

公的年金制度における普遍性と最低保障の規定要因

鎮目 真人

■ 要約

産業化、利益集団、過去の政治構造、年金制度の成立形態、権力資源等が年金制度の普遍化や最低保障にどのような影響を及ぼしているのかを探るために、OECD加盟19カ国の年金制度を対象に、1981年から93年までの期間について、Pooled Time-Series Regression Analysisを行った。

本稿で中心的に考察したのは年金制度類型と政治的要因の交互作用である。エスピン-アンデルセン(Gøsta Esping-Andersen)の言う自由主義レジームと社会民主主義レジームの両者を対象にして分析した場合、保守主義レジームに属する国の年金制度に比べ、本稿で取り上げた年金制度の普遍性や最低保障に関する指標において、政治的要因の影響力は相対的に小さいということが明らかになった。その理由は、自由主義レジームでは私的年金制度の浸透度が高いということにより、社会民主主義レジームでは逆に、公的年金制度の浸透度が高いことにより制度を支える労働者(被保険者)の態度がそれぞれ異なる形で規定され、その結果、制度形成因子としての政治的要因の働き方が異なることにあると考えられる。

■ キーワード

年金制度、普遍主義、福祉国家レジーム、権力資源論

I はじめに

公的年金の支出水準の決定要因については、さまざまな仮説を土台にして豊富な先行研究がある。しかし、年金制度の仕組み、制度上の諸側面といったいわば質的な側面に対する決定要因を探る試みは、比較的少ない。本稿の目的は、産業化、利益集団、過去の政治構造、過去の年金制度の形態、権力資源等がそうした制度の質的な側面にどのような影響を及ぼしているのかについて探ることにある。また、その際、政治と制度の交互作用についても検討を加えたい。

II 理論

1. 産業化(Industrialism)

産業化理論とは、収斂理論とのかかわりからしばしば論じられているが、その内容は、社会保障関連費用の増大は、富の増大や高齢者人口の増加によってもたらされるというものである¹⁾。産業化が支出増加をもたらす傾向にあるという点を前提とすれば²⁾、産業化に伴って制度の普遍化が進み、その結果として支出が増大すると考えられる。したがって、産業化が年金制度の質的な側面—この場合、特に制度の普遍化にかかわる側面—に与えるインパクトとしては、プラスの影響が考えられる。

2. 利益集団

利益集団が福祉国家の成長に対してさまざまな影響を投げかけることも、多様な理論枠組みに基づいて主張されている。

(1) 国家(政治)形態(State Structure)

社会保障の進展は、政治的な力を分散させ、政策策定の際に少数者に介入の余地を多く残す政治形態の下では妨げられると主張されている³⁾。このような想定に基づけば、利益集団の影響力を保持、強化させる政治形態を持つ国では、年金制度の普遍化や最低保障の引き上げといった点は妨げられると考えられる。

(2) 新多元主義(Neo-Pluralist Perspective)

新多元主義は、利益集団として、高齢者という社会保障ニーズを持つ集団に着目する⁴⁾。人口に占める高齢者の割合が増大すれば、年金支出は増大するとされているが、それは制度の普遍化や最低保障額の引き上げという制度の変更に依拠したものであろう。

3. 過去の政策(政治)の遺産(Policy Legacies)

社会保障制度の成立期における政治形態は、その制度形態を決定する上で大きな影響を与えると考えられる⁵⁾。特に、絶対主義の下では、職域ごとに分断され、再分配の要素をあまり持たない制度が構築されると指摘されている。これに従えば、絶対主義の程度が過去に強い場合、年金制度において特に最低保障を確保する仕組みが構築される可能性は低くなると言えるであろう。

4. 制度的遺産

年金制度それ自身一年金における制度的遺産—が年金の制度形態に与える影響は、従来、計量分析においてはあまり取り上げられることのなかったものである。制度がその成立期において、どのような形態を持っていたかに依存して、現在同じような政治や経済環境にありながらも年金制度の

仕組み、制度形態は異なりうるであろう。マイルズ(John Myles)が同じ自由主義型の福祉国家に属するアメリカとカナダの社会保障制度における内実の相違を、一方(アメリカ)が社会保険方式で出発したのに対し、他方(カナダ)は税方式で出発したことに求めているのはその例である⁶⁾。

さて、こうした制度的要因は年金の制度形態にどのような影響を与えると考えられるであろうか。これについて本稿では、年金制度の発足時において、労働者による共済の社会保険化や公務員(軍人含む)に対する恩給などによる報酬比例年金を中心にして、引退後の所得補償を目的に年金制度が構築された場合と、しばしばミーンズテストを伴いながらも、潜在的にはすべての高齢者を対象に最低限の保障を行うことを目的(または、目的の一つ)にして年金制度が構築された場合とでは、その発展過程を通じてさまざまな相違が生み出されている可能性があると思定する。

前者を共済・恩給型、後者を救貧型と呼ぶことにすれば、そうした違いから第一に想定できるのは、いかなる福祉国家タイプに現在属しようとも、救貧型として発展した年金制度の方が、共済・恩給型よりも、その制度的遺産を直接受け継いで最低保障が手厚くなされているのではないかということである。パルメ(Joakim Palme)は、年金支出形態に着目して、その差異を説明するために、第二次世界大戦後の年金制度の発足形態を問題にしている⁷⁾。しかし、これは年金制度の支出のみを焦点としたものであり、制度の初期条件と最低保障との関係が十分にとらえきれているとは言えない。本稿では、年金制度における最低保障機能と密接にかかわる側面を多角的にとらえ、制度の初期条件との関係を把握することを意図している。こうした枠組みに従って分析を行えば、福祉国家タイプ内での年金制度の違い—この場合、最低保障の程度の違い—に限定して、その要因を説明することにもなるであろう。

