$-\lambda(a + \lambda)^{-1}$	-
β_2	$(a + \lambda)^{-1}$	+
β_3	$0 \leq \gamma \leq 1$	+

5.4 データ

本節では、(5.8) 式および (5.12) 式を推定するために必要なデータを記載する。データの計測期間は 2005 年から 2009 年である。

- 貿易制限指標

TRAINS から HS88/92 6 桁レベルの従価税及び非従価税の従価税等価率を、COMTRADE から輸入額を引用し、(5.6) 式を用いて ISIC Rev.3 の 4 桁レベルの TRI を求めた。

- 輸入浸透率（金額ベース）

UNCOMTRADE から HS88/92 6 桁レベルの輸入額を ISIC Rev.3 の 4 桁レベルに集計し、INDSTAT(UNDATA) より ISIC Rev.3 4 桁レベルの産出額を用いて輸入浸透率を計算した。また、農産物の国内生産額に関しては FAOSTAT から得た concordance table を HS2002 に変換したうえで ISIC Rev.3 4 桁分類に集計した。なお、生産量で計測される輸入浸透率は、計測が困難であるため、代理変数として金額で計測したこの輸入浸透率を用いる。なお、産出額に欠損値がある場合、直近の値と同じと仮定した。なお、貿易相手国は世界としている。

- 産業別政治献金

日本の産業別政治献金額は、総務省提出分の政党、政党支部、政治資金団体及び資金管理団体の団体献金法人と政治団体献金の政治団体から産業分類に集計した。主に法人名が明記されている団体献金から製造業の政治献金額を集計したが、農業部門は政治団体献金から農政連関連団体を集計し、対応する ISIC Rev.3 分類に等分した。なお、団体献金のうち分類された金額は約 70% であった。2005 年から 2009 年の総額を対象に、産業別政治献金額の平均金額以上の産業を利益団体を組織していると判断した。なお、利益団体組織ダミー変数は全期間一定である。

- 操作変数

ISIC Rev.3 大分類に準拠した EU KLEMS を用いる。大分類であるためその分類に属する 4 桁コードはすべて同じ値と仮定した。データが欠損している場合、直近の値を代用した。操作変数は ICT 資本シェア、非 ICT 資本シェア、ICT 資本投入指数 (1995 年基準)、非 ICT 資本投入指数 (1995 年基準)、マンアワーあたり ICT 資本サービス、マンアワーあたり非 ICT 資本サービス、マンアワーあたり労働サービスである。

5.5 推定結果

本章の分析対象は 2005 年から 2009 年のパネルデータセットである。さら保護貿易水準の要因として輸入浸透率を用いていることから内生性問題が発生していると考えられる。内生性に対処するために操作変数法、弱相関の操作変数に対して頑強な制限情報最尤法 (LIML) を用いた。さらに分散不均一性 (heteroskedasticity) に対して頑強な robust standard error により仮説検定を行った。表 5.3 は (5.8) 式及び (5.12) 式の推計結果である。表頭はモデル名, 推定量, 分析対象をそれぞれ示している。表側は係数の推定結果と係数から逆算した政治構造パラメータ, under identification test (Kleibergen-Paap rk LM statistics, K.P.LM in short), over identification test of all instruments (Hansen J statistics), endogeneity test (χ^2), weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistics, K.P.F in short) 及びサンプル数 (N) を示している*6。

表 5.3. 推計結果

	Sign	GH94		GH95	
		(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	+/-	0.35*** (0.10)		4.42*** (0.36)	
β_1	-	-0.03*** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.14** (0.07)	-0.04 (0.08)
β_2	+	0.10*** (0.02)	0.11*** (0.03)	0.62*** (0.20)	0.86** (0.34)
β_3	+			0.0004*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
K.P. LM		33.70***	34.53***	14.60***	16.53***
p		0.00	0.00	0.00	0.00
Hansen J		1.20	31.83***	1.94	69.94***
p		0.75	0.00	0.38	0.00
χ^2		88.37***	31.84***	44.11***	228.22***
p		0.00	0.00	0.00	0.00
K.P. F [§]		5.91*	4.38*	4.10	3.55
N		575	575	575	575

NOTES: * indicates significance at the 10% level, ** at the 5% level, *** at the 1% level.

