

アメリカ保護貿易主義の政治経済学*

——州別データによる計量分析——

竹中平蔵**⁽¹⁾ 牟田口 聖太郎⁽²⁾
石尾 勝⁽³⁾

プロジェクト指導: 森口 親司(大阪大学教授)
中谷 巖(大阪大学教授)

要 約

1985年は、米国の保護貿易主義が過去に例をみないほどの高まりをみせた年であった。JETROのまとめによれば、昨年一年間で米国議会に提出された保護主義法案は、主要なものだけでも98本を数えた。こうした状況から、今日の世界経済の発展を支えてきた「自由貿易システム」そのものの維持、発展に重大な危機を招くことが懸念されている。

本稿の目的は、こうしたアメリカの保護貿易主義の背景にある政治・経済的要因を分析し、保護主義高揚のメカニズムを把握することにある。一般に、議会における保護主義法案提出行動は、議員達のおかれた政治的環境、あるいは、その選挙区の経済的諸要因を何らかのかたちで反映したものと考えられている。本研究では、計量的手法——プロビット・アナリシス——を用いることによって、こうした仮説の検証を試みた。

具体的には、上院議員について、1985年1月から同年9月のG5までの期間に、保護主義法案を提出したか否かを被説明変数とし、*a priori*に想定される政治・経済変数を説明変数として回帰したところ、有意な結果が得られた。とりわけ、政治要因としては貿易小委員会メンバーであるか否か、経済要因としては、労働者平均年収、失業率、製造業輸出関連雇用比率、製造業雇用変化率が強い説明力を有している。また、ここで推定したモデルは、概ね9割の現実追跡力を持ち、十分な信頼度を備えたものとなっている。

日本としては、アメリカの保護主義動向を早期に察知し、適切な対応をとることが必要であるが、その際、貿易小委員会メンバーの動向、改選時期の近い議員の動向、地域的には平均年収が低くかつ輸出依存の高い州の動向に注意を払うことが必要である。また、上院で保護主義法案は出されていないがその潜在的圧力の強い州として、製造業輸出雇用比率の高いバーモント州、および失業率の高いルイジアナ州をあげることができる。最後に、日本の対米投資の促進とそれによる雇用の拡大は、現地の保護主義圧力を弱めるという二つが、不十分なかたちながらも確認された。

* 佐藤英夫教授(筑波大学)、猪口邦子助教授(上智大学)、糠沢和夫氏(経団連)からは、貴重な助言、コメントをいただいた。また、実際の計量分析作業においては竹中治教授(東海大学)に多大な御援助をいただいた。

** (1) 大蔵省財政金融研究所主任研究官

(2) 大蔵省財政金融研究所研究員(富士銀行)

(3) 大蔵省財政金融研究所研究員(日本生命)

．はじめに—目的と構成—

日米間の経済摩擦は、今や世界経済が直面する最も重大な問題の一つとなっている。日本の経常黒字およびアメリカの経常赤字は、かつてどの先進国が経験したより大幅なものであり、また日米二国間の収支についても同様に、先進国貿易の歴史上最大の不均衡を記録しているのである。

こうした状況は、アメリカにおけるいわゆる保護貿易主義の高まりを招き、ひいては今日の世界経済発展を支えてきた自由貿易システム「そのものの維持、発展に重大な危機を招くことが懸念されている。日本としては、日米間の経済不均衡を解消するためのマクロ経済政策および諸々の構造調整政策をとる一方で、アメリカの保護主義の動向に細心の注意を払いつつ、必要な対策を構じて行かねばならない。

本稿の目的は、こうしたアメリカの保護貿易主義の背景にある政治・経済的要因を分析し、保護主義高揚のメカニズムを把握することにある。いわゆる保護貿易主義の高まりは、さまざまな形で捉えることができるが、本稿では、保護主義の最も直接的な政治行動であるところの、議会における保護主義法案提出に着目する。そして、こうした法案を提出した議員と提出しなかった議員の政治的属性、および議員の選立地盤である各州の経済データとの間に、い

かなる統計的關係があるかを明らかにする。もとより、一国において保護貿易主義が高まる政治経済的メカニズムは、極めて複雑で多様なものである。そこには、社会的、文化的、歴史的な要因がさまざまな形で作用しているものと考えられ、単純な政治・経済変数のみでこれを捉えることはできない。しかし、そうしたメカニズムが複雑であればあるだけ、その根底にある政治的・経済的ファクトを客観的に把握し、それらについて統計的な検証を行うことの意義は大きいと思われる。

以下では、まず第 2 章で、最近のアメリカにおける保護主義の高まりを概観し、その捉え方について整理する。次に第 3 章および第 4 章では、上院における保護主義法案提出行動と、その背景にある政治・経済要因の関連を分析する。とりわけ第 3 章では、質の選択に関する非連続統計量（例えば法案を提出しているか否か……）を被説明変数とする場合の回帰分析に用いられる「プロビット・アナリシス」を応用し、計量分析を試みる。プロビット分析の応用例は、わが国では未だ数少ないが、本稿での応用を通して、実証的政治・経済研究における同分析の有用性が明らかにされる。

最後に 5 章では、これら計量分析に基づく政策的インプリケーションを議論する。

．保護貿易主義の高まり

1．増加した保護主義法案

1985年は、米国の保護主義が過去に例をみないほどの高まりをみせた年であった。

英エコノミスト誌(85/8/24号)によれば、米議会に提出された保護主義法案は400に達すると報じられている。この数字はやや大げさで

あるにしても、JETRO(日本貿易振興会)のまとめによれば、昨年一年間で米国議会(上・下院)に提出された保護主義法案は、主要なものだけでも98本を数えた。また、昨年提出された保護主義法案は、個別品目のみを対象としたきわめて限定的なものから、米国の通商政策の根本的な変更を求めるマクロ的なものまで多種多

表 2 - 1 85年に提出された主な
保護主義法案

	法案	決議案	計
対日報復措置	4	4	8
輸入課徴金	9	1	10
通商法改正	32	0	32
相互主義	9	0	9
通信機器	5	0	5
自動車関連	7	2	9
鉄鋼関連	3	0	3
その他の輸入制限	6	0	6
知的所有権	3	0	3
産業競争力関連	5	0	5
技術振興関連	4	0	4
DITI(通商産業省)設置	3	0	3
輸出管理	3	0	3
その他の通商関連	5	2	7
計	98	9	107

(資料) JETRO 作成

様であり、この時期の保護主義圧力の複雑さ、広がりを示している。(表 2 - 1)

さらに昨年の保護貿易主義の高まりは党派を超えたものであった点も重要である。

国際経済問題研究所のデスラー (1986) によれば、民主党議員は、「海外のライバルに甘い通商政策を、米国の非工業化につながると批判することによって、大統領ロナルド・レーガンの強さを生み出す二つの核、すなわち、国内における経済の回復と、世界で“胸を張って堂々と立っているカッコよさ”の両方を切り崩せるかも知れない」と考えた。また、共和党議員については、泊らの弱みを自覚し、海外の競争相手に厳しい姿勢で臨み、輸入を規制するための諸提案を行うという先制攻撃に打って出たと述べている。

ただし、党派別に上下両院の保護主義法案提出議員の数をみると(表 2 - 2)、保護主義勢力は、上院では共和党、下院では民主党議員の中に多いという特徴がみられている。