5. 権力資源(Power Resources)

権力資源論者は、民主主義社会の下では、労働者の勢力度合いの反映である左派政党(主として社会民主主義政党)の消長に応じて社会保障支出の規模が決定されると説く⁸⁾。既に、エスピン-アンデルセンによって、権力資源論に基づき、社会保障制度の諸形態に対する左派政党の影響が検討されており、左派政党によって社会保障制度が「脱商品化(De-commodification)」されるという結論が導かれている⁹⁾。これに示されているように従来の研究では、基本的には政治において左派政党、党派が大きな位置を占めれば占めるほど、年金の水準や「脱商品化」の度合いが強まるといった形で、社会保障に対するその影響は一様であると指摘されてきた。こうした議論を踏まえると、左派政党は年金の普遍化や最低保障の引き上げ等を促進する役割を担うということが想定される。ところで、エスピン-アンデルセンは、福祉国家の類型の説明因子の一つとして、政治的要因を挙げており、「自由主義(リベラル)レジーム」では左派勢力が相対的に弱く、「社会民主主義(ソーシャルデモクラティック)レジーム」ではそれが相対的に強いということを各レジームタイプ成立の説明要因としている¹⁰⁾。これを敷衍すれば、これらのレジームタイプにおける社会保障制度の方が、他のレジーム(「保守主義<コンサヴァティブ>レジーム」)より、政治的要因により左右される度合いが大きいとも考えられる。したがって、本稿では、福祉国家の類型に応じて年金制度に対する政治的要因の作用の仕方は一定ではなく、特に、自由主義レジームと社会民主主義レジームにおいてその影響は大きいと想定する。つまり、これらのレジームタイプにおいては、制度が政治の関数となっている関係が明確であり、制度の普遍性や最低保障に関する政治的な影響力はより鮮明に現れると仮定するのである。

以上が、本稿において基本的に考察する仮説であるが、これらのほかに、年金制度の経過年数

についても分析の対象に含めている。従来、制度の経過年数は、社会保障支出の対GNP比、あるいは、私的年金を含めた全年金支出に占める公的年金支出との関係において、官僚のインクレメンタリズムを示すものと定義されてきた¹¹⁾。本稿においてこの変数を分析に含めた理由は、ここでは考慮に入れていない年金制度に対する潜在的な影響要因をコントロールすることにある¹²⁾。したがって、これについてはその意味付けをアプリオリに行わず、分析結果を踏まえて再度考察したい。

III データ

今回分析に用いるデータは、1981年から93年までの期間を対象としており、4時点(1981、1985、1991、1993)にわたって19のクロスセクションデータ(オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、日本、ルクセンブルク、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカ)がプーリングされている(オブザベーションの合計数は76)。したがって、時空よりも空間の方が優越した(Spatially Dominant)内容となっている。

1. 年金制度の質的側面を測る指標(表1)

年金の質的な側面を測る尺度については、既にデイ(Lincoln H. Day)やマイルズ、近年では、既に述べたエスピン-アンデルセンによる先行研究がある¹³⁾。

そこで、本稿では、彼らの尺度を踏まえつつ、新たに年金制度の受給資格などの要素も加味して、以下の六つの項目をベースに、普遍化指標(以下UNIVERSALISM)とミニマム保障指標(以下MINIMUM)という二つの指標を作成し、分析に用いた¹⁴⁾。

(1) 年金受給に際してのミーンズテストの程度

ミーンズテストの程度とは、マイルズが年金

制度を比較する際に用いた尺度の一つで、年金制度の普遍性を測る尺度である。すべての住民に対する普遍的な年金制度に加えて公的な報酬比例年金を欠いている者に対して補足的給付が完備されている場合に10、すべての住民に対する普遍的な年金制度と他の追加的所得がない者に対するミーンズテスト付きの補足的給付が設けられている場合に9、すべての住民に対して普遍的な年金制度のみが設けられている場合に8、すべての住民に対してミーンズテスト付きの年金制度のみが設けられている場合に5、何らの最低保障制度も設けられていない場合に0の値をとるというものである¹⁵⁾。

- (2) 年金保険料の事業主負担に対する被保険者負担の割合(被保険者拠出/事業主拠出)¹⁶⁾

なお、ここでは、年金制度が基礎年金プラス報酬比例年金という形態をとっている場合には、両者の保険料(率)を加えたものを分析の対象としている。

- (3) 年金最低保障額(年金最低保障額/製造業従事者平均賃金)¹⁷⁾
 (4) 年金最高保障額(年金最高保障額/製造業従事者平均賃金)¹⁸⁾
 (5) 年金給付額スライド方式

年金給付額のスライド方式は、ミーンズテストの程度と同じくマイルズの用いた給付スライド(Indexing)に関する尺度で、自動的に賃金または物価の変動に応じて完全に給付額がスライドする場合に10、1年に2度、自動的に賃金または物価の変動に応じて給付額がスライドする場合に9、毎年自動的に賃金または物価の変動に応じて給付額がスライドする場合に8、自動的にではないが毎年給付額がスライドする場合に7、1年を超える期間において給付額がスライドする場合6、スライドする仕組みがない場合に1の値をとるというものである¹⁹⁾。

- (6) 年金受給資格

年金受給資格は、受給資格が保証されている程度を示し、普遍的な給付制度が存在して受給資格が個人単位化されており、報酬比例の給付制度についても年金分割が制度化されている場合に4、普遍的な給付制度が存在し、受給資格が個人単位化されている場合に3、報酬比例の給付制度について年金分割が制度化されている場合に2、上記のどれにも該当しない場合に1の値をとるものである²⁰⁾。

