

表2-2 (AR(1))

	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
	1/U & M1	1/U & M1	lnU & M1	lnU & M1	1/U & M2	1/U & M2	lnU & M2	lnU & M2
D9704	1.803+	1.831+	1.803	1.828	1.806	1.829	1.808	1.83
	[1.80]	[1.67]	[1.64]	[1.57]	[1.27]	[1.14]	[1.19]	[1.05]
選択基準	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
ラグ								
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+	0.173+	0.171+	0.167+	0.163+	0.132	0.157	0.125
	[1.89]	[1.81]	[1.72]	[1.71]	[1.66]	[1.33]	[1.53]	[1.24]
z statistics in brackets								
+ significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%								

出所 筆者推定

2. 3 消費税導入時点と消費税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3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、消費税引き上げの効果はDTAX1997/4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引き上げの時点の価格転嫁を比較しても、消費税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。

表 3 - 1 (OLS)

	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
	1/U & M1	1/U & M1	lnU & M1	lnU & M1	1/U & M2	1/U & M2	lnU & M2	lnU & M3
D8904	1.121**	1.152**	1.142**	1.170**	1.138**	1.144**	1.153**	1.158**
	[3.49]	[3.58]	[3.54]	[3.64]	[3.44]	[3.42]	[3.49]	[3.46]
D9704	1.740**	1.761**	1.732**	1.754**	1.775**	1.846**	1.769**	1.839**
	[5.51]	[5.57]	[5.45]	[5.52]	[5.45]	[5.62]	[5.41]	[5.58]
選択基準	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
ラグ								
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
Adjusted 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*
+ significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%								
Absolute value of t-statistics in brackets								

表 3 - 2 (AR(1))

	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
	1/U & M1	1/U & M1	lnU & M1	lnU & M1	1/U & M2	1/U & M2	lnU & M2	lnU & M3
D8904	1.061	1.116	1.085	1.133	1.102	1.093	1.115	1.102
	[1.08]	[1.04]	[1.08]	[1.05]	[0.94]	[1.01]	[1.00]	[1.07]
D9704	1.719	1.754	1.704	1.732	1.782	1.818	1.762	1.797
	[0.79]	[0.89]	[0.81]	[0.90]	[0.55]	[0.51]	[0.58]	[0.55]
選択基準	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC	AIC	SBIC
ラグ								
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
AIC	133.5	135.308	136.69	137.76	145.579	148.549	148.035	150.835
SBIC	181.511	179.89	184.7	182.342	190.161	189.701	192.617	191.988
rho	0.128	0.122	0.129	0.124	0.126+	0.155*	0.134+	0.166*
	[1.62]	[1.58]	[1.60]	[1.57]	[1.66]	[2.01]	[1.72]	[2.06]
z statistics in brackets								
+ significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%								

出所 筆者推定

推定結果のうち選択された変数の組み合わせのいくつかの場合において、系列相関の問題が疑われる場合があり、またあまり有意な結果が出ていない場合もあるので、これらの問題を考慮した時系列モデルの応用を考える必要がある。そこで、以下では、誤差修正項モデル(ECM)による消費税導入と消費税率引き上げの価格転嫁の実証分析を行う。

3. 誤差修正モデル(ECM)による価格転嫁の実証分析

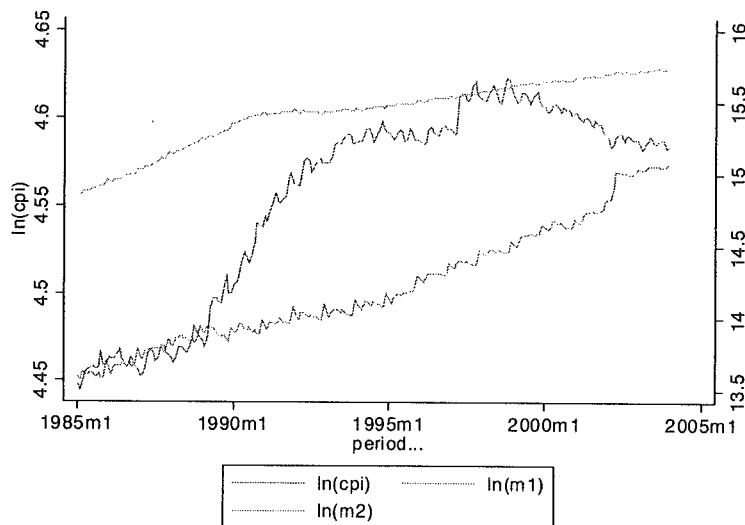
ラグモデルの決定は理論で事前に想定することもできるが、データの情報を必ずしもフル活用しているわけではない。前節のモデルでも系列相関の検定結果には不一致がある。そして、グラフでみるようにデータにはトレンドの存在が見受けられ、見せかの相関の可能性はある。

