

## 福祉国家発展の時系列データ分析

— pooled time-series data の利用 —

織田 輝哉

### ■ 要約

福祉国家のマクロな数量的分析の一つの重要な課題として、福祉国家化がどのような要因によって引き起こされるのかというテーマがある。従来の分析においては、これは主として国を単位とする横断的データを用いて行われてきた。本論文では、従来研究の成果を概観するとともに、『転換期における福祉国家の国際比較研究』プロジェクトで整備した時系列データを利用して、横断的データによる分析の異時点間比較、各国ごとの時系列分析、pooled time-series data の分析を行い、福祉国家発展の要因分析を時間的推移の中でとらえることを試みる。

### ■ キーワード

福祉国家化、数量的分析、pooled time-series data

### 1. 福祉国家発展のマクロデータ分析

福祉国家の発展を数量的に分析しようとする場合、「福祉国家化」を、広義の社会福祉に対して、国家がより多くの資源を配分することととらえ、操作的指標として、例えば社会保障費の対GNP比あるいは一人当たり社会保障給付費等を用いることができる。福祉国家化を近代化・産業化のプロセスの一環としてみて、高度な近代化・産業化は福祉国家化を必然的に伴うという収斂説の立場をとるならば、近代化・産業化の諸指標と、福祉国家化とは当然高い相関を持つ、ということになるだろう。すなわち、福祉国家化は全体社会システムの近代化プロセスの一環としてとらえられ、工業化・都市化・核家族化等との高い相関を持つことになる。一方、福祉国家の危機が叫ばれ、サッチャリズムやレーガノミクスなどの新自由主義的政策によって、福祉国家の再編が進んでいく中で、むしろ福祉国家の多様化・拡散に着目して、エスピン＝アンデルセン(Esping-Andersen 1990)のように福祉

国家の類型化を目指す試みも多くなっている。エスピン＝アンデルセンは、先進資本主義国における福祉国家は3つのレジームにクラスター化しているという。すなわち、自由主義的福祉国家、コーポラティズム的福祉国家、社会民主主義的福祉国家である。このような類型を分けるのは脱商品化指標(人々が労働を商品として市場で売らなくても生活できる程度)と階層化指標(福祉サービスの享受において階層性が存在する程度)である。もちろん、異なった基準を用いることで異なった類型化が可能になるのではあるが、いずれにせよ一枚岩の福祉国家観から多様性へという方向性を見ることが出来る。

さて、長期的・歴史的な視点で見た場合、近代化・産業化の高度な展開が、福祉国家化をもたらすということはほぼ首肯できることである。前近代社会において家族・親族組織によって担われていた福祉的機能が、近代化に伴う伝統的親族集団の崩壊によって、充足し得なくなったとき、機能的

代替物としての公的福祉諸制度が成立していった。そして、近代化の進展とそれに伴う市場メカニズムの範囲の拡大とともに、福祉制度を維持するための費用も増大していったのである。しかしながら、欧米および日本を含む先進国の経験に基づくこのような長期的トレンドについての一般化については、ある程度共通認識が出来上がっているとしても、次のような問題は今なお重要な解明すべき課題として存在する。すなわち、(1) 欧米先進国は確かに福祉国家化の道を進んできたが、にもかかわらずその内部でかなりの程度の種差が存在している。近代化の程度という要因をコントロールしてもなお残るこのような先進国内部での相違はいったいどのようなメカニズムによって決まっているのか。(2) 近代化・産業化に伴って福祉国家化が進展する、という命題はある一時点での各国のマクロデータを用いた、横断的データによる分析によって検証されてきた。だが、これは、厳密に言えば、時間的な変化のパターンを表しているというよりは、現時点での近代化の度合いと福祉国家化の度合いの相関関係の布置を示しているにすぎない。例えば、今日の発展途上国において将来近代化が進んだとして、今日の先進国のように福祉国家化が進むかどうかは厳密に言えば予測できない。今日の近代化・産業化の度合いと、福祉国家化の度合いの相関は、歴史的経緯・地理的要因・模倣効果・等々によるのかもしれない。時間的変化の中での因果関係を見ようとするならば、時系列データを用いた分析が必要となる。