UNIVERSALISMとは、以上の6項目を下位項目として、それらの変数を標準化した上で加算した合計点数から構成したものである(Chronbach' α =0.71)。この指標は各項目を等しくウエイト付けしたものであり、年金の総合的な普遍化を測るものであると考えられる。次に、MINIMUMとは、これらの項目に対して相関行列による主成分分析を行い、そこで得られた第一主成分の得点をとったものである。その第一主成分は、固有値が2.61、固有ベクトルが、(1) 0.56、(2) 0.34、(3) 0.30、(4) 0.14、(5) 0.46、(6) 0.50であった(寄与率0.43)。(4)の年金最高保障額の値がやや小さいため、これはミニマム保障にウエイトが置かれた年金給付の寛大度を示すものと解釈できる。

ところで、これらの指標がどのようなアウトプット効果を持っているかを探ることは、その性質を明らかにする上で有用である(表2)。そこで、本稿では、LIS(Luxembourg Income Study)データを用いて、65歳以上の者を世帯主とする世帯と65歳以上の女性を世帯主とする世帯について、再分配効果[(当初所得のジニ係数-可処分所得のジニ係数)/当初所得のジニ係数]を算出し、それとの関係を探った²¹⁾。まず、相関係数については、65歳以上の高齢者一人当たりの年金支出²²⁾には再分配効果との間に有意な相関はないが、先の指標とは有意な相関があった。さらに、65歳以上高齢者世帯主世帯および65歳以上女性世帯主のそれ

それぞれについて、再分配効果を従属変数にして、一人当たりGDP(コントロール変数)、高齢者一人当たり年金支出、UNIVERSALISMまたはMINIMUMを独立変数として回帰分析を行ったところ、両方の指標のパラメーターはプラスの符合で5%または1%水準ですべて有意であった(パラメーターは

GLSとML法で推定。後述)。なお、高齢者一人当たり年金支出はすべて有意ではなかった。以上から、これらの指標は不平等の増減と関係があると推察できる。

参考までに、これらと先行研究で提示された諸指標との相関係数も表2に掲げておいた。

表1 各指標の平均値と年金発足時の形態

	UNIVERSALISM	MINIMUM	TYPE
オーストラリア	-5.639	-1.180	救貧型
オーストリア	-1.853	-0.773	共済・恩給型
ベルギー	3.504	0.749	共済・恩給型
カナダ	0.756	0.646	救貧型
デンマーク	2.790	0.953	救貧型
フィンランド	7.157	1.653	救貧型
フランス	1.467	0.116	共済・恩給型
ドイツ	-2.418	-0.762	共済・恩給型
アイルランド	-4.643	-1.165	救貧型
イタリア	-0.462	-0.581	共済・恩給型
日本	-1.363	-0.386	共済・恩給型
ルクセンブルク	-2.540	-0.800	共済・恩給型
オランダ	1.954	0.691	共済・恩給型
ノルウェー	5.885	1.669	救貧型
ニュージーランド	3.051	0.926	救貧型
スウェーデン	4.101	1.052	救貧型
スイス	-5.452	-1.521	共済・恩給型
イギリス	-1.756	-0.214	救貧型
アメリカ	-4.540	-1.073	共済・恩給型

注：各指標の値は分析対象期間の平均。

表2 相関係数

	UNIVERSALISM	MINIMUM	高齢者一人当たり年金支出
再分配効果(世帯主65歳以上)	0.470*	0.449*	0.378
再分配効果(女性世帯主65歳以上)	0.494*	0.479*	0.371
年金脱商品化(1980)	0.794**	0.713**	—
マイルズ(1975)	0.787**	0.734**	—
デイ(1967)	0.670**	0.593*	—

注1：*P<.05. **P<.01.

2：年金脱商品化、マイルズ、デイとの相関係数をとるのに用いた各指標の年次は1981年である。

2. その他の変数

先に述べた理論(仮説)の実証にかかわるその他の変数として、以下のものを取り上げた。これらは、SPPE(Social Pension Program Experience)とTYPE、RTYPEを除き、ヒューバー(Evelyne Huber)、ラギン(Charles Ragin)、ステファンズ(John D. Stephens)らの作成したComparative Welfare State Data Setを用いて構成したものである²³⁾。

(1) 人口に関連する変数—% AGED、AGED Growth、POP Growth

% AGEDは全人口に占める65歳以上の者の比率である。65歳以上の者の全人口に占める割合の平均増加率をあらわすAGED Growthと人口の平均増加率をあらわすPOP Growthについては、分析の対象となる年とその4年前までの全5年間について算出した対前年度増加率の平均をとっている。

(2) マクロ経済に関する変数—GDP、GDP Growth

GDPは国民一人当たり国内総生産であり、GDP Growthは国民一人当たり国内総生産の平均増加率をあらわす(増加率の定義は上と同様)。

(3) 労働力に関連する変数—% UNEMP、UNEMP Growth

% UNEMPは失業率を意味し、UNEMP Growthは失業率の平均増加率をあらわす(増加率の定義は上と同様)。

(4) 国家(政治)形態と初期の政策(政治)の遺産に関連する変数—CONSTRCT、AUTHLEG

国家(政治)形態をあらわすCONSTRCTは、ヒューバーらによって示されたもので、立法過程において、小数の利益集団に法案をブロックする力を付与する諸制度がどの程度備わっているかを測る尺度である²⁴⁾。

具体的には、連邦主義(Federalism)の程度(非該当の場合に0、弱い場合に1、強い場合に2)、大統領制の有無(無の場合に0、有の場合に1)、選挙制度の形態(比例代表制の場