[§]Stock-Yago weak ID test critical values: 10% maximal LIML size 4.32 for (1), 4.06 for (2)

まず、ベンチマークテストとして GH94 の推定結果を検討する。日本を対象とした内生的保護関数 (5.8) 式は統計的に有意に符号条件: $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0, \beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ を満たしている。次に GH95 の内生的保護関数である (5.12) 式の推定結果を考察する。政治要因を示す $\beta_1 \equiv -\lambda(a + \lambda)^{-1} < 0, \beta_2 \equiv (a + \lambda)^{-1} > 0$ は符号条件を満たす。また、 $\beta_3 \equiv \gamma \geq 0$ であることから符号条件を満たすことが確認できた。さらに、交易条件効果を判断する β_3 は帰無仮説 $H_0: \beta_3 = 0$, 交易条件効果はないを棄却することがわかる。さらに、 $(\tau_i - 1) \equiv \gamma(\tau_i^N - 1) + (1 - \gamma)(\tau_i^P - 1)$ であることから、観測値された保護貿易政策 τ_i は、協調均衡 τ_i^P に十分近いと判断できる。次に推定結果から逆算された

*6 推定は Stata の拡張コマンドである ivreg2 を用いた。

政治構造パラメータを検討する。まず、符号条件の整合性を確認する。政府の経済厚生重視度 $a > 0$ 及び利益団体の人口シェア $\lambda > 0$ の推計結果より整合的な結果を得たことがわかる。また、第4章で言及したように GH94 の実証研究において、政府の経済厚生重視度 a が論点となる、まず、GH94 の推計結果であるが、 α が約 10 の値を得ている。一方、交易条件効果を考慮した GH95 では、 α の値が大きく低下し約 1 となった。したがって、既存研究では交易条件効果を考慮していないため、omitted-variable bias により α が過大に推計されている可能性がある。

表 5.4. 政治構造パラメータの推計結果

		GH94		GH95	
<i>Sign</i>		(1)	(2)	(3)	(4)
α	+	10.19*** (2.70)	8.90*** (2.74)	1.40*** (0.54)	1.12** (0.53)
λ	+	0.33*** (0.07)	0.19*** (0.05)	0.23*** (0.08)	0.05 0.08

5.6 結論と課題

本章では、保護貿易を国内政治的な誘因と経済的な誘因に分離させ、交易条件効果が封じ込められているか否かを統計的に検討した。交易条件効果を判断する β_3 は帰無仮説 $H_0: \beta_3 = 0$ 、交易条件効果はないを棄却することが明らかとなった。さらに、 $(\tau_i - 1) \equiv \gamma(\tau_i^N - 1) + (1 - \gamma)(\tau_i^P - 1)$ であることから、観測値された保護貿易政策 τ_i は、協調均衡 τ_i^P に十分近いと判断できる。しかしながら、本章の推計はスケッチのような粗い推計であるため、より詳細に研究計画を練りこむ必要がある。少なくとも解決すべき課題として、下記が挙げられる。

- 政治献金情報の再整理
- 輸出価格弾力性の再計測
- 操作変数の拡充

日本の政治資金情報に関してだが、本章では総務省提出分の政治資金収支報告書のみを対象としており、都道府県提出分の政治献金情報の整理が課題となる。さらに、産業分類への分類可能性の向上が望まれる。本章は輸入弾力性および輸出弾力性の推計、および政治経済モデルにおいて中間投入財を考慮していない。今後、フラグメンテーション理論の実証結果から、中間財貿易の補足方法などを整理し、貿易フローデータを再構築する必要がある。さらに、モデルの拡張に耐えうるようなデータセットを作成するためにも操作変数の拡充が必要である。以上は、今後の課題としたい。

第6章

要約と課題

要約

本章では、本研究の課題と主要な結論を確認する。農業保護の政治経済学への批判と銘打った本研究の課題は、現在のアカデミックな研究水準による批判に耐えうる農業保護及び保護貿易の実証分析の実践である。第一に、本研究は下記の観点から日本の農業保護の分析を行った。

- 産業比較による保護貿易の共通要因の確認
- 因果推論の正当化が可能となる事例の探索
- 因果律を明示した回帰結果の論理的解釈
- 検証仮説の比較による絞り込み

