

社会保障財源としての消費税負担の影響 ——消費者物価水準への転嫁の検証——

金子 能 宏
サリディナント・プーチット

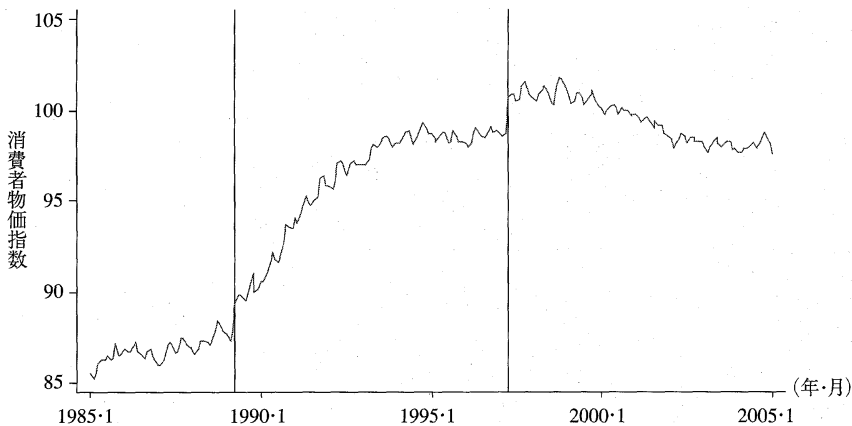
I はじめに

今日、社会保障給付費¹⁾は85兆6千億円(2004年度)に達し、国民所得の23.7%を占めている。社会保障給付費は、これによって19万7千人(2004年度²⁾)の児童に対する保育サービス、通院と入院の患者数合わせて793万人(2002年度³⁾)の人々への医療サービス、および316万人(2004年度⁴⁾)の要支援・要介護者にその程度に応じた介護サービスの提供を可能にし、また公的扶助や公的年金を通じて2702万人⁵⁾(2002年度)にのぼる人々の所得を補完するなど、国民生活を支える重要な役割を担っている。しかし、このような社会保障給付費を賄う財源については、社会保険料負担の増加に対する産業界の慎重な態度もあり⁶⁾、税財源による公費負担への依存が今後高まる可能性がある。実際、平成16年・年金制度改正に基づく財政見通しでは、2009(平成21)年度までに基礎年金給付の国庫負担が1/3から1/2に引き上げられることが予定されている。また2008(平成20)年度から始まる高齢者医療制度⁷⁾においては、財源の1/2は公費負担となる。このような動きを受けて、「国民が安心して暮らせる社会を作るため、給付のあり方を検討するとともに、2009年度における基礎年金国庫負担割合の引上げへの対応を含め、必要な安定財源を確保」すること、およびその財源として消費税をどのように位置付けるべきか検討することが税制改革の課題として指摘されている⁸⁾。

社会保障財源として消費税を活用することを具体的に検討する際に注目すべき視点は、消費税の転嫁と帰着である。その理由は、消費税が価格に転嫁して物価水準が上がり実質賃金下がると労働意欲が低下し、また社会保険料が上昇して企業が保険料負担の一部を賃金の減少として労働者の負担に転嫁する場合にも労働意欲が低下するため、消費税の影響を検討するためには、価格転嫁の分析と賃金など生産要素価格への影響まで含めた帰着分析を組み合わせて分析することが重要だからである[宮島2004]。

本稿では、このような視点のうち帰着分析の基礎ともなる価格転嫁に着目して、社会保障財源の消費税負担の影響に関する実証分析を行う。消費者物価水準の上昇は、年金給付の物価スライド制を通じて年金給付費を増加させる要因となるため、社会保障財源として消費税を活用するためには、給付の増加に繋がる可能性があるかどうか、あるとすればそれはどの程度かを知る必要がある。したがって、社会保障財源として消費税の負担の影響を価格転嫁の観点から実証分析することは、帰着分析の基礎となると同時に年金財政の行方を考察する上でも重要である。

1985年から2005年まで20年間の消費者物価水準の推移を見ると(図1)、1989年4月に消費税を導入した後、消費者物価水準はそれ以前の変化よりも大きく上昇した。消費税導入時点の価格転嫁に関する先行研究では、時系列分析の一つである自己回帰モデルによって3%の消費税率に対して1%ポイントの価格転嫁があったことを示す推



出所) 『消費者物価指数年報』(各年版)より筆者作成。

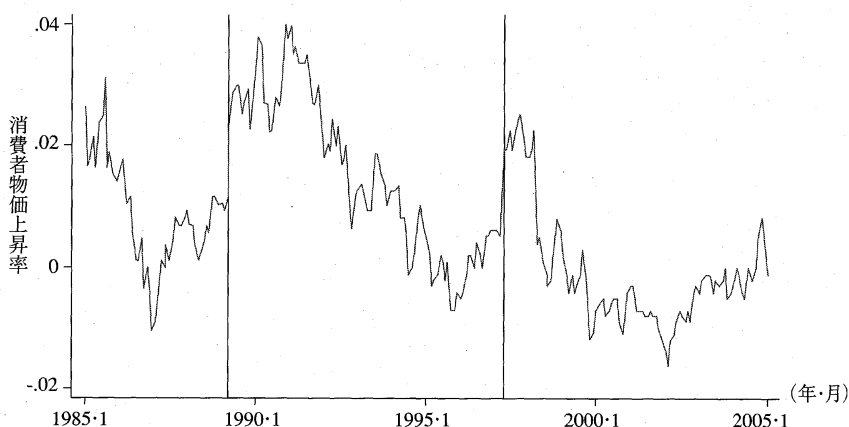
図1 消費者物価指数の推移

定結果が得られている〔本間・滋野・福重 1995〕。その後、消費税率は1997年に2%引き上げられ、5%の水準が現在まで維持されている。図1に見られるように、消費者物価水準はこの消費税率引き上げによって一時的に上昇したが、その後1997年と98年2年連続でマイナス成長が続き、消費者物価水準は99年以降低下することとなった。

本間・滋野・福重〔1995〕の先行研究の推定期間は1985年1月～1993年12月だったが、90年代に東アジア諸国の工業力が発展するにつれ、卸売物価水準が下がる傾向があり、その影響と景気回復の遅れとが重なり、消費者物価水準は低い伸び率で推移した(図2)。マクロ経済学では、輸入物価水準が変動することがあっても卸売物価水準や消費者物価水準が比例的には変化せず落ち着いた動きを示す状況を理解するために、物価指数が個別の財の価格がアグリゲートされたものでありメニューコストの影響を受けるため個別財の価格変化の相違に基づく物価の粘着性(硬直性)が現れるという仮説が提示された〔Ball and Mankiw 1995〕。わが国でも、これに基づく実証分析が行われている〔渡辺・細野・横手 2003〕。また、90年代は、対外経済関係では自由貿易協定と地域的な通貨政策の協力とが広がり〔伊藤 2006〕、国内市場

