

社会保障の規模と政府の役割

——国際比較からのアプローチ——

加 藤 久 和

I はじめに

わが国を含む先進諸国における高齢化の進行は、年金や医療などの社会保険支出の増加を促し、また雇用政策の充実やセーフティ・ネットの強化等は、これに伴う社会支出の拡大をもたらしている。社会保障として括られるこれらの諸制度は、各国によってその内容が異なるものの、社会保障制度に関連する移転支出の規模は、1980年代以降、総じて拡大しつつある。移転支出の拡大は、政府による所得再分配政策の充実として位置づけられるが、同時に資源の再配分政策の促進としても理解できる。

社会保障制度に関連する移転支出の拡大は、一方で国民負担の増加を伴う。国民負担の増加は、経済成長に負の効果をもたらすとしたいくつかの先行研究（例えば古川他（2000）、上村（2001）、内閣府（2003）、茂呂（2004）など）がある¹⁾。しかしながら国民負担の増加が、長期的な経済成長に対して及ぼす影響のメカニズムは、現在のところ、十分に解明されたとは言いがたい。本稿では国民負担ではなく、社会保障支出の増加に注目する。社会保障に関連する支出の拡大が、供給面からみた経済成長の諸要因に与えるインパクトを通じて、経済成長への影響を捉えるとした接近方法を採用する。社会保障に関する移転支出の増加が経済成長に負の効果を持つことが一般に観察されるのであれば、政府の所得再分配政策や資源配分政策の推進は、政府のもう一つの役割であるマクロ経済の安定化機能、あるいは持続的な成長に対する裁量

政策と相反するものとなる懸念も生じる。

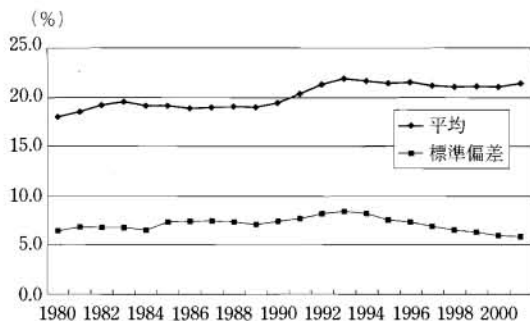
本稿の目的は、社会保障支出の拡大が経済成長にブレーキをかける可能性を伴うものかどうかを、国際比較の視点を踏まえて、実証的に解明することにある。最初に社会保障支出の規模に関する国別比較や時系列推移を整理した後に、社会支出の拡大が生産要素諸要因にもたらす効果をパネル分析によって示し、次いでこれらを統合して経済成長への影響を検証する。

II 社会保障規模の拡大：国別比較と時系列推移

1 政府の役割と社会保障支出

(1) 政府の役割と社会保障制度

一般に政府の役割には、①資源配分機能、②所得再分配機能、③経済安定化機能の3つがあるとされる。一方、社会保障制度は年金保険、医療保険といった社会保険や、公的扶助あるいは社会福祉などの諸制度の総称として捉えることができる。政府が社会保障制度を運営する理由は、制度そのものが①の資源配分機能や②の所得再分配機能と関連していることにある²⁾。例えば、年金や医療サービスなどには情報の非対称性が存在することから、民間では十分な供給が期待できないため、政府が資源配分政策の一環として社会保険を運営している。また、自分や他の人の責任に帰することのできない事情で稼働能力を失った場合にセーフティ・ネットを備えておくことは、ナショナル・ミニマムの観点からも不可欠であり、こうした制度は所得再分配政策として実施される。高齢化の進行は年金や医療などの社会保険に対する需要を



資料) OECD (2004), "Social Expenditure database".

図1 26カ国の社会支出の平均と標準偏差

増加させている。また、最低賃金、基礎年金、生活保護といった諸制度の充実、社会的にも望まれる政策であろう。このような経済社会的事情を背景に、各国政府は社会保障関連支出を拡大してきた。このような政府の役割の拡大は、マクロ経済にどのような影響を及ぼすと考えられるだろうか。また、③の短期的な経済安定機能、あるいは長期的な経済成長の持続といったことと相反する側面はないだろうか。この点を実証的に考察することが本稿の目的である。

(2) 社会保障支出と使用するデータベース

社会保障として位置づけられる諸制度は、国によって異なる。年金制度は各国独自の形態で運営されており、またアメリカのような一般的な医療保険制度がない国やイギリスやスウェーデンなどのように公的に医療供給が行われている国もある。こうした各国の制度内容に違いはあるものの、統一した規格によって整備された統計として、OECDが2004年に発表した“Social Expenditure database 1980–2001”が利用可能である³⁾。社会保障制度関連の支出(以下、社会支出とする)の分析にはこれを用いることとしたい。

OECDのデータベースに基づく社会支出は、高齢者向け支出(老齢年金を含む)、遺族向け支出、障害者関連支出、健康(医療)関連支出、家族向け支出、雇用改善政策支出、失業支出、住宅関連、その他の九つの分類となっている。わが国で一般的に利用される「社会保障給付費」(国立社会保障・人口問題研究所)と比べると、施設費など

OECDのデータベースの方が広い範囲の支出を算入している。例えば、当該データベースによる2001年度のわが国の社会支出の総額は89.3兆円であるのに対し、「社会保障給付費」では83.6兆円と計上されている。

OECDのデータベースは、加盟30カ国(2001年現在)の1980～2001年の21年間の社会支出が掲載されている。但し、このうち旧東欧諸国に所属するチェコ、ハンガリー、スロバキア及びポーランドの4カ国については欠損値が多いことから以下の分析からは除外することとした。そのため、実証分析に用いる国は、26カ国となる⁴⁾。この26カ国についても21年間のデータがすべて揃っているわけではない。したがってパネル・データとしてはアンバランスド・パネルとならざるを得ない。