第二に、本研究が取り組んだ具体的な課題と得られた主要な結論を以下に列記する。

1. 日本における農業保護水準に、「一票の格差」は影響したのか。
 - 巨視的現象である「一票の格差」の是正が、集団ごとに異なる影響を与えることに着目し、産業別票の価値指数（IM Index）を計測した。Hotelling-Downs 型の政党間競争より内生的保護関数を導出し、その整合性を検証した。
 - 内生的保護関数の推計結果は符号条件を満たすことを確認した。
 - 推計結果から投票構造パラメータを逆算し、農村における投票行動は、非農村部と比較しまとまっていることが示唆された。
 - さらに、「一票の格差」が農業保護水準の底上げ要因として機能したことがわかった。
 - 与野党間の政治的競争により、与野党は票がまとまって動く農村部を重視せざるおえなくなる。さらに農村部は議席につながりやすい。そして、農村部の投票者は製造業と比べ農業に経済的な関心があるため、農業保護水準に敏感になる。それゆえ、与野党は農業保護政策を提案する。
2. 保護貿易水準は、利益団体から政治家へ移転される政治資金の影響を受けるのか。
 - 産業利益団体から政治家への利得移転として政治資金に注目した。具体的には、総務省提出分を対象に産業ごとの政治献金総額を集計し、産業別政治資金マトリックスを構築した。この産業別政治資金マトリックスより Grossman and Helpman (1994) が提示した入れ子型仮説である内生的保護関数を推計した。
 - 内生的保護関数の予測と整合的な推計結果を得た。したがって、利益団体から政治家への利得移転は保護貿易政策に影響しないとは言い難い。
3. 保護貿易政策に、国際市場をにらんだ戦略的な側面はあるのだろうか。
 - 自国の保護貿易政策が国際価格に影響するという「大国の仮定」を用い、保護貿易水準を国内政治要因と戦

略的な要因（交易条件効果）に分解した Grossman and Helpman (1995) の内生的保護関数を検証した。

- 内生的保護関数の推計結果は符号条件を満たし、交易条件効果の存在は棄却されなかった。しかし、交易条件効果は非常に低くことが示唆された。さらに、国内政治要因が正であったため、日本の保護貿易水準は主に国内政治に起因していると考えられる。

本研究は、伝統的な農業保護の政治経済学の建設的な批判として企画し、具体的に伝統的な接近方法とは異なる実証方法によって「データと矛盾しない推計結果を提示できる」ことを示した。ただし、本研究の接近方法は農業保護や保護貿易を説明できる「唯一の論理」というドグマのような理解ではなく、提示された実証的証拠により確保された因果関係“候補”にすぎない。

本研究の課題

なによりも本研究は問題点や改善可能な要素が多い。第一に、第4章及び第5章において展開された産業別政治資金マトリックスである。本研究では政治資金収支報告書のうち総務省届け出分を用いている。しかしながら、政治資金収支報告書には都道府県選管提出分があるため、政治資金の全体像を把握できていない。特に、都道府県選管提出分の政治資金収支報告書には小選挙区政党支部における政治資金に関する情報が含まれていることから、総務省提出分と都道府県選管提出分を統合したデータベースの構築が必要となる。また、本研究では企業情報を特定する際に民間のデータベースを用いた。しかしながら、工業統計表などの名簿が利用可能であるならば、この名簿を用い集計した場合も考慮する必要がある。さらに、政治団体のうち、業界団体と関連している政治団体の特定方法を構築する必要がある。

ただし、政治資金収支報告書は公表後の三年を経た場合、公表義務も保存義務もないことに留意すべきである。特に都道府県選管提出分は、インターネットによる政治資金収支報告書原本の公開と引き換えに、都道府県公報による政治資金収支報告書の要旨の作成及び公表が行われなくなった。それゆえ、公表されている原本のバックアップを行わなければ、政治資金収支報告書というレコードそのものが失われることになる。したがって、今後の研究のためにも、公表期間中に政治資金収支報告書原本のバックアップを作成すべきである。

第二に、政党間競争の記述方法である。本研究で用いられたアプローチは公共選択論における空間理論の応用である。今後、政治学における空間理論を応用し、政治経済現象を記述する構造パラメーターの推定を可能にする方法の提案が求められる。近年、公共経済学や政治経済学において実験的手法の応用が試みられている。この分野の研究成果を収集し、保護貿易や農業保護の政治経済学への導入を視野に入れる必要がある。

第三に、とくに重要であるが、本研究は、議員間の交渉力の違いなど議員のキャリアを考慮できていない。本研究では集計データを用いているため必然的な限界なのだが、ミクロ計量経済分析という観点から、国会議員に関するデータのサーベイやデータの収集を積み重ねていく必要がある。以上は今後の課題としたい。

参考文献

序論

Anderson, K. and Y. Hayami eds., (1984), *The Political Economy of Agricultural Protection : East Asia in International Perspective*, London: Allen and Unwin.