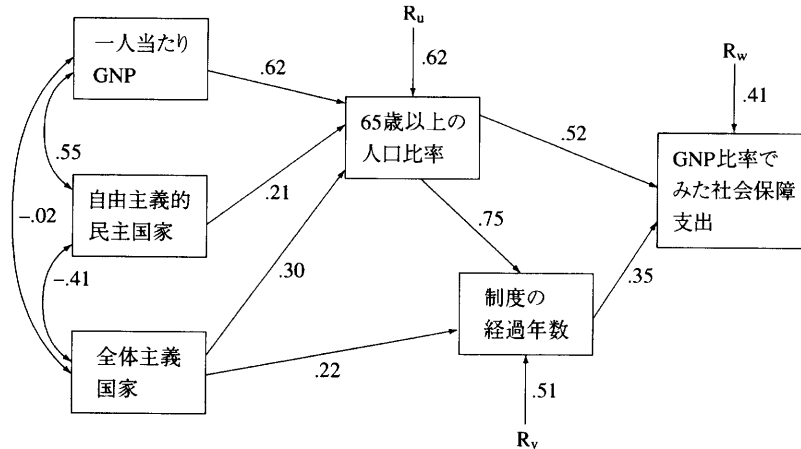
そこで、本稿では、従来の横断的データに基づく分析の結果を再確認するとともに、時系列データを用いた、福祉国家化の要因分析を行う。特に、どうしてもマクロデータ分析においては不足してしまうケース数の問題を解消するために、pooled time-series dataを用いた分析を行い、時間的経緯の中での福祉国家化の要因分析を行うこととした。

## 2. 従来の福祉国家化の分析例

従来の福祉国家化の要因分析においては、被説明変数である福祉国家化の度合いとして、社会保障費の対GNP比・一人当たり社会保障給付費等を用い、説明変数としては、経済発展度(一人当たりGNP等)、民主化の度合い、政治体制、労働組合の力、高齢化率、近代化指標(都市人口比率、工業労働人口比率等)などを用い、国民国家単位のマクロデータを利用して分析が行われてきた。ここでは、いくつかの分析例を取り上げて、そこで明らかになってきた命題を確認しておく。

まず、このようなマクロデータによる福祉国家の分析の嚆矢とされるのが、Cutright (1965)である。この論文の中でカットライトは国家間で比較可能な社会保障水準の指標(5つの社会保障プログラムの経験年数の和)を作成すると同時に、先進国から発展途上国までを取り混ぜた76カ国のデータを用いた分析で、社会保障水準と、エネルギー消費(近代化の指標)の相関が極めて高く、また、都市化・識字率・政治的代表性との相関も高いことを示した。

Wilensky (1975)では、被説明変数は、社会保障費の対GNP比が用いられ、分析もパス解析によって多変量間の因果関係を解明する、という手法をとっている。データは1966年の、先進国から発展途上国を含む、64カ国の横断的データを用いている。ここで、近代化・産業化と福祉国家化という点で重要な分析結果を取り上げると、図1(Wilensky (1975)の図1)のようになる(使われたデータは60カ国分である)。すなわち、一人当たりGNPで表される経済発展の度合いは、65歳以上の人口比率で示される高齢化率に影響を及ぼす。また、自由主義的民主国家・全体主義国家という政治体制のダミー変数は高齢化率に影響を及ぼし、さらに全体主義国家のダミー変数は、制度の経過年数に影響を及ぼす。そして、高齢化率は、社会保障費の対GNP比によって表される福祉国



注: 実線は、有意水準5%以下の関係を示している。なお有意な関係をもたない経路は省略してある。

図1 ウィレンスキーの社会保障支出の因果モデル (Wilensky 1975=1984: 66)

家発展の度合いに、直接影響を及ぼすとともに、制度の経過年数にも影響を及ぼし、制度の経過年数がさらに、福祉国家発展の度合いに影響を及ぼす、という関係になっている。ここで、偏回帰係数の大きい経路を参照すると、経済発展が、高齢化を媒介し、さらに一部制度の成熟も経由して福祉国家化の進展を促している、ということが読み取れる。ウィレンスキーは、このような一般的傾向としての経済発展による福祉国家の収斂メカニズムを示すとともに、先進国内部での多様化についても着目し、労働組合の強さ・租税の負担感・不公平感などによって分化している可能性を指摘している。

ウィレンスキーの研究の流れを受け継いで、今回のプロジェクトに先行する社会保障研究所のプロジェクト「社会保障発展パターンの国際比較」の中で行われた、主として回帰分析を用いて行われた分析を次に取り上げる。三重野(1987)は、社会保障給付費対GDP比を高齢化率・都市人口比率・農業人口比率等に単回帰させ、1965年・70年・75年・77年・80年の各時点での比較を行っている。その結果から、各単回帰分析の切片および傾きが次第に増加していく傾向を認め、これを

先進国が次第に福祉国家化程度を高めていくのに対して、非先進国が停滞してしまっているため、と解釈している。また、1970年時点(37カ国)と、1977年時点(17カ国)で、高齢化率・工業労働人口比・平均世帯規模を説明変数とし、社会保障給付費対GDP比を被説明変数とする重回帰分析を行い、1970年時点では、その3つすべてが、また1977年時点では高齢化率と平均世帯規模が有意な影響を及ぼしており、福祉国家発展の産業化仮説(収斂説)が検証されたと結論付けている。

