

論 文

家計部門一人当りの支出行動の分析

—日本の場合：1953～1986年—

橋 本 紀 子

第1節 問題の所在

第2節 実証分析に用いるデータおよびモデル

第3節 推定結果

[1] 全期間のデータを用いた推定結果

[2] 構造変化の探索および推定結果

第4節 結語および残された課題

第1節 問題の所在

1953年経済白書は日本が一応の戦後処理を終えたとうたった。その後30年余が経過したが、その間日本経済は大きな変貌をとげてきた。それにともない日本国民の消費生活も戦後の困窮期から次第に(量的に)豊かな時代へと、その後「量」から「質」への重視という変化がみられ、より成熟した形へと移行したと考えられる。

さて、消費者の行動を分析する際には所得を貯蓄と消費に配分する段階とその後総消費額を各財に配分する段階の2段階が考えられるが、本稿では後者の個別消費(多品目消費支出)関数の問題に焦点を当て分析を行う。計測には1953年から1986年までの34年間の長期にわたる時系列データを用い、この期間における経済学的・統計学的にみて納得のいく推定値および総消費(所得)¹⁾・価格

1) ここでは所得を消費と貯蓄に配分した後に消費額を個別の財へ配分する問題を考えている。そのため一般に所得として表される需要の決定要素として総消費額を用いる。このことともない本稿では所得弾力性ではなく総消費弾力性という表現を用いる。

弾性値を得ることを主眼に分析を進めていく。

構成は以下の通りである。第2節では実証に用いるデータの品目構成および推定期間中の動きについて観察を行い、あわせて推定に用いるモデルについて述べる。第3節ではまず全期間のデータを用いて推定を行う。その後今回用いるデータは長期にわたっているため期間中の構造変化の有無について調べ、構造変化時点に留意した推定を行う。最後に第4節で以上の分析のまとめと残された課題について述べる。

第2節 実証分析に用いるデータおよびモデル

本稿での分析に用いるデータは、国民経済計算データにもとづく²⁾ 1953年から1986年までの34期にわたる年次データであり、品目分類は以下の22品目である。

- | | | | |
|--------------|---------------|-----------|-----------|
| 1. 穀類 | 2. 魚介類 | 3. 肉乳卵 | 4. 野菜・海草 |
| 5. 油脂・調味料 | 6. 嗜好食品 | 7. 調理食品 | 8. 酒・飲料 |
| 9. 外食 | 10. たばこ | 11. 衣服・履物 | 12. 家賃 |
| 13. 水道料 | 14. 光熱費 | 15. 家具備品 | 16. 家計雑費 |
| 17. 保健衛生 | 18. 医療現物給付 | 19. 交通・通信 | 20. 教養・娯楽 |
| 21. 金融帰属サービス | 22. その他財貨サービス | | |

データの観察期間は34年間という長期にわたっている。そこでその間のデータの動きを概観する手だてとして、図1～3に期間中の一人当たりの総消費支出額³⁾(名目・実質)および消費者物価デフレーター(1980年=1.00)の推移とそれぞれの対前年成長(変化)率を示した。

名目総消費支出額は観察期間中一貫して増加を続けているが、その増加の度合は1960年以降強まっている(図1)。さらに(物価の動きとあわせて)1973年以

2) 食品に関連する品目(1.穀類～9.外食)の作成に当たっては『家計調査年報』(総務庁・統計局)の情報を用了。

3) 上記の22品目に対する支出額を総計し、算出した。

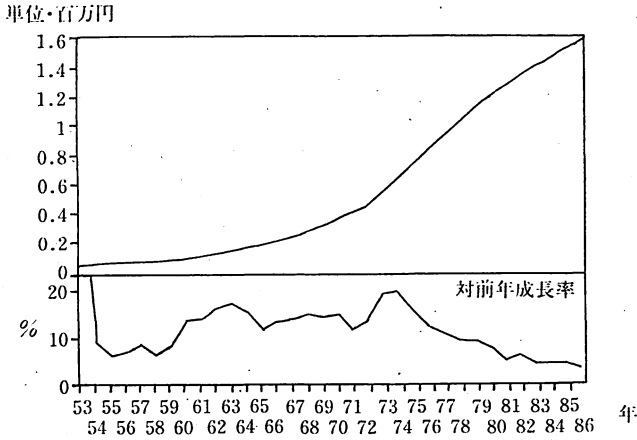


図1 名目総支出額の推移
(1953～1986年)