いずれにしてもこうした保護主義の高まりから、レーガン政権は、それまでの国内重視政策からの転換を余儀なくされた。昨年 9 月 22 日に

表 2 - 2 党派別にみた上下両院の
保護主義法案提出議員数

	上 院			下 院		
	① 議員数 (人)	② 保護法 案提出 議員 (人)	②/① 提出議 員割合 (%)	① 議員数 (人)	② 保護法 案提出 議員 (人)	②/① 提出議 員割合 (%)
共 和 党	53	14	26.4	182	9	4.9
民 主 党	47	6	12.8	253	20	7.9
全 体	100	20	20.0	435	29	6.7

(注) 85年に提出された保護主義法案

(資料) JETRO 作成

は、G 5 (先進 5 か国蔵相・中央銀行総裁会議)において外国為替市場への協調介入が決定され、不介入政策は放棄された。また、翌 9 月 23 日に、レーガン大統領は、新通商政策を発表し、外国の不正貿易との対決姿勢を内外に明示した。

こうしたレーガン政権の矢継ぎ早やの対応策の結果、10月以降保護主義圧力はややおさまりをみせてきた。しかし、86年 5 月には、下院本会議において、極めて保護色の強い包括法案が可決されるなど、秋の中間選挙を控え、保護主義圧力が再び高まる機運をみせている。

2. 保護主義の捉え方

それでは、こうした保護主義圧力の高まりは、いかなる要因からもたらされたのであろうか。

まず第一に考えられるのは、米国のマクロ経済環境の悪化である。米国経済は、82年末以降急速な拡大を遂げてきたが、84年後半から拡大テンポは大きく鈍化していった。また、米国の貿易収支赤字は拡大を続け、84年には1233億ドルと巨額に達していた。さらに、失業率は、82年12月をピークとしてその後穏やかな低下傾向を辿ったが、製造業部門の雇用は、85年 2 月以降ほぼ一貫して減少を続けた。

このようなマクロ的な米国の経済不振、とくに、貿易収支の悪化が、保護主義の背景にあったことは明らかである。

一方、政治経済学的な立場からみれば、保護主義は、自由貿易主義の原則に固執するレーガン政権に対して、より現実的な対応を期待する議会の不満の表われとして捉えることができる(デスラー(1986))。周知のように、レーガン大統領は、81年に就任して以来、一貫して自由貿易主義の旗印を掲げてきた。また、商務省、CEA(大統領経済諮問委員会)など、大統領の経済政策の担い手も、マクロ経済的思考が強くなり、自由貿易主義を支持する立場をとってきた。これに対して、議会では、このようなレーガン政策を無策であるとし、苛立ちを強めている。保護主義的行動は、こうした議会の不満表明のプロセスとして捉えられるものである(佐藤英夫(1982))。

しかし、いずれにせよ重要な点は、先に述べた経済不振の影響は、何も米国全土に一律に観察される訳ではなく、また個別議員のレーガン政権の対外政策に対する考え方についても、一律ではなかったかということである。それゆえ、昨年来高まりをみせた米国の保護主義を、

こうしたマクロ的な側面からのみ図式化して捉えるだけでは不充分である。

保護主義のメカニズムを正しく捉えるためには、マクロ的な視点に加え、個々の保護主義法案が議会に提出されるに至った要因を、ミクロ的な視点から検討することも必要であると考えられる。こうした観点に立つて、本論では、保護主義法案が提出されるに至った要因を、州毎の経済データ、および各議員の政治的背景の中から見出し、米国の保護主義の実態を明らかにしてゆくこととする。

ただし、以下の分析の対象は、昨年1月から9月までに提出された保護主義法案に限った。これは、その期間が保護主義圧力が最も高まった時期であること、また9月のG5以降は、保護主義の中心が特定の議員の意向を反映しているとは考えにくい包括的な貿易法案に移ったことによるものである(顧た分析の対象となった保護主義法案は、JETRO資料に基づいている。しかし、このうち保護主義的色彩が薄いと判断されるものは削除した)。

・保護主義と政治・経済要因

本章では、保護主義法案が提出されるに至ったミクロ的要因として、どのようなものが考えられるかを検討する。具体的に、各州毎の経済データ、および各議員の政治データについてとりあげることとする。

1. 州別経済データ

米国は、それぞれ異なった地域的特性、産業構造を持った州の集合体である。このため、84年後半以降の米国経済の不振も、州毎にみると、大きなばらつきがあった。

ちなみに84年の失業率をみると、米国全体では7.5%であったが、これを州別にみると、最も高かったウェストバージニア州の15.0%から最も低かったニューハンプシャー州とサウスダコタ州の4.3%まで、大きな開きがあった。こ

のように、経済動向が州毎に大きく異なっていることから、保護主義圧力も州によって大きな違いがみられる可能性が高い。

一つの例として、次の図をみてみよう。図3-1は、米国の各州を、それぞれの州から選出された上下両院議員のうち少なくとも1人が85年1~9月の間に保護主義法案を提出したか否かによって色分けしたものである。同様に図3-1は、州毎に輸出関連製造業雇用者数の総雇用者数に占める割合を算出し、それにより州を色分けしたもので遜る。両者を見較べると、重なり合う部分が多いことに気づく。事実、表3-1から明らかなように、輸出関連製造業雇用比率が3.5%以下の州では、保護主義法案の提出されていた州が全体のわずか23%にすぎなかったのに対し、その比率が3.6%以上の州に

図3-1 85年1-9月に保護主義法案が提出された州

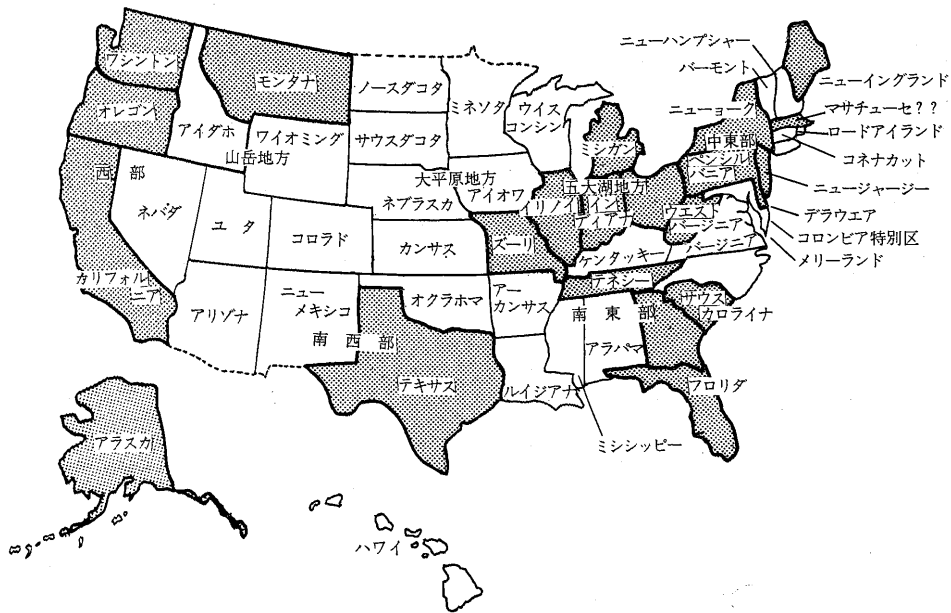
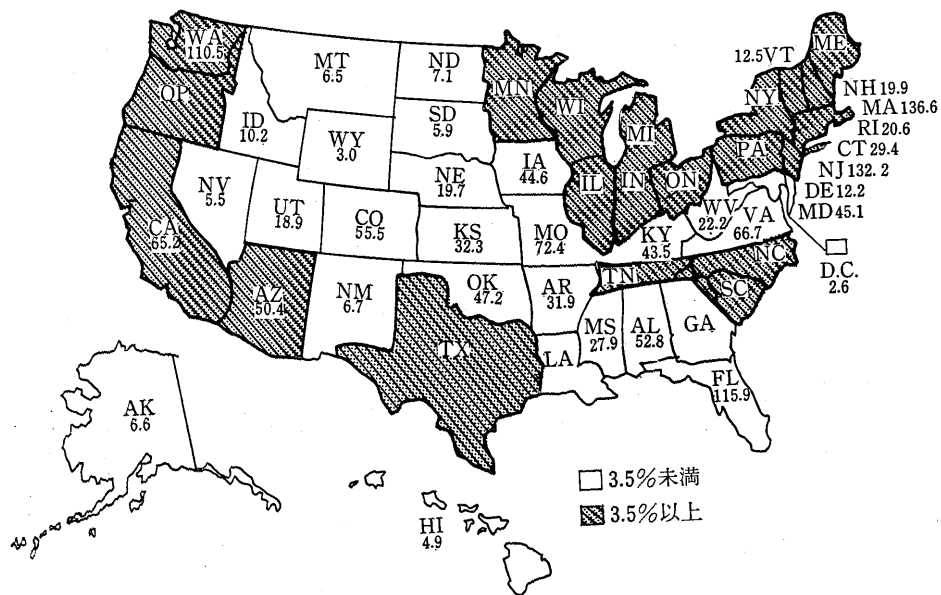