図3 消費者物価指数と失業率(対数表示)の推移



出所 「消費者物価指数年報」と「労働力調査」より筆者作成

図4 消費者物価指数とマネーサプライ (M1とM2) の推移



出所 「消費者物価指数年報」と「日銀 統計年報」より筆者作成

このような問題が生じる背景には、データが非定常状態であるかもしれない可能性があり、

データの定常性を見る単位根検定をすることが望ましい。以下では、単位根検定を行うことに基づいて見せかけ相関とデータの非定常問題を考慮する誤差修正モデル(ECM)による実証分析を行う。

まず、推定モデルの各変数について、Modified Dickey-Fuller τ -test の単位根検定を行う。検定に用いる推定式は次のとおりである。

$$R_t = \rho R_{t-1} + \alpha + \text{trend} + u_t \quad \text{より}$$

$$H_0 : \rho = 1 \quad \text{VS} \quad H_1 : \rho < 1$$

ここで、帰無仮説 H_0 : random walk I(1)である。

表4は、単位根検定の推定結果である。期間1と期間2と期間3それぞれについて推定した変数は非定常であることが棄却できない結果となっている。したがって、このまま推定すれば、結果が見せかけである可能性を否定できない。また、Unbalanced Regression 問題も存在すると考えられる。

表4-1 トレンドなしの場合

period	1985m1- 1993m12		1993m1- 2003m12		1985m1- 2003m12	
	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 ***

出所 筆者推計

表4-2 トレンドありの場合

period	1985m1- 1993m12		1993m1- 2003m12		1985m1- 2003m12	
	ラグ	DF	ラグ	DF	ラグ	DF
GRcpi	1	-9.222 ***	2	-9.653 ***	11	-2.501
invU	12	-1.004	12	-0.992	14	-2.226
lnU	12	-1.021	12	-1.559	14	-2.164
GRm2	11	-0.819	11	-0.822	12	-1.732
GRm1	12	-1.077	12	-1.271	12	-1.734
GRpim	1	-4.343 ***	1	-7.077 ***	1	-7.603 ***

出所 筆者推定

以上の考察から、見せかけ相関とデータの非定常問題を考慮した誤差修正モデル (ECM) による推定を行う。誤差修正の分析に当たり、消費者物価指数の上昇率の変化率(GRcpi)、貨幣供給量の変化率(GRm1)、失業率(lnU)を使用する。変数はI(1)でデータが定常になるこ

とを想定する。推定期間 1993m1-2003m12 において、多くの変数は I(0)ではなことがわかった。よって、見せかけ回帰の可能性が否定できない。誤差修正モデルは非定常な時系列データを回帰分析するときに Engle-Granger の表現定理により、1 期ラグ誤差項を導入する。誤差項は次のように特定化した。

$$\hat{u}_t = \hat{y}_t - \hat{b}_1 x_t$$

$$\Delta y_t = c_0 + \sum_{i=1}^k c_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2i} \Delta y_{t-i} + c_3 \hat{u}_{t-1} + e_t \quad e \sim iid(0, \delta^2)$$

ここで、ラグ k 期を求め、次に共和分の検定し、上で推定した誤差の推定を用いて ECM を推定する。

ECM の推定式は、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta GRcpi_t = & a_1 + b_{11} \Delta GRcpi_{t-1} + \dots + b_{1k} \Delta GRcpi_{t-k} \\ & + c_{11} \Delta GRm1_{t-1} + \dots + c_{1k} \Delta GRm1_{t-k} \\ & + d_{11} \Delta \ln U_{t-1} + \dots + d_{1k} \Delta \ln U_{t-k} \\ & + f_{11} EC1_{t-1} \\ & + g_{11} GRpim_{t-1} + g_{12} d8904 + g_{13} d9704 \\ & + e_t \quad e \sim iid(0, \delta^2) \end{aligned}$$

$$EC1 = \hat{u} = GRcpi - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 GRm1 - \hat{\beta}_2 \ln U$$

誤差項のラグの選択は STATA V.9 で varsoc というコマンドで SBIC と HBIQ の選択基準でラグ 12 期を採用した。共和分個数の検定は少なくとも 2 個の修正項を入れられるが、数が増えるほど修正項の構造は複雑になり推定が難しくなる。共和分検定では、Johansen test for cointegration. を用い、誤差修正項の数は少なくとも 2 つ以下(2 か 1 か 0)であることを受容した。そこで、上の推定式では誤差修正項を一つだけ入れる。また、ECM の推定に当たり、ラグの選択は、AIC の選択基準と LR 検定でラグ 15 期を採用した。

表 5-1 共和分検定の結果

max rank	parms	LL	Eigen value	trace statistic	Critical value
0	147	181.905		36.9605	29.68
1	152	191.854	0.084	17.0635	15.41
2	155	200.182	0.070	0.4067*	3.76
3	156	200.386	0.002		