さらに同プロジェクトのデータを用いて分析した富永(1988)では、1970年の27カ国、1977年の16カ国のデータによるパス解析を行い、1970年時点では、一人当たりGDPと非農業人口比とが高齢化率に影響を及ぼし、さらに、一人当たりGDPと高齢化率が一人当たり社会保障給付費に影響を及ぼすというパスが有意であり、また1977年時点でも同様のメカニズムが妥当していることを見いだしている。そして、産業化に伴う福祉国家化の発展という収斂説とともに、その媒介要因としての高齢化と、家族・親族機能の弱体化を指摘している。

その後、藤村(1999)は、OECD加盟の先進国のデータを用いてパス解析を行っている。1960年

データの分析では、一人当たりGDPと地域ダミー(社会保障の伝統があるヨーロッパ諸国か否か)が、老年人口比に影響を及ぼし、老年人口比と一人当たりGDPがともに社会保障制度の経過年数に影響を及ぼし、さらに、それが社会保障のGDP比に影響を及ぼすとしているが、1983年データの分析では、経過年数に至るまでは同じだが、経過年数から社会保障GDP比へのパスが有意ではなく、先進国においては、もはや収斂説が当てはまらないのではないのか、という疑問を提示している。

以上、必ずしも網羅的ではないが、従来の福祉国家発展の要因分析を考える上では有効と思われる既存研究を取り上げてきた。これらの分析から一応の共通理解として出てきたことは、低開発国から先進国までを含むような幅広いサンプルを対象とした場合、近代化・産業化・経済発展等々と、福祉国家の発展は明確に関連性を持っている、ということ、その際、高齢化の進展という媒介要因が重要な位置を占めている、ということであろう。これらは、長期的な近代化における福祉国家の収斂傾向が存在するというを示している。しかしながら、サンプルを先進国に限った場合、それほど単純な関係を見いだすことはできず、福祉国家の多様化の進展によって、さまざまな類型が並存している、つまり拡散傾向が見いだされるようになって、というのが現状であろう。

さて、このような現状を踏まえて、先ほども取り上げた藤村(1999)では、福祉国家のマクロデータ分析の問題点が次のように指摘されている。すなわち、(1)対象国家の範囲をどうするかという問題。先進国のみ(OECD加盟国など)を対象とするか、すべての国家を対象にするのか、対象国家の選び方によって、分析結果も大きく異なってくるし、結論も異なったものになる。(2)分析に用いるデータが一時点のクロスセクションデータか、時系列データか、という問題。クロスセクションデータの利用は、さまざまな発展段階の国々を福祉国家発展の

流れにそって一列に並べることになるが、それで、ある特定の国の時間的変化を予測できるのかという問題である。(3)社会保障の水準を何によって測定するかという問題。しばしば用いられる対GDP比の場合、GDPの伸びの大きい国は、たとえ社会保障給付費が増加傾向にあったとしても、経済発展が停滞している国よりも、福祉国家化の指標という点では過小評価されることになる。(4)政治的要因の問題。政治的要因は重要性が高いにもかかわらず、数量化が難しいということで、十分に分析に取り入れられてこなかった。以上の諸点である。

以下では、藤村の指摘も踏まえながら、まず今回作成したデータベースを用いて、従来の横断的データによる分析を行い、最新のデータによって諸命題を確認し、さらに時系列データを用いた分析を試みる。

### 3. 「国際比較マクロデータ」に基づく分析

今回の「転換期における福祉国家の国際比較研究」プロジェクトで作成したデータベースは、152カ国について、1949～97年にわたる社会保障関連のデータを収集している。ここでは、各年次の詳細なデータが得られるという本データベースの特性を生かすことを目指し、時系列データをうまく利用することによって、懸案事項を解明していく手掛かりとしていきたい。

#### 3-1 複数時点でのクロスセクショナルな分析

前述の三重野(1987)、藤村(1999)などでも行われていたが、横断的データ分析を行いつつ、それを複数の時点で行うことによって、時点間比較を行い、因果メカニズムの変化を明らかにしていく、という時系列データの利用法を考えてみよう。ここでは、被説明変数を「社会保障給付費対GDP比」(福祉国家化の指標)とし、説明変数を「65歳以上人口比」(高齢化の指標)、「農業労働人口比」(工業化の程度の指標)・「都市人口比」(近代化の

程度の指標)・「国家予算国防費比率」(公的支出内で競争する支出項目)として、重回帰分析を行った。国家予算国防費比率については、それを導入したモデルIと導入しないモデルIIとを推計している。そして、複数時点ということで、1960年・65年・70年・75年・80年・85年・90年のそれぞれの時点について、同様の分析を行う。さらに、対象国として、すべての国を対象にする分析と、先進国(OECD加盟国<sup>1)</sup>)を対象にする分析とを別に行うこととした。