合に0、修正比例代表制の場合に1、小選挙区制<single-member, simple plurality systems>の場合に2)、二院制(Bicameralism)の程度(第二議院<second chamber>がないかほとんど力のない第二議院しかない場合に0、弱いく<weak>二院制の場合に1)、レファレンダムの程度(全くないかほとんどない場合に0、しばしばある場合に1)の5項目を下位項目とした合計得点から構成されている。得点が大きくなればなるほど利益集団の抵抗力が大きくなると想定されている。

AUTHLEGもヒューバーらによるもので、19世紀後半の政治体制における絶対主義の程度を測る尺度である。完全民主制(Full Democracy)・すべての男性に参政権が与えられており、内閣が議会に対して責任を負っている<議院内閣制>か選挙制度による大統領制が存在する場合に1、議院内閣制が存在しているが多くの男性に対して参政権が与えられていない場合に2、議会の多数派に対する責任原理が確立していない新絶対主義政府(Neo-absolutist Governments)の場合に3の値をとる変数である。したがって、この変数の値が大きくなればなるほど、絶対主義の程度が小さくなるということが含意されている²⁵⁾。

(5) 政治(政党・党派)に関連する変数—LEFTCAB、CNCRCAB

これらは、基本的にキャッスルズ(Francis Castles)とメアー(Peter Mair)による政治の傾向に関する分類に基づいている²⁶⁾。LEFTCABは与党における左派政党(基本的に社民系政党)の議席占有率であり、左派政党が単独で政権与党となっている場合に1の値、連立政権の場合には、そこでの左派政党の議席占有率に応じた値である。また、CNCRCABは与党における中道政党とキリスト教系政党の議席占有率に応じた値である。

政治勢力の影響力は累積的なものであると思われる。ある年に実行される政策はその時の政治勢力のみに依存するわけではない。そこで、政治に関連する変数については、パネル(F. C. Pampel)やウィリアムソン(J. B. Williamson)らのように、分析対象年とその4年前までの全5年間にわたる平均をとった²⁷⁾。

(6) 年金制度に関連する変数—SPPE、TYPE、RTYPE

SPPEは公的な年金制度が成立してから分析対象年までの経過年数である。

TYPEはパルメのModel Dummyに類似した変数で、年金制度が発足時にどのような性格を持っていたかを示すダミー変数である²⁸⁾。救貧型に0、共済・恩給型に1の値を割り振った²⁹⁾(表1)。

RTYPEもダミー変数であり、分析対象時点で自由主義レジームにほぼ相当する国(オーストラリア、カナダ、アイルランド、ニュージーランド、スイス、イギリス、アメリカ)の年金制度と社会民主主義レジームにほぼ相当する国(デンマーク、フィンランド、ノルウェー、スウェーデン)の年金制度の場合に0、保守主義レジームにほぼ相当する国(上記以外の国)の年金制度の場合に1の値を割り振った。

IV 方法

1. 分析方法

分析の手法は、プーリングしたデータ(パネルデータ)をもとに、各指標を従属変数とし、上述したその他の変数を独立変数とした重回帰分析である(Pooled Time-Series Regression Analysis)。

なお、重回帰分析の場合、多重共線性が問題となりうるが、それを避けるために説明変数間の相関係数や分散拡大要因(VIF)に留意し、パラメーターの推定値の安定性等を確かめて変数選択を行った³⁰⁾。

2. パラメーターの推定

パネルデータを用いて回帰分析をする場合、攪乱項の系列相関や不均一分散などにより、最小二乗法(OLS)によるパラメーターの推定量は最良線形不偏推定量(BLUE)とはならないということがしばしば問題となる³¹⁾。

そこで、パラメーターの推定方法としては、いくつかの方法が提唱されているが³²⁾、先に述べたデータの特長(Spatially Dominant)を踏まえると、分散要素(Variance-components)モデルがより適していると考えられる³³⁾。そこで、本稿では分散要素モデルについて、時間軸と空間軸による分散要素モデルを取り上げ、パラメーターを一般化最小二乗法(GLS)によって推定した。そのほか、攪乱項の系列相関が一定であるとする分散要素モデルとは異なり、それに一階の自己相関を仮定したモデル(AR(1))も、系列相関の多くがこれに相当するため実用性が高い。それ故、比較のために、このモデルによるパラメーターも最尤法(ML)により推定した。

なお、分散要素推定値は、定数項と独立変数の間に相関がある場合は一致性を持たなくなるため、それを検定するためのハウスマン(Hausman)検定統計量を分析結果と併せて示しておいた³⁴⁾。いずれの分散要素モデルに関しても、モデルの特定化に誤りがないという帰無仮説は、5%水準で棄却されなかった。また、不均一分散についてもゴールドフェルド・クアントの検定(Goldfeld-Quandt's Test)をすべてのモデルについて行ったが、5%ないし1%水準で分散が均一であるという帰無仮説は棄却されなかった。

V 結果

分析の全般的な結果は表3に示した通りである。ここでは、結果について若干補足しておきたい。

% AGED、AGED Growth、POP Growthなど人口に関連する変数の中では、推定方法によって異なるが、

MINIMUMが従属変数の場合、% AGED、AGED Growthの係数についてはおおむね有意であった。

マクロ経済や労働力に関連する変数については、GDPの係数のみがほぼ一貫して有意であった。

国家(政治)形態に関連した変数・CONSTRUCTの係数は一貫して有意であったが、政治制度の遺産・AUTHLEGは有意ではなかった。

政治関連の変数では、LEFTCABの係数が係数ダミーを含まないモデルでは、ほぼすべて有意であった(MINIMUMを従属変数としたモデル②のML推定のP値は0.08)。しかし、係数ダミーを含むモデルにおいては、有意でなくなった。CNCRCABの係数は、一貫して有意ではなかった。そのほか、右派政党を組み込んだモデルもいくつか推定したが、係数の符号は一貫してマイナスであったが、いずれも有意ではなかった。