では規制改革が進み〔八代 2003〕、市場の競争状態にも変化が進んだ。

本稿では、こうした物価指数の変動に関するマクロ経済学の展開と、市場の競争状態の変化を考慮して、時系列分析の枠組みの中で方程式の特定化と推定方法を拡張することにより、消費税導入と消費税引き上げの消費者物価に及ぼす転嫁の大きさについて実証分析を行う。まず、次の節では、本間・滋野・福重〔1995〕の推定期間を含む推定期間(1985年1月～2002年12月)の消費者物価指数の時系列データなどを用いて、消費税の導入と消費税率引き上げの価格転嫁に関する実証分析を行う。次いで、渡辺・細野・横手〔2003〕によって提案された物価指数の価格粘着性の指標を推定式の説明変数に加えて、価格粘着性の影響を考慮した上でなおどれだけの価格転嫁が生じるのかに関する時系列分析を行う。さらに、市場の競争状態の変化を考慮して、消費者物価に対する価格転嫁の影響を見るために、公正取引委員会が公表している消費財の部門別に見た上位企業による市場占有率とハーフィンダール指数を別途説明変数に加えて時系列分析を行う。最後に、まとめと今後の課題を述べる。



出所) 『消費者物価指数年報』(各年版)より筆者作成。

図2 消費者物価指数の変化(対前年同月比)

II 消費税の価格転嫁の実証分析 —先行研究との比較—

消費税率は、1989年の導入時点で3%, 1997年に2%ポイント引き上げられた。消費者物価の推移は、第2次石油危機以降導入時点の前まで安定的に推移したが、1989年の消費税の導入で上昇し1994年まで上昇傾向が続いた(図1を参照)。しかし、1995年から1997年まで消費者物価水準は横ばいで推移した。その後、消費者物価指数は1997年4月の消費税率の引き上げで一時的に上昇したが、バブル経済以前の日本経済とは異なり物価下落の基調が続き[小峰 2002], 2005年第一四半期まで消費者物価水準は低下傾向を示している。消費者物価上昇率(対前年同月比)で見ると、このような推移の変化はより明らかになる(図2)。消費税の導入時点以前、消費者物価上昇率は0.2以下であったが、導入時点で0.3となり、その後1992年に0.4まで上昇した。しかし、バブル経済崩壊のため、消費者物価上昇率は1993年以降1997年の消費税引き上げまで低下した。1997年4月の消費税率の引き上げは、消費者物価上昇率の動きを反転させ、短期的ではあるが消費者物

価上昇率は0.2に達した。その後2005年第一四半期まで、上昇率はゼロ以下となる場合もあるデフレ傾向が続いた(図2)。

このように、消費者物価上昇率は、消費税導入の時期と消費税率引き上げの時期それぞれにおいて大きく変動している。消費税の価格転嫁は、たとえ永続的ではないとしても、消費税導入の時点のみならず、消費税引き上げの場合にも生じたと考えられる。そこで、本稿では、まず先行研究と同様の枠組みにおいて、消費税率引き上げの価格転嫁に関する実証分析を行う。被説明変数は、消費者物価指数(CPI)の対前年同月比の上昇率、すなわち消費者物価上昇率である。

説明変数には、消費者物価指数の変化とフィリップス曲線を通じて関係づけられる変数としての失業率(U)⁹⁾、消費税の導入や引き上げと独立に決定されるが物価上昇率には影響を与えられと考えられるマネーサプライ(M)、海外の需給状況により外生的に決まるとみなされる輸入物価指数(PM)を取り上げる。輸入物価指数を説明変数とする理由は、それがマクロ的な実証分析において卸物価指数と為替レートと代替的に使われるものであり、またそれは輸入代替を通じて消費者物価指数に影響すると考えられるからである。そして、輸入物

価指数は事前に消費税導入に影響されるとは考えにくい。ため外生変数として扱えることもその理由となる。消費税の影響は、導入時点と税率引き上げ時点それぞれにおいて1の値をとりそれ以外の時期にはゼロの値をとるダミー変数(Dtax)において計測する。

推定方法は、最小二乗法とラグ付き自己回帰モデル(AR(1))である。AR(1)も用いる理由は、消費者物価上昇率(インフレ率)と失業率の関係はフィリップス曲線によって示されるが、価格の調整速度の影響があるため、現時点の価格は過去にも影響されること(自己回帰ラグ)を考慮した推定方法も試みる方がよいと考えるからである。

以上の想定により、推定式は次のとおりとなる。

$$\pi_t = \alpha + \sum_i \beta_i \pi_{t-i} + \sum_k \sum_j \gamma_{kj} x_{kt-j} + \delta Dtax + \varepsilon_t$$

ここで、被説明変数は、 π ：消費者物価指数(CPI)上昇率であり、説明変数は、 $1/U$ ：失業率の逆数(または $\ln U$ ：失業率の自然対数)、 $M1$ ：現金通貨と預金通貨からなるマネーサプライの増

加率、 $M2$ ： $M1$ と準通貨を合わせたマネーサプライの増加率、 PM ：輸入物価指数の変化率、 $Dtax$ ：消費税導入ダミーである。このダミー変数は、1989年4月ならば $Dtax_{89} = 1$ 、1997年4月ならば $Dtax_{97} = 1$ とする。また、 t は月次、 i, j はそれぞれタイムラグを示す。自己回帰のラグについては、説明変数のラグ付自己回帰モデルを選定するのにいくつかのパターンで推定し、その中から赤池の情報量基準(AIC)とシュバルツの情報量基準(SBIC)の値が最も小さい推定結果を選んで、このラグを1期とした。

推定期間には、本間・滋野・福重[1995]と同じ期間である1985年1月～1993年12月(推定期間1)、1997年の消費税率引き上げ時点を中心とする時期1993年1月～2002年12月(推定期間2)、およびこれら二つの期間を合わせた1985年1月～2002年12月(推定期間3)という三つの期間を用いる。

1 消費税導入時点の価格転嫁

推定期間1：1985年1月～1993年12月9

表1 (最小二乗法)

推定期間：1985年1月～1993年12月

	<1> 1/U & M1	<2> 1/U & M1	<3> lnU & M1	<4> lnU & M1	<5> 1/U & M2	<6> 1/U & M2	<7> lnU & M2	<8> lnU & M2
D8904	1.074 ** [2.94]	1.046 ** [2.78]	1.053 ** [2.88]	1.025 ** [2.72]	1.049 ** [2.82]	1.070 ** [2.85]	1.023 ** [2.74]	1.042 ** [2.77]
選択基準 変数ごとのラグ	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
cpi	1	1	1	1	1	1	1	1
1/U	3	3	3	3				
logU					3	3	3	3
M1	2	1	2	1				
M2					2	1	2	1
PM	1	1	1	1	1	1	1	1
自由度修正済 R ²	0.4	0.36	0.39	0.36	0.37	0.36	0.37	0.36
AIC	0.845	0.895	0.847	0.898	0.89	0.895	0.891	0.896
SBIC	-384.96	-382.153	-384.704	-381.888	-380.089	-382.185	-379.902	-382.048
Durbin's	0.124	4.88 **	0.289	5.12 **	0.368	0.893	0.587	1.089

注) 1) +は10%水準で有意、*は5%水準で有意、**は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