分析の結果は表1・表2に示すとおりである。はじめに、すべての国を対象にした分析を見てみ

よう。まずいえることは、すべての時点で一貫して高齢化率が社会保障給付費対GDP比を強く規定しているということである。これは福祉国家発展の収斂仮説と一致する。一方近代化指標としての都市人口比は85年時点以前では統計的に有意だが90年時点では有意ではない。これには、発展途上国における都市のスプロール化のような現象によって、都市人口比が必ずしも近代化のよい指標たり得なくなっている(発展が停滞した国においても農村から都市への人口流入が進んでしまう)、ということがかかわっている可能性がある。さらに、農業労働人口比については、収斂説では、符号が

表1 社会保障給付費GDP比の回帰分析(全ての国を対象)

(非標準化偏回帰係数)

	R <sup>2</sup>	65歳以上 人口比	農業労働 人口比	都市人口比	国家予算 国防費比率	N
1970年	0.816	0.811***	0.076	0.233*	—	56
1980年	I	0.856	0.872***	0.428***	-0.088	53
	II	0.836	0.872***	0.344***	—	76
1985年	I	0.836	0.874***	0.225	-0.051	60
	II	0.816	0.855***	0.222**	—	100
1990年	I	0.810	0.885***	-0.091	0.130	50
	II	0.789	0.858***	0.189	—	28

注：有意水準 \* 10%，\*\* 5%，\*\*\* 1%

表2 社会保障給付費GDP比の回帰分析(OECD諸国)

(非標準化偏回帰係数)

	R <sup>2</sup>	65歳以上 人口比	農業労働 人口比	都市人口比	国家予算 国防費比率	N
1960年	0.614	0.294***	0.164	0.348	—	21
1965年	0.664	0.760***	0.050	0.199	—	25
1970年	0.685	0.697***	-0.009	0.283	—	24
1975年	0.662	0.638***	-0.086	0.277	—	24
1980年	0.669	0.717***	0.099	0.375*	—	24
	0.783	0.680***	0.107	0.415**	-0.260*	19
1985年	0.575	0.829***	0.205	0.266	—	25
	0.685	0.777***	0.133	0.283	-0.235	20
1990年	0.342	0.563*	0.034	0.318	—	16
	0.661	0.430	-0.358	-0.008	-0.723*	9

注：有意水準 \* 10%，\*\* 5%，\*\*\* 1%

負になる(農業労働人口比が低いほど社会保障給付費対GDP比が高くなる)はずだが、80年・85年時点では、正で有意になっている。工業化の(逆符号の)指標として導入した農業労働人口比と福祉国家化との関連が不明瞭になっている理由としては、この指標が高齢化率と強く関連し、単独ではほとんど影響がなくなっている(むしろ、高齢化率を経由して社会保障給付費対GDP比に影響を間接的に及ぼしていると思われる)ということがまず考えられる。さらに、農業労働人口比が大きいということは、工業化が停滞しているということを含意し、一次産品の価格の世界的な低迷等を考慮すれば、GDPが伸びない要因になり得る。ここで、高齢化率・都市人口比をコントロールしてしまうと、負の効果は消え、社会保障給付費対GDP比の、分母を小さくすることによる正の効果のみが残る、というメカニズムが考えられる。ここでは、先ほどの藤村(1999)の指摘にあった、測定指標としての社会保障給付費対GDP比の問題も浮き彫りになってくる。

次に表2のOECD諸国を対象にした分析を見てみよう。まず指摘できるのは、すべての国を対象にした分析に比べて決定係数( $R^2$ )が小さい、ということである。これは、先進国内での社会保障給付費対GDP比の散らばりが、ここで用いた近代化・産業化を示す指標によって説明される度合いが小さいことを示している。次に、85年までは、一貫して高齢化率の係数が大きいのが、90年になると、対象国の数が減少したこともあり、説明力が弱まっている。さらに、農業労働人口比・都市人口比はほとんど説明力を持たない。以上からわかることは、OECD諸国ではすでに一定水準まで経済発展が進んでいるため、経済発展レベルよりも、むしろ65歳人口のような直接給付費を左右する変数が有効である、ということ、また、社会保障費の予算規模の拡大が他の項目と競合するようになるためか、国家予算国防費比率もわずかではあるが負

の影響を持つことがわかる。

以上をまとめると、発展途上国を含めたすべての国を対象とする場合、収斂説が妥当する可能性は高い。これは時点間でもある程度一貫している。経済発展にともなって、近代セクターの国民が増え、平均寿命の伸びにより高齢者が増加して、社会保障給付費が増大していく。だが、OECD諸国の場合、すでに経済発展が一定水準に達しているため、その中での変動は他の要因に求めざるを得ない。

### 3-2 国別の時系列データの分析

時系列データを用いる方法として、次に、国ごとに時系列分析を行うことで、時間的経緯の中での因果関係をとらえることを考える。ここで、対象国は、OECD加盟国から、時系列が途中で途切れていたり、年次が少なすぎるものを除いた20カ国(チェコスロバキア・西ドイツ・ギリシャ・アイスランド・韓国・メキシコ・ポーランド・ポルトガル・スウェーデンは除く)とした。ここでも、被説明変数は社会保障給付費対GDP比とし、説明変数は、65歳以上人口比、農業労働人口比、都市人口比とする。時系列データの年次は、1967～90年である。ただし、国によってはデータの入手可能性により短い期間になる場合がある。