図3-2 州別輸出関連製造業雇用比率



ついてみると、実に71%の州で保護主義法案が提出されていた。すなわち、輸出関連製造業雇用比率の高い州ほど、最近の輸出不振、輸出相手国の貿易制度等に敏感に反応し、これが議員の保護主義法案提出となって現われた可能性が高いことを示している（1960年代の米国においては輸出州ほど自由貿易主義的であったとの指

摘がある。最近の米国の輸出不振等が、こうした輸出州の政治的風土を変容させたことになる）。

この輸出関連製造業雇用比率のように、保護主義法案提出に影響を及ぼすと a priori に想定される州別経済データには、以下のようなものが考えられる。

表3-1 輸出関連雇用比率と保護主義
法案の提出

	輸出関連製造業雇用比率	
	3.5%以下	3.6%以上
該当する州全体	26	24
うち保護法案提出	6 (23)	17 (71)

(注) 1 D. C. は除く
2 ()内は、保護法案提出州の該当する州全体に占める比率

(1) 労働者平均年収

この変数は、所得水準の面から、その州の経済状況を表わした指標である。労働者の所得水準が高く、安定していれば、海外からの対米輸出に対する被害者意識的不満もそれほど高まらず、その州選出の議員の政治行動もそれを反映して穏やかなものとなると考えられる。すなわち、その変数の値が大きければ大きい程、議員の法案提出へのインセンティブは薄まるという負の相関が期待される。

(2) 失業率

最も典型的に、住民の経済厚生を示す変数であるといえよう。そして、この数値を貿易動向と結びつけて、「貿易赤字が...億ドル増えると、失業が...万人増える」という論議が行われることもあるが、こうした状況下では、失業率と保護貿易主義の高まりとの間には、当然、正の相関があると考えられる。

(3) 製造業雇用変化率

米国貿易収支悪化の裏にある現象として、海外からの輸入依存度の上昇、製造業の空洞化が指摘されている。製造業が作り出す工業製品は、典型的な貿易財であり、その雇用変化は、失業率同様輸出入動向の影響を受けると考えられる。海外からの輸入拡大等によって、製造業の生産活動が停滞し、雇用者数が減少したりすれば、保護貿易主義的な動きは強まろう。したがって、この変数と法案提出との間には、負の相関が見込まれる。

(4) 日系企業雇用比率

同比率は、各州に進出している日系企業(製造業)の雇用者数を当該州の製造業雇用者数全体で割ったものである。この指標が保護主義法案の提出に及ぼす影響については、相反する二つの見方ができる。一つは、日系企業における雇用の増加が、保護主義圧力の低下につながるという見方である。しかし、一方、全く逆の見方もできる。すなわち、日系企業が数多く進出している州は、そもそも工業化が進んだ州である可能性が高いことから、保護主義圧力はむしろ高いというものである。

なお、米国における保護主義圧力を検討するためには、米国に進出している外国企業全体の雇用比を指標として採り上げるべきである。しかし、ここでは、データ上の制約から、日系企業のための雇用比を考えることとする。

2. 議員別政治データ

米国の議員が議会においてどのような行動を

表3-2 政党別、改選時期別にみた保護主義法案提出議員の分布

党	改選期	上 院		
		①議員数 (人)	②保護法案提出議員 (人)	提出議員割合 ②/① (%)
共和	全 体	53 (7)	11 (5)	20.8
	86	22 (2)	5 (1)	22.7
	88	14 (4)	4 (4)	28.6
	90	17 (1)	2 (0)	11.8
民主	全 体	47 (7)	6 (4)	12.8
	86	12 (0)	0 (0)	0
	88	19 (4)	5 (3)	26.3
	90	16 (3)	1 (1)	6.3

(注) ()内は、貿易小委員会メンバー

とるかは、選出州の経済動向だけでなく、各議員の置かれている政治的環境にも影響されると考えられる。

ちなみに表3-2は、政党別、改選時期別に、保護主義法案を提出した上院議員の分布をみたもりである。これをみると、改選時期が90年の議員が保護主義法案を提出している例がきわめて少なく、保護主義法案の提出が、86、88年議員に集中していることがわかる。

また、各上院議員の前回の選挙結果を集計すると(表3-3)、少なくとも86年改選議員については、前回の選挙で苦戦を強いられた議員が、保護主義法案を提出する傾向がみられた。こうした点を考慮して、改選時期、前回の選挙

結果を、各上院議員の行動を規定した政治的要因として採り上げることが必要と思われる。

表3-3 改選時期別にみた各上院議員
の前回の選挙結果(%)

	共 和		民 主	
	提出議員	未提出議員	指出議員	未提出議員
86	89.6	78.5	—	66.7
88	84.6	87.0	58.5	62.9
90	41.3	48.3	72.1	66.7

(注) 前回の選挙結果とは、各議員の得票を100として次点得票者の得票を指数化したものであり、この値が大きければ大きいほど、当該議員は、次点に追い上げられていることを表わす。

表3-4 貿易小委員会メンバーの保護主義・法案提出

	党	選 出 州	改選 時期	保護主義法案 提出の有無
アームストロング	共和	コロラド	90	
ボーカス	民主	モンタナ	90	○
ベンツェン	〃	テキサス	88	○
ボーレン	〃	オクラホマ	90	
ブラッドレー	〃	ニュージャージー	90	
チャーフィー	共和	ロードアイランド	88	○
ダンフォース	〃	ミズーリ	88	○
グラスレー	〃	アイオワ	86	
ハインツ	〃	ペンシルバニア	88	○
マツナガ	民主	ハワイ	88	
ミッチェル	〃	メイン	88	○
モイニハン	〃	ニューヨーク	88	○
ロス	共和	デラウェア	88	○
シムズ	〃	アイダホ	86	○

(注) ○印は法案提出

さらに、表3-4は、上院財政委員会の貿易小委員会のメンバーと、彼らが保護主義法案を提出したか否かを示している。この貿易小委員会は、貿易関連法案の審議、制定の重要な舞台となっている。