出所) 筆者推定。

月次データを用いて説明変数のラグ付自己回帰モデルをいくつかのパターンで推定し、その中からAICとSBICの値が最も小さい推定結果を表にまとめた。推定方法は最小二乗法である。系列相関の検定はDurbin's alternatives方法を用いた(以下の表では、Durbin'sと略記)¹⁰⁾。ダミー変数Dtaxの係数(D8904)の値から、消費税導入の効果は約1%ポイントであり、本間・滋野・福重[1995]と同程度の推定結果が得られた(表1)。

そこで、以下では、同じ特定化の推定式に基づいて、消費税率引き上げ時点だけの価格転嫁(推計期間(2))と、消費税導入と消費税率引き上げの価格転嫁の実証分析(推計期間(3))を、最小二乗法と自己回帰モデルを用いて行う。

ただし、推定結果の比較を行うために、変数の選択は基本的に本間・滋野・福重[1995]に従う。彼らは推計式の残差(u_t)を用いて単位根検定を行い、変数の共和分関係を考察している。彼らの場合、失業率が共和分関係を満たさない結果となっているが、マクロ経済の需給動向を反映させるほかに適当な変数が見当たらないため、推定式に含

めていることを留意した上で実証分析を行っている。本稿では、彼らの推定期間に加えて二つの推定期間を用いるので、推定期間ごとに単位根検定を行った¹¹⁾。その結果、本間・滋野・福重と同じく失業率($\ln U$ すなわち $1/U$ 、および $\ln U$)と $m2$ は非定常であることが棄却できず、 $m1$ と消費者物価上昇率もある推定期間では非定常性を棄却できない場合があることが示された。したがって、以下の推定結果には見せかけの回帰である可能性、およびUnbalanced Regressionの問題を含みうることを否定できない点に留意する必要がある¹²⁾。

2 消費税率引き上げの価格転嫁の実証分析

1997年4月の消費税率引き上げの際に消費者物価上昇率に与える効果を推定した(表2と表3の係数D9704)。その効果は1.8%ポイント程度である。これは消費税導入が消費者物価上昇率を押し上げた効果、すなわち価格転嫁の大きさよりも若干大きい値である。

表2 (最小二乗法)

推計期間: 1993年1月～2003年12月

	<1> 1/U & M1	<2> 1/U & M1	<3> $\ln U$ & M1	<4> $\ln U$ & M1	<5> 1/U & M2	<6> 1/U & M2	<7> $\ln U$ & M2	<8> $\ln U$ & M2
D9704	1.840 ** [6.50]	1.863 ** [6.54]	1.838 ** [6.46]	1.859 ** [6.49]	1.829 ** [6.28]	1.843 ** [6.27]	1.830 ** [6.27]	1.843 ** [6.26]
選択基準 変数ごとのラグ	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
cpi	1	1	1	1	1	1	1	1
1/U	3	2	3	2				
logU					3	2	3	2
M1	2	2	2	2				
M2					2	2	2	2
PM	1	1	1	1	1	1	1	1
自由度修正済 R ²	0.38	0.38	0.38	0.37	0.36	0.35	0.36	0.34
AIC	0.356	0.362	0.366	0.373	0.404	0.416	0.409	0.419
SBIC	-565.826	-567.895	-564.452	-566.488	-554.052	-555.36	-553.44	-554.971
Durbin's	0.977	0.194	0.997	0.225	1.003	0.078	0.915	0.053

注) 1) **は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

出所) 筆者推定。

表3 (自己回帰モデル: AR (1))

推計期間: 1993年1月～2003年12月

	<1> 1/U & M1	<2> 1/U & M1	<3> lnU & M1	<4> lnU & M1	<5> 1/U & M2	<6> 1/U & M2	<7> lnU & M2	<8> lnU & M2
D9704	1.803+ [1.80]	1.831+ [1.67]	1.803 [1.64]	1.828 [1.57]	1.806 [1.27]	1.829 [1.14]	1.808 [1.19]	1.83 [1.05]
選択基準 ラグ	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
cpi	1	1	1	1	1	1	1	1
1/U	3	2	3	2				
logU					3	2	3	2
M1	2	2	2	2				
M2					2	2	2	2
PM	1	1	1	1	1	1	1	1
AIC	50.771	55.418	51.904	56.209	55.932	60.667	56.339	60.701
SBIC	85.364	87.129	86.498	87.92	90.526	92.378	90.933	92.412
rho	0.180+ [1.89]	0.173+ [1.81]	0.171+ [1.72]	0.167+ [1.71]	0.163+ [1.66]	0.132 [1.33]	0.157 [1.53]	0.125 [1.24]

注) 1) +は10%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

3) rhoは誤差項の1次の自己回帰係数を示す。

出所) 筆者推定。

表4 (最小二乗法)

推定期間: 1985年1月～2003年12月

	<1> 1/U & M1	<2> 1/U & M1	<3> lnU & M1	<4> lnU & M1	<5> 1/U & M2	<6> 1/U & M2	<7> lnU & M2	<8> lnU & M3
D8904	1.121 ** [3.49]	1.152 ** [3.58]	1.142 ** [3.54]	1.170 ** [3.64]	1.138 ** [3.44]	1.144 ** [3.42]	1.153 ** [3.49]	1.158 ** [3.46]
D9704	1.740 ** [5.51]	1.761 ** [5.57]	1.732 ** [5.45]	1.754 ** [5.52]	1.775 ** [5.45]	1.846 ** [5.62]	1.769 ** [5.41]	1.839 ** [5.58]
選択基準 ラグ	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
cpi	1	1	1	1	1	1	1	1
1/U	3	3	3	3				
logU					3	3	3	3
M1	3	2	3	2				
M2					2	1	2	1
PM	1	1	1	1	1	1	1	1
自由度修正済 R ²	0.42	0.42	0.41	0.41	0.38	0.37	0.38	0.36
AIC	0.57	0.571	0.583	0.58	0.626	0.648	0.635	0.654
SBIC	-1063.27	-1066.48	-1060.44	-1064.4	-1053.97	-1052.4	-1051.99	-1051.03
D.W.	0.862	0.181	0.805	0.21	1.533	3.704 *	1.735	3.72 *

注) 1) **は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

出所) 筆者推定。

3 消費税導入時点と消費税率引き上げの時期を合わせた期間での実証分析

推定期間を消費税導入時点と消費税率引き上げの時期を合わせた1985年1月～2003年12月とした場合の推定結果は、表4である。消費税の導入時点の物価上昇率への効果はDTAX1989/4の係数から約1.1%ポイントであり、消費税率引き上げの効果はDTAX 1997/4係数から約1.7%～1.8%ポイントである。このように統合した推計期間で、消費税導入時点と消費税率引き上げの時点の価格転嫁を比較しても、消費税率引き上げの時点の価格転嫁が導入時点よりも若干大きい結果となっている。

系列相関の存在は変数の選択別のいくつかの特定化において見出されるため、AR(1)による推定も行った¹³⁾。系列相関の存在が認められる場合でも、先行研究と同様の説明変数の選択では自己回帰モデルにおいて消費税導入や消費税率引き上げのダミー変数の係数が有意ではないということ