2 社会保障支出の規模と推移

(1) データの概要

対象とする26カ国における社会支出の増加率や規模について概観する。社会支出の規模については、社会支出と(名目)GDPとの比率をその指標とする。はじめに、社会支出の規模をクロスセクションでみておこう。1980年時点のデータがある23カ国の中でこの比率をみると、デンマークが29.1%と最大であり、スウェーデン28.8%、オランダ26.9%などと続く。日本は23カ国中22番目の規模で、社会支出のGDPに対する比率は10.2%にすぎない。データベースの最終年にあたる2001年では25カ国のデータが揃っているが、デンマークが29.2%と同じく最大の規模を維持しており、次いでスウェーデン28.9%、フランス28.5%などであった。日本は2001年時点で16.9%と20年間で6.7ポイント増加しているものの、25カ国中21番目である。ちなみに、日本よりもこの指標が小さい国は、アメリカ、アイルランド、メキシコ、韓国である。

次に、サンプル期間となる21年間の時系列推移から(実質)社会支出の推移をながめておく⁵⁾。この期間に欠損値のない22カ国のうち、社会支出がもっとも増加した国はポルトガルであり、年平均増加率は6.3%であった。次いでオーストラリア

5.6%, ギリシア 5.3% と続き, 日本はこれに続いて 4 番目に増加率が高く, 年平均増加率は 5.0% であった。なお, 実質社会支出の増加率の低い国はスウェーデン, デンマーク, オランダなど比較的社会支出の規模の大きな国々であった。

1980~2001 年の社会支出の規模の平均と分散の推移を示したものが図 1 である⁶⁾。1980 年時点の平均は 17.9% であったが, 1990 年には 19.4%, 2001 年では 21.3% に増加している。一方, 各国の社会支出の規模のちばりを標準偏差で表すと, 図 1 にあるように 1990 年代以降標準偏差が縮小していることがみてとれる。標準偏差の値は, 1980 年の 6.3% から 1990 年には 7.3% に上昇したが, 2001 年には 5.8% まで低下している。近年, OECD 諸国の社会支出の規模は拡大すると同時に, 国別の格差が縮小する傾向にあることがうかがえる⁷⁾。

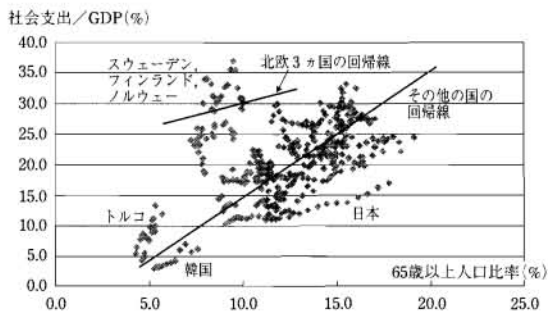
(2) 高齢化と社会支出の規模

社会支出の規模の変化は, その国の高齢化の度合いとどの程度関係しているのだろうか。この点を検討するため, 図 2 に, 65 歳以上人口比率と社会支出の規模との関連を描いた⁸⁾。図 2 は横軸に 65 歳以上人口比率, 縦軸に社会支出の規模をとり, 1980~2001 年までの利用可能な 466 のデータをプールしたものであり, 両者には正の関係がうかがえる。プーリング・データとして社会支出規模を 65 歳以上人口比率の上に回帰すると, (1) 式のような推定式が得られた (調整済み決定係数は 0.218 であった)。

$$SOEXT = 0.085 + 0.9971 \times AGE \quad (1) \\ (7.75) \quad (11.42)$$

ここで SOEXT は社会支出の規模, AGE は 65 歳以上人口比率であり, () 内は t 値を示している。(1) 式から, 65 歳以上人口比率の上昇は, ほぼ同じだけの社会支出の規模の拡大をもたらしてきたことがみてとれる。このことは, 高齢化の進展とともに, 政府は資源配分や所得再分配といったその役割の拡大を余儀なくされているとも解釈できよう。

図 2 を眺めると, 対象とした 26 カ国のうち, いくつかの国々は特異な値を示していることもわかる。図中に示してあるように, スウェーデン,



資料) OECD (2004), "Social Expenditure database", "Labor Market Statistics".

図 2 社会支出比率と高齢化

フィンランド, ノルウェーの北欧 3 カ国は他の国々と比較して社会支出の規模が大きく, また韓国, トルコは他の国々と比べると社会支出の規模が低くなっている。これら 5 カ国を除いて両者の関係を推定すると (サンプル数は 382), (1)' 式が得られた (調整済み決定係数は 0.465 であった)。

$$SOEXT = 0.006 + 1.5128 \times AGE \quad (1)' \\ (0.54) \quad (18.21)$$

定数項は 0 と異なるという帰無仮説が棄却できず, したがってほぼ比例的に高齢化と社会支出規模が増加していることがわかる。また, 65 歳以上比率の係数も 26 カ国すべてを含む場合に比べ大きくなくなっている。

なお, 図 2 で日本は最も右下に位置している。これは国際比較の視点からすると, 高齢化の進展に比較して, 社会支出規模の拡大が緩やかであることを示す。

III 社会支出の拡大と成長要因への影響

1 社会支出の拡大と経済への影響

社会支出の拡大は経済成長にどのような効果をもたらすと考えられるだろうか。また, その効果は経済成長にプラスに働くのか, それともマイナスに働くのであろうか。この点を検証するためには, 二段階での考察が必要である。第一は, 経済成長の要因となる生産要素の変動に対して, 社会支出がどのような影響を及ぼすかという点である。

シンプルな生産関数によるアプローチを前提とすれば、資本ストックの蓄積や労働力供給に及ぼす効果を考察することになる。1980年から2001年までの21年間という期間を考慮すれば、このような供給面からの接近が適切と考えられる。**III**では主として、この点に関する実証分析の結果を紹介する。第二は、こうした生産要素の影響を前提とした上で、社会支出の拡大が経済成長に及ぼす影響を探ることになる。この点の実証分析の結果は**IV**で紹介される。