さて、まずラグ変数(1年前の社会保障費対GDP比)を含まないモデルによる分析を見てみよう(表3)。これは、各年次のデータをそれぞれ一つのケースとして分析するものである。自己相関がなければ、分析結果はそのまま解釈できるので、DW比<sup>2)</sup>(ダービン=ワトソン値)によって、一次の自己相関の有無を検定している。

ここで、一次の自己相関がない、という帰無仮説が棄却されないのは、カナダとニュージーランドのみである。まずカナダについては、農業労働人口比のみマイナスで有意である。すなわち、農業労働人口比減により社会保障給付費GDP比が増加するという関係にある。これは、収斂仮説と合

表3 社会保障給付費GDP比の時系列回帰分析

① ラグ変数を含まないモデル

(非標準化偏回帰係数)

	R <sup>2</sup>	65歳以上人口比	農業労働人口比	都市人口比	DW比
オーストラリア	0.594	1.298	1.847	1.386	0.703**
オーストリア	0.928	-0.061	-0.428	-0.876***	0.910**
ベルギー	0.951	-0.954**	-2.961***	-1.102*	1.307*
カナダ	0.834	-0.867	-1.890**	-0.155	2.465
デンマーク	0.951	-0.440	-0.804	-2.210	1.322*
フィンランド	0.947	-2.078	-3.325**	-0.298*	1.004**
フランス	0.859	-0.140	-0.485*	0.547*	0.556**
ハンガリー	0.871	0.713***	1.823*	2.115**	1.631*
アイルランド	0.953	-0.483***	-0.600	0.005	1.104**
イタリア	0.334	2.899***	2.236*	0.691	1.322*
日本	0.945	-0.450*	-2.334***	-0.991***	0.873**
ルクセンブルグ	0.867	0.523***	1.968***	2.451***	0.706**
オランダ	0.926	-0.012	-0.383	0.613***	0.442**
ニュージーランド	0.801	0.912***	1.362**	1.341***	2.211
ノルウェー	0.684	6.284**	13.828**	8.493***	1.389*
スペイン	0.951	-1.106	-0.998	0.981	1.268*
スイス	0.704	0.473	-1.654	-1.394**	0.993**
トルコ	0.781	1.019***	1.952**	2.941***	1.190*
イギリス	0.820	1.184***	0.261	-0.044	0.558**
アメリカ	0.856	-1.604***	-2.933***	-0.607**	1.283*

注: 偏回帰係数 有意水準 \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%

DW比 \*5%水準でどちらともいえない, \*\*5%水準で棄却

致するものである。一方、ニュージーランドについてみると、65歳人口比・農業労働人口比・都市人口比すべてがプラスで有意である。65歳以上人口比、都市人口比については、収斂仮説の予測と合致するが、農業労働人口比については、逆である。先に述べた、農業労働人口比減少はGDPを押し上げる、という効果によって社会保障給付費対GDP比が減少するというメカニズムが可能性としては考えられよう。

次に、一次の自己相関が無い、という帰無仮説が棄却される場合、すなわち、自己相関がある場合を見よう。これには、10カ国が該当する。ここでは、ラグ変数(1年前の社会保障給付費対GNP

比)を説明変数として加えたモデルを見てみよう(表4)。これによると、オーストラリア・オーストリア・フィンランド・日本・オランダ・スイスの6カ国は、ラグ変数以外の説明変数は有意でなくなる。前年度の水準に縛られる度合いが強く、ここにあげた近代化・産業化・高齢化の指標としての説明変数は、ここで扱っている期間においては、あまり影響しない、ということになる。その他の国について見ると(それぞれラグ変数は有意である)、フランスは農業労働人口比が正で有意であり(収斂説と逆符号となる)、アイルランドは65歳以上人口比がマイナスで有意(収斂説と逆、ただし弱い)、ルクセンブルグは65歳以上人口比がプラスで有

表 4 社会保障給付費 GDP 比の時系列回帰分析

② ラグ変数を含むモデル

(非標準化偏回帰係数)