注目されるのは、この貿易小委員会のメンバー14人のうち実に9人が、保護主義法案を提出していることである。また、その顔ぶれをみると、昨年の保護主義圧力の中心的役割を果たしたとみられる人物が多く含まれている。このた

め、この貿易小委員会のメンバーとなっているか否かも、政治的要因として検討する必要があると考えられる。

ただし、貿易小委員会のメンバーであるということ自体、議員にとっては一つの政治的行動であり、その背景に先にあげた経済的要因が作用している可能性がある。例えば、外国からの輸入急増で失業率の上昇に悩む州において、州民からのプレッシャーが高まり、当該議員が貿易小委員会メンバーとなって政治的活動を行う

可能性がある。このような場合は、貿易小委員会メンバーであるということ自体、他の経済変数の代理変数であり、独立変数として取り扱うことができなくなる。この点を厳密に考慮することが必要である。(この点については、第 4 章のプロビット分析で各説明変数間の相関係数を調べることで、一応のチェックを行なっている)

最後に、労働組合組織率も政治的要因として重要と思われる。労働組合は、海外からの輸入を、組合員の職を奪うものとして位置づけているケースが多い。こうした労働組合の意向は、労働組合の力が強ければ強いほど、議員への影響力を持つとみられる。すなわち、労働組合組織率が高まれば高まるほど、労働組合の影響力を通して、議員の保護主義法案提出へのインセンティブは高まると考えられる。

3. 案提出のインセンティブ係数

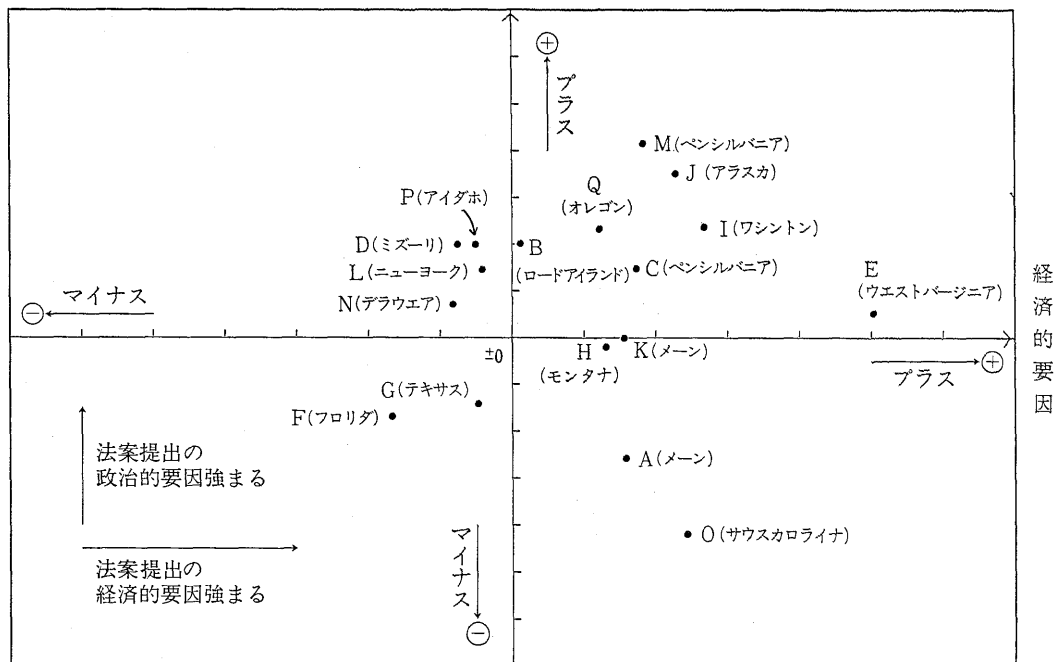
これまでの考察を実証する一つの試みとして、ここでは、以下のようなデータ分析を行ってみる。これは、次章における厳密な計量分析

への橋渡しともなるものである。

まず、分析の対象となる提出法案は、JETRO 資料に基づき、昨年 1 月～9 月の上院における主要なものを抽出した結果、全部で 17 本となった(上院だけについてとりあげる理由は第 4 章で詳しく述べる)。また、先に述べた要因データについて、分析対象法案の提出時期を考慮し、できる限りそれを説明するのに適切な、直近の 84 年を中心とした数値を用いることにした(このうち、直近の 84 年が入手不可能な製造業輸出関連雇用比率と労働組合組織率については 83 年を用い、また製造業の雇用変化率については、83 年から 85 年にかけての変化率をとった)。

これらのデータを用い、法案を提出している各議員毎に、要因の相対的強弱度といえるような係数を算出して、その大きさを調べてみた。これにより、各議員の置かれていた相対的な位置を浮かび上がらせ、把握することが可能となる。具体的には、当該議員顧たは当該州のデータ値と全議員または全州(ただし、コロンビア特別を区除く)の平均との差をとり、これをデー

図 3 - 3 政治的・経済的要因の強弱散布図
政治的要因



(注) 政治的要因は、改選時期、次点者得票比、労働組織率
経済的要因は、平均年収、失業率、製造業輸出雇用比、製造業雇用変化率

タの標準偏差で割って、一種の正規化を行う。このうち、法案提出と正の相関があると思われるものは符号をプラスとし、負の相関があると思われるものはマイナスとして、政治的要因、経済的要因ごとにまとめて、和を計算し、係数とした。つまり、この算出した係数の値がプラスで大きければ、それだけ、法案提出のインセンティブが強いと考えられるのである(ただし、各要因のウエイトは同じと前提されていることになる)。

ここでは、計算可能で、かつ相関の符号の向きを一義的に特定化できる変数についてとりあげた。具体的に政治に関しては、改選時期、前回選挙での次点得票比率、労働組合組織率(83年)であり、経済については、労働者平均年収(84年)、失業率(84年)、製造業の輸出関連雇用比率(83年)、製造業の雇用増減率(83年から85年への変化)の四つである。

係数の計算結果を政治、経済別に2次元座標軸平面をとり、プロットしてみたのが図3-3

である。ここから、興味深い事実を指摘することができる。フロリダ州、テキサス州の議員を除き、他のすべての法案提出議員が、経済的要因、または政治的要因、あるいはその両方において、全米平均より大きな値を有している。また、法案提出と、ここで求められたインセンティブ係数の間には、総じて正の相関のあることが確認される。

以上のように、アメリカ議会における保護主義法案提出行動は、a prioriに想定されるいくつかの政治的、経済的要因と、何らかの関係を有しているものと考えられる。しかし、これら政治、経済要因のインパクトの大きさは確かではないし、また変数相互間の関係も複雑である(例えば、貿易小委員会メンバーか否かという政治的要因と出身州の失業率等の関係)・したがって、これら変数を総合的に考慮した包括的な計量分析によって、保護主義法案提出の背景を明確に把握することが必要である。

．州別データによる計量分析——プロビット・アナリシス——

1．分析のフレーム・ワーク

前章までで、我々は昨年来高まった米国議会・の保護主義法案提出への動きが、議員達の置かれた政治的環境、あるいは、その選挙区たる州の経済的状況の各要因を強く反映しているとの考察を、定性的・直観的な形で行った。

本章では、こうした考察を、限られた条件下ではあるものの、計量的手法を使って実証的に分析することによって、より明確な検証を試みてみたい。

分析のフレームワークを今一度確認すれば、各議員が保護貿易主義を提出したか否かを、その議員に属する政治的要因や、経済的要因から、どの程度説明できるかを計量的に測定することである。すなわち、関数の形で書けば、