Baldwin, R. (1996), “The political economy of trade policy: integrating the perspectives of economists and political scientists,” in Feenstra, R.C., G. M. Grossman and D. A. Irwin eds., *The Political Economy of Trade Policy papers in honor of Jagdish Bhagwati*, Cambridge, Mass.: MIT Press.

Grossman, G and E, Helpman (1994), “Protection for sale,” *American Economic Review* 84(4), 833-850.

Grossman, G and E, Helpman (1995), “Trade wars and trade talks,” *Journal of Political Economy* 103(4), 675-708.

本間正義 (1993), 『農業問題の政治経済学』日本経済新聞社

本間正義 (2010), 『現代日本農業の政策過程』慶應義塾大学出版会

Magee, S. P., W. A. Brock and L. Young (1989), *Black Hole Tariffs and Endogenous Policy Theory*, Cambridge University Press.

Swinnen, J. F. M. (2010), “Political economy of agricultural distortions: the literature to date,” in Anderson, K. eds., *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, World Bank, Palgrave Macmillan.

第 1 章

Acemoglu, D. and J. A. Robinson (2006), *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*, Cambridge University Press.

Amjadi, A., P. Schuler, H. Kuwahara and S. Quadros (2011), *WITS User's Manual*, Worldbank.

Anderson, K. eds., (2009), *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, Palgrave Macmillan and Worldbank.

Anderson, K. and E. Valenzuela (2008), “Estimates of distortions to agricultural incentives, 1955 to 2007”, spreadsheet at www.worldbank.org/agdistortions, World Bank, Washington DC, October.

Anderson, J. E. and J. P. Neary (1994), “Measuring the restrictiveness of trade policy,” *World Bank Economic Review* 8(2), 151-169.

Anderson, J. E. and J. P. Neary (1996), “A new approach to evaluating trade policy,” *Review of Economic Studies* 63(1), 107-125.

Anderson, J. E. and J. P. Neary (2003), “The mercantilist index of trade policy,” *International Economic Review* 44(2), 627-649.

浅野 哲, 中村 二郎 (2000) 『計量経済学』 有斐閣

Black, J., N. Hashimzade and G. Myles (2012), *Oxford Dictionary of Economics Fourth ed.*, Oxford University Press.

Bombardini, M. (2005), "Firm heterogeneity and lobby participation," *Journal of International Economics* 75(2), 329-348.

Casper, G. and C. Tufis (2003), "Correlation versus interchangeability: The limited robustness of empirical findings on democracy using highly correlated data sets," *Political Analysis* 11(2), 196-203.

Davis, C. (2003), *Food Fights over Free Trade: How International Institutions Promote Agricultural Trade Liberalization*, Princeton University Press.

Delgado, M. A., J. C. Farinas and S. Ruano (2001), "Firm productivity and export markets: a non-parametric approach," *Journal of International Economics* 57(2), 397-422.

Freedom House (2013), *Country Ratings and Status*, (Available from <http://www.freedomhouse.org/report-types/freedom-world>)

Grossman, G and E, Helpman (1994), "Protection for sale," *American Economic Review* 84 (4), 833-850.

Grossman, G and E, Helpman (1995), "Trade wars and trade talks," *Journal of Political Economy* 103 (4), 675-708.

Imai, S., H. Katayama and K. Krishna (2008), "A quantile-based test of protection for sale model," *NBER Working Paper Series* No.13900.

蒲島郁夫 (2004), 『戦後政治の軌跡』 岩波書店.

鎌原勇太 (2011), 「民主主義指標の現状と課題」『法学政治学論究』第 90 号

Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga (2008), "Import demand elasticities and trade distortions," *Review of Economics and Statistics* 90(4), 666-682.

Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga (2009), "Estimating trade restrictiveness indices," *Economic Journal* 119(1), 172-199.