	R <sup>2</sup>	65歳以上人口比	農業労働人口比	都市人口比	社会保障給付費 GDP比(1年前)
オーストラリア	0.840	1.018	1.283	0.722	0.590***
オーストリア	0.974	0.071	0.151	-0.519	0.585**
ベルギー	0.964	-0.154	-1.013	-0.484	0.593**
カナダ	0.813	-1.047	-2.271**	-0.209	-0.187
デンマーク	0.949	-0.552	-0.589	-0.528	0.408*
フィンランド	0.954	-1.686	-2.299	-0.098	0.459**
フランス	0.940	-0.031	0.683**	0.376	1.282***
ハンガリー	0.870	0.581**	1.489	1.673	0.262
アイルランド	0.961	-0.231*	1.393	1.669	0.515**
イタリア	0.423	1.542**	1.415	0.050	0.323
日本	0.976	-0.199	-0.270	0.114	0.812***
ルクセンブルグ	0.943	0.321***	0.583	0.675	0.647***
オランダ	0.972	-0.257	-0.218	0.183	0.841***
ニュージーランド	0.788	1.138**	1.476**	1.010**	-0.105
ノルウェー	0.695	5.305*	11.891**	7.152**	0.336
スペイン	0.950	2.445	4.342	1.744*	1.255**
スイス	0.753	-0.556	-1.804	-1.031	0.214**
トルコ	0.791	0.777**	1.733**	2.458**	0.383*
イギリス	0.934	0.362	0.463**	0.059	0.977***
アメリカ	0.857	-1.560**	-2.072**	-0.203	-0.489*

注：有意水準 \*10%，\*\*5%，\*\*\*1%

意(収斂説と合致)、イギリスは農業労働人口比がプラスで有意(収斂説と逆)、という結果になっている。

さらに、帰無仮説が棄却できるかどうか、どちらともいえない場合に該当する8カ国(ベルギー・デンマーク・ハンガリー・イタリア・ノルウェー・スペイン・トルコ・アメリカ)について見てみると、結果はそれぞれの国でまちまちだが、ノルウェー・トルコのように、どちらにせよすべてがプラスで有意の国、唯一65歳以上人口比が5%水準でマイナスのアメリカが特徴的である。

全体的に見ると、国単位の時系列分析では、クロスセクショナルな分析ほど明確に、説明変数の影響が読みとれなくなる。これについては、1967

年以降のデータを用いるということで、すでにある程度の経済発展・近代化が進展してしまった後のデータである、ということが大きな要因として考えられよう。また、ラグ変数をいかに解釈するか、ということも重要であるので次で論じよう。

### 3-3 ラグ変数の解釈

ラグ変数がモデルに含まれるケースとしては、(1)分布ラグモデル、(2)部分調整モデル、(3)適合的予測モデル、(4)合理的期待モデルをあげることができる(伴・中村・跡田、1988)。このうち、分布ラグモデルは、過去の要因が時間的に減衰しながら影響を及ぼすようなモデル、適合的予測モデル・合理的期待モデルは例えば消費者の予測所得



のようなものを仮定するモデルなので、この場合には当てはまらないと考えられる。

部分調整モデルは、調整にある程度時間がかかるというモデルで、例えば、高齢化率が上昇しても直ちに社会保障給付費が増加せず、遅れが生じるというものである。

「調整関数」は次のように表される。

$$C_t - C_{t-1} = \phi (C_t^* - C_{t-1}) + u_t$$

ここで、 $C_t^*$  が被説明変数の最適水準、 $\phi$  は調整速度( $0 < \phi < 1$ )である。

$C_t^*$  はラグ変数以外の説明変数によって決まるとすれば、

$$C_t^* = \alpha + \beta X_t$$

これを上の式に代入すると、

$$C_t = \alpha \phi + \beta \phi X_t + (1 - \phi) C_{t-1} + u_t$$

となる。よって、ラグ変数の係数の意味は、 $1 - \phi$  であるから、その期の間には調整しきれない割合ということになる。このような視点で表4を見ると、日本・オランダ・イギリスなどが、ラグ変数の係数が大きく、説明変数の変動への対応がゆっくりしか進まない、という解釈ができる。制度設計が、ニーズに対応して自動的に支出が増えるようになっていれば、遅れなく調整されるだろうが、一般には、制度改正には法整備など一定の時間がかかるはずであるから、ラグ変数の係数が大きくなることは予測可能性の範囲内であろう。ただ、それでも、 $\beta$  に関しては収斂説が当てはまっている限りは、予測と一致する符号となるはずだから、やはり経済発展・近代化の指標を持つ意味が先進国では弱くなっているということはいえるだろう。

#### 4. Pooled time-series data の分析

最後に、国別のデータを合わせて時系列とクロスセクションを同時に分析することにより、時間的推移と国の違いによる変動を同時に取り込むために、pooled time-series data 分析を行う。用いるデータとしては、各国のデータを時点ごとでばらば

らにし、それをすべての国についてプールして分析する、ということになる。ただしこのデータを通常のOLSで分析するのは問題がある。なぜなら、これは、OLSの仮定からはずれている可能性があるからである(Janoski & Hicks 1994: Chapter 6)。すなわち、(1) 誤差項が時点間で独立でない可能性がある。その場合には自己回帰・自己相関を考えなくてはいけない。(2) 不均一分散性の問題。誤差項の分散が、国や時点によって異なる可能性がある。(3) 誤差項のクロスセクショナルな相関。誤差項に国の間で相関があるかもしれない。(4) 誤差項が時間的・クロスセクショナルな要因を両方含むかもしれない。(5) 誤差項が時間的あるいは空間的にランダムではないかもしれない。以上のような問題があるので、OLS以外の方法で推計を行う必要がある。