$Y = f(\text{議員の政治的環境を表わす変数, 議員}$

の選出区の経済状況を表わす変数)

という式の推定を行うことである。

ここでまず問題となるのは、推定すべき関数の従属変数Yは、各議員が保護貿易主義法案を提出している、いない、という二つの選択という形になることである。これについては、数量的に0、または1に変換して定式化することが考えられる。

このような定式化による回帰式は通常的回帰式と異なり、左辺(従属変数)が質の選択に関する不連続な変数であり、通常の線形回帰の分析法を適用することは望ましくない。こうした分析においては、プロビット分析、あるいは、ロジット分析と呼ばれる、非線形の確率モデルの使用による推定が適当である。ここでは、プロビット分析を用いることにした。各説明変数の係数は最尤法により推定され、我々の分析対

象の定式化においては、議員が保護主義法案を提出するか否かの確率的期待値が求められる（プロビット分析に関する解説は補論、ならびにその参考文献を参照）。

2. 分析対象

我々の分析において、プロビット分析のような計量的手法を適用するにはいくつかの困難がある。最も大きなものは、利用できるデータの範囲、ならびにその信頼性と、定式化する内容についてのフィージビリティの問題である。我々はデータの制約ならびに、分析目的を考慮して、以下のように分析対象を限定することにした。

まず、すでに述べたとおり、分析期間は、第2期レーガン政権がスタートした昨年1月から、G5合意が行われた9月までの期間とした。G5合意は、米国の「強いドル」政策の転換であったが、その大きな狙いの一つに、米国内の保護主義の高まりに対して、これを鎮静化することがあった。G5以降、議会の対日批判と保護主義の動きは下火となり、その後、議会の動きは、包括貿易法案という形に移っていったことを考慮すれば、G5による為替レート是正開始の前後で、米国議会の保護主義の動きを区切ることは適当であろう。

また、法案は上院、下院を問わず、提出されているわけであるが、ここでは、分析の対象を上院における法案提出の有無に限ることにした。これは以下のような理由に基づく。

第一に、上院の任期は6年であり、短期的状況に左右されず、比較的長期の視野に立ち政策活動を行うことができる。また、各州の代表として、平等に2名ずつ、州の大小に関係なく選出されており、より平等に州ごとの事情を反映した意思表示が行われる可能性が高い。さらに、上院には、条約締結権など、国際政策上のいくつかの点で優越権があり、一般にも下院より上院の方が「格」が上と認識されている。したがって、我々の対象としている問題につい

て、上院を代表的に取り上げて分析することによって米国全体についての方向性が適正に判断されると考えられる。

また分析上のテクニカルな理由として、下院議員は各州の中で、さらに選挙区が分かれており、分析に必要な信頼できるデータの把握が困難なこと、上院議員は各州平等に2名ずつ存在することから、分析処理上扱いやすいこと、などがあげられる（なお、一人の議員が複数の法案を提出している場合も数多くみられる。こうした場合、被説明変数である「法案提出行動」の数量化に際しては、なんらかのウエイトづけを行なうことも考えられよう。しかし、恣意性を排除し客観的なウエイトづけを行なうには幾つかの困難が伴うため、ここでは法案提出のある場合は1、ない場合はゼロとして計測を進める）。

3. 説明変数とその符号条件

説明変数として使用するデータは、経済では州レベルで比較可能な数値データで互ること、政治では、各議員ごとに比較可能なデータであること、が条件として必要である。

残念ながら、こうした用途に利用可能なデータは限られており、特に政治データにおいては、あまり多くない。第4章であげた一連の変数をここでの分析でも使用する。

表4-1 説明変数リスト

	符号 条件	説 明 変 数
政 治 変 数	+	議員の次点得票比率(%)
	-	議員の改選時期(86, 88, 90)
	+	労働組合組織率(%)
	+	政党ダミー(共和党=1, 民主党=0)
	+	貿易小委メンバーダミー(メンバー=1)
経 済 変 数	-	労働者平均年収(ドル)
	+	失業率(%)
	+	製造業輸出関連雇用比(%)
	-	製造業雇用変化率(%)
	-+?	製造業日系企業雇用比(%×100)

表4 - 2 プロビット・アナリシスの結果

説明変数	ケース1 (政治・経済)	ケース1' (政治・経済)	ケース2 (政治)	ケース3 (経済)
次点得票比率	0.00087 (0.09)		0.00003 (0.004)	
改選時期	-0.01195 (-0.549)		-0.02902 (-3.573)	
労働組合組織率	0.00812 (0.258)		0.03907 (1.761)	
政党ダミー	0.52152 (1.242)		0.51707 (1.387)	
貿易小委ダミー	1.9541 (4.09)	1.9775 (4.312)	1.7374 (4.213)	
労働者平均年収	-0.00018 (-1.35)	-0.00023 (-3.693)		-0.00015 (-2.249)
失業率	0.14532 (1.448)	0.13507 (1.665)		0.009505 (0.948)
製造業輸出関連雇用比	0.14104 (1.902)	0.17047 (2.983)		0.19624 (2.454)
製造業雇用変化率	-0.09302 (-1.611)	-0.09235 (-1.946)		-0.13915 (-2.536)
日系企業雇用比	-0.11331 (-0.254)			-0.46972 (-1.018)

(注) カッコ内はt値

変数リストをその期待される符号条件とともに示すと表4 - 1のとおりである^(注1)。

4. 分析結果

(1) ケース1

以上の政治・経済の全説明変数を使ってプロビット分析を行った。コロンビア特別区を除き、上院議員は100名おり、それぞれを観察するため、サンプル数は100である。

結果は表4 - 2に示されている。

まず、注目されるのは、期待される符号条件と推定結果の符号とが、すべての変数について一致していることである。経済変数についてみると、失業率の符号は正であり、高い失業率の州では、法案提出の確率が高くなる。また、労働者平均年収の符号は負であり、労働者の収入が高ければ、法案提出の確率は小さくなるような結果となっている。

政治変数についてみると、貿易小委ダミーの符号は正となり、貿易小委メンバーが高い割合で法案提出していることが裏づけられる。改選時期の符号は負で、改選時期が遠ざかれば遠ざかるほど、法案提出の確率が小さくなる結果となっている。同様に他のすべての変数についても期待されるとおりの符号が得られ、事前の考察と一致している。

しかしながら、t値についてみると残念ながらすべての変数が有意なわけではない。次点得票比率や、労働組合組織率、日系企業雇用比率などは、統計的にみて有意ではない。総じて、

(注1): 計量分析において、説明変数間に強い相関関係が存在している可能性もあるので、これをチェックする必要がある(例えば、第II章で貿易小委員会メンバーと経済変数の間の関係の有無についてその可能性を指摘した)。

各変数間の相関係数について調べた結果は、表4-5のとおりであり、労働者平均年収と製造業輸出関連雇用比(相関係数0.692)や労働組合組織率(同0.528)、日系企業雇用比率(同0.547)などが比較的高い相関を示しているものの、他のほとんどの変数間については、低い相関係数にとどまっている。

ダミー変数を除き，政治変数の有意性が低いことがわかる。

そこで，統計的有意度の低いものを捨てて，有意な変数だけによるプロビット分析を行った。結果として，残った変数は，労働者平均年収，失業率，製造業輸出関連雇用比，製造業雇用変化率，ならびに貿易小委員会ダミーの五つである。その結果は同表のケース 1' に示してあるが， t 値も比較的高く，係数の符号条件も満足いくものとなっている。