Marchal, M. G., K. Jaggers and T. R. Gurr (2011), *Polity IV Project: Dataset User's Manual* (Available from <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm>)

Milner, H. V. and B. Mukherjee (2009), "Democratization and economic globalization," *Annual Review of Political Science* 12(1), 163-181.

水崎節文 (n.d.), 『総選挙データベース : JED-M データ』 エル・デー・ビー.

日本社会党農政議員団編 (1981), 『日本社会党農政議員団 20 周年記念誌』日本社会党農政議員団結成 20 周年記念実行委員会

日本社会党政策審議会編 (1990), 『日本社会党政策資料集成』日本社会党中央本部機関紙局

Person, T. and G. Tabellini (2000), *Political Economics: Explaining Economic Policy*, Cambridge, Mass: MIT Press.

Samuels, D. and R. Snyder (2001), "The value of a vote: Malapportionment in comparative perspective," *British Journal of Political Science* 31(4), 651-671.

Trefler, D. (1993), "Trade liberalization and the theory of endogenous protection: an econometric study of U.S. import policy," *Journal of Political Economy* 101(1), 138-160.

Vanhanen, T. (2011), *Measures of Democracy 1810-2010* [computer file]. FSD1289, version 5.0 (2011-07-07).

Tampere: Finnish Social Science Data Archive [distributor].(Available from <http://www.fsd.uta.fi/en/data/catalogue/FSD1289/meF1289e.html>)

第 2 章

- Anderson, K. eds. (2009), *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, World Bank, Palgrave Macmillan.
- Anderson, K. eds. (2010), *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, New York, Cambridge University Press.
- Anderson, K. and Y. Hayami eds. (1984), *The Political Economy of Agricultural Protection : East Asia in International Perspective*, London: Allen and Unwin.
- Beghin, J. C. and Kherallah, M. (1994), "Political institutions and international patterns of agricultural protection," *Review of Economics and Statistics*, 76(3), 482-489.
- Cadot, O., M. Olarreaga and J. Tschopp (2010), "Trade agreements and trade barrier volatility," in Anderson, K. eds. *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, New York, Cambridge University Press.
- De Gorter, H. and Swinnen J. F. M. (2002), "Political economy of agricultural policy" in B. L. Gardner and G. C. Rausser eds. *Handbook of Agricultural Economics*, volume 2, Amsterdam: Elsevier.
- Dutt, P. and D. Mitra (2002), "Endogenous trade policy through majority voting: An empirical investigation," *Journal of International Economics* 68(1), 107-133.
- Dutt, P. and D. Mitra (2010), "Impacts of ideology, inequality, lobbying, and public finance," in Anderson, K. eds. *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, New York, Cambridge University Press.
- Findlay, R. and S. Wellisz (1982), "Endogenous tariffs and the political economy of trade restrictions and welfare," In Jagdish Bhagwati eds., *Import Competition and Responce*, Chicago: University of Chicago.
- Friedlander, M. W. (1995), *At the Fringes of Science*, Westview Press. (マイケル・W・フリードランダー (著) 田中嘉津夫・久保田裕 (訳) (1997), 『きわどい科学 ウソとマコトの境域を探る』白揚社)
- Gawande, K. and B. Hoekman (2006), "Lobbying and agricultural trade policy in the United States," *International Organization* 60(3), 527-561.
- Gawande, K. and P. Krishna (2003), "The political economy of trade policy: empirical approaches," In E. Kwan Choi and J. Harrigan eds., *Handbook of International Trade*, Oxford: Blackwell.
- Grossman, G and E. Helpman (1994), "Protection for sale". *American Economic Review* 84(4), 833-850.
- Grossman, G.M. and E. Helpman (2001), *Special Interest Politics*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- Hayami, Y. and V. Ruttan (1971), *Agricultural Development: An International Perspective*. Baltimore: John Hopkins Press.
- 逸見謙三編 (1970), 『農業』 筑摩書房
- Henning, C.H.C.A (2000), *Macht und Tausch in der Europäischen Agrarpolitik: Eine Positive Theorie Kollektiver Entscheidungen*, Campus.
- Hillman, A. (1982), "Declining industries and political support protectionist motives," *American Economic Review* 72(5), 1180-1187.
- 本間正義 (1993), 『農業問題の政治経済学』 日本経済新聞社
- 本間正義 (2010), 『現代日本農業の政策過程』 慶應義塾大学出版会
- Honma, M. and Y. Hayami (1986), "Structure of agricultural protection in industrial countries," *Journal of International Economics* 20(1-2), 115-129.
- Krueger, A. O., M. Schiff and A. Valdès (1988), "Agricultural incentives in developing countries: Measuring the effects of sectoral and economywide policies", *World Bank Economic Review* 2(3), 255-271.