は、説明変数の選択が必ずしも十分ではなく追加すべき変数があることが示唆される。また、系列相関の存在が認められにも拘わらず自己回帰モデルでは有意な係数が得られないのは、月次データに基づく推定であるためとも考えられる。短いラグでは系列相関があるが、四半期データにするとその系列相関が緩和され最小二乗法が適用できる場合もある。ただし、四半期データで推定する場合、月次データの場合と異なり消費税導入と消費税率引き上げそれぞれの時点直後の転嫁の影響を把握することには必ずしもならない点に留意する必要がある。

このように推定結果を改善するためには、いくつかの方法が考えられる。本稿では、まず先行研究と同じ特定化の推定式を用いて、四半期データに基づく推定を行う。次に、先行研究で用いられている説明変数に、マクロ経済学において近年着目されているメニューコストのために生じる価格粘性性の指標を加えた場合と、市場構造の変化を反

表5 四半期データによる消費税の価格転嫁の実証分析

推定期間：1985年～2003年

最小二乗法	<1> 1/U & M1	<2> 1/U & M1	<3> lnU & M1	<4> lnU & M1	<5> 1/U & M2	<6> 1/U & M2	<7> lnU & M2	<8> lnU & M2
D8904	0.974 ** [2.75]	1.000 ** [2.83]	1.063 ** [2.92]	1.082 ** [2.99]	0.953 ** [2.73]	0.926 ** [2.70]	1.038 ** [2.90]	1.011 ** [2.87]
D9704	1.677 ** [4.98]	1.707 ** [5.08]	1.607 ** [4.61]	1.625 ** [4.69]	1.768 ** [5.27]	1.778 ** [5.34]	1.673 ** [4.82]	1.683 ** [4.89]
選択基準 ラグ	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
cpi	1	1	1	1	1	1	1	1
1/U	3	3	3	3				
logU					3	3	3	3
M1	3	2	3	2				
M2					2	1	2	1
PM	1	1	1	1	1	1	1	1
自由度修正済R ²	0.78	0.77	0.76	0.76	0.78	0.78	0.76	0.76
AIC	0.752	0.745	0.817	0.799	0.714	0.692	0.777	0.755
SBIC	-241.654	-244.561	-236.728	-240.465	-246.892	-250.905	-242.145	-246.147
Durbin's	1.045	1.481	0.394	0.553	1.532	1.614	0.403	0.546

注) 1) **は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

出所) 筆者推定。

映させるために市場支配力の指標を加えた場合それぞれの推定式を用いて、実証分析を行う。

III 四半期データによる消費税の 価格転嫁の実証分析

月次データによる推定値のグラフと実際のデータとの比較を行ったところ、1989年4月と1997年4月のインフレの差の変動が大きいことが示唆された。このような場合、前節で触れたように、この変動を緩やかにして実証分析することも推定結果を向上させる一つの方法である。そこで、ここでは、四半期データを用いた最小二乗法による消費税の価格転嫁の実証分析を行う。推定期間については、II節とIII節で用いた区分のうち、消費税導入時点と消費税率引き上げ時点を含む推定期間3(1985年1月～2003年12月)を用いた。最小二乗法による推定結果をまとめたのが表5である。表の中の記号の意味はII節とIII節と同様であるが、D8904は消費税導入時点の1989年4月を含む四半期において1をとり、そのほかの時期はゼロをとるダミー変数とし、D9704は消費税率引き上げの時点1997年4月を含む四半期において1をとり、そのほかの時期はゼロをとるダミー変数としていることが、IIとIIIの月次データの場合と異なる(月次データの場合は消費税導入と引き上げそれぞれの月のみ1、そのほかの月はゼロとなる)。

月次データに基づく場合の被説明変数と説明変数の変動を緩やかにしたことを受けて、四半期データによる推定では、系列相関の検定も系列相関が無いことを受容している。推定結果を見ると、消費税導入時点の価格転嫁の大きさを示すダミー変数D8904の係数は、月次データによる推定よりも小さくなっている。これに対して、消費税率引き上げを示すダミー変数D9704の係数は、月次データによる推定とおおむね同程度だと考えられる値となっている。

IV 消費者物価における価格粘着性を 考慮した場合の実証分析

次に、消費税の価格転嫁を測る推定式に、これまで用いられた説明変数に加えて、物価の粘着性を示す変数を用いて、推定結果の改善を試みる。わが国において、物価指数の粘着性を示す指標を提案し、実証分析を行った研究として渡辺・細野・横手[2003]がある。渡辺・細野・横手[2003]によれば、物価指数の粘着性を示す指標 $S_t(X)$ は次のように定義される。

$S_t(X) \equiv \sum_i \in IL \cup IR \times DW_{it}(X)$, i は中分類品目, t は時期を表す。

ここで、 $IL \equiv \{j \mid j \in (-\infty, L)\}$ および $IR \equiv \{j \mid j \in (R, \infty)\}$ とする¹⁴⁾。また、 $DW_{it}(X)$ は物価指数の総合物価指数からの乖離をウェイトとしたものであり、 $DW_{it}(X) \equiv (i \text{品目物価指数伸び率} - \text{総合物価指数の伸び率}) \times \text{ウェイト}$ とする。ウェイト付けの方法には、① $S_{it}(X)$: 同じウェイト、② $S_{2t}(X)$: 「消費者物価指数」に公表されたウェイト、③ SK_t : 歪度、という三つのケースを考える。

変動指標 $S_t(X)$ はゼロになれば、個別財の価格は総合指数と同じ変動をしており同程度伸縮的であり、粘着性はないことを示す。指標が正となることは総合的物価変動よりもその部門の個別財の価格が伸びたことを示し(総合指数に比べて伸縮的と言える場合)、負となることは総合的変動よりもその部門の個別財の価格があまり伸びず粘着的(非伸縮的)であることを示す。