(2) ケース 2

ケース 1 では政治的変数は概して有意ではなかった。そこで，つぎに，政治的変数だけを取り上げて，プロビット分析を行ってみた。

推定結果は先の表 4 - 2 に並べてある。係数の符号条件はすべて満たされており，次点得票率の t 値が良くないのを除けば，ケース 1 では有意でなかった労働組合組織率や改選時期も，有意な結果が出ている。

次点得票比率については，第Ⅲ章で触れたように，86年改選組を取り出してみると，法案を提出している議員グループの値と，そうでないグループの値との間には明らかな差が見出される。すなわち，法案提出議員グループの方が，次点得票比率がかなり高い。そこで，改選時期の相違を考慮して，改選時期ごとにサンプルを分類し，法案提出の有無と次点得票比率の関係を検証してみた。結果は表 4 - 3 のとおりであり，直感的分析を支持している。86年の係数はプラスであり，他に比較すれば，有意性は高い。88年，90年は才値が有意でないという符号はマイナスになっている。すなわち，88年，90年は次点得票比率の高低と法案提出のインセンティブの間には，あまり関係がなく，それに比べ

ると，86年は弱いものではあるが，プラスの影響があると考えてよい。これは，選挙がさし迫っている場合は，政治的アピール行動として，法案提出のインセンティブが働いている可能性を示唆している。

(3) ケース 3

次に，経済的変数の影響についてみるために，貿易小委員会ダミーのような政治的変数を排除し，プロビット分析を行った。結果は，同じく表 4 - 2 にあるとおりである。この場合各州のそれぞれ 2 名ずつの議員間の差を表わす変数はなくなるため，観察されるサンプル数は 100 から 50 になっている。

ここでも，やはりすべての説明変数の符号は期待される方向を示している。失業率，日系企業雇用比率の統計的有意性は低い，労働者平均年収，製造業輸出雇用比，製造業雇用変化率はかなり有意な結果となっている。

5. モデルの現実適合度

以上，いくつかのケースに分けて，プロビット分析による推定を行ったが，その結果，変数の有意性や，係数の符号条件については，おおむね良好な結果が得られたといえる。そこで次に，こうした推定の結果得られたモデルによる理論的期待値が，現実の値とどの程度フィットしているかについて，検証してみる必要がある。これは，モデルの現実追跡力をテストすることにほかならないが，同時にそこから政策的なインプリケーションを引き出すこともできよう。

ところで，我々の分析のような，二肢選択型従属変数を対象とする非線形確率モデルによる場合，連続的な従属変数の場合における分析に比べその予測はやや複雑である。それはモデルによる期待値は確率値であり，(0, 1) 区間内の連続変量として表わされるからである。この場合，「ある選択 ($y = 1$) をする確率は $x\%$ である」というように解釈されよう。しかし，現実にかかる結果は 0 か 1 かのどちらかである。したがって，予測値として扱う場合，これをあ

表 4 - 3 次点得票比率についての
プロビット分析比較

改 選 時 期	86年	88年	90年
定 数 項	-4.2499 (-1.739)	-0.41366 (0.437)	-0.73832 (-0.840)
次点得票比率	0.03646 (1.333)	-0.00142 (-0.111)	-0.01057 (-0.698)

る基準により、0 か 1 かに収束してやることも有意義であろう。そこで、確率のある水準を「臨界値」と仮定し、理論的期待値がそれを上回れば、主体は所与の選択行動 ($y=1$) をとるとして 1 を予測し、それ未満であれば 0 を予測する、という方法で、予測値を 0 か 1 に帰着させてやることができる。例えば、ある主体が選挙で賛成投票する確率を予測する場合、50% をその臨界値と置いて理論的期待値が 50% 以上となれば、 $y=1$ (賛成投票)、50% 未満ならば、 $y=0$ の結果を選択すると予測するのである。このとき、設定する臨界値の水準が問題となるが、ここではこれを 50% として、予測を行った。

サンプル数 100 のうち、法案提出有り ($y=1$) の現実数は 17 であるが、ケース 1 のモデルによる予測値の $y=1$ の個数は 16 であり、そのうち、現実値と一致しているのは 11 である (一致率 64.7%)。または、全サンプル数 100 のうち、値

表 4 - 4 推定モデルによる予測の適合度

	法案提出数 ($y=1$)		
	ケース 1	ケース 2	ケース 3
① 現 実 値	17本	17本	15本
② 予 測 値	16本	12本	9本
②/①	94.1%	70.6%	60%
③ $y=1$ の一致数	11本	8本	7本
$y=1$ の一致率 (③/①)	64.7%	47.1%	46.7%
全 体 の 一 致 数	89%	87%	80%

が一致している割合をみると 89% の高率を示している (表 4 - 4 参照)。

また、ケース 2、ケース 3 での同様のテスト結果をみても、限られた条件下の中での推定にもかかわらず、やはり、比較的良好な追跡力を示している。

以上から、このプロビット分析モデルによる推定と予測は、かなりの説明力と信頼度をもったものとみることができよう。

表 4 - 5 説明変数の相関係数表

	次 点	改 選	労 組 率	政 党	貿 易 小
次 点 得 票 比 率	1.00				
改 選 時 期	-0.301	1.00			
労 働 組 合 組 織 率	0.140	-0.058	1.00		
政 党 ダ ミ ー	0.198	-0.109	-0.120	1.00	
貿 易 小 委 ダ ミ ー	-0.040	0.075	0.124	-0.024	1.00
労 働 者 平 均 年 収	0.102	-0.042	0.528	0.021	0.006
失 業 率	0.092	0.037	0.466	-0.149	-0.114
製造業輸出関連雇用比	0.229	-0.099	0.322	0.099	-0.075
製造業雇用変化率	0.199	-0.085	-0.232	0.159	-0.233
日 系 企 業 雇 用 比	-0.103	-0.062	-0.203	-0.056	-0.107
	年 収	失 業 率	輸 出 雇 用	製造業雇用	日 系 企 業
次 点 得 票 比 率					
改 選 時 期					
労 働 組 合 組 織 率					
政 党 ダ ミ ー					
貿 易 小 委 ダ ミ ー					
労 働 者 平 均 年 収	1.00				
失 業 率	0.234	1.00			
製造業輸出関連雇用比	0.692	-0.179	1.00		
製造業雇用変化率	-0.126	-0.083	0.113	1.00	
日 系 企 業 雇 用 比	0.547	0.169	0.481	-0.187	1.00

・ 結び——計量分析のインプリケーション

以上、米国の上院における保護主義法案の提出行動は、a prioriに想定される適切な政治的・経済的変数によって、かなりの程度まで説明できることが明らかとなった。もちろん、ここでの分析は、データのアベイラビリティなどの面で極めて限定された範囲で行われたものであり、定式化および推定方法などの面でも、さらに工夫の余地はあると思われる。しかしながら、逆に言えば、そうした制約下における分析であるにもかかわらず、一応の説明力を持つ推定結果が得られたことは、大いに注目されよう。

そこで、以上の分析を受けて、米国保護貿易主義に対して日本がどのように対処すべきか、そのインプリケーションを検討しよう。もちろん、説明変数の中で日本にとって直接的に操作可能な変数(この場合も、政府が直接操作可能という意味ではないが)は、日系企業雇用比率のみであり、その意味では日本の対応範囲は極めて限定されたものとなろう。対応の重点は、保護主義的動向をできるだけ早期に察知し、適切な対策をとることにあると考えられる。その際、情報収集の面から特に注目すべき点としては、以下が指摘されよう。