ここで、Parks-Kmenta モデル(PK モデル)は、自己回帰性・不均一分散性・クロスセクショナルな相関を仮定して、GLS (Generalized Least Square: 誤差項間の相関を仮定する)で計算を行う((4)については、ダミー変数の導入、(5)についてはランダム性の検定を行うことで対応する)。ただし、PKモデルは時系列支配的なデータ(時点の数が国の数を上回る)を用いる時に有効なモデルである。今回用いるデータは、クロスセクション支配的(国の数が時点の数を上回る)なので、利用することは難しい。

さらにPKモデルについては、標準誤差を小さく推計するために、各係数が統計的に有意になりやすい傾向があるという指摘があり(Beck & Katz, 1995)、代替りのモデルとして、OLSを使い、クロスセクションの不均一分散性とクロスセクションの相関を調整した標準誤差(panel-corrected standard errors)を用いて推計する方法が提案されている。こちらは時系列支配的でなければならないという制約はない。

ここでは、このpanel-corrected standard errorsを

用いて推計を行う方法を利用できる、計量経済学の統計パッケージ「SHAZAM 9.0」を用いて、分析を行った。データは、18時点(1969～86年)×19カ国のデータ(「クロスセクション支配的」なデータ)を用いる。19カ国は、OECD加盟国の中で、有効な時系列データが得られる国々(オーストリア・ベルギー・カナダ・デンマーク・フランス・アイルランド・イタリア・ルクセンブルグ・オランダ・ノルウェー・スイス・トルコ・イギリス・アメリカ・日本・フィンランド・オーストラリア・ニュージーランド・ハンガリー)である。被説明変数はここまでの分析と同様に、「社会保障給付費対GDP比」とし、説明変数も「65歳以上人口比」、「農業労働人口比」、「都市人口比」とする、重回帰分析をおこなう。さらに、時系列データの特性である自己回帰を想定し、以下の3つのモデルについて推計を行った。

- モデル1：Panel-Corrected Standard Errorsを用いてOLSで分析
- モデル2：Panel-Corrected Standard Errorsを用いてOLSで分析  
ただし、ラグ変数を投入
- モデル3：Panel-Corrected Standard Errorsを用いてOLSで分析  
ただし、一次の自己相関を修正

分析結果は表5のようになった。まず、ラグ変数を導入しないモデル1であるが、65歳以上人口比、農業労働人口比、都市人口比のすべてが符号が正で1%水準で有意となった。65歳以上人口比・

都市人口比は収斂説の予測と一致するが、農業労働人口比は逆である。モデル1は、異時点の同一国のデータも個別のケースとして取り扱うということになり、いわば時系列データを強引にクロスセクションデータとして解釈していることになる。これによって国ごとの多様性を保存した上でデータ数を増やすことができることになり、収斂説にフィットする結果が得られたと思われる。ただしDW比が0.1118と小さく、一次の自己相関があるので、この結果をそのまま解釈することはできない。そこで、自己相関を想定して推計を行う、モデル2、モデル3を用いる必要がある。まず、モデル2を見てみよう。1期前の被説明変数をラグ変数として投入すると、65歳以上人口比のみ、正の符号、5%水準で有意となった。また、ラグ変数の標準化偏回帰係数が大きく、 $1 - \phi = 0.95665$ で、調整速度が遅いことがわかる。すなわち、高齢化の進行が福祉国家化を押し進めるが、それは直ちに反映されるのではなく、制度的慣性・政治的決定のプロセスなどの要因で、かなりの遅れを伴うということである。さらに、モデル3の結果では、65歳以上人口比と都市人口比は正で1%水準で有意となっており、こちらも収斂説の予測と一致する。

以上の分析から、OECD諸国において、65歳以上人口比が、社会保障給付費対GDP比を規定する要因としては重要な要因であることが確認できた。また、都市人口比もモデル3では有意である。符号が収斂説の予測と逆になるという問題をはら

表5 pooled time-series dataによる社会保障給付費GDP比の回帰分析  
(OECD加盟国対象)

(標準化偏回帰係数)

	R <sup>2</sup>	65歳以上人口比	農業労働人口比	都市人口比	ラグ変数	N
モデル1	0.5751	0.732***	0.153***	0.304***	—	342
モデル2	0.9535	0.047**	0.012	0.015	0.942***	342
モデル3	0.9404	0.742***	0.203*	0.460***	—	342