社会保障の規模が拡大することによって生じると考えられる、経済成長への主たる影響を整理すると、次の四つがある。

- ①社会支出の拡大、とりわけ年金支出の増加は、高齢者などに対して労働供給のインセンティブを低下させ、その結果労働力率を低下させることにつながる。このことは、年金の早期引退効果としても知られる。
- ②年金給付の充実、引退後に備えるため貯蓄の必要性を低下させ、その結果、民間貯蓄率の低下をもたらす(Horioka (1989), 加藤(1998)など参照)。これは、投資資金の縮小から資本ストック蓄積速度を遅らせることになり、経済成長に負の効果をもたらす。
- ③社会保障制度など政府を通じた所得再分配の活発化は、政府そのものが持つ非効率性などから、マクロ経済全体の効率性を損ない、このことが成長力を低下させる。
- ④社会保障支出等の増加が政府支出の拡大をもたらす、財政赤字を悪化させる。財政赤字の悪化がクラウド・アウトをもたらして金利を上昇させ、投資を減少させ、需要面・供給面の双方から成長に負のインパクトをもたらす⁹⁾。

以上の観点は、実は1970年代に生じた福祉国家に対する批判と同様なものである。とりわけ、長期的な経済成長をみる上で重要な要因は、供給面における貯蓄率、労働力人口といった生産要素への影響であろう。なお、これとは別に、社会支出の増加が成長に寄与するという視点もある。その代表が、経済成長と不平等の改善が並行してみられるという「クズネッツの逆U字仮説」である。

これは、社会保障制度の拡充による所得再分配の促進が経済成長を高めるというように解釈することも可能である。

2 パネル分析の適用と実証分析の結果

(1) パネル分析の適用

OECD 26カ国のデータについて、クロスセクションの効果を取り入れたパネル分析を適用し、社会支出の規模が貯蓄率や労働力人口といった生産要素に及ぼす影響を示す。

データベースの分析手法としては、クロスセクション(ここではOECD 26カ国)の異質性を考慮するかどうか、考慮するならばクロスセクションの異質性をどのように考えるかによって以下の三つの推定方法に分かれる。

第一の方法は、クロスセクションに異質性は存在しないとして、パネル・データをプールして分析する、プーリング・モデル(共通定数項モデル)と称される手法である。 Y を被説明変数、 X を説明変数とし、添え字 i でクロスセクションを代表させ、添え字 t で時間を示すこととすると、プーリング・モデルは(2)式で示される。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

第二は、異質性を導入するが、その異質性は定数項ダミーによって表されるとする固定効果モデル(LSDVモデル)である。(2)式のプーリング・モデルでは定数項がクロスセクションで共通であったが、固定効果モデルでは26カ国の異質性はそれぞれの定数項ダミーで表されると考える。固定効果モデルは(3)式のとおりである。

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

これに加えて、(4)式にあるように、クロスセクションの異質性は攪乱項の一部として示されるとする、変量効果モデルがある。攪乱項はクロスセクション特有の項と一般の攪乱項の二つから構成されるため、分散不均一性が存在する。そのため、推定には一般化最小二乗法(GLS)が用いられる。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + (v_i + u_{it}) \quad (4)$$

各モデルの適用判断は概ね次のとおりである。プーリング・モデルと固定効果モデル(LSDVモデル)については、後者に付加される国別の定数項が

効果的であるかどうかの視点から、F検定によって判断を行う¹⁰⁾。また、固定効果モデルと変量効果モデルの適用判断としては、ハウスマン検定を用いる。ハウスマン検定の帰無仮説は「変量効果モデルが適切である」というものであり、検定統計量（これはカイ二乗分布にしたがう）が大きい場合、帰無仮説を棄却し固定効果モデルを選択することになる。

(2) 実証分析の結果

実証分析に用いるデータは、被説明変数として貯蓄率および労働力人口増加率、説明変数として社会支出の規模、高齢化比率（65歳以上人口比率）、1期前一人当たりGDPである。貯蓄率はOECD“National Accounts”から、また労働力人口はOECD“Labour Market Statistics”から得た¹¹⁾。1期前一人当たりGDPは、各国の実質GDPを、為替レートを用いてドルベースに変換した後、対数化した値を用いている。社会支出の規模は各国の社会支出の総額の名目GDPに対する比率と、年金支出（老齢年金のみ）の名目GDPに対する比率の二つを用意した。

表1は、その推定結果を示したものである。

① 単回帰の結果

表1の〈1〉～〈3〉および〈8〉、〈9〉が単回帰の結果である。〈1〉と〈2〉は貯蓄率を社会支出の規模の上に回帰させたものであり、プーリング・モデルでは社会支出の規模の係数は-0.30であるのに対し、固定効果モデルでは-0.67と絶対値が大きくなっている。以上の結果から、社会支出の規模は有意に貯蓄率を低下させる方向に働いていることがみてとれる。〈3〉は貯蓄率を年金支出の規模の上に回帰させた結果であるが（固定効果モデル）、その係数は-1.06で有意である。なお、〈2〉と〈3〉の固定効果モデルでは、その決定係数も比較的高くなっている。

〈8〉と〈9〉は労働力人口増加率を社会支出規模の上に回帰したものであるが、〈8〉のプーリング・モデルの係数は-0.06であるのに対し、固定効果モデルでは-0.15であった。係数は有意であるものの、モデルの決定係数は低く、必要な説明変数が欠落している疑いがある。

② 重回帰の結果

社会支出の規模に加えて、高齢化比率や1期前一人当たりGDPを説明変数に加えたものである。高齢化比率は、ライフサイクル仮説等に基づく貯蓄率の低下や労働力の年齢別構成の変化を、また1期前一人当たりGDPは経済水準の効果をコントロールするために用いている。