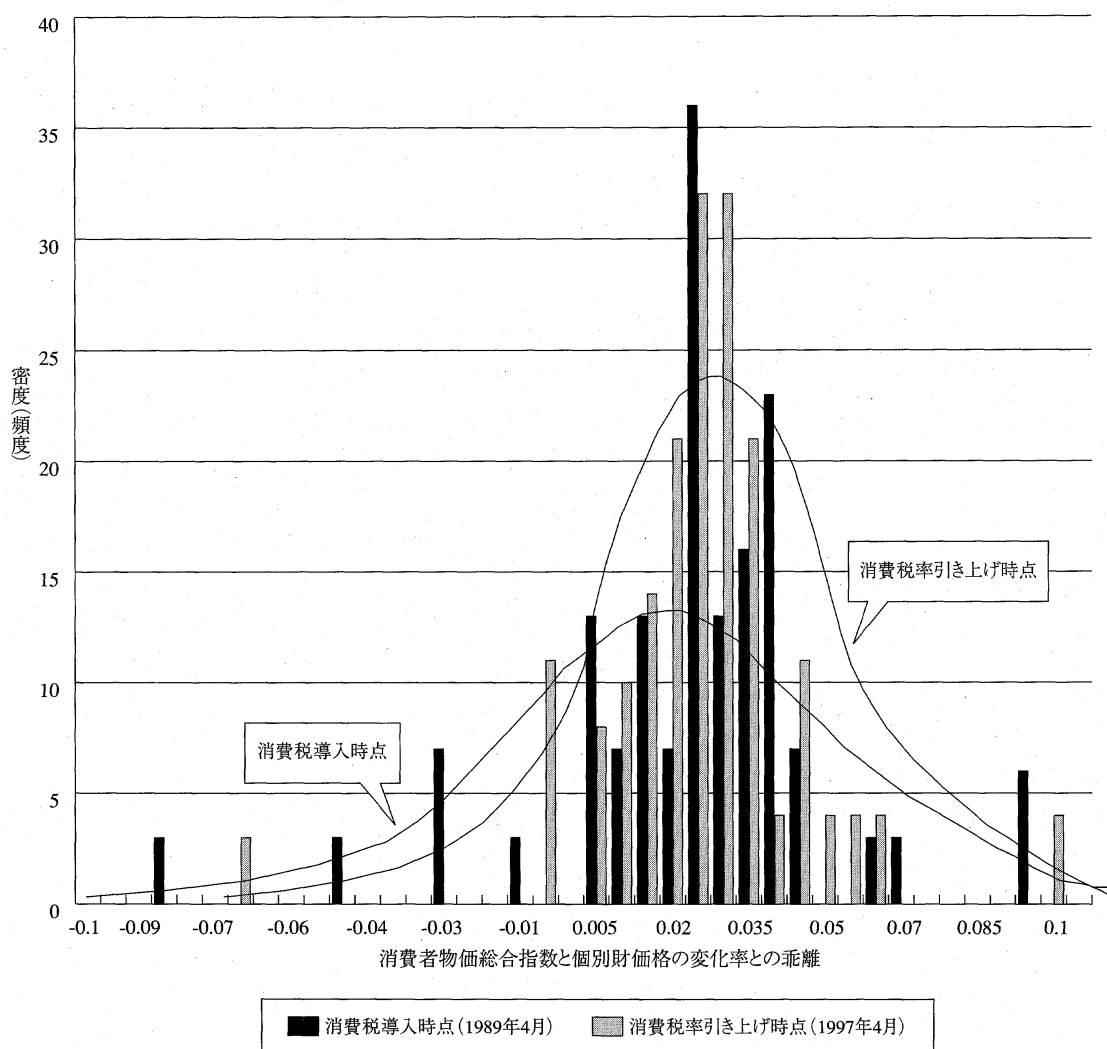
この節では、渡辺・細野・横手[2003]に従い、消費者物価指数の伸び率(前年同月比)とその構成項目の各財の価格指数の伸び率(前年同月比)に着目し、まず、1989/4期と1997/4期の消費者物価総合指数からの個別消費財価格の乖離を計算した。乖離の分布をグラフにしたものが図3である。

消費税引上げ時の分布は消費税導入の時の分布より右上に厚みがあることから、1997/4期は価格がより伸縮的に上昇する財の費目数は1989/4

期よりも多く、それだけ1997/4期の消費税引き上げの価格転嫁がスムーズに起きていたと推測することができる。この点を検証するために、推定期間を1985年1月～2003年12月として、II、III節の推定と同様な説明変数とそのラグ構造に基づき、価格の粘着性に関する説明変数を加えて1階の自己回帰モデルで推定した結果が、表6と表7であ

る。 S_1 、 S_2 及び S_K はそれぞれ上記のウェイト付けの方法①、②、③を指している。

推定結果を見ると、どの価格伸縮性の指標も有意な係数となっており、消費者物価の変動率に、これを構成する各財の価格変動の分布が影響していることがわかる。この影響を考慮すると、消費税導入の価格転嫁の大きさと消費税率引き上げの



出所) 『消費者物価指数年報』(各年版)より筆者作成。

図3 消費者物価総合指数と個別財価格の変化率との乖離の分布

表6 価格の伸縮性の指標を説明変数に含む消費税の価格転嫁の実証分析

AR(1)	S1cpi				S2cpi			
	<1> Gcpi	<2> Gcpi	<3> Gcpi	<4> Gcpi	<1> Gcpi	<2> Gcpi	<3> Gcpi	<4> Gcpi
D8904	0.410 ** [5.52]	0.410 ** [5.92]	0.397 ** [5.35]	0.399 ** [5.76]	0.232 * [2.15]	0.251 * [2.44]	0.213 * [1.96]	0.234 * [2.26]
D9704	0.635 ** [7.41]	0.635 ** [7.41]	0.632 ** [7.19]	0.631 ** [7.18]	0.734 ** [6.71]	0.733 ** [6.67]	0.729 ** [6.50]	0.728 ** [6.45]
S1cpi	113.082 ** [12.06]	113.069 ** [12.06]	112.388 ** [12.07]	112.484 ** [12.09]				
S2cpi					106.648 ** [6.40]	107.459 ** [6.48]	106.238 ** [6.39]	107.175 ** [6.47]
SKcpi								
rho	0.898 ** [22.65]	0.898 ** [22.71]	0.907 ** [25.12]	0.907 ** [25.26]	0.855 ** [21.19]	0.853 ** [21.08]	0.863 ** [21.36]	0.861 ** [21.27]
サンプル数	228	228	228	228	228	228	228	228
AIC	65.535	63.535	66.465	64.476	161.937	160.404	162.538	161.158
SBIC	116.975	111.546	117.905	112.487	213.377	208.415	213.978	209.169

注) 1) *は5%水準で有意, **は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

3) rhoは誤差項の1次の自己回帰係数を示す。

出所) 筆者推定。

表7 価格の伸縮性の指標を説明変数に含む消費税の価格転嫁の実証分析

Skcpi				
	<1> Gcpi	<2> Gcpi	<3> Gcpi	<4> Gcpi
D8904	0.331 ** [3.13]	0.365 ** [3.56]	0.308 ** [2.91]	0.344 ** [3.34]
D9704	0.784 ** [7.90]	0.781 ** [7.82]	0.780 ** [7.76]	0.777 ** [7.66]
S1cpi				
S2cpi				
SKcpi	0.126 ** [6.76]	0.126 ** [6.78]	0.126 ** [6.75]	0.126 ** [6.75]
rho	0.865 ** [23.16]	0.862 ** [22.91]	0.875 ** [24.07]	0.873 ** [23.90]
サンプル数	228	228	228	228
AIC	156.952	156.45	156.966	156.665
SBIC	208.393	204.461	208.406	204.675

注) 1) **は1%水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内はt値を示す。

3) rhoは誤差項の1次の自己回帰係数を示す。

出所) 筆者推定。

価格転嫁の大きさはともに、この影響を考慮しない推定結果よりも小さい値となっている。

V 市場の競争状態の変化を考慮した 価格転嫁の実証分析

1990年代、IT化と国際化の中で消費財の個別財の市場構造は、国内企業の合併や資本提携のみならず海外企業との資本提携などを通じて、独占的・寡占的構造やリーディング・インダストリーなどの観点からみて大きく変化しつつある。したがって、個別消費財への消費税導入および消費税率引き上げの価格転嫁の実証分析を行うためには、推定期間に見られるこうした市場構造の変化