- Magee, S. P., W. A. Brock and L. Young (1989), *Black Hole Tariffs and Endogenous Policy Theory*, Cambridge University Press.
- Mayer, W. (1984), "Endogenous tariff formation," *American Economic Review* 74(5), 970-985.
- Naoi, M. and I. Kume (2011), "Explaining mass support for agricultural protectionism: evidence from a survey experiment during the global recession," *International Organization* 65(4), 771-795.
- Olson, M. (1965), *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- 尾内隆之・本堂毅 (2011), 「御用学者がつくられる理由」, 『科学』 81(9), 887-895.
- Rausser, G.C., J. Swinnen and P. Zusman (2011), *Political Power and Economic Policy*, New York, Cambridge University Press.
- Swinnen, J. F. M. (2010), "Political economy of agricultural distortions: The literature to date," in Anderson, K. eds. *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, New York, Cambridge University Press.
- Thies, C.G. and S. Porche (2007), "The political economy of agricultural protection," *Journal of Politics* 69(1), 116-127.

第3章

- Anderson, K. eds., (2009), *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, World Bank, Palgrave Macmillan.
- Anderson, K. eds., (2010), *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, New York, Cambridge University Press.
- Anderson, K. and E. Valenzuela (2008), "Estimates of distortions to agricultural incentives, 1955 to 2007," World Bank, Washington DC, spreadsheet at www.worldbank.org/agdistortions.
- Anderson, K. and J. Croser (2009), "National and global agricultural trade and welfare reduction indexes, 1955 to 2007," World Bank, Washington DC, spreadsheet at www.worldbank.org/agdistortions.
- Anderson, K. and Y. Hayami eds., (1986), *The Political Economy of Agricultural Protection : East Asia in International Perspective*, Allen and Unwin.
- Baum, C.F. (2001), "Residual diagnostics for cross-section time series regression models," *Stata Journal* 1(1), 101-104.
- Beghin, J. C. and Kherallah, M. (1994), "Political institutions and international patterns of agricultural protection," *Review of Economics and Statistics*, 76(3), 482-489.
- Bruhn, M., F. Gallego and M. Onorato (2010), "Legislative malapportionment and institutional persistence," *World Bank Policy Research Working Paper* 5467.
- Curtis, G. L. (1971), *Election Campaigning Japanese Style*, New York and London: Columbia University Press.
- Fredriksson, P.G., X. Matschke and J. Minier (2011), "Trade policy in majoritarian systems: the case of the U.S.," *Canadian Journal of Economics* 44(2), 607-626.
- 深尾京司・宮川努編 (2008), 『生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』 東京大学出版会.
- Gawande, K. and U. Bandyopadhyay (2000), "Is protection for sale? evidence on the Grossman-Helpman theory of endogeneous protection," *Review of Economics and Statistics* 82(1), 139-152.
- Gawande, K. and B. Hoekman (2006), "Lobbying and agricultural trade policy in the United States,"