出所 筆者推定

表 5 - 1 誤差修正モデルの推定結果

D. GRcpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
S1cpi	30.20648	7.842398	3.85	0.000	14.72984 45.68311
L1.	-1.852246	.3679523	-5.03	0.000	-2.578384 -1.126108
GRcpi					
LD.	.7873733	.333183	2.36	0.019	.129851 1.444896
L2D.	.6158431	.3097772	1.99	0.048	.0045112 1.227175
L3D.	.4743982	.2950909	1.61	0.110	-.1079511 1.056747
L4D.	.3499885	.2801049	1.25	0.213	-.2027865 .9027635
L5D.	.3275244	.259309	1.26	0.208	-.1842109 .8392597
L6D.	.2544958	.246528	1.03	0.303	-.2320167 .7410082
L7D.	.278484	.2295138	1.21	0.227	-.1744517 .7314197
L8D.	.2227802	.2236799	1.00	0.321	-.2186424 .6642029
L9D.	.1711072	.2048868	0.84	0.405	-.2332282 .5754426
L10D.	.1032011	.1950481	0.53	0.597	-.281718 .4881202
L11D.	-.005238	.1784126	-0.03	0.977	-.3573276 .3468516
L12D.	.0803228	.1436926	0.56	0.577	-.2032484 .363894
L13D.	.086048	.1147909	0.75	0.454	-.1404868 .3125829
L14D.	-.0884327	.087998	-1.00	0.316	-.262093 .0852275
L15D.	-.0515562	.0502679	-1.03	0.306	-.1507577 .0476454
GRm1					
LD.	.0204016	.014467	1.41	0.160	-.0081484 .0489516
L2D.	.0037557	.0166936	0.22	0.822	-.0291884 .0366999
L3D.	-.0171665	.0195303	-0.88	0.381	-.0557086 .0213756
L4D.	.0090822	.0221708	0.41	0.683	-.034671 .0528353
L5D.	.01928	.0219405	0.88	0.381	-.0240186 .0625785
L6D.	.0207449	.0234024	0.89	0.377	-.0254388 .0669286
L7D.	.0140586	.0217711	0.65	0.519	-.0289056 .0570229
L8D.	.0084848	.0233141	0.36	0.716	-.0375245 .0544941
L9D.	.0140779	.0215858	0.65	0.515	-.0285207 .0566765
L10D.	.0253824	.0235969	1.08	0.284	-.0211851 .0719498
L11D.	.0111593	.0200117	0.56	0.578	-.0283329 .0506514

表5-1 誤差修正モデルの推定結果 (つづき)

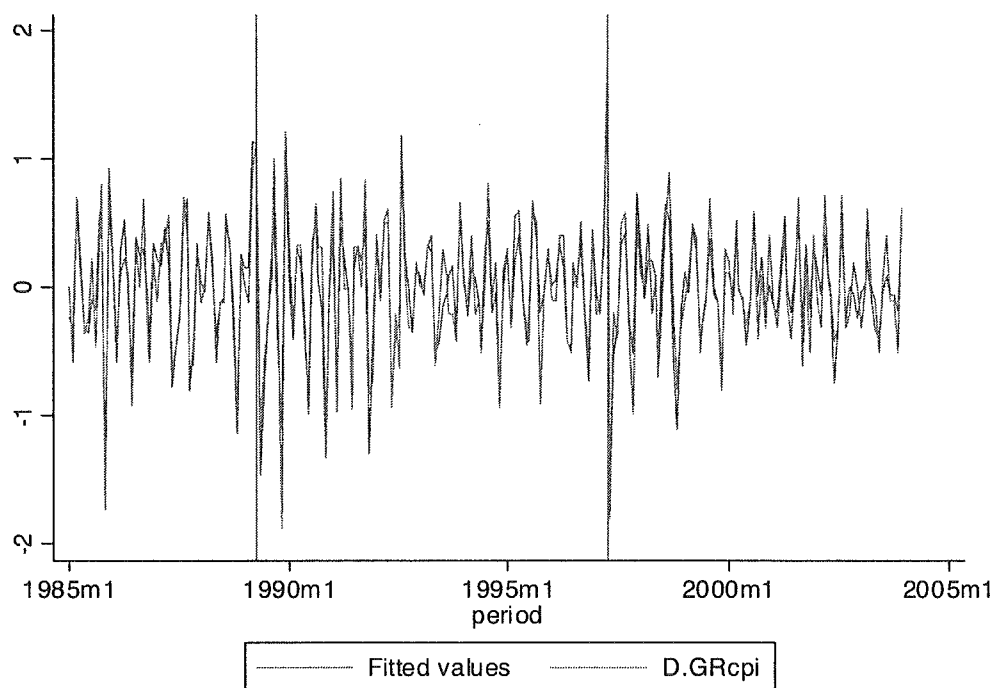
L12D.		.0129147	.0198309	0.65	0.516	-.0262206	.0520501
L13D.		-.0002891	.0190012	-0.02	0.988	-.0377873	.037209
L14D.		-.0001152	.0155698	-0.01	0.994	-.0308415	.0306112
L15D.		.0174131	.0154762	1.13	0.262	-.0131286	.0479547
lnU							
LD.		1.200523	.5267808	2.28	0.024	.1609439	2.240102
L2D.		.9047129	.5218338	1.73	0.085	-.1251038	1.93453
L3D.		.7167053	.5255745	1.36	0.174	-.3204935	1.753904
L4D.		-.0961655	.5286122	-0.18	0.856	-1.139359	.947028
L5D.		.6070221	.5288069	1.15	0.253	-.4365557	1.6506
L6D.		-.7799997	.4956017	-1.57	0.117	-1.758048	.198049
L7D.		.407392	.4559663	0.89	0.373	-.4924381	1.307222
L8D.		.3326729	.4675912	0.71	0.478	-.5900983	1.255444
L9D.		-.3998843	.4961986	-0.81	0.421	-1.379111	.5793425
L10D.		-1.575544	.4648151	-3.39	0.001	-2.492836	-.658251
L11D.		-1.459648	.5100013	-2.86	0.005	-2.466114	-.4531827
L12D.		-1.4571	.4672813	-3.12	0.002	-2.37926	-.5349403
L13D.		-.8980363	.4745415	-1.89	0.060	-1.834524	.038451
L14D.		-.2912491	.4654037	-0.63	0.532	-1.209703	.6272051
L15D.		-1.00002	.5018229	-1.99	0.048	-1.990346	-.0096938
GRpimL1		.0159108	.00758	2.10	0.037	.000952	.0308695
D8904		.8152737	.1046461	7.79	0.000	.6087592	1.021788
D9704		1.633868	.0768238	21.27	0.000	1.48226	1.785477
_cons		.0307954	.0168133	1.83	0.069	-.002385	.0639758