まず第一は、常識的なことではあるが、貿易小委員会のメンバー議員の動向に、常に注意を払うことが重要である。前章でみたように、同小委員会のメンバーであるか否かは、その議員が保護主義法案を提出するか否かと深く関係している。またメンバーになるという行為は、他の経済変数(出身州の失業率など)によって、必ずしも明瞭な影響を受けていないと考えられ(表4-5)、当該議員の政治行動パターンを独自に反映したものと解釈される。

第二に、改選時期の近い議員の動向に注目することが重要であろう。さらにその範囲内で、前回選挙における次点得票率に代表されるよう

な、選挙におけるプレッシャーの強弱を考慮することも有用である。

第三に、経済面では、労働者平均年収と製造業輸出関連雇用比率が、保護主義法案の提出状況と深い関係にあることが明らかとなった。このことは、地域的には、平均年収が低くかつ輸出依存の高い州の動向に注意を払う必要があることを示している。

つぎに、前章の表4-4で示した「推定モデルによる現実適合度」から、当面その動向に注目すべき州(および上院議員)を議論することができる。同表において、第二行(予測値)に含まれながら第四行($y=1$ の一致数)に含まれていないサンプルに関しては、現在のところ法案を提出していないものの潜在的には強い保護主義プレッシャーの下にあると判断される。いわばモデルの予測誤差として捉えられるこれらサンプルは、ケース1で5、ケース2で4、ケース3では2となっている。

予測誤差が生じる理由としては、今回の推定式で採用されていない要因で重要なもの(例えば、議員に関してはグローバルな思考を要求される大統領の候補者であること、日系人であることなど)が存在していることも考えられる。しかし、そうでない場合は、保護主義ポテンシャルの強いケースとして、その動向を注目することが必要であろう。具体的に州に関しては(ケース3)、製造業輸出雇用比率の高いバーモント州、失業率の高いルイジアナ州の2州が、保護主義ポテンシャルの高い州として注目される。

最後に、米国保護主義に対する日本の対応策の一つとされている、対米直接投資について触れておこう。第3章でみたように、ケース1の計測において、各州における日系企業雇用比率と保護主義法案提出との間に、有意な関係はみられない。しかし、経済データのみを取り扱っ

たケース3においては、やや有意性の認められる負の関係が得られている。ここで、保護主義法案は必ずしも日本のみを対象としたものではないのに対し、説明変数は日本の対米直接投資の代理変数であることから、厳密な対応関係を議論することは困難である。ただ、日本の対米投資・現地雇用の増大は、地元の保護主義圧力を弱めるという方向が、不十分ながらも確認されており、その意味で今後とも活発な対米直接投資の増加が期待されるといえよう。

冒頭でも述べたように、米国における保護貿

易主義の高まりは、世界経済の発展を支えてきた自由貿易システムそのものの維持・発展に重大な危機をもたらすことが懸念される。日本としては、日米間の経済不均衡を改善するための、適切なマクロ経済政策および各種の構造調整政策をとることが不可欠である。しかし同時に、米国保護主義の動向そのものに細心の注意を払わねばならない。その意味で、本論で明らかにされた、上院における保護主義法案提出行動の政治経済学的分析を踏まえた、適切な対応が求められるのである。

< 参 考 文 献 >

アメリカ下院歳入委員会貿易小委員会

『第1次ジョーンズ報告』1979/1

アメリカ下院歳入委員会貿易小委員会

『第2次ジョーンズ報告』1980/9

アメリカ下院歳入委員会貿易小委員会

『第1次ギボンス報告』1981/12.

アメリカ下院歳入委員会貿易小委員会

『第2次ギボンス報告』1983/8

兼光秀郎

「台頭する新保護主義とガットの将来」

『季刊現代経済』日本経済新聞社 1982/12

佐藤英夫

「保護貿易主義の政治経済学——アメリカの対日貿易を中心に」

『季刊現代経済』日本経済新聞社1982/12

関口未夫・庄田安豊

「日米摩擦の経済学」

『季刊現代経済』日本経済新聞社1982/12

I・M・デスラー

「議会保護か保護貿易か」

『フォーリン・ポリシー』1986

日本国際交流センター編

アメリカの議会・日本の国会』

サイマル出版会 1982/9

Michael Barone, Grant Ulfusa

"The Almanac of American Politics 1986"

National Journal, Washington D. C., 1985

Gary Clyde Hufbauer, Diana T. Berliner

Kimberly Ann Elliott

"Trade Protection in the United States"

Institute for international Economics, Washington

D. C., 1986

Murray L. Weidenbaum with Michael C. Munger

and Ronald J. Pensyer

"Toward A More Open Trade Policy"

Center for the Study of American Business, Wa-

shington D. C.

(補論) プロビット分析の概要

ここでは、本稿で使用したプロビット分析について簡単に説明しておく。

経済変数を定式化しようとしたとき、時として、従属変数が二つ以上の質の選択に関連している場合が現われる。特にサーベイ・データの分析を行おうとする場合に、こうした例が増えている。ほとんどのサーベイにおいて、行動の反応というのは、本来、質的なものである。たとえば、家計が住宅を保有するかしないか、学生が寮に入るか否か、人々が選挙において賛成票を投ずるか否か、また、雇用されているか、失業しているかなどである。

この場合、二りの選択肢の選択において、一般性を失わないよう、0と1をとり、これを従属変数として、回帰方程式を組み立てることができる。

従属変数は、以下のように記述される。

$$y = \begin{cases} 1 & (\text{住宅を買う, 賛成投票をする, etc.}) \\ 0 & (\text{住宅を買わないとき, 反対投票をする, etc.}) \end{cases}$$

ここで、 π は、説明変数の関数であり($E(y) = f(x)$)、各主体の属性および主体が行う選択についての情報が説明変数 x として与えられた場合、主体の選択行動を予測するような方程式の推定を行うこととなる。この場合、ある属性を与えられた主体が二つの選択肢の中から一方を選択する確率を求めていると考えられる。いい換えれば、ある主体に影響する属性と、その主体が選択する確率との関係を見出すことがモデルの目的である。

この形の統計的モデルの定式化として、最も基本的なのは、線形確率モデルである。そこで、プロビットモデルを説明する上で、その前段階としてこのモデルに触れておく。

この手法では、 π の期待値を回帰変数の線形関数とし、

$$y = \alpha + \beta x + \varepsilon, \quad E(\varepsilon) = 0$$

と書き表わし、通常の線形回帰問題として、古典的最小二乗法を適用する。先に述べたように、 x を与えたときの y の条件つき期待値は、 x を与えたとき事象が起こるであろう条件つき確率と解釈される。 y の期待値はこの条件つき確率の推定値である。

すなわち、 P を、 $y = 1$ が起こる確率とすると、

$$E(y) = 1 \cdot P + 0 \cdot (1 - P) = P$$

であり、このとき、 P は0 $\leq$ P $\leq$ 1の制約の下で、以下の形で表わすことができる。

$$P = \begin{cases} \alpha + \beta x & 0 < \alpha + \beta x < 1 \text{ のとき} \\ 1 & \alpha + \beta x \geq 1 \text{ のとき} \\ 0 & \alpha + \beta x \leq 0 \text{ のとき} \end{cases}$$