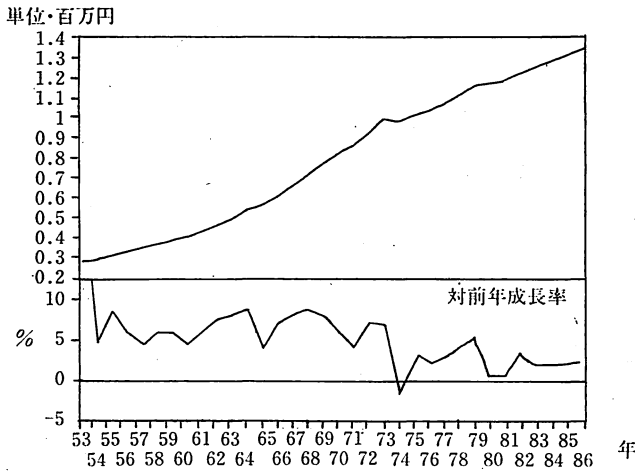


図2 実質総支出額の推移
(1953～1986年)

降その増勢は増しているが、近年その伸び具合が鈍ってきている。また成長率でみると、1960年から1977年までは10%を越える高い水準で推移したがその後次第に低下していることが観察される。

一方図2より、実質値では総消費支出額は一貫して上昇しているがその増勢

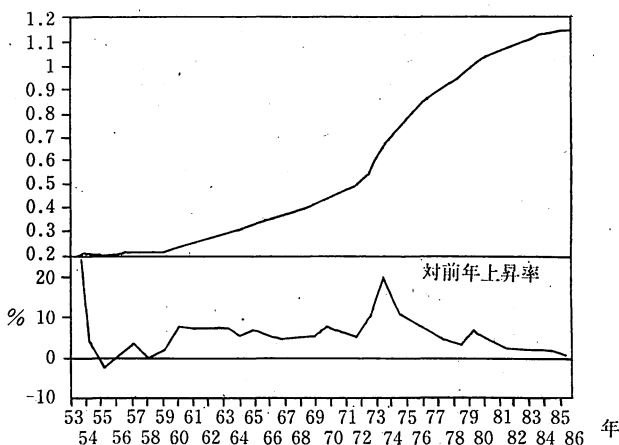


図3 消費者物価デフレーターの推移
(1953～1986年)

は1960年代半ばに強まりその後第1次石油危機を境に弱まったことがわかる。成長率でみても1973・79年の石油危機が大きくマイナスに影響したことがみてとれる。

この期間物価は上昇を続けているが、その動きには名目総消費支出額と類似の点が見られる(図3)。すなわち1959年までは非常に緩やかに、その後よりハイペースで、さらに1973年以降はかなり強い勢いでの上昇をみせている。名目総消費支出額の動きと異なるのは、1979年にさらに上昇の度合が増していることである。変化率でみると1973年の突出ぶりが目だっており、その他の年はおおむね5～8%前後の値を示している。なお近年物価上昇には鎮静化の動きが見られる。

さて今回用いるデータは22品目と品目数が多いので、推定に用いるモデルとして次のような対数1次式の需要モデル Constant Elasticity Demand System(以下 CEDS と略す)を考える。

$$(ア) \ln q_i = a_i + e_{i1} \ln(X/P) + e_{i2} \ln(p_i/P) \quad i=1, 2, \dots, 22$$

ここで q_i : 一人当たりの第 i 財の需要量

$$X = \sum p_i q_i : \text{一人当りの総消費支出額}$$

p_i : 第 i 財の価格デフレーター P : 消費者物価デフレーター

e_i : 総消費弾力性 e_{ii} : 自己価格弾力性

このモデルでは需要量を総消費(所得)と価格の関数として考え、その動きを非線形にとらえるため指数関数型を採用している。ここでは、今回分析に用いるデータの品目分類が大きく集計されていることから自己の価格のみを考慮している⁴⁾。