を考慮した実証分析も必要であると考えられる。

このような問題意識から、この節では、公正取引委員会が発表している産業分類別の市場支配力（独占度）に関する指標のデータを、消費者物価指数の小分類と産業分類が意味する生産財とを照合（マッチング）して、個別（小分類）の消費者物価指数ごとに対応する市場独占度の指標のある時系列データ・セットを作り、これをすべての財（小分類）について合わせてプールされたクロスセクション・データ（年次別クロスセクション・データ）を作成した。そして、このデータを用いて、市場支配力が価格変化に及ぼす影響を考慮してもなお消費税の価格転嫁があるか・ないかを検証する。推定方法としては、データが年次別クロスセクション・データ

表8 市場支配力の指標を説明変数に含む消費税の価格転嫁の実証分析

	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
Constant	2.434 [1.60]	2.444 [1.59]	3.558 [1.58]	3.55 [1.58]	5.153 * [2.02]	5.139 * [2.02]	5.837 * [2.01]	5.827 * [2.02]
d97	1.403+ [1.67]	1.388 [0.76]	1.402+ [1.67]	2.542 [0.58]	1.410+ [1.68]	3.886 [0.66]	1.433+ [1.71]	5.737 [0.76]
trend	-0.299 ** [10.28]	-0.299 ** [10.27]	-0.297 ** [9.99]	-0.297 ** [9.97]	-0.295 ** [10.01]	-0.294 ** [9.99]	-0.290 ** [9.59]	-0.289 ** [9.56]
HI	-0.001 [1.51]	-0.001 [1.51]						
HI * d97		0 [0.01]						
CR3			-3.875 [1.32]	-3.874 [1.31]				
CR3 * d97				-1.574 [0.26]				
CR4					-5.641+ [1.82]	-5.636+ [1.82]		
CR4 * d97						-3.035 [0.43]		
CR5							-6.193+ [1.81]	-6.206+ [1.82]
CR5 * d97								-4.877 [0.57]
サンプル数	536	536	536	536	536	536	536	536
品目数	35	35	35	35	35	35	35	35
Hausman-test 値	4.846	4.568	0.879	0.839	1.119	1.192	1.008	1.15
p 値	0.183	0.335	0.83	0.933	0.772	0.879	0.799	0.886

注) 1) + は 10 % 水準で有意, * は 5 % 水準で有意, ** は 1 % 水準で有意であることを示す。

2) 括弧[]内は t 値を示す。

出所) 筆者推定。

なので、固定効果モデルとランダム効果モデルそれぞれを推定し、ハウスマン・テストにより棄却されないランダム効果モデルを用いる。

公正取引委員会が公表している市場支配力の指標のうち、ここで用いるのは、次の二つである。

①については、推定で用いる説明変数として、 $k=1, 2, 3$ の三つの場合の K 社上位集中度を用いた。

① K 社上位集中度

$$CRk = \sum_{i=1}^k S_i \quad (k=1,2,3,...)$$

② ハーフィンダール指数 (HI)

$$HI = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad HI = n\delta^2 + \frac{1}{n}$$

K 社上位集中度は 100 に近ければ独占的であると見なされる。また、ハーフィンダール指数は、2,500 を超えると寡占、3,000 だと独占に近いと考えられ、10,000 で完全独占と見なされる。

推定期間は、公正取引委員会が発表している産業分類別の市場支配力(独占度)に関する指標のデータと消費者物価指数の小分類のデータとがすべてマッチングできる期間、すなわち 1985 年 1 月～2003 年 12 月である。このようなマッチングができた分析対象は 35 品目¹⁵⁾であり、期間は 1980-2002 年であるが、すべてがマッチングできるわけではなく unbalanced panel data となる。そこで、推定期間は短くなるがすべてがマッチングできる期間として、1985 年 1 月～2003 年 12 月を用いた。

市場支配力の指標別にランダム効果モデルによる推定を行い、その結果をまとめたものが表 8 である。この推定結果では、市場支配力の指数の係数はマイナスとなっている。すなわち、市場支配力、言い換えれば独占度の度合いが高いと、消費税の導入および消費税率引き上げによる消費者物価の変動はそれが低い場合と比べて小さいことが示唆されている。これは、市場支配力が大きい場合の方が、そうでない場合よりも価格転嫁が小さいことを意味する。その理由は、市場支配力が大きく寡占的構造が強いほど、価格変化前の市場支配力に基づく利潤があり、これを守る参入阻止価格が

設けられており、価格の硬直性が生じているためであると考えられる。消費税の導入や消費税率の引き上げがあった場合に、この参入阻止価格よりも大きく消費税の価格転嫁をすると、参入企業が現れて市場を分け合うことになり自社の利潤が減少する可能性があるため、市場支配力を持つ企業は、参入阻止価格を大きく上回る価格転嫁を避ける行動を取るようになると考えられる。

VI 推定結果の比較と考察

本間・滋野・福重[1995]による先行研究の枠組みによる実証分析によっても、1997 年の消費税率引き上げは、消費者物価指数の変化において転嫁している。消費税導入では 3 % の消費税率に対して、1 % ポイントの影響だったのに対して、97 年の場合には、2 % の消費税率引き上げに対して 1 % ポイント以上の影響であり、転嫁の程度は 97 年の方が大きかったと考えられる。

消費税負担の転嫁の程度が、97 年の消費税率引き上げに比べて、消費税導入時点で小さかった理由には、次のような要因が考えられる。まず、消費税が導入される時に、それまで存在していた奢侈品に対する間接税すなわち物品税の廃止や酒税・タバコ税などの調整が行われ、消費税導入前の課税後価格に消費税率 3 % を加えるような価格転嫁は生じなかった。消費税が導入される以前の時期(1985 年)における物品税の費目別実効税率は、食料品 4.02 %、住居・家具 2.41 %、光熱・水道 5.70 %、被服・履物 0.02 %、そのほかの消費支出 2.40 % であった[金子・田近 1990]。消費税導入の際には、これらの費目別実効税率の分だけ個別の財の価格がいったん下がり、下がった課税前価格に消費税率が転嫁されたために、消費者物価水準への転嫁の程度は消費税率 3 % よりも小さくなったと考えられる。これに対して 1997 年の消費税率引き上げの際には、消費税の賦課対象となる課税前価格を下げる税制上の要因がなかったため、消費税導入の時より価格転嫁の程度が大きくなったと考えられる。

また、消費税導入に際しては、中小企業などに

消費税の本則計算を求めることは事務処理上困難であるとして「簡易課税制度」¹⁶⁾が導入されたため、これを適用できる中小企業などは消費税の納付税額を低く抑えることができ、価格転嫁して需要を減らすと企業が危惧する場合には納付税額の減少分だけ価格転嫁の程度を小さくしたと考えられる。簡易課税制度の適用範囲はその後縮小されたため、消費税引き上げの際には、この制度に基づいて価格転嫁回避の企業が転嫁を小さくする影響は小さくなり、価格転嫁の程度が大きくなったと考えられる。