出所 筆者推計

消費者物価に与える効果は、2. 1、2. 2及び2. 3と比較すれば、ECMの推定した結果は若干小さい。具体的には、ECMの結果では、1989年4月の消費税導入は約0.8ポイントでインフレ率を上昇させ、1997年4月の消費税率引き上げは1.63ポイントでインフレ率を上昇させるという結果となっている。最小自乗法や自己回帰モデルの推定結果と比べて、消費税導入時点の価格転嫁の影響は、誤差修正モデルの方が小さい。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。このように推定方法ごとに係数の相違が見られる背

景には、実際のデータと推定値のグラフ（図5）でわかるように、1989/04 期と 1997/04 のインフレの差の変動が大きいことがあげられる。

図5 推定値と実際のデータの比較



出所 筆者推計

注) D.GRcpi は消費者物価上昇率の対前期比の変化率

しかし、消費税導入と消費税率引き上げが消費者物価の変化率に与える効果の係数の符合はともにプラスで、2.1から2.3の推定結果と整合的であり、消費税率の引き上げは価格転嫁を生じたことが示唆されている。

4. 四半期データによる消費税の価格転嫁の実証分析

実際のデータと推定値のグラフとの比較から、1989/04 期と 1997/04 のインフレの差の変動が大きいことが示唆されていることを踏まえて、この変動を緩やかにして実証分析することも、推定の制度を向上させる一つの方法である。そこで、ここでは、2節と3節では月次データを用いたのに対して、四半期データを用いた最小自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、2節と3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。最小自乗法による推定結果をまとめたのが表6である。表の中の記号の意味は2節と3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、

その他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、その他の時期はゼロをとるダミー変数としていることが、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、その他の月はゼロとなる）。

表 6 四半期データによる消費税の価格転嫁の実証分析

OLS	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>	<7>	<8>
	1/U & M1	1/U & M1	lnU & M1	lnU & M1	1/U & M2	1/U & M2	lnU & M2	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
Adjusted 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
Durbina.	1.045	1.481	0.394	0.553	1.532	1.614	0.403	0.546

出所 筆者推計

月次データに基づく場合の非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、月次データの場合と異なり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少し小さくなっている。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。

このように、最小自乗法と自己回帰モデルによる推定結果と比べて、消費税率導入時点の価格転嫁の程度が小さく推定され、消費税率引き上げの価格転嫁の程度が同じ程度のもので推定されることは、四半期データを用いた最小自乗法による推定と月次データを用いた誤差修正モデルによる推定とで共通した結果となっている。

5. 消費者物価における価格伸縮性を考慮した場合の実証分析

物価指数の変化において価格の伸縮性という概念に注目する必要があるのは、マクロ経済学で、メニューコストの存在によりサプライショックの影響を受けてすべての財の価格はそれぞれ同じ程度には変化しないという意味で価格の硬直性（粘着性）があるという仮説（Ball&Mankiw(1995)）があり、これに関する実証研究が進められているからである。