年金制度にかかわる変数のうち、SPPEの係数は一貫して有意であり、TYPEの係数は、MINIMUMを従属変数としたモデルで有意であった。

係数ダミーの関連した係数についてみると、RTYPE×LEFTCABの係数は、UNIVERSALISMを従属変数とするモデルでは一貫して5%水準で、有意かそれに近い結果であった(モデル③のGLS推定のP値は0.054)。TYPE×CONSTRUCTの係数は一貫して有意であった。また、多重共線性の可能性とハウスマン検定統計量の値が有意であったため表には示さなかったが、TYPE×SPPEの項を含んだモデルも推定した。係数はプラスであったが、有意ではなかった。

VI 考察

エスピン-アンデルセンは社会保障制度全般における「脱商品化」を従属変数とするモデルで、独立変数として、高齢化率については有意、GDPの係数については有意でないという結果を導いている³⁵⁾。本稿の結果を踏まえると、年金の制度形態

に対する高齢化率の影響は、産業化と利益団体の理論の双方から説明できるのではないであろうか。また、GDPの係数が有意であったことは、経済規模に応じて年金財政の基盤が強化され、結果として制度の普遍化などに結びつくという構図が想定できる。その意味で産業化理論の妥当性を支持するものであろう。

年金の制度形態に対するCONSTRUCTの説明要因としての有用性は、ヒューバーとステファンズによる分析の結果を追認するものとなっている³⁶⁾。すなわち、制度形態に対する利益集団の影響力の存在が示されている。また、RTYPE×CONSTRUCTの係数がプラスで有意であったということは、保守主義レジームにおける年金制度の方がこれらの指標に対する利益集団のマイナスの影響力が小さく、自由主義レジームと社会民主主義レジーム双方を対象にした制度に対する利益集団のマイナスの影響力は相対的に大きい。これは、自由主義レジームにおける利益集団の規模—ここでいう利益集団には、自由主義レジームにおいては中間層もかなりの程度含まれているであろう—と強さに起因するものであると思われる。

政治制度の過去の影響については、年金発足時の制度形態や現在の政治形態に対する影響を通じて間接的にのみ働くものと考えられる。

過去の制度形態という要因はMINIMUMに対して有意であったが、これは救貧型を嚆矢とした制度が、現在、基本的に基礎年金に相当する制度を有しているということの結果であると考えられる。つまり、ここでは制度発足時から最低限保障という点が配慮されていたが故に、その後の展開過程においてもこの特徴が基礎年金という形で継承され、したがって、たとえ現在、残余的な福祉国家に分類される国が多く含まれていようと、特にMINIMUMに関して一定の水準が保たれているのであろう。

次に、年金の制度形態に対する政治、党派の影響について考察したい。レジームタイプにかかわ

表3 分析結果

	従属変数: UNIVERSALISM							
	①		②		③		④	
	GLS	ML	GLS	ML	GLS	ML	GLS	ML
% AGED	3.623	-16.776	6.494	-11.633	3.732	-10.705	2.417	-10.771
AGED Growth	45.150	16.722	46.077	17.626	57.910	27.984	53.758	26.920
POP Growth	8.438	-2.797	8.910	-1.892	20.461	7.298	17.101	5.889
GDP	0.0007**	0.0007**	0.0007**	0.0007**	0.0007**	0.0007**	0.0008**	0.0008**
GDP Growth	14.336	10.243	15.947	11.718	10.945	5.341	7.508	1.846
% UNEMP	4.328	5.937	4.306	5.958	5.882	7.715	8.278	10.664
UNEMP Growth	0.045	-0.139	0.003	-0.272	-0.273	-0.501	-0.388	-0.572
LEFTCAB	1.137**	1.134*	1.080**	0.976*	0.548	0.119	0.559	0.182
CNCRAB	4.204	5.664						
CONSTRCT	-1.886**	-1.815**	-1.748**	-1.737**	-1.951**	-1.905**	-2.520**	-2.541**
AUTHLEG	-0.207	-0.030						
SPPE	-0.150**	-0.123**	-0.148**	-0.122**	-0.152**	-0.126**	-0.183**	-0.172**
TYPE			-1.854	-1.531				
RTYPE					-1.571	-1.744	-6.357**	-6.453**
RTYPE × LEFTCAB					1.593	2.363**	1.621*	2.363**
RTYPE × CONSTRCT							3.011**	2.977**
intercept	4.506	4.637	4.622	4.898	5.266*	5.384**	7.124**	7.542**
df	63		64		63		62	
χ^2 (df)	5.305 (9)		4.980 (7)		5.799 (8)		2.489 (10)	
DW		1.77		1.80		1.74		1.75
Adj. R ²	0.330	0.229	0.346	0.241	0.365	0.296	0.438	0.386

	従属変数: MINIMUM							
	①		②		③		④	
	GLS	ML	GLS	ML	GLS	ML	GLS	ML
% AGED	10.358*	1.391	10.660*	2.317	10.210*	2.574	9.346*	1.776
AGED Growth	19.107*	10.427	19.052*	10.399	20.449*	11.930	19.711*	11.601
POP Growth	4.805	1.371	4.647	1.398	6.109	2.888	5.378	2.403
GDP	0.0002**	0.0002**	0.0002**	0.0002**	0.0002**	0.0002**	0.0002**	0.0002**
GDP Growth	2.574	1.753	3.074	2.139	2.450	1.205	1.803	0.444
% UNEMP	0.794	1.297	0.850	1.365	1.069	1.638	1.491	2.224
UNEMP Growth	0.037	-0.044	0.025	-0.078	-0.008	-0.111	-0.029	-0.124
LEFTCAB	0.185*	0.194*	0.168*	0.151	0.100	0.016	0.101	0.025
CNCRAB	1.350	1.554						
CONSTRCT	-0.495**	-0.468**	-0.400**	-0.397**	-0.488**	-0.475**	-0.049**	-0.621**
AUTHLEG	-0.240	-0.168						
SPPE	-0.044**	-0.033**	-0.044**	-0.034**	-0.044**	-0.034**	-0.049**	-0.042**
TYPE			-0.885*	-0.776*				
RTYPE					-0.622	-0.661	-1.785**	-1.821**
RTYPE × LEFTCAB					0.204	0.371*	0.206	0.364*
RTYPE × CONSTRCT							0.728**	0.733**
intercept	0.879	1.075	0.668	0.961	0.711	1.006	1.145*	1.546*
df	63		64		63		62	
χ^2 (df)	6.103 (10)		4.051 (7)		4.122 (9)		6.923 (9)	
DW		1.79		1.76		1.72		1.66
Adj. R ²	0.452	0.273	0.463	0.303	0.448	0.313	0.484	0.379