消費税の導入時点と1997年の消費税率引き上げにおける価格転嫁の相違に影響を及ぼす要因は、上に述べた税制上の要因にとどまらない。1990年代後半以降のマクロ経済学の展開により、消費者物価指数の変化は、これを構成している個別消費財の価格上昇がメニューコストの存在のために一様ではなく(価格の粘着性あるいは硬直性)、この価格変化の粘着性の影響を受けることが認識されるようになった。本稿でも、この観点から、渡辺・細野・横手[2003]に従って、価格粘着性の指標を算出し、これを説明変数に加えた実証分析を行った。その結果、このような影響を考慮しても、1997年の価格転嫁の程度の方が消費税導入時点の価格転嫁の程度よりも大きいことが示された。

さらに、消費税導入時点と消費税引き上げの時点との間には、バブル経済の崩壊とその後の市場構造の変化がある。このような市場構造の影響がどのように消費税の価格転嫁の程度の相違に影響を及ぼしているかを見るために、市場構造の相違を市場支配力の指標(K社上位集中度およびハーフィンダール指数)でとらえ、この指標を説明変数に加えたランダム効果モデルを推定した。

その結果、市場支配力の係数は負の符号となった。これは、消費税の転嫁が起きるとしても、参入阻止価格を考慮した行動があるため市場支配力の大きい消費財部門ほど価格転嫁が小さくなるためと考えられる。1990年代を通じて規制緩和が実施され、また精密機械やIT産業で技術革新が広がり市場支配力や独占的構造が緩み¹⁷⁾、競争的な価格付けが1989年よりも1997年の方がより多

数の消費財についてなされるようになったとすれば、1997年の消費税率の引き上げの場合の方が導入時点よりもより大きな程度で価格転嫁が生じていたことが理解できる。

VII 今後の課題

このように価格転嫁の視点から見ると、社会保障財源としての消費税負担の影響はマクロ経済の動向や市場構造にも依存しており、これらの変化に応じて絶えず検証を続けていく必要がある。確かに、社会保障財源としての消費税負担の影響を見る方法は、価格転嫁の実証分析に限らない。近年、基礎年金の国庫負担を1/3から1/2に引き上げることが2009年度までの課題となったことから、年金制度改革の経済成長への影響や世代ごとの経済厚生および拠出と負担との関係を推計することのできる世代重複モデル(Overlapping Generations Model)を用いたシミュレーション分析に基づく推計が、多くの研究者によって行われてきた。上村[2001]は、世代重複モデルを用いたシミュレーション分析により、2004年の年金改革のように給付水準の適正化を行い国庫負担を1/2に引き上げる場合の消費税率の引き上げ幅が9%に達することを示した。佐藤[2003]は、低所得の家計では流動性制約があることを考慮してモデルを拡張し、基礎年金の国庫負担を1/2に引き上げる場合に必要消費税率は、短期的には15%、高齢者数が減少する長期では11%になる(5%の現在の水準からの引き上げ幅は6%になる)ことを示した¹⁸⁾。これに対して、橘木[2005]は、基礎年金を全額消費税で賄うことを提案し、この場合に必要消費税率の引き上げ幅は7.5%ポイントであるという推計結果を示した。これに対して、金子・中田・宮里[2006]は、四つの所得階層のある世代重複モデルを用いて、基礎年金を全額消費税で賄う場合は国庫負担を1/3から1/2に引き上げる分だけ消費税を引き上げる場合よりも再分配効果を考慮した社会的厚生水準が低くなること、および後者の場合の消費税率は7~8%(既存の5%を含む)となる推計結果を示した¹⁹⁾。

ただし、これらの推計には、世代重複モデルが実物モデルであるため、消費税率引き上げが物価水準に及ぼす影響を分析できないという制約がある²⁰⁾。確かに、持続可能な社会保障制度を構築するためには、例えば上に述べた年金財政のシミュレーション分析のように異なる想定に基づく複数の給付と負担の推計をもとに、実行可能な消費税率の範囲やその長期的な影響を知ることも必要である。しかし、実行可能な消費税率の範囲を政策的に可能な範囲に絞り込んでいくためには、日本経済の変化に応じて変わりうる消費税の価格転嫁の程度を考慮する必要もある。そのためにも、推定方法の精緻化(例えば誤差修正項モデルの応用など)と日本経済の変化に応じた説明変数の取捨選択により、消費税の価格転嫁に関する実証分析をさらに発展させて、社会保障財源として活用することのできる消費税率の水準を検討する際のエビデンスを提供することは、今後の重要な課題であると考えられる。

謝 辞

本稿における実証分析は、平成17～18年度厚生労働科学研究費(政策科学推進研究事業)「税制と社会保障」において実施したものである。本稿の作成と改訂に当たり、宮島洋教授、加藤久和教授、熊谷成将助教授、国枝茂樹助教授、滋野由紀子助教授、横山由紀子助教授および編集委員、編集幹事の方々から有益なコメントを頂いた。記してお礼申し上げたい。また、本稿の見解は筆者らの個人的なものであることを申し添えたい。

注

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所「平成16年度社会保障給付費」。
- 2) 社会保障審議会第20回児童部会資料「保育所の状況等」による。
- 3) 厚生労働省「平成14年患者調査」による。この調査は3年に一度のため2004年度に最も近い年次の患者総数(通院と入院の合計)を示した。
- 4) 厚生労働省「平成16年度介護保険事業報告」による。
- 5) 『平成18年版厚生労働白書』による生活保護受給者数と厚生労働省年金局・年金財政ホーム

ページ「年金受給権者の推移」による老齢・遺族・障害年金受給権者数の合計。

- 6) 日本経済団体連合会の「社会保障制度等の一体的改革に向けて」(2004年9月)では、税と社会保障負担と財政赤字の将来負担を合わせた「潜在的国民負担率が将来にわたり50%となることを目指した改革を進めること」が提言されている。
- 7) 健康保険法等の一部を改正する法律(平成18年法律第83号)により、75歳以上の後期高齢者については、平成20年4月より独立した医療制度を創設することとされ、その仕組みについては「高齢者の医療の確保に関する法律」(「老人保健法」の全面改正)が定めている。
- 8) 政府税制調査会「今後の税制改革についての議論に向けて(会長談話)」平成18年9月。
- 9) なお、フィリップス曲線の実証分析では失業率が産出ギャップのいずれかを使用し、物価上昇率が賃金上昇率に回帰しているが、ここでの実証分析では失業率を使用する(失業率の自然対数または逆数)。
- 10) 系列相関の存在は変数の選択別のいくつかの特定化において見出されるため、AR(1)による推定も行った。この場合、消費税導入のダミー変数の係数は、ラグ付の変数の選択により0.97から1.47までの範囲となり本間・滋野・福重[1995]と同程度の値となったが、有意な値とならなかったため、ここでは推定結果の一覧を示すことを省略した。
- 11) 具体的には、推定モデルの各変数について、残差項に関する推定式：

$$u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + v_t$$
を推定し、Modified Dickey-Fuller τ -testの単位根検定を推定期間ごとに行う。ここで、帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、 $H_0: \rho = 1$ (random walk I(1))、 $H_1: \rho < 1$ である。推定結果は次ページの表のとおりである。
- 12) これらの問題点を解決するためには、誤差修正項モデルを応用することが考えられるが、これは今後の課題としたい。
- 13) AR(1)による推定では、消費税導入と消費税引き上げに対応するダミー変数の係数が有意な値とならなかったため、推定結果の一覧を示すことを省略した。
- 14) ILとIRの範囲は片側で15%の臨界を設定した。
- 15) 35品目の内訳は、乳酸菌飲料、コーヒー飲料、茶飲料、スポーツドリンク、飲用業乳、清酒、焼酎、ウイスキー、インスタントコーヒー、医薬品、自動車タイヤ、紳士用革靴、婦人用革靴、ガスコンロ、家庭用ミシン、電気釜、電子レンジ、電気冷蔵庫、電気洗濯機、電気掃除機、ビデオデッキ、ビデオカメラ、テレビジョン、ステレオセット、ウォークマ