わが国において、物価指数の伸縮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。

以下、渡辺(2003)にしたがって、物価指数の伸縮性を示す指標（見方を替えると価格伸縮性の変動指標）の作り方と記号の意味を説明する（より詳しくは、「補論：物価指数の伸縮性を示す指標（価格粘着性の変動指標）のグラフと算出方法」を参照）。

$$St(X) \equiv \sum_{i \in IL \cup IR} DWit(X) \quad i \text{ は中分類品目 } t \text{ は時期を表す。}$$

ここで、 $IL \equiv \{j \mid \nu_j \in (-\infty, L)\}$ 及び $IR \equiv \{j \mid \nu_j \in (R, \infty)\}$ とする。IL と IR の範囲は片側で 15% の臨界を設定した。

また、 $DWit(X)$ 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、 $DWit(X) \equiv (i \text{ 品目物価指数伸び率} - \text{総合物価指数の伸び率}) * \text{ウェイト}$ とする。

ウェイト付けの方法には、

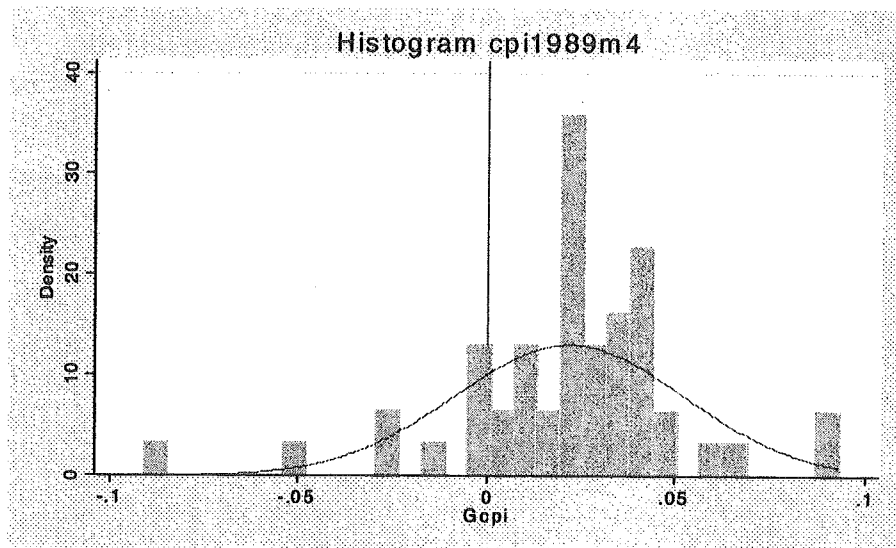
- ① $S1t(X)$: 同じウェイト、
- ② $S2t(X)$: 「消費者物価指数」に公表されたウェイト、
- ③ SKt : 歪度、という三つのケースを考える。

変動指標 $St(X)$ はゼロになれば、総合指数と同じ変動しており、同程度伸縮的であることを示す。指標がプラスとなることは総合的変動よりもその部門の個別財の物価が伸びたことを示す（総合指数に比べて過伸縮的と言える場合）。マイナスとなることは総合的変動よりもその部門の個別財の物価があまり伸びず粘着的であること、言い換えれば非伸縮的であることを示す。

具体的には、渡辺・細野・横手(2003)にしたがって、消費者物価指数とその厚生項目の各財の価格指数の伸び率は前年同月比である。まず、1989/4 期と 1997/4 期の物価総合指数からの個別消費財の乖離を計算した。3 種類の指標ごとに算出した乖離をグラフにしたものが図 5 と図 6 である。

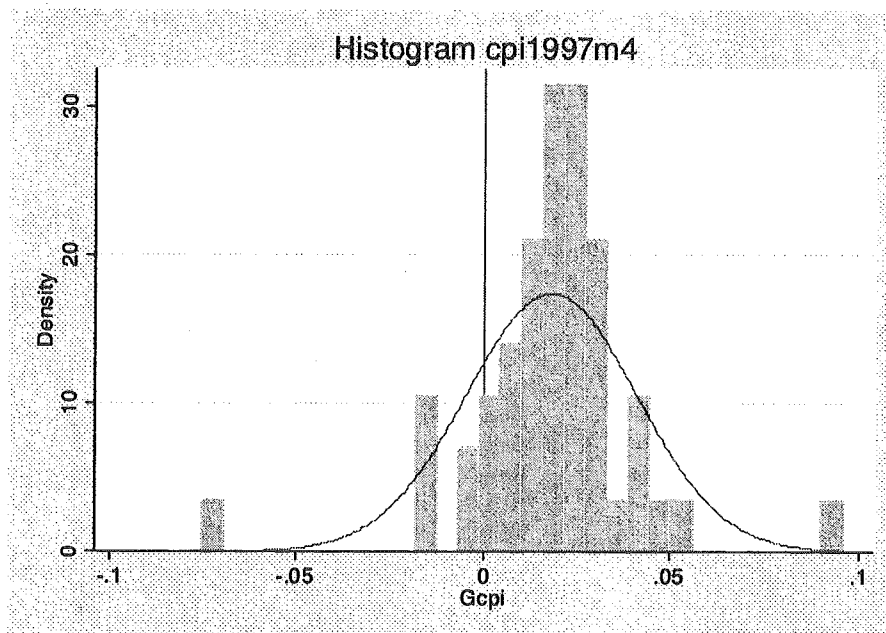
これらから、1997/4 期は 1989/4 期よりも価格が伸縮的であることが読み取れる。したがって、1997/4 に導入した消費税の価格転嫁が比較的によりスムーズに起きていたと推測することができる。この点を検証するために、推定期間を 1985 年 1 月～2003 年 12 月として、2. 3 節における推定と同様な説明変数のラグ構造で、価格の伸縮性に関する説明変数に加えて 1 階の自己回帰モデルで推定した結果が、表 6-1 と表 6-2 である。S1、S2 及び SK はそれぞれ上記のウェイト付けの方法①、②、③を指している。