注 1 : *P<0.05. **P<0.01.

2 : χ^2 値は、ハウスマン検定統計量の値。

らず、すべての年金制度を分析対象としたモデルからは、従来の権力資源論の主張を裏付ける結果が得られた。すなわち、左派政党の大きさに応じて制度の普遍性や最低保障の水準は影響を受ける。

さらに、レジュームタイプに応じた左派勢力の政治的影響力の相違については、 $RTYPE \times LEFTCAB$ という係数ダミーから成る項を含んだモデルを検討することによって掘り下げることができる。そうしたモデル(特にUNIVERSALISMを従属変数としたモデル)においてLEFTCABの係数が有意でなくなり、 $RTYPE \times LEFTCAB$ の係数がプラスの符号で有意か有意に近くなったということは、保守主義レジュームにおける年金制度の方がこれらの指標に対する左派政党の影響力が強いことを示している。逆に、自由主義レジュームと社会民主主義レジューム双方を対象にした制度については、左派勢力の影響力は相対的に小さい。自由主義と社会民主主義レジュームを特徴付ける大きな要因として政治的要因に着目するならば、両者における制度を併せて考察することによって、制度の普遍性や最低保障に対する左派勢力の影響力はより明確になるはずであった。しかし、結果は逆を示している。これらの背景にあるメカニズムは次のように考えられる。

保守主義レジュームにおける年金制度は、労働者(被保険者)によって支えられてきた伝統を持っており、基本的に職業域ごとに分立した報酬比例年金制度が中心をなす年金制度形態をとっている。分析年次内でこの例外に属するのは、ベヴァリッジ報告や大西洋憲章の影響を受けて、一般老齢年金法(AOW)により1957年に基礎年金を導入したオランダである。そのほか、日本の年金制度も86年の基礎年金の導入によって、ベヴァリッジ型に近づいている³⁷⁾。ここで、UNIVERSALISMに対して左派勢力の影響力が有意であったのは、職業域ごとに分立した報酬比例中心の制度形態の下では、労働者(被保険者)の勢力に応じて年金

水準が左右される度合いが大きいためであろう。ただし、この結果は比較的長期間にわたって形成された、レジューム内における各国間の指標の相違をかなりの程度反映している。

他方、社会民主主義レジュームに属する年金制度は、分析時点では基礎年金プラス単一で給付水準の高い報酬比例年金という形式を持ち、また、自由主義レジュームに属する年金制度は、基礎年金もしくは、しばしば適用除外(Contract-out)が認められており、給付水準の低い報酬比例年金、または両者を組み合わせた制度が主要な制度形式となっている。前者の制度では、労働者(被保険者)によって制度が伝統的に支えられてきたのと同時に、恐らく制度発足時の形態に依存して単一に近い全体構造を持つ制度として発展したために³⁸⁾、左派政党にとっては保守主義レジュームにおける制度以上に労働者(被保険者)の幅広い支持を受けて、UNIVERSALISMとMINIMUMを引き上げることが可能であると思われる。しかし、逆に制度がより普遍的であるため、左派勢力が相対的に小さくなくてもこれらの指標はそれほど影響力を受けない(不可逆性)。例えば、スウェーデンでは80年代や90年代の初頭に社民党が政権を離れてもこれらの指標が大きく落ち込むことはなかった(社民党政権下のUNIVERSALISMとMINIMUMの平均は4.124、1.055であり、「ブルジョアブロック」下での平均は4.078、1.049である)。後者の制度は、多くの場合、労働者(被保険者)によって支えられてきたという伝統を持たず、最低限の保障に中心を置いた制度と言える。その結果、左派政党の勢力が弱くても一定水準の保障を年金制度が担っているという事態が想定できる。反対に、制度が最低限の保障が中心であり私的年金が比較的大きな役割を果たしているため³⁹⁾、左派勢力が強くなっても公的な年金制度全体を拡充することに対する労働者の広範な支持は得られず、これらの指標に対する影響力は限定されたものになると思わ

れる。例えば、オーストラリアにおける83年から96年までの労働党政権の下でも、非労働党政党と比べて、各指標に関してオーストラリアの相対順位が変わるほど目立って大きくなったとは言えない(労働党政権下でのUNIVERSALISMとMINIMUMはそれぞれ-5.496、-1.156であり、保守連立政権下では、-6.067、-1.251であった)。キャッスルズがいうように、こうした場合、左派勢力は、例えば二次的分配の平等化ではなく、一次的分配の平等化という戦略をとるといことも考えられる⁴⁰⁾。制度形態に応じて政治的要因の影響力が異なるのは、以上のように、その対象となる労働者(被保険者)の態度がそれぞれ異なる形で制度によって規定されているためであろう。