この手法には、二つの問題点がある。一つは統計上の誤差に関する等分散性の仮定が満たされないことである。誤差の確率分布と、期待値について考えると、ある x の値において、誤差 ε の確率分布は、

$$\begin{array}{ccc} \varepsilon & & f(\varepsilon) \\ y = 0 & -\alpha - \beta x & 1 - \alpha - \beta x = 1 - P \\ y = 1 & 1 - \alpha - \beta x & \alpha + \beta x = P \end{array}$$

ε の分散は、

$$\begin{aligned} E(\varepsilon^2) &= (-\alpha - \beta x)^2 (1 - \alpha - \beta x) + (1 - \alpha - \beta x)^2 \cdot (\alpha + \beta x) \\ &= (\alpha + \beta x)(1 - \alpha - \beta x) = E(y)(1 - E(y)) \end{aligned}$$

となる。

式からわかるように攪乱は不等分散であり、 $E(y)$ 、つまり、 x とともに変化してしまう。

このような場合の対処として、一般化最小二乗法を適用することが考えられよう。

しかしながら、線形確率関数として定式化する限り起こるもう一つの大きな問題点は、理論的期待値としての $E(y)$ が、0と1の区間の範囲外におちることがあるという点である。すなわち、線形関数である限り $E(y) = P = \alpha + \beta x$ が1を超えるような x 値や、0より小さくなる x の値が存在するわけであり、これは、 y の定

義および、その期待値を確率とする解釈と矛盾するのである。確率は常に非負値をとり、また、1より大きくなることはありえない。

また、標本観測値の抽出の具合によっては、古典的最小二乗法による係数(ここでは回帰直線の勾配を表わす)は、偏りをもってしまふ。この偏りは、特定化の偏りといえるものである。

以上のような問題点を克服するためには、質に関する二肢選択型回帰モデルにおける別の接近法として、当初から $F(y)$ が単位区間内の値しかとらないモデルを定式化する必要がある。そうした定式化には、予測値の分布に関してある仮定が必要になるが、全実線上の値をとりうる x の値を、0 から 1 までの値の確率に、 x と y との単調増加、減少の関係を維持するように、適切な形状に単調変換してやればよい。この目的のためには、累積確率関数を使用することができよう。累積確率関数は、変数 x の観測値が特定の x^* に等しいか、それ以下であるような確率を表わすと解釈される。確率は必ず、1 と 0 の間にあるから、累積確率関数の範囲は $(0, 1)$ 区間である。この種の定式化として、プロビットモデル、あるいはロジットモデルがある。以下、プロビットモデルの基本的考え方を簡単に述べることにする。プロビットモデルは累積正規確率関数を使用する。

累積正規確率関数は次のように書くことができる。

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-s^2/2} ds$$

まず、最初に、個人の選択行動をあらわす指数を考え、これは説明変数の一次関数 $I = \alpha + \beta x$ であるとしよう。すなわち I の値が大きくなればなるほど、その個人がある選択行動をとる尤度は大きくなっていく。

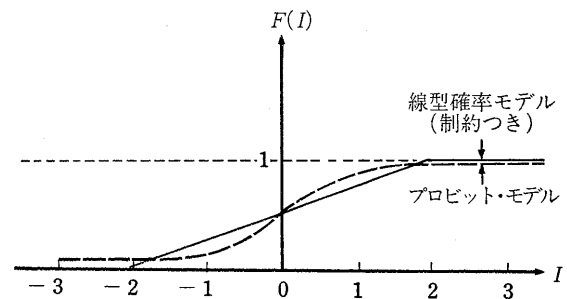
次に、 I の臨界値として I^* を導入する。この臨界値 I^* を用いると、選択行動は次のように記述できる。

$I \geq I^*$ のとき $y=1$

$I < I^*$ のとき $y=0$

プロビットモデルは、 I^* が正規分布した確

図 - 補 - 1 プロビットモデル



率変数 $N(0, 1)$ であると仮定している。したがって、 I^* が I よりも小さい(あるいは等しい)確率が累積正規確率関数から求められる。この確率は、 y が 1 であることの条件つき確率の期待値と解釈でき、累積正規確率関数の縦軸座標上の点で与えられて、かならず $(1, 0)$ の区間内の値をとる。その形状は図のとおりである(図 - 補 - 1 参照)。

関数 F を累積正規確率関数とすると、

$$\text{Prob}\{y=1|I\} = \text{Prob}\{I \geq I^* | I\} = F(I)$$

$$\text{また、} \text{Prob}\{y=0|I\} = \text{Prob}\{I < I^* | I\} = 1 - F(I)$$

となる。プロビットモデルは I の関数、したがって、 x の関数である。ここから、 α 、 β の推定値を求めることができる。プロビットモデルは、非線形であるから、推定に通常の最小二乗法を利用することはできないため最尤推定法を利用する。大きさ n の標本のうち、観察値が $y=1$ であるものが m 個、残りの $(n-m)$ 個が $y=0$ を選択しているとすれば、尤度関数 (L) は、

$$L = \prod_{i=1}^m F(I_i) \cdot \prod_{i=m+1}^n [1 - F(I_i)]$$

$$= \prod_{i=1}^m F(\alpha + \beta x_i) \cdot \prod_{i=m+1}^n [1 - F(\alpha + \beta x_i)]$$

と書き表わされる。 L を最大にするような α 、 β の値が、 α 、 β の最尤推定値となる。最尤推定法は、そのパラメータの推定値が一致性をもち、適切な統計的検定が行なわれることを保証する。

プロビットモデルで、注意すべきことは、 I の変化に伴う確率の変化が、 I の値によって変化することである。関数 $F(I)$ の変化率は、 $F(I) = 0.5$ のとき、最も大きく、0 ならびに 1

の近傍で小さくなる。これに対して、線形確率モデルの場合、この値は一定である。現実の行動を考えた場合、 I の水準、したがって x の値によって、ある選択行動をとる確率の変化に影響があるとみる方がより説得的であろう。例えば、所得水準と投票との関係について考えてみると、低所得者、および高所得者の場合には、所得の少しくらいの変化では、これまでの既定の投票態度をあまり変化させない(新たに態度を変える確率はあまり増えない)が、中位の所得者は、所得の若干の変化によって、投票態度がかなりの程度変化する(賛成あるいは反対する確率が高まる)、と想定する方が、低、中、

高の所得水準にかかわらず態度の変化が同程度とみる(すなわち、線形モデルを想定)より、現実的かつ、説得的であろう。このような意味からも、プロビットモデルの特定化の方が、より適切な接近法であると考えられる。

こうしたプロビット分析(あるいはロジット分析)を利用した実証分析は、日本ではまだ少ない。島田晴雄他(1981)、アルバート安藤他(1984)などで、実証分析が行われているので参考にされたい。また、プロビット分析などの質的な従属変数に関する計量理論的サーベイとしては雨宮健(1981)、マクファーデン(1980)等が有益であろう。

参 考 文 献

- T. Amerniya "Qualitative Response Models: A Survey
Journal of Econometric Literature, December, 1981
- D. J. Finney
"Probit Analysis" 2nd ed.
Cambridge University Press, 1964
- D. McFadden
"Qualitative Response Models"
Advance in Econometrics, Edit. by Werner Hildenbrand; Econometric Society Monographs in Quantitative Economics Cambridge University Press, September, 1980
- J. Tobin
"The application of Multivariate Probit Analysis to Economic Survey Data" Cowles Foundation Discussion Paper 1, 1955
- アルバート安藤他, 「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分布」経済企画庁経済研究所『経済分析』第101号, 1986
- 島田晴雄他, 「労働市場機構の研究」, 経済企画庁経済研究所, 『研究シリーズ』第37号, 1981