図5 消費税導入時点(1989年4月)における個別消費財価格の変化率の分布



出所 「消費者物価指数年報」より筆者作成

図6 消費税率引き上げ時点(1997年4月)における個別消費財価格の変化率の分布



出所 「消費者物価指数年報」より筆者作成

表7-1 価格の伸縮性の指標を説明変数に含む価格転嫁の実証分析1

ar1	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]
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

z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

出所（表6-2も同様） 筆者推定

表7-2 価格の伸縮性の指標を説明変数に含む価格転嫁の実証分析2

ar1	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]
AIC	156.952	156.45	156.966	156.665
SBIC	208.393	204.461	208.406	204.675

z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

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。

6. 市場の競争状態の変化を考慮した価格転嫁の実証分析

消費税の価格転嫁の実証分析に関する先行研究では、消費者物価指数というアグリゲートされた価格指数への影響が分析対象となってきた。しかし、消費者物価指数を構成する個別財の価格への転嫁に関する実証分析は、必ずしも十分にはなされてきていない。とくに、IT化と国際化の中で消費財の個別財の市場構造は、1990年代、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、独占的構造や寡占的構造という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及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が必要である。すなわち、必要があると考えられる。

このような問題意識から、ここでは、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、これを全ての財（小分類）を合わせ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点があるか・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。

①K社上位集中度

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

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²であり、期間は 1980-2002 年 であるが、全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全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 7 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、消費税の導入及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、これを守るために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、この参入阻止か価格よりも大きく消費税の価格転嫁をすると、参入企業ができ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ことになると考えられる。

² 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、ウォークマン、パーソナルコンピューター、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。

表 8

	<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 品目数	536 35	536 35	536 35	536 35	536 35	536 35	536 35	536 35
Hausman- test	4.846	4.568	0.879	0.839	1.119	1.192	1.008	1.15
p-value	0.183	0.335	0.83	0.933	0.772	0.879	0.799	0.886

Absolute value of t statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

出所 筆者推定

7. まとめと考察

- 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。
- 先行研究と比較するための実証分析では、先行研究にならい最小自乗法と自己回帰モデルを用いたが、推定結果の中には見せかけの相関の可能性が否定できない場合がある。そこで、この問題点を改善するため単遺恨検定に基づく誤差修正モデルの推定を行い、消費税の価格転嫁の程度を推計した。
- このような価格転嫁の程度の相違の背景には、消費税導入時点では、価格転嫁する

と需要が下がるおそれがあり、互いに競争している消費財供給企業・産業の間で価格を引き上げることを控えた可能性がある。しかし、そのような企業行動の結果、価格転嫁が小さく、需要の減退も少なく、その後のバブル経済へとつながった経緯がある。

- 1997年の消費税率引き上げの場合には、95年の価格転嫁による需要の減退がそれほど大きくなかった経験から、市場構造のなかで競争的な産業部門では価格をより大きく転嫁することができた可能性がある。
- 以上の問題意識から、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、消費者物価指数を構成している個別消費財を供給する諸企業の価格行動の相違に留意した実証分析を行った。
- このような相違を考慮する一つの方法は、メニューコストの存在による消費者物価指数を構成する各財の価格の伸縮性の相違（価格伸縮性の分布とこれに基づく価格粘着性）を考慮することである。渡辺・細野・横手(2003)にしたがって、このような価格伸縮性の指標を算出し、これを説明変数に加えた実証分析を行った結果においても、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かったことが示唆される。
- さらに、消費者物価指数を構成する個別の消費財の価格への消費税の転嫁を実証分析するため、市場構造の相違を市場支配力の指標（K社上位集中度及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て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マイナスの符号を示した。これは、消費税の転嫁が起きる場合において、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。
- したがって、競争的な部門では他の企業も価格転嫁するのでそのような部門の消費財価格において転嫁が生じるため、消費者物価指数全体で見ると価格転嫁が生じていると考えられる。1990年代を通じて規制緩和が実施され、市場支配力や独占的構造が実質的にゆるんで、こうした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よりよく理解できると言えるだろう。

参考文献

- Anderson S.P., de Palma A., Kreider B. (1999) "Tax incidence in differentiated product oligopoly" *Journal of Public Economics* v.81 no.2 pp.173-192
- Ball, Lawrence and N. Gregory Mankiw (1995) "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *QJE* v.110 no.1 pp.161-193

De long, Bradford J. (1997) “America's Only Peacetime Inflation: The 1970s” , NBER Historical Working Paper, No. 84

Mio, Hitoshi (2001) “The Phillips Curve and Underlying Inflation” , Monetary and Economic Studies, May 2001, pp85-108.