- International Organization* 60, 527-561.
- Grossman, G.M. and E. Helpman. (1994), "Protection for sale," *American Economic Review* 84(4), 833-850.
- Grossman, G.M. and E. Helpman (2001), *Special Interest Politics*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- 速水佑次郎 (1986), 『農業経済論』 岩波書店
- 逸見謙三編 (1970), 『農業』 筑摩書房
- Honma, M. and Y. Hayami (1986), "Structure of agricultural protection in industrial countries," *Journal of International Economics* 20(1-2), 115-129.
- Horiuchi, Y. and J. Saito (2003), "Reapportionment and redistribution: Consequences of electoral reform in Japan," *American Journal of Political Science* 47(4), 669-682.
- Hotelling, H. (1929), "Stability in competition," *Economic Journal* 39(153), 41-57.
- Kabashima, I. (1984), "Supportive participation with economic growth: The case of Japan," *World Politics* 36(3), 309-338.
- 蒲島郁夫 (2004), 『戦後政治の軌跡』 岩波書店.
- Kee, H.L., A. Nicita and M. Olarreaga (2008), "Import demand elasticities and trade distortions," *Review of Economics and Statistics* 90(4), 666-682.
- 小林良彰 (1997), 『現代日本の政治過程』 東京大学出版会.
- 水崎節文 (n.d.), 『総選挙データベース：JED-M データ』 エル・デー・ピー.
- Mayer, W. (1984), "Endogenous tariff formation," *American Economic Review* 74(5), 970-985.
- Mulgan, A.G. (2000), *The Politics of Agriculture In Japan*, Routledge.
- Naoi, M. and I. Kume (2011), "Explaining mass support for agricultural protectionism: Evidence from a survey experiment during the global recession," *International Organization* 65(4), 771-795.
- Olson, M. (1965), *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Samuels, D. and R. Snyder (2001), "The value of a vote: Malapportionment in comparative perspective," *British Journal of Political Science* 31(4), 651-671.
- 菅原琢 (2004), 「日本政治における農村バイアス」 『日本政治研究』 1(1), 53-86.
- Swinnen, J. F. M. (2010), "Political economy of agricultural distortions: the literature to date," in Anderson, K. eds., *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, World Bank, Palgrave Macmillan.
- Thies, C.G. and S. Porche (2007), "The political economy of agricultural protection," *Journal of Politics* 69(1), 116-127.
- Trefler, D. (1993), "Trade liberalization and the theory of endogenous protection," *Journal of Political Economy* 101(1), 138-160.

第 4 章

- Anderson, K. eds., (2010), *The Political Economy of Agricultural Price Distortions*, Cambridge and New York: Cambridge University Press.
- Anderson, K. and Y. Hayami eds., (1984), *The Political Economy of Agricultural Protection : East Asia in International Perspective*, London: Allen and Unwin.
- Anderson, J. E. and J. P. Neary (2005), *Measuring the Restrictiveness of International Trade Policy*, Boston:

MIT Press.

- Ando, M. and F. Kimura (2008), "Japanese FTA/EPA strategies and agricultural protection," *Keio Business Review* 44, 1-25.
- Baum, C.F., Schaffer, M.E., Stillman, S. (2010), "ivreg2: Stata module for extended instrumental variables/TSLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression," (Available from <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>)
- Beghin, J. C. and Kherallah, M. (1994), "Political institutions and international patterns of agricultural protection," *Review of Economics and Statistics*, 76(3), 482-489.
- Bernheim, B. D. and M. D. Whinston (1986), "Menu auctions, resource allocation, and economic inference," *Quarterly Journal of Economics* 101, 1-31.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi (2009), *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press.
- Feenstra R. C. (1995), "Estimating the effect of trade policy," in G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, vol. 3, Amsterdam: Elsevier.
- Feenstra R. C. (2004), *Advanced International Trade : Theory and Evidence*, Princeton: Princeton University Press.
- 深尾京司・宮川努 et al. (2002a), 『J I P データベース No.1 産業別設備投資系列作成作業報告書』内閣府経済社会総合研究所
(Available from <http://www.esri.go.jp/jp/archive/hou/hou010/hou0041.html>)
- 深尾京司・宮川努 et al. (2002b), 『J I P データベース No.2 資産別設備投資系列作成作業報告書』内閣府経済社会総合研究所
(Available from <http://www.esri.go.jp/jp/archive/hou/hou010/hou0042.html>)
- 深尾京司・宮川努 et al. (2002c), 『J I P データベース No.3 産業別・資産別資本ストック系列作成作業報告書』内閣府経済社会総合研究所
(Available from <http://www.esri.go.jp/jp/archive/hou/hou010/hou0043.html>)
- 深尾京司・宮川努編 (2008), 『生産性と日本の経済成長 J I P データベースによる産業・企業レベルの実証分析』東京大学出版会
- Gawande, K. and C. Magee (2012), "Free riding and protection for sale," *International Studies Quarterly* 56(4), 735-747.
- Gawande, K. and P. Krishna (2003), "The political economy of trade policy: empirical approaches," In E. Kwan Choi and J. Harrigan eds., *Handbook of International Trade*, Oxford: Blackwell.
- Gawande, K. and B. Hoekman (2006), "Lobbying and agricultural trade policy in the United States," *International Organization* 60, 527-561.
- Gawande, K. and H. Li (2009), "Dealing with weak instruments: an application to the protection for sale model," *Political Analysis* 17(3), 236-260
- Gawande, K. and U. Bandyopadhyay (2000), "Is protection for sale? evidence on the Grossman-Helpman theory of endogenous protection," *Review of Economics and Statistics* 82(1), 139-152.
- Goldberg, P. K. and G. Maggi (1999), "Protection for sale: an empirical investigation," *American Economic Review* 89(5), 1135-1155.
- De Gorter, H. and Swinnen J. F. M. (2002), "Political economy of agricultural policy" in B. L. Gardner and G. C. Rausser eds., *Handbook of Agricultural Economics*, volume 2, Amsterdam: Elsevier.
- Grossman, G.M. and E. Helpman. (1994), "Protection for sale," *American Economic Review* 84(4), 833-850.
- Harimaya, K. and K. Kagitani (2006), "Trade liberalization and politics of tariff reductions." *International*