最後に、制度の経過年数SPPEの係数がマイナスで有意であったということについて考察を加えたい。本稿で分析の対象となる指標は不平等の増減と関係があった。したがって、SPPEに含意されているのは、CONSTRUCTと同じく、制度の成熟化に伴って生じる利益集団の影響力とすることができるのではないと思われる⁴¹⁾。なお、結果を表示していないが、そうした利益集団によるとみられる影響力がレジュームタイプによって相違するのではないかという仮説に基づき、脱商品化指標下位三分の一の国(オーストラリア、カナダ、アイルランド、ニュージーランド、アメリカ、イギリス)⁴²⁾とそれ以外の国を区分するダミー変数を入れたモデルも推定した。その結果は、係数は有意ではなかったが、脱商品化指標下位三分の一の国の方が制度経過年数に応じて、本稿で示した指標がより低下する傾向のあることを示唆していた。恐らく、そうした利益集団の影響力は一様ではないと考えられる。

VII 結びにかえて

さて、分析結果に関して強調しておきたいのは、政治と制度類型の交互作用の重要性である。す

なわち、制度類型に依存して政治的要因の働き方が異なるということである。

エスピン-アンデルセンのいう意味でのレジュームタイプにおける政治の影響力—本稿での分析からすれば年金の制度形態に対する政治の影響力—は、より長いタイムスパンでみると一層明確になるであろう。本稿で分析したような短期的タイムスパンでは制度形態に依存して、本稿で取り上げた制度に関する指標に対する限り、その影響力は限られる。

以上の結果を踏まえると、政治の制度へのインパクトを考える場合に今後の研究課題として重要なのは、一見小さな変化に見えるものでも、労働党のイニシアチブによって導入された国家収入関連年金制度(SERPS)において、サッチャー政権下で促された職域年金や個人年金への適用除外のような、制度の対象者の行動を変え長期的に見れば制度を大きく変革させる可能性を持つ変化に留意することであろう。

注

- 1) Phillips Cutright, "Political Structure, Economic Development, and National Social Security Programs," *American Journal of Sociology*, 1965, 70, pp. 537-550. Harold L. Wilensky, *The Welfare State and Equality*, Univ. of California Press, 1975. (下平好博訳『福祉国家と平等』木鐸社 1984年 pp. 55-107等参照)
- 2) ただし、この前提は分析年次を近年に絞ると、成り立たない可能性が大きい。藤村正之『福祉国家の再編成』東京大学出版会 1999年 p. 35を参照。
- 3) Evelyne Huber, Charles Ragin, John D. Stephens, "Social Democracy, Christian Democracy, Constitutional Structure, and the Welfare State," *American Journal of Sociology*, 1993, Vol. 99, No. 3, pp. 710-722. Evelyne Huber, John D. Stephens, "Political Parties and Public Pensions," *Acta Sociologica*, 1993, 36, p. 312.
- 4) Fred C. Pampel, John B. Williamson, *Old-Age Security in Comparative Perspective*, Oxford Univ. Press, 1993, pp. 190-194.
- 5) Evelyne Huber, Charles Ragin, John D. Stephens, 1993, op.cit., pp. 722-723; Evelyne Huber, John D. Stephens, 1993, op.cit, p. 312.