澁仁志, 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, pp35-69.

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,193-215.

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, 206-222.

補論: 物価指数の伸縮性を示す指標 (価格粘着性の変動指標) のグラフと算出方法

総合指数からの変動

$$DM_i(X) \equiv \omega_i \nu_i$$

ν_i は部門 i の企業卸物価指数の変化率から総合指標の変化率との差を採った。

ω_i は日銀が設定した総合に対する各部門のウェイト

- この変動指標はゼロになれば、総合指数と同じ変動している。同程度伸縮的である。
- プラスとは総合的変動よりもその部門の物価が伸びたのである。(過伸縮的?)
- マイナスとは総合的変動よりもその部門の物価があまり伸びない。非伸縮的である。

歪み指標

$$S_t(X) \equiv \sum_{i \in I_L \cup I_R} DM_{it}(X)$$

t は時期を表す。

$$I_L \equiv \{j \mid \nu_j \in (-\infty, L)\} \quad \text{と} \quad I_R \equiv \{j \mid \nu_j \in (R, \infty)\}$$

まず、物価指数の前年同月比の伸び率を計算する。

$$G_{cpi_{it}} = (CPI_{it}/CPI_{it-12}) - 1$$

そして、全体の物価指数を表す物価指数からの乖離を計算する

$$D_{cpi_{it}} = GCPI_{it} - GCCPI_t$$

これから、2種類のウェイトをかける。それは実際に総合指数を計算する時に部門別のウェイト($weight_i < 1$, $\sum_i weight_i = 1$)。もう一つは全部門を同じウェイトとする。たとえば、消費者物価指数 (CPI) では 50 部門の中分類から成型されたため、ウェイトを $1/50$ にした。

$$\begin{aligned} \text{Acpi}_{it} &= \text{Dcpi}_{it} * \text{weightC}_i & \text{Scpi} &= \text{Dcpi}_{it}/50 \\ \text{Awpi}_{it} &= \text{Dwpi}_{it} * \text{weightW}_i & \text{Swpi} &= \text{Dwpi}_{it}/21 \end{aligned}$$

よって、2種類の総合指数からの変動、 $\text{DM}_i(X)$ を計算できた。 Acpi と Scpi である。各々の変数を並べ替えて、歪み指標を計算する。

$S_t(X) \equiv \sum_{i \in \text{IL} \cup \text{IR}} \text{DM}_{it}(X)$; ILとIRの範囲は片側で20%の臨界を設定した。つまり、

$$\begin{aligned} S1_t(X) &= S\text{right}_t + S\text{left}_t && \text{同じウェート} \\ S2_t(X) &= A\text{wright}_t + A\text{wleft}_t && \text{卸物価指数の実際ウェート} \end{aligned}$$

たとえば $X=20\%$ の臨界域を設定した。

$S\text{right}_t$ (Scpi_{it} の右側の合計)は Scpi_{it} の40番目から50番目まで合計したものの³。

$S\text{left}_t$ では Scpi_{it} の1番目から10番目まで合計したものである。

一方、 $A\text{wright}_t$ は(Acpi_{it} の右側の合計)は Acpi_{it} を順番で並べ替え、ウェートの合計が0.8より大きい Acpi_{it} から最後までを合計した。

$A\text{wleft}_t$ では最初の Acpi_{it} からウェートの合計が0.2より小さい Acpi_{it} まで合計した。

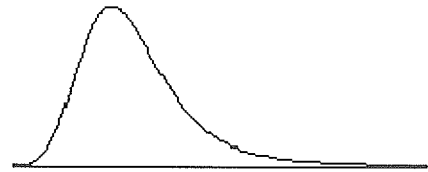
もう一つの歪み指標として歪度(Sk_t)がある。

$$\text{Sk} \equiv \sum_i \omega_i (v_i)^3 / \text{SD}^3(v_i)$$

$$\text{Sk} \begin{cases} = 0, & \text{左右対称の分布} \\ > 0, & \text{右に裾が長い(左にかたよった)分布} \\ < 0, & \text{左に裾が長い(右にかたよった)分布} \end{cases}$$



歪度 = 0
(正規分布)