〈4〉～〈6〉は貯蓄率を説明変数として、〈4〉と〈5〉は固定効果モデルを、〈6〉は変量効果モデルを適用したものである。また〈5〉では説明変数と攪乱項の相関の可能性を考慮して操作変数法を適用した¹²⁾。社会支出規模の係数を取り上げると、固定効果モデル〈4〉では-0.86、操作変数法による〈5〉では-0.65、また〈6〉の変量効果モデルでは-0.82となり、単回帰の結果よりも大きな絶対値が得られている。なお、ハウスマン検定の結果、固定効果モデルと変量効果モデルでは固定効果モデルが選択される。〈7〉は年金支出の規模を説明変数に用いたものであり、その係数は-0.93で有意であった。なお、〈4〉～〈7〉に適用した高齢化比率の係数はすべてマイナスで有意であった。

〈10〉～〈12〉は労働力人口増加率を被説明変数としたものである。〈10〉の固定効果モデルでは社会支出の規模の係数は-0.17であったが、〈11〉の変量効果モデルでは-0.07となった。また、〈12〉は年金支出の規模を説明変数としたが、その推定された係数は-0.32であった。〈10〉～〈12〉のすべてにおいて高齢化比率の係数はマイナスであったがいずれも有意ではなかった。なお、〈10〉～〈12〉は調整済み決定係数が低く、定式化の課題が残っている。

以上の推定結果を総合すると、社会支出の規模の拡大は貯蓄率に関して有意にマイナスに影響している。また、労働力人口増加率に関してもマイナスの符号が得られたが、決定係数の低さから貯蓄率ほどには明確に判断できない点も残る。いずれにせよ、社会支出の拡大は生産要素の増加に対して負の効果を有し、供給面から経済成長率にマイナスの影響を与えていることが疑われる。

表1 貯蓄率、労働力人口への影響—パネル分析の結果①

モデル 推定方法 被説明変数	<1> プーリング OLS 貯蓄率	<2> 固定効果 OLS 貯蓄率	<3> 固定効果 OLS 貯蓄率	<4> 固定効果 OLS 貯蓄率	<5> 固定効果 IV 貯蓄率	<6> 変量効果 GLS 貯蓄率	<7> 固定効果 OLS 貯蓄率	<8> プーリング OLS 労働力人口	<9> 固定効果 OLS 労働力人口	<10> 固定効果 OLS 労働力人口	<11> 変量効果 GLS 労働力人口	<12> 固定効果 OLS 労働力人口
定数項	0.1597 (23.75)	0.2339 (23.09)	0.1650 (20.06)	-0.6835 (-6.692)	-0.7098 (-6.630)	-0.5114 (-5.951)	-0.4456 (-3.372)	0.0238 (7.903)	0.0424 (4.740)	-0.1286 (-1.789)	0.0146 (0.781)	-0.0480 (-0.549)
社会支出比率 (合計)	-0.3001 (-9.496)	-0.6704 (-13.36)		-0.8581 (-13.39)	-0.6480 (-8.684)	-0.8187 (-13.71)		-0.0637 (-4.658)	-0.1524 (-3.591)	-0.1690 (-3.471)	-0.0732 (-3.973)	
社会支出比率 (年金)			-1.0160 (-7.964)				-0.9285 (-5.572)					-0.3174 (-2.810)
高齢化比率				-0.6426 (-4.386)	-0.9420 (-5.828)	-0.5109 (-3.879)	-0.9203 (-5.248)			-0.0664 (-0.604)	-0.0229 (-0.634)	-0.0350 (-0.292)
1 時期一人当たり GDP				0.1068 (9.326)	0.1087 (9.058)	0.0868 (8.994)	0.0740 (5.003)			0.0187 (2.340)	0.0014 (0.660)	0.0087 (0.889)
adj R ²	0.1493	0.7425	0.7034	0.8037	0.8052	0.4087	0.7430	0.0468	0.0810	0.0888	0.0505	0.0868
s.e.	0.0511	0.0281	0.0300	0.0245	0.0239	0.0251	0.0281	0.0189	0.0186	0.0181	0.0183	0.0183
サンプル数	509	509	509	434	418	434	426	423	423	414	414	396
F 値	49.67*	51.17**	58.85**	60.98**	21.90**	46.36**				1.673*		2.138*
ハウスマン検定											10.81*	

(注) 1) OECD (2004), "Social Expenditure database" などから作成。作成方法や変数については本文を参照されたい。

2) 括弧内は t 値である。

3) 推計期間は 1980～2001 年。データベースには欠損値がある、アンバランス・パネルである。

4) F 値は固定効果モデルとプーリング・モデルの選択、ハウスマン検定は固定効果モデルと変量モデルの選択の指標である。

* は 5% 有意水準で、** は 1% 有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

IV 経済成長と社会支出の拡大

1 経済成長率と社会支出①—単回帰

(1) プーリング・モデルによる推定

社会支出の規模の拡大が経済成長に及ぼす影響について、パネル・データを用いた分析を行う。最初に、パネル・データが示す両者の関係を図に示し、その特徴を考察し、次いでプーリング・モデルによって統計的な関係を探ることとする。

図3の散布図は、縦軸に実質経済成長率、横軸にGDPに占める社会支出の比率（以下では、社会支出の規模と称する）の増分を取ったものである。社会支出の規模そのものではなくその増分を用いたのは、両軸ともフロー指標とする方が、社会支出の規模拡大が成長に及ぼす効果をよりの確に反映すると考えたためである。なお、実質経済成長率は、OECD, “National Accounts” を利用して算出している。