- 6) John Myles, "How to Design a 'Liberal' Welfare State: A Comparison of Canada and the United States," *Social Policy & Administration*, 1998, Vol. 32, No. 4, pp. 341-364.
- 7) Joakim Palme, *Pension Rights in Welfare Capitalism*, Swedish Institute for Social Research, 1990, pp. 99-134.
- 8) Michael Shalev, "The Social Democratic Model and Beyond: Two Generations of Comparative Research on the Welfare State," *Comparative Social Research*, 1983, 6, pp. 315-352. Walter Korpi, *The Democratic Class Struggle*, 1983, Routledge & Kegan Paul.
- 9) G. Esping-Andersen, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Polity Press, 1990, p. 50.
- 10) Ibid., pp. 135-137; G. Esping-Andersen, *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford, 1999, pp. 75-78.
- 11) Harold L. Wilensky, 1975, op.cit., p. 68; G. Esping-Andersen, 1990, op.cit., p. 125.
- 12) Fred C. Pampel, John B. Williamson, "Age Structure, Politics, and Cross-National Patterns of Public Pension Expenditures," *American Sociological Review*, 1985, Vol. 50, p. 785.
- 13) G. Esping-Andersen, 1990, op.cit., p. 50; John Myles, *Old Age in the Welfare State*, 2nd ed, Univ. Press of Kansas, 1989; Lincoln H. Day, "Government Pensions For the Aged in 19 Industrialized Countries: Demonstration of a Method For Cross-National Evaluation," *Comparative Studies in Sociology*, 1978, Vol. 1, p. 229; John Myles, 1989, op.cit., p. 69.
- 14) 主なデータソースは次の通りである。
 ① 年金制度
 U.S. Social Security Administration, *Social Security programs Throughout the World*, SSA Publication (1981, 1985, 1991, 1993).
 LIS Institutional Database. (LISのホームページ <http://lissy.ceps.lu> からダウンロード可)
 健康保険組合連合会編『社会保障年鑑』各年版, 厚生統計協会編集『保険と年金の動向』各年版, および『海外社会保障情報』(国立社会保障・人口問題研究所), 『週間社会保障』(社会保険法規研究会), 『季刊年金と雇用』(年金制度研究開発基金)掲載の各国の年金制度関連の論文
 OECD, 1998, *Reforming Public Pensions*, OECD.
 厚生年金基金連合会編纂『諸外国の企業年金制度』社会保険研究所 1996年
 社会保障研究所編『スウェーデンの社会保障』東京大学出版会
 同『フランスの社会保障』1989年
 同『西ドイツの社会保障』1989年
 同『アメリカの社会保障』1989年
- 同『カナダの社会保障』1989年など
 その他, 直接各国の政策当局に問い合わせた事項もある。
 ② 賃金水準
 ILO, *Yearbook of Labour Statistics*. 各年版
 OECD 経済統計局編『OECD 経済統計 1960-1990』原書房 1992年
- 15) John Myles, 1989, op.cit., p. 74.
- 16) この項目は反転項目である。オーストラリアはミーンズテスト付きの給付しか存在しないが, 年金受給者要件の実質的制約は大きいと考えられるため, 平均値の2倍をその値とした。
- 17) 最低保障額がミーンズテスト付きの制度によって保障されている場合, 実際に給付される額は少なくなるため, 値を2で除した。また, ドイツの最低保障額は拠出期間が最低35年必要であるため, これも値を2で除した。結果的に社会扶助における生計扶助基準額と同程度の額となった。
- 18) 事実上, 年金給付額に上限のないフィンランドと91年以降のイタリアについては, 平均額の2倍の値をその値とした。また, オーストラリアの数値は最低額と同じである。
- 19) John Myles, 1989, op.cit., p. 74.
- 20) これにかかわる問題については, 『季刊年金と雇用』(年金制度研究開発基金)のVol. 8 No. 3 1990掲載の諸論文や, 岡伸一「年金制度における男女平等待遇」『季刊年金と雇用』(同)Vol. 11 No. 3 1993 pp. 109-115などに詳しい。
- 21) 対象としたデータは81, 85年のオーストラリア(AS81, 85), 85年のベルギー(BE85), 81, 87年のカナダ(CN81, 87), 87年のデンマーク(DK87), 87年のフィンランド(FI87), 81, 87年のフランス(FR81, 87), 81, 84年のドイツ(GE81, 84), 87年のアイルランド(IR87), 86年のイタリア(IT86), 85年のルクセンブルク(LX85), 83, 87年のオランダ(NL83, 87), 79, 86年のノルウェー(NW79, 86), 81, 87年のスウェーデン(SW81, 87), 81年のスイス(CH81), 79, 86年のイギリス(UK79, 86), 79, 86年のアメリカ(US79, 86)である。また, ジニ係数を算出するに当たっては, OECD等価スケールを用いた。
- 22) ヒューバー, ラギン, ステファンズらの作成した *Comparative Welfare State Data Set* より算出。
- 23) これは, LISのホームページからフリーでダウンロードが可能である。
- 24) Evelynne Huber, Charles Ragin, John D. Stephens, 1993, op.cit., p. 727.
- 25) Ibid., p. 727.
- 26) Francis Castles, Peter Mair, "The Left-Right Political Scales: Some 'Expert' Judgements," *European Journal of Political Research*, 1984, 12, pp. 73-88.

- 27) Fred C. Pampel, John B. Williamson, 1985, op.cit., p. 788.
- 28) Joakim Palme, 1990, op.cit., p. 119.
- 29) 年金制度を含む社会保障制度に関する各国における包括的な歴史的経緯については、例えば田中浩編『現代世界と福祉国家 国際比較研究』御茶の水書房 1997年等を参照。
- 30) 多重共線性の診断については、例えば糞谷千風彦『計量経済学(第2版)』多賀出版 1998年 p. 102や縄田和満『TSPによる計量経済分析入門』朝倉書店 1997年 pp. 98-99等を参照。
- 31) James A. Stimson, "Regression in Space and Time: A Statistical Essay," *American Journal of Political Science*, 1985, 29, pp. 915-947.
- 32) George Judge, and W. D. Griffith, R. C. Hill, H. Lutkepohl and T. C. Lee. *The Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. Wiley, 1985, pp. 515-560. W. H. Greene, *Econometric Analysis*. 3rd ed. Macmillan, 1997, pp. 612-647.等を参照。
- 33) Thomas Janoski, Alexander M. Hicks, *The Comparative Political Economy of the Welfare State*, Cambridge Univ. Press, 1994, pp. 169-188.
- 34) ハウスマン検定統計量は固定効果(Fixed Effect)モデルと変量効果(Random Effect)モデルのパラメーターの推定量間に差異がないということを帰無仮説としたものであり、その帰無仮説が棄却された場合、特定化の誤りが生じているということになる。W. H. Greene, 1997, op.cit., pp. 633-644.
- 35) G. Esping-Andersen, 1990, op.cit., p. 129.
- 36) Evelyne Huber, John D. Stephens, 1993, op.cit., p. 321.
- 37) ここで、近付いたとしたのは、基礎年金は実質的には一元化されていないとする見方が存在するためである。例えば村上清『年金制度の選択』東洋経済新報社 1998年 pp. 29-34参照。
- 38) スウェーデンの国民基礎年金(FP)の廃止を含む1994年改革は、この一体構造を強化するものであろう。
- 39) G. Esping-Andersen, 1990, op.cit., p. 85; 1999, op.cit., pp. 77-81.
- 40) Francis Castles, *The Working Class and Welfare: Reflection on the Political Development of the Welfare State in Australia and New Zealand, 1890-1980*, 1985, Allen & Unwin. (岩本敏夫・埋橋孝文・北明美・玉井金五・服部良子訳『オーストラリア・ニュージーランド福祉国家論』啓文社 1991年 pp. 187-193)
- 41) あるいは、C・ピアソンが命題8として整理したように、中間層の「福祉サービス」からの離反や今後の人口構成の変化を反映した動向と見ることができるともかもしれない。
- Christopher Person, *Beyond The Welfare State?* 1991, Basil Blackwell. (田中浩・神谷直樹訳『曲がり角にきた福祉国家』未来社 1996年 p. 131)参照。
- 42) G. Esping-Andersen, 1990, op.cit., p. 52.
(しずめ・まさと 北星学園大学専任講師)