注：有意水準 \* 10%，\*\* 5%，\*\*\* 1%

む農業労働人口比は、自己回帰を考慮すれば影響はない。結局、先進国において、福祉国家化に対しては高齢化の進展が重要な要因であり、経済発展そのものの影響はほとんどなくなっているということがわかる。また、ラグ変数の導入によって、都市人口比の影響が消えるということは、国の間での都市化の進展度の違いが、福祉国家化の違いと相関はしているが、一国の中で都市化が進んでも福祉国家化は進まない、ということの意味している。すなわち、都市化という指標はクロスセクショナルな相関は持つが、時系列的な変化においては影響を持たないという可能性が高い。

先進国の福祉国家化の進展は高齢化によって推進されることはわかったが、国家間の福祉国家化の進展度の差異については、課題が残されている。というのは、ラグ変数の導入は決定係数を高めるが、これは自国の一時点前のデータに回帰することで、他の要因の重要性を相対的に小さくしてしまっているからである。したがって、今後は、先進国相互間の福祉国家化のベースとなる類型的差異がいかなる要因で生じているかを説明する必要がある。

## 5. おわりに

福祉国家の収斂説で主張されてきた、経済発展・近代化による福祉国家化の進展という命題は、先進国から発展途上国までを含めた非常に長期的な視点ではかなりの程度妥当していると考えられる。しかしながら、先進国のみを取り上げた分析では、経済発展・近代化という要因は、説明力を弱めるか、あるいは有意な効果を持たなくなっている。そこでは高齢化という人口学的要因が最も重要な説明因であり、さらにラグ変数の影響の大きさは、ニーズに対応するための調整に時間がかかる、という社会保障制度の動かしにくさを示唆している。先進国における多様性を解明していくためには、従来の指標以外の要因、例えばエ

スピン＝アンデルセンの用いたような、脱商品化指標や、さまざまな政治的要因・あるいは家族主義の強さのような価値観の尺度等を分析に組み込んでいく必要があるだろう。しかしながら、pooled time-series dataを用いた分析では、【時系列×国】で欠損値の無い完備なデータを用意しなければならないため、使える変数が限定されてしまうという問題がある。そのため、先進国内部での拡散化傾向、あるいは福祉国家化進展のベースにおける差異の要因を分析するためのデータを得ることはたいへん難しくなる。今後は、時系列データの利用について、分析手法の工夫を進めていくとともに、従来指標化が難しかった要因についても、何らかの形で数量化を行い、先進国における福祉国家の多様性の問題に対して取り組んでいく必要があると思われる。

## 注

- 1) OECD加盟国は2001年現在、オーストリア・ベルギー・カナダ・デンマーク・フランス・ドイツ・ギリシャ・アイスランド・アイルランド・イタリア・ルクセンブルグ・オランダ・ノルウェー・ポルトガル・スペイン・スウェーデン・スイス・トルコ・イギリス・アメリカ・日本・フィンランド・オーストラリア・ニュージーランド・メキシコ・チェコ・ハンガリー・ポーランド・韓国・スロバキア。ただし、チェコとスロバキアはチェコスロバキアのデータのみ、またドイツは東ドイツ・西ドイツに分かれているがここでは西ドイツのみを使用している。
- 2) DW比は、一次の自己回帰モデル

$$u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$$

の検定を行うために用いられる。すなわち、被説明変数が一時点前の被説明変数と相関していないという帰無仮説(すなわち、 $\rho = 0$ )の検定を行う。DW比は0.0～4.0の値をとるが、2.0より小さければ正の相関、大きければ負の相関があることになる。

## 参考文献

- 伴金美・中村二郎・跡田直澄 1988『エコノメトリックス』有斐閣
- Beck, N. & Katz, J. N. 1995. "What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data", *American Political Science Review*, vol. 89, 634-647
- Cutright, P. 1965. "Political structure, economic development, and national social security program",

*American Journal of Sociology* 70 (5) : 537-550.

Esping-Andersen, G. 1990. *The Three World of Welfare Capitalism*, Polity Press. (岡沢憲美・宮本太郎監訳 2001『福祉資本主義の三つの世界』ミネルヴァ書房)

藤村正之 1999 「福祉国家論・収斂の終焉」『福祉国家の再編成』東京大学出版会：25-50

Janoski, T. & Hicks, A. M. 1994. *The Comparative Political Economy of the Welfare State*, Cambridge University Press.

三重野卓 1987 「社会保障給付費の加速化と国際格差」『季刊社会保障研究』vol.22, No.4: 404-425

富永健一 1988 「福祉国家形成の普遍主義的解釈」『日本

産業社会の転機』東京大学出版会：87-125

Wilensky, H. L. 1975. *The Welfare State and Equality: Structural and Ideological Roots of Public Expenditures*, University of California Press. (下平好博訳 1984『福祉国家と平等』木鐸社)

※ 本報告は、国立社会保障・人口問題研究所平成10～12年度のプロジェク「転換期における福祉国家の国際比較研究」にて作成された「国際比較マクロデータ」のデータベースを利用している。

(おだ・てるや 慶應義塾大学助教授)