実質経済成長率をRGDPとし、図3に含まれる501サンプルから、両者の関係をプーリング・モデルで推定すると(5)式が得られる。

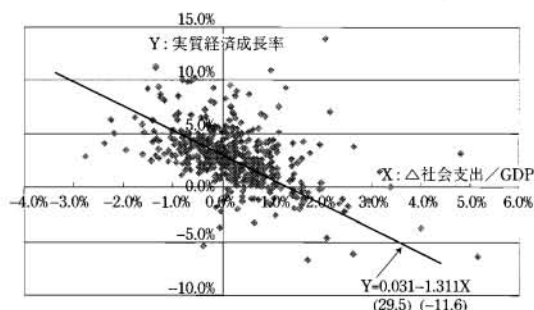
$$RGDP = 0.003 - 1.311 \times SOEX \quad (5) \\ (29.5) \quad (-11.6)$$

(5)式の推定期間は1981～2001年であり、上で述べた26カ国をすべて含み、調整済み決定係数は0.212であった(なお、以下で紹介する表2の<3>ケースがこれに相当する)。

IIIでみたように、社会支出の規模はサンプル期間において拡大傾向にあるものの、90年代には各国における社会支出規模の格差が縮小傾向にあった。こうした点を考慮すると、1980年代と90年代には、社会支出規模が経済成長に及ぼす影響が変化した可能性も考えられる。そこで、サンプルを1980年代と90年代以降の二つに分割し、同様にプーリング・モデルで推定したが、社会支出規模の係数は、1980年代が-1.311、また90年代以降については-1.313と、(5)式とほぼ同じ値の係数が推定され、構造変化の疑いはないと結論することができた。

(2) 固定効果モデル等による推定

プーリング・モデルでは考慮できない国別の異



資料) OECD (2004), “Social Expenditure database”, “National Accounts”.

図3 経済成長率と社会保障支出の増加

質性を考慮して、固定効果モデルあるいは変量効果モデルによって、経済成長と社会支出規模の関係を単回帰によって推定した結果が表2にある。

表2の<1>、<3>、<6>はプーリング・モデルの結果であり、<3>は上で紹介したものである。<1>は説明変数として設定した社会支出規模が、名目GDPに占める比率の増分ではなく、水準そのものを説明変数としたものである。このモデルで推定された係数は-0.088で有意であったが、調整済み決定係数は0.06と低いものであった。<6>は、単回帰であるために重要な説明変数が欠落し、その結果、説明変数である社会支出規模と攪乱項との間の相関の可能性を有することを考慮し、操作変数法によって推定した結果である。操作変数には1期前のラグ変数を採用している。推定された社会支出規模の増分に対する係数は-2.524と、OLSによる推定に比べ絶対値の水準が大きくなっている。なお、<3>のケースの調整済み決定係数と比較すると、その値は0.043と大幅に下回っている。

<2>、<4>、<7>は固定効果モデルによる推計の結果である。<2>は説明変数に社会支出規模の水準を選択したものであるが、その決定係数は増分を説明変数としたものと比べやはり小さくなっている。<4>は説明変数に社会支出規模拡大の増分をとり、OLSによって推定した、もっとも基本的な結果である。定数項は0.031、また社会支出規模の推定された係数は-1.296でいずれも有意であり、調整済み決定係数も0.333と比較的高い値をとっている。

表2 経済成長率への影響—パネル分析の結果②(単回帰)

	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
モデル 推定方法	プーリング OLS	固定効果 OLS	プーリング OLS	固定効果 OLS	変量効果 GLS	プーリング IV	固定効果 IV	変量効果 IV
定数項	0.0461 (13.62)	0.062 (6.778)	0.0310 (29.48)	0.0310 (31.97)	0.0314 (15.03)	0.0335 (25.11)	0.0338 (24.98)	0.0342 (15.43)
社会支出比率(水準)	-0.0877 (-5.555)	-0.1659 (-3.699)						
社会支出比率(増分)			-1.3109 (-11.64)	-1.2961 (-12.11)	-1.2978 (-12.21)	-2.3696 (6.413)	-2.5239 (-5.926)	-2.4694 (-6.192)
adj R ²	0.0556	0.1573	0.2120	0.3334	0.2327	0.0427	0.1192	0.0161
s.e.	0.0252	0.0238	0.0229	0.0211	0.0211	0.025	0.024	0.0238
サンプル数	508	508	501	501	501	475	475	475
F値		3.441**		4.635**			2.493**	
ハウスマン検定					0.0182			0.133

注) 1) OECD (2004), "Social Expenditure database" などから作成。作成方法や変数については本文を参照されたい。

2) 被説明変数は実質経済成長率である。

3) 括弧内はt値である。

4) 推計期間は1980～2001年。データベースには欠損値がある、アンバランスド・パネルである。

5) F値は固定効果モデルとプーリング・モデルの選択、ハウスマン検定は固定効果モデルと変量効果モデルの選択の指標である。

*は5%有意水準で、**は1%有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

なお、<3>のプーリング・モデルとの選択にあつては、F検定によって<4>の固定効果モデルが選択されている。<7>は同様な定式化のもとで操作変数法により推定した結果である。<4>に比べ、社会支出規模の係数の推定値は-2.524と大きな値が得られたが、調整済み決定係数は0.119と低い水準となっている。

<5>と<9>は変量効果モデルによる推定結果である。<9>では推定に操作変数を用いている。<5>で得られた係数推定値は固定効果モデルのケースである<4>とはほぼ近い値が得られている。調整済み決定係数は高くないものの、ハウスマン検定では変量効果モデルが選択されている。<9>も同様に<7>と近い値が推定されている。

以上の結果を整理すると、社会支出規模の拡大は経済成長にとって有意にマイナスの影響を及ぼしていることが示唆される。もちろん、成長率を決定するのは社会支出規模の拡大だけではない。このことをさらに確認するため、経済成長の供給面からの要因を取り入れた重回帰分析を行うこと