歪度 > 0



歪度 < 0

以上の方法で、歪み指標を説明変数として、フィリップスカーブの推計を行う。各々の歪み指標をまとめて置く。

消費者物価指数の歪み指標 : $S1\text{CPI}$ 、 $S2\text{CPI}$ 、 SkCPI

企業卸物価指数の歪み指標 : $S1\text{WPI}$ 、 $S2\text{WPI}$ 、 SkWPI

³ WPIの場合は21中分類の部門からの合成であり、右の合計は17番目以降、左側は5番目以前のものを合計したのである。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「税制と社会保障に関する研究」

分担研究報告書

基礎年金の負担：税か保険料か？

分担研究者 加藤久和 明治大学政治経済学部助教授

研究要旨

2004年度に給付された基礎年金の総額は15.5兆円に達し、公的年金給付額全体の36.5%を占めている。この額は、経済成長や高齢化のさらなる進行によって、今後さらに増加すると見込まれている。現在、基礎年金は基本的には保険料方式で運営されているが、2004年度の公的年金制度改革では国庫負担の割合が1/2にまで拡大することが確認された。保険料方式とはいえ、すでに大きな割合を租税に依存しているという事実があり、またその他さまざまな論点から、基礎年金全体を租税によってまかなうことの是非が問われている。

基礎年金を租税でまかなう場合、消費税を用いることが考えられる。独自のマクロ計量モデルを用いて試算した結果、2050年度ではおよそ6.6%程度の消費税率上昇が必要であることが示される。財政赤字の解消等、その他に必要な税収を考慮すると、17%程度の消費税率ということになる。また、出生率の変動や全要素生産性が変化した場合のシミュレーションを行い、出生率の改善や生産性上昇が消費税率上昇を緩和させることができることも示した。

A. 研究目的

財政方式を中心に、基礎年金制度の現状と課題を整理し、今後さらなる増加が予測される基礎年金給付額をまかなう場合の財政方式を検討するとともに、消費税でこれをまかなう場合に必要な税率の上昇幅などの試算を行うことが目的である。

B. 研究方法

基礎年金の現状については、既存統計データなどを参照に、その特徴を整理するとともに、財政方式のあり方については、さまざま

な先行研究や文献等を参照した。また、必要な税率上昇幅の試算においては、マクロ計量モデルを利用した。

今回利用したマクロ計量モデルは、マクロ経済を記述するマクロ経済ブロック、主として労働力供給を示す労働市場ブロック、一般政府（中央・地方政府及び社会保障基金）の財政収支を表す財政ブロック、および年金、医療、介護といったサブブロックから構成される社会保障ブロックの四つのブロックから構成される中規模のモデルであり、含まれる

内生変数の数は 277 となっている。

(倫理面への配慮)

特に問題ない

C. 研究結果

2004 年度に給付された基礎年金の総額は 15.5 兆円に達し、公的年金給付額全体の 36.5%を占めている。この額は、経済成長や高齢化のさらなる進行によってさらに増加し、2025 年度の基礎年金給付額は 36.6 兆円、2050 年度では 58.1 兆円にまで増加すると計算された。

基礎年金の財政方式のあり方を考えると、保険料方式は負担と給付のリンクが明確であることから、現在は保険料方式で運営されている。しかし、基礎年金は老後の生活における国民の必要最低限の水準を支えるものであるとすれば、保険料方式による負担と明確なリンクを必ずしも持つ必要はないとも考えられる。給付と負担のリンクは不要であれば税方式でも十分であり、また現に基礎年金の国庫負担が 1/2 に引き上げられるという実態がある。これに加えて、国民年金の保険料未納問題や第三号被保険者をめぐる議論（専業主婦等の優遇）、さらには政府の効率性などを考えると税方式が適切であるとも考えられる。

基礎年金を租税でまかなう場合、消費税を用いることが適当である。独自のマクロ計量モデルを用いて試算した結果、2025 年度では必要な消費税率の上昇幅は 5.75%程度、また

2050 年度には 6.59%程度の消費税率上昇が必要であることが示された。財政赤字の解消等、その他に必要な税収を考慮すると、17%程度の消費税率ということになる。また、出生率の変動や全要素生産性が変化した場合のシミュレーションを行い、出生率の改善や生産性上昇が消費税率上昇を緩和させることができることも示した。

結果の多くは、加藤(2005)などによるマクロ計量モデルに多くを依存している。そのため、その結論には一定の留意が必要であるが、年金財政を安定的に運営していくためのひとつの参考資料として解釈されたい。

D. 考察

最近では、消費税率をめぐる議論が活発であり、また 2004 年度には一定の年金制度改革を行ったものの、一層の少子高齢化の進展が年金財政に及ぼす影響にも不安が残る。こうした中、基礎年金は老後の生活を支える中心であり、安定的な年金給付が維持されなければならない。そのためには、基礎年金部分については保険料方式から税方式に移行することも検討すべきである。但し、現在の政府組織の問題や消費税率上昇に関する国民的合意の形成などさまざまな課題もある。こうした点をいかに解決していくかが問われていると考えられる。

E. 結論