Economy 10, 35-52.

Harimaya, K., K. Kagitani, H. Tominaga. (2010), "Political economy of government spending for trade liberalization: politics of agriculture related government spending for the Uruguay Round in Japan," *Japanese Economic Review* 61(2), 159-174.

Kee, H.L, A. Nicita and M. Olarreaga. (2004), "Import demand elasticities and trade distortions," World Bank Policy Research Working Paper No. 3452.

Kee, H.L, A. Nicita and M. Olarreaga. (2008), "Import demand elasticities and trade distortions," *Review of Economics and Statistics* 90(4), 666-682.

Kee, H.L, A. Nicita and M. Olarreaga. (2009), "Estimating trade restrictiveness indices," *Economic Journal* 119(1), 172-199.

Lopez, R. A. and X. Matschke (2006), "Food protection for sale," *Review of International Economics* 14(3), 380-391.

水崎節文 (n.d.), 『総選挙データベース : JED-M データ』 エル・デー・ビー

Poi, B. P. (2004), "Jackknife instrumental variables estimation in Stata," *Stata Journal* 6, 364-376.

佐々木 毅・谷口 将紀・吉田 慎一・山本修嗣 (1999), 『代議士とカネ 政治資金全国調査報告』 朝日新聞社

Swinnen, J. F. M. (2010), "Political economy of agricultural distortions: the literature to date," in Anderson, K. eds., *Distortions to Agricultural Incentives: A Global Perspective, 1955-2007*, World Bank, Palgrave Macmillan.

Trefler, D. (1993), "Trade liberalization and the theory of endogenous protection: an econometric study of U.S. import policy," *Journal of Political Economy* 101(1), 138-160.

第 5 章

Blonigen, B. A. and A. Soderbery (2010), "Measuring the benefits of foreign product variety with an accurate variety set," *Journal of International Economics* 82(2), 168-180.

Broda, C., N. Limao and D. E. Weinstein (2006), "Optimal tariffs: The evidence," *NBER Working Paper Series*. No. 12033.

Broda, C., N. Limao and D. E. Weinstein (2008), "Optimal tariffs and market power: The evidence," *American Economic Review* 95(5), 2032-2065.

Broda, C. and D. E. Weinstein (2006) "Globalization and the gains from variety," *Quarterly Journal of Economics* 121(2), 541-585.

Feenstra, R. C. (1994), "New product varieties and the measurement of international prices," *American Economic Review* 84(1), 157-177.

Feenstra, R. C. (2004), *Advanced International Trade*. Princeton: Princeton University Press.

Feenstra, R. C. (2010), *Product Variety and the Gains from International Trade*. Cambridge, Mass: MIT Press.

Gawande, K. and B. Hoekman (2006), "Lobbying and agricultural trade policy in the United States," *International Organization* 60(3), 527-561.

Grossman, G and E, Helpman (1994), "Protection for sale," *American Economic Review* 84(4), 833-850.

Grossman, G and E, Helpman (1995), "Trade wars and trade talks," *Journal of Political Economy* 103(4), 675-708.

伊藤元重・奥野正寛 (1991), 『通商問題の政治経済学』 日本経済新聞社

Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga (2008), "Import demand elasticities and trade distortions," *Review of Economics and Statistics* 90(4), 666-682.

Kee, H. L., A. Nicita and M. Olarreaga (2009), "Estimating trade restrictiveness indices," *Economic Journal* 119(1), 172-199.