とする。

2 経済成長率と社会支出②—重回帰

(1) 推定式の設定

経済成長率の説明変数としては、社会支出規模の増分に加え、供給面から成長に影響を及ぼすと考えられる貯蓄率、労働力人口等を取り入れる。一般的な生産関数を前提とすると、生産要素として資本ストック、労働力人口および技術水準が考慮され、これらの投入水準からGDPが決定される。ここでの実証分析における被説明変数は経済成長率であるので、生産関数に組み込まれる要素のフローを説明変数として取り上げることとする。そのため、貯蓄率および労働力人口増加率が説明変数に加わる¹³⁾。これに加えて、高齢化比率も説明変数として準備した¹⁴⁾。以上から、一般的な推定式は(6)式となる。

経済成長率 = F(社会支出規模の増分, 貯蓄率, 労働力人口増加率, 高齢化指標) (6)
貯蓄率, 労働力人口増加率に事前に期待される

符号条件はプラスである。

(2) 推定結果

表3は推定結果を整理したものである。

〈1〉、〈4〉、〈11〉はプーリング・モデルによる結果である。〈1〉では、社会支出規模の係数は-1.110と負かつ有意であり、単回帰のケース〈4〉と近い値が得られている。また、貯蓄率、労働力人口増加率とも有意にプラスであった。〈4〉のモデルは、国別の分散不均一性を処理するためにGLSで推定した結果であるが、社会支出規模の増分については〈1〉とほぼ同様な結果が得られている。また、その他の説明変数についても、その符号条件を満足し有意であった。〈11〉は、〈1〉に高齢化指標を加えたものである。このときの社会支出規模に関する係数は-1.148と、高齢化指標を加えてもその値はほとんど変化がなかった。なお、高齢化指標についてはマイナスの符号で推定されている。

〈2〉、〈5〉～〈9〉、〈12〉は固定効果モデルによる推定結果である。〈2〉は〈1〉のプーリング・モデルに対応するものであるが、F検定で帰無仮説が棄却され、固定効果モデルが選択されている。〈2〉の推定結果をみると、社会支出規模の係数は-1.027と〈1〉と比べて絶対値で小さくなっている。貯蓄率と労働力人口増加率の係数はプラスで有意な値が得られ、符号条件が満たされている。また、〈2〉の調整済み決定係数は0.421と比較的高い値が得られている。〈5〉は〈4〉のプーリング・モデルに対応するものであり、F検定では〈5〉の固定効果モデルが選択される。社会支出の規模に関しては-1.019と〈2〉と比較的近い値が計算された。この場合も貯蓄率、労働力人口増加率は有意にプラスで推定された。〈6〉は、説明変数には国別ダミーに加え、(表3に推定結果は報告していないが)時間ダミーを加えて固定効果モデルを推定したものである。社会支出の規模の係数は-0.929と絶対値の水準でやや低下したが、貯蓄率、労働力人口増加率の係数は大きな違いはなかった。〈7〉、〈8〉はそれぞれ社会支出規模に総計ではなく、それぞれ年金支出、医療支出の値を用いたものである。年金支出規模の増分に対しては-2.284、医療支出規模

の増分に対しては-1.823という係数が推定され、いずれも有意であった。

データの紹介でも述べたように、社会支出には失業支出が含まれる。経済成長の鈍化は失業率を上昇させ失業支出を増加させると考えられるから、ここで分析している供給面からみた社会支出と経済成長のメカニズムとは異なる短期の影響がかわせて計測される可能性がある。そのため、〈9〉では社会支出から失業支出を除いた変数を説明変数として推定を行った結果である。社会支出の係数推定値は-1.069であり、他のケースと大きく異なることはなかった。

次に〈10〉は、図1にあるように、北欧3カ国(スウェーデン、ノルウェー、フィンランド)が社会支出規模に関してやや特異な値を示していることから、これら3カ国を除いて固定効果モデルで推定したものである。しかしながら、社会支出規模の影響は-1.040と北欧3カ国を加えた全サンプルのケース(〈2〉など)と比較しても大きな差はなかった。最後に〈12〉は〈11〉に対応する固定効果モデルであり、〈2〉に高齢化比率を加えたものである。高齢化比率の係数はプラスであった¹⁵⁾。

〈3〉、〈13〉は変量効果モデルによる推定結果である。〈3〉は〈2〉の固定効果モデルに対応するものであるが、社会支出規模の係数は-1.080と〈2〉より絶対値でやや大きな値となっている。貯蓄率、労働力人口増加率の符号はプラスで有意であった。〈13〉は〈12〉に対応するものであるが、同様に社会支出規模の係数は-1.108と〈12〉に比べ絶対値でやや大きくなっている。なお、ハウスマン検定の結果から、いずれも固定効果モデルが選択されている。

以上の推定結果をまとめると、社会支出の規模は経済成長率に対して有意にマイナスの影響を与えており、またこの比率が1%ポイント増加すると、経済成長率もおおむね1%ポイント低下するという結果となっている。一方、長期的に経済成長を促進する要素である貯蓄率および労働力人口増加率は有意にプラスの効果を持っていることも併せて示すことができた。

表3 経済成長率への影響—パネル分析の結果③(重回帰)