表 単位根の検定の結果

推定期間	1985年1月～1993年12月		1993年1月～2003年12月		1985年1月～2003年12月	
変数	ラグ	DF	ラグ	DF	ラグ	DF
GRcpi	1	-9.073 ***	2	-9.522 ***	11	-1.016
invU	12	-1.104	12	0.23	14	-1.342
lnU	12	-1.102	12	-0.059	14	-1.267
GRm2	11	-1.107	11	-0.165	12	-1.116
GRm1	1	-2.165 **	1	-1.699	1	-2.62 ***
GRpim	1	-3.399 ***	1	-7.096 ***	2	-4.436 ***

注) 1) *は5%水準で有意, **は1%水準で有意であることを示す。

2) ラグの選択基準にはSBICを用いた。

出所) 筆者推定。

ン、パーソナルコンピュータ、インクジェットプリンター、小型車、軽乗用車、普通乗用車、ピアノ、デンシオルガン、魔法瓶である。

- 16) 中小企業などを中心に仕入れなどにかかる消費税の計算を実際の仕入れ率ではなく、みなし仕入れ率によって計算することを認める制度。実際の仕入れ率がみなし仕入れ率より低い企業（または事業者）の場合、この制度を選択することにより納税額を低く抑えることができる。この制度の問題点は、企業（または事業者）が消費税率3%を価格転嫁しても需要が減らないと予想し、かつ納税額を低くしたにもかかわらず消費税率分だけ価格を上げた場合には益税が発生することである〔高橋 2004〕。
- 17) 公正取引委員会の統計によれば、例えばパソコン（デスクトップ型）のハーフィンダール指数は1985年の400から2003年には100へ低下した。またビデオテープレコーダーのハーフィンダール指数も1985年の800から2003年には100へ低下した。
- 18) Okamoto〔2004〕は、所得代替率一定の賦課方式年金を比例的支出税と累進的支出税それぞれで賄う場合の比較を行っているが、一般消費税と対比するため比例的支出税の場合をみると、その税率の推計結果は13%となっている。
- 19) 上村〔2001〕の消費税率の推計結果よりも低い水準となっているのは、上村〔2001〕では2004年の年金改革以前であるため、給付水準が一定の所得代替率で保障されるため給付水準が大きくなりその分消費税率も上がるのに対して、金子・中田・宮里〔2006〕では2004年の年金改革を踏まえて保険料水準固定方式に従い将来の給付が拠出に応じてマクロ経済スライドにより調整されるため、給付水準が抑制されこれを国庫負担を通じて賄う消費税率の水準が低くなるためである。
- 20) 税制改革を経済効率性と所得分布の公平性から評価するために、世代重複モデルを応用して、所得税と消費税とを代替した場合のシミュレーション分析は、アメリカの税制改革の検討でも応

用されている〔Auerbach 1997; Altig, Auerbach, Kotlikoff, Smetters and Walliser 2001〕。ただし、これらの分析でも実物モデルという制約から物価水準と税制の変更との関係の分析は必ずしも十分行えないことから、消費税が価格に及ぼす影響については、本稿で用いる回帰分析・時系列分析のようなパラメトリックな実証分析に加えて、ノンパラメトリック分析の応用が試みられている〔Deaton and Ng 1998〕。

参考文献

- Altig D., Auerbach A., Kotlikoff L., Smetters K. and Walliser J. (2001) "Simulating Fundamental Tax reform in the United States", *The American Economic Review*, Vol.91, No.3, pp.574-595.
- Anderson S.P., de Palma A., Kreider B. (1999) "Tax incidence in differentiated product oligopoly" *Journal of Public Economics* Vol.81, No.2 pp.173-192.
- Auerbach (1997) "The Future of Fundamental Tax Reform", *The American Economic Review*, Vol.87, No.2, pp.143-146.
- Ball L. and Mankiw G. (1995) "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, No.1 pp.161-193.
- Deaton A. and Ng S. (1998) "Parametric and Nonparametric Approaches to Price and Tax Reform", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.93, No.443, pp.900-909.
- De long B. J. (1997) "America's Only Peacetime Inflation: The 1970s", *NBER Historical Working Paper*, No. 84.
- Green, W.H. (2003) *Econometric Analysis: Fifth Edition* (Pearson Education, US).
- Mio H. (2001) "The Phillips Curve and Underlying Inflation", *Monetary and Economic Studies*, May 2001, pp.85-108.
- Okamoto A. (2004) *Tax Policy for Aging Societies: Lessons from Japan* (Springer-Verlag Tokyo).

- 伊藤隆俊(2006)「日本の対外経済戦略・展望」『ファイナンシャル・レビュー』平成18年第2号(通巻第81号)財務総合政策研究所。
- 上村敏之(2001)「公的年金の縮小と国庫負担の経済厚生分析」『日本経済研究』, 第42号, pp.205-227。
- 金子能宏・田近栄治(1990)「勤労所得税と間接税の厚生コストの計測—勤労者標準世帯の場合—」『ファイナンシャル・レビュー』財務省財政金融研究所, 第15号, pp.94-128。
- 国立社会保障・人口問題研究所編(2006)『平成16年版 社会保障給付費』www.ipss.go.jp。
- 佐伯親良訳・G.S.Maddala 著『マダラ 計量経済分析の方法(改訂3版)』エコノミスト社。
- 佐藤 格(2003)「基礎年金の国庫負担についてのシミュレーション分析」『社会保障改革モデル分析事業報告書』国立社会保障・人口問題研究所。
- 高橋利雄(2004)『わが国の税制改革の経緯と租税論の展開』税務経理協会。
- 橋本俊詔(2005)『消費税15%による年金改革』東洋経済新報社。
- 渕仁 志, 渡辺 努(2002)「フィリップス曲線と価格粘着性—産業別データによる推計—」『金融経済研究』第21巻第1号, pp.35-69。
- 本間正明・滋野由紀子・福重元嗣(1995)「消費税導入による消費者物価上昇効果の分析」『経済研究』, 第46巻3号, pp.193-215。
- 宮島 洋(2004)「時事評論: 経済財政白書から」『週間社会保障』No.2298, pp.28-29。
- 八代尚宏(2003)『規制改革: 「法と経済学からの提言」有斐閣。
- 渡辺 努・細野 薫・横手麻里子(2003)「供給ショックと短期の物価変動」『経済研究』, 第54巻3号, pp.206-222。
- (かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障応用分析研究部長)
(Sariddichainanta Puchit タイ・パナソニック
市場調査部)