モデル 推定方法	<1> プーリング OLS	<2> 固定効果 OLS	<3> 変量効果 GLS	<4> プーリング GLS	<5> 固定効果 GLS	<6> 固定効果 OLS	<7> 固定効果 OLS	<8> 固定効果 OLS	<9> 固定効果 OLS	<10> 固定効果 OLS	<11> プーリング OLS	<12> 固定効果 OLS	<13> 変量効果 GLS
定数項	0.0156 (7.034)	0.0084 (2.438)	0.0126 (4.084)	0.0176 (10.57)	0.0094 (3.568)	0.0103 (2.881)	0.0042 (1.193)	-0.0013 (-0.378)	0.0073 (2.109)	0.0055 (1.571)	0.0255 (4.959)	-0.0125 (-0.995)	0.0180 (2.550)
社会支出比率(増分)	-1.1100 (-10.05)	-1.0273 (-9.141)	-1.0802 (-10.02)	-1.1350 (-14.70)	-1.0192 (-13.50)	-0.9285 (-7.179)	-2.2840 a (-8.246)	-1.8227 b (-4.136)	-1.0686 c (-7.462)	-1.0404 (-8.671)	-1.1483 (-10.33)	-1.0181 (-8.879)	-1.1075 (-10.16)
貯蓄率	0.1082 (5.570)	0.1844 (5.573)	0.1411 (5.727)	0.0599 (3.572)	0.1668 (6.435)	0.1631 (4.726)	0.2230 (6.662)	0.2674 (8.039)	0.1933 (5.720)	0.2212 (5.790)	0.0969 (4.806)	0.1963 (5.578)	0.1278 (5.062)
労働力人口増加率	0.3366 (6.289)	0.2787 (5.211)	0.3046 (5.832)	0.4309 (10.40)	0.3464 (7.815)	0.2778 (5.184)	0.2408 (4.412)	0.2857 (4.942)	0.2870 (5.278)	0.3539 (7.328)	0.3562 (6.451)	0.2976 (5.380)	0.3275 (6.075)
高齢化比率											-0.0712 (-2.149)	0.1627 (1.810)	-0.0343 (-0.736)
adj R ²	0.3420	0.4207	0.3573	0.5220	0.5705	0.4477	0.4025	0.3220	0.3756	0.4828	0.3604	0.4305	0.3618
s.e.	0.0206	0.0193	0.0194	0.0202	0.0192	0.0189	0.0196	0.0209	0.0194	0.0165	0.0205	0.0194	0.0196
サンプル数	402	402	402	402	402	402	393	410	382	304	393	393	393
F値		3.014**			2.904**		2.636**	3.372**	2.856**	3.834**		3.171**	
ハウスマン検定			5.951**										11.690**

注) 1) OECD (2004), "Social Expenditure database" などから作成。作成方法や変数については本文を参照されたい。

2) 被説明変数は実質経済成長率である。

3) 括弧内はt値である。

4) 推計期間は1980~2001年。データベースには欠損値がある、アンバランス・パネルである。

5) F値は固定効果モデルとプーリング・モデルの選択、ハウスマン検定は固定効果モデルと変量効果モデルの選択の指標である。

6) <4>と<5>は国別の分散不均一性を考慮してGLSを適用したもの、<6>は時間ダミーを加えたもの、<10>は北欧3ヶ国を除いたものである。

7) a) は年金比率(増分)、b) は医療比率(増分)、c) は社会支出から失業関連支出を除いた社会支出比率を説明変数としている。

3 経済成長率と社会支出③—期間の違いによる効果

以上で推定された結果は、期間にかかわらず頑健なものであろうか。この点を確認するため、1980～2001年までのデータ期間を前半（1980～1990年）と後半（1990～2001年）に分割し、それぞれ固定効果モデルによって推定を行った。表4はその結果を示したものである。〈1〉と〈2〉は表3の〈2〉を前後半に分けたものであるが、社会支出に関する係数は前半が-0.705、後半が-1.101であり（全期間では-1.027）、社会支出と経済成長の負の関係が1990年代以降において強まっていることが示唆される。〈3〉と〈4〉は社会支出のうち失業支出を除いたものを説明変数としたもので、表3の〈9〉を前後半に分割したものである。社会支出に関する係数は前半が-0.861、後半が-1.037と、上記とはほぼ同じ結果が得られた。

V おわりに

実証分析では、社会保障の規模の拡大が経済成長に及ぼす影響を検討してきた。その結果、社会保障制度の規模の代理変数となる社会支出規模の拡大は経済成長に負の影響をもたらすという結果が得られた。この点を踏まえ、本稿の主題である、社会保障の規模と政府の役割について考えてみよう。

社会保障制度の拡大は、当初にも述べたように、政府が行うべき三つの役割のうち、資源配分機能および所得再分配機能を担うものとして捉えることができる。一方、短期的あるいは長期的な成長政策をも政府が担う役割であるとするならば、社会保障制度の拡充は経済安定化機能、あるいは成長支援機能に対して相反するものとなる可能性を有する。ある意味では、社会保障制度の充実と経済成長にはトレードオフが存在することになるのであるから、政府がその役割を実行する際には、困難な選択の問題に直面することになる¹⁶⁾。

わが国など高齢化の進展する先進国では社会保障に関する支出の増加は不可避である。加えて、少子化による将来の労働力人口の減少や、高齢化

表4 経済成長率への影響—パネル分析の結果④
(期間別)

	〈1〉	〈2〉	〈3〉	〈4〉
推定期間	1980-1990	1990-2001	1980-1990	1990-2001
定数項	-0.0152 (-1.879)	0.0117 (2.411)	-0.0181 (-2.221)	0.0091 (1.927)
社会支出比率(増分)	-0.7052 (-4.427)	-1.101 (-7.383)	-0.8608 (-3.904)	-1.0365 (-5.796)
貯蓄率	0.4315 (5.417)	0.1563 (3.381)	0.4526 (5.671)	0.1796 (3.827)
労働力人口増加率	0.1302 (1.076)	0.2827 (4.401)	0.1682 (1.370)	0.2839 (4.325)
adj R ²	0.3341	0.4530	0.3301	0.4000
s.e.	0.0164	0.0209	0.0165	0.0210
サンプル数	154	267	150	251

注) 1) データ等については表3参照。

2) 推定方法はOLS、固定効果モデルである。

3) 〈3〉、〈4〉の社会支出は失業関連支出を除いたものである。

に伴う貯蓄率の低下が生じれば、さらにマクロ経済の潜在的な成長力を低下させることにつながりかねない。政府は今後、社会保障の充実と経済成長のトレードオフを前提として、さらに難しい舵取りを迫られることになる。政府の役割とは何か、担うべき機能は何か、改めて議論する段階に来たのではないだろうか。

謝 辞

本稿を作成するにあたり、コメンテーターである小峰隆夫氏（法政大学）から有益で詳細なコメントを頂いた。また、岩本康志氏（東京大学）他、ワークショップ参加者から多くのコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本稿にありうる誤り等についてはもちろんすべて筆者の責任である。

注

- 1) こうした議論の端緒は Atkinson (1995a, b) や 宮島 (1992) である。
- 2) 政府が社会保障制度を運営する理由はこれ以外に多数掲げることができる。加藤 (2003) 他、社会保障あるいは財政学のテキストを参照されたい。
- 3) OECD による国際統計の他に、ILO が長年取りまとめたデータベースも存在する。しかしながら、近年 ILO のデータベースが更新されていないため、社会保障諸制度に関連する施設整備

費なども含まれ、やや社会保障関連支出の範囲を広く取っている OECD のデータベースを用いることとした。詳細については、勝又・山田(1999)あるいは国立社会保障・人口問題研究所『社会保障給付費』(各年版)などを参照されたい。

- 4) 分析対象の国は、オーストラリア、オーストラリア、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、ギリシア、アイスランド、アイルランド、イタリア、日本、韓国、ルクセンブルク、メキシコ、オランダ、ニュージーランド、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、イギリス及びアメリカである。
- 5) 名目で公表されている社会支出の値を GDP デフレーターを用いて実質化した。
- 6) 平均と標準偏差は 26 カ国全体で計算している。しかしながら、時系列データには欠損値のある国もあり、すべてのデータが揃っている 20 カ国を取り出してもその傾向は変わらない。この 20 カ国の 1980 年の平均は 18.4%、標準偏差は 6.0% であったが、1990 年ではそれぞれ 20.4%、6.6%、また 2001 年ではそれぞれ 21.8%、5.2% である。
- 7) 社会支出を構成する項目のうち、老齢年金及び医療支出を取り出して同様に平均と標準偏差の推移を見ると、年金、医療支出ともにその規模は拡大しているが、標準偏差からみると医療支出は国別格差が縮小している一方、年金支出は逆に拡大傾向にある。
- 8) 65 歳以上人口比率は OECD の "Labour Market Statistics" などから作成した。
- 9) わが国では明確なクラウド・アウトによる金利上昇は観測されていない。
- 10) 検定統計量は、

$$F = \frac{(R_{FE}^2 - R_{CC}^2) / (N - 1)}{(1 - R_{FE}^2) / (NT - N - k)} \sim F(N - 1, NT - N - k)$$
 となる。但し、N は国の数 (クロスセクション数)、T は時系列の数、k は定数項以外の説明変数の数であり、帰無仮説は、「定数項がすべて等しい (プーリング・モデルが適切)」となる。そのため、F 値が大きく、帰無仮説が棄却されれば、固定効果モデルが選択される。
- 11) 貯蓄率については National Accounts に記載されている民間最終消費と貯蓄額の値から計算して求めている。
- 12) 操作変数は説明変数のラグ変数 (1 期前) を用いている。
- 13) 生産関数を $GDP = F(\text{資本ストック}, \text{労働力人口}, \text{技術水準})$ とする。GDP の差分から成長率

が計算されるとすれば、これに対応する説明変数として、成長率 $= F(\text{資本ストックの増分} \div \text{貯蓄}, \text{労働力人口の増分}, \text{その他})$ とすることが適切であると考えた。なお、説明変数間の相関については、表 1 の各モデルの決定係数が比較的小さいことから、問題はないと判断している。

- 14) 高齢化指標は技術水準の代理指標として考えることも可能である。技術水準と高齢化の関係などについては加藤 (2001) など参照。
- 15) なお、わが国のみを取り出して推定を行うと、社会支出規模の係数は -3.4 程度と、パネル分析の結果に比べ大幅に高い値となる。この点をさらに確認することが今後の課題である。
- 16) 具体的な政策事例としては、医療支出の増加に対してマクロ経済指標を考慮する、といった経済財政諮問会議の提言などがこれに相当すると考えられる。

参考文献

- 上村敏之 (2001) 『財政負担の経済分析』、関西学院大学出版会。
- 勝又幸子・山田篤裕 (1998) 『社会保障費 国際比較基礎データ』、海外社会保障情報 No. 123。
- 加藤久和 (1998) 「民間貯蓄、高齢化及び社会保障—わが国におけるライフサイクル仮説の検証—」、電力経済研究 No. 40。
- (2001) 『人口経済学入門』、日本評論社。
- (2003) 『財政学講義』、文真堂。
- 国立社会保障・人口問題研究所『社会保障給付費』(各年度版)。
- 内閣府 (2003) 『平成 15 年度経済財政白書』。
- 古川尚史・高川 泉・植村修一 (2000) 「国民負担率と経済成長」、日本銀行 Working Paper Series, 00-6, 日本銀行調査統計局。
- 宮島 洋 (1992) 『高齢化時代の社会経済学』、岩波書店。
- 茂呂賢吾 (2004) 「政府の規模と経済成長」、ESRI Discussion Paper Series No. 103, 内閣府経済社会総合研究所。
- Atkinson, A.B. (1995a) "The Welfare State and Economic Performance," *National Tax Journal*, Vol. 48, No. 2, pp. 171-179.
- (1995b) *Incomes and the Welfare State*, Cambridge University Press.
- Horioka, C.Y. (1989) "Why Is Japan's Private Saving Rate So High?," in R. Sato and T. Negishi (eds.) *Developments in Japanese Economics*, Academic Press. (かとう・ひさかず 明治大学教授)