このモデルに加え、総消費あるいは価格の影響の非線形性の度合いが強い場合に対応させるため総消費(対数)の2次の項をも含めたモデル(イ)をもあわせて推定することにする⁵⁾。

$$(イ) \quad \ln q_i = a_i + b_i \ln(X/P) + c_i \{ \ln(X/P) \}^2 + e_{ii} \ln(p_i/P)$$

第3節 推定結果

[1] 全期間のデータを用いての推定

各品目の全期間のデータ(1953~1986年)を用いて最小二乗法(以下 OLS と略す)により推定を行った。表1にモデル(ア)の推定結果をあげる。

推定値の値、符号とも家計部門の支出行動として妥当と思われる結果が得られており、またほぼ全ての場合 t 値も有意な値を示している。多くの品目において修正済み決定係数(以下 R^2 値と略す)も非常に高い値を示している。しかしながら、ダービン・ワトソン(以下 $D. W.$ と略す)値よりほとんどの場合において誤差項にかなり強い正の相関が起きていると思われる⁶⁾。

そこで誤差項 u について1階の自己回帰過程: $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$, $e_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ ($t=2, 3, \dots, T$ $T=34$) を仮定して推定を試みた。

4) 大きく集計された品目分類データにおいては、本来代替(補完)関係を示すと考えられる個別の費目が同一のグループに含まれるために、価格効果が不明確な形でしか表れない場合があり得ると考えられる。

5) これら(ア)、(イ)のモデルでは、必ずしも収支条件(加法性)は満足されない。

6) モデル(イ)においても同様に誤差項に強い正の系列相関がみられた。

表1 モデル(A)の推定結果:全期間(1953~1986) 推定法:OLS

品目No.	a_i	e_i	e_{ii}	\bar{R}^2	D.W.
1	-3.1606 (-376.44)	-0.1476 (-9.40)	-0.4159 (-4.07)	0.725	1.2716
2	-3.1918 (-163.21)	0.4191 (6.61)	-0.4871 (-4.29)	0.750	0.4768
3	-3.1908 (-84.09)	1.2963 (13.41)	0.7378 (1.95)	0.962	0.2155
4	-3.3077 (-181.77)	0.3431 (5.37)	-0.4884 (-2.96)	0.759	0.3211
5	-4.4422 (-272.83)	0.5520 (7.90)	-0.1313 (-0.93)	0.986	0.6893
6	-3.4001 (-135.51)	0.6262 (10.33)	-1.2850 (-3.65)	0.955	0.2429
7	-4.3092 (-211.99)	1.0252 (20.62)	-0.6138 (-5.08)	0.961	0.2200
8	-3.5158 (-145.09)	1.1353 (14.46)	-1.1395 (-7.15)	0.997	0.8341
9	-3.5208 (-165.00)	1.4624 (32.33)	-1.2756 (-5.35)	0.983	0.3170
10	-4.0544 (-292.98)	0.6485 (11.04)	-0.4492 (-5.20)	0.990	0.9799
11	-2.5760 (-205.04)	0.6751 (19.09)	-0.8017 (-5.13)	0.981	0.4158
12	-1.9774 (-407.82)	1.1175 (78.85)	-0.2073 (-6.28)	0.998	0.8044
13	-5.5503 (-463.47)	1.5469 (75.13)	-0.3002 (-3.92)	0.995	1.4046
14	-3.6551 (-91.73)	1.3704 (9.24)	-0.1533 (-0.60)	0.941	0.2129
15	-3.0498 (-44.11)	0.2653 (0.70)	-2.4829 (-3.12)	0.919	0.2655
16	-3.8080 (-327.84)	0.7968 (22.64)	-1.1386 (-4.37)	0.987	1.0147
17	-3.4313 (-400.49)	1.3280 (47.13)	-0.6851 (-11.54)	0.998	1.1368
18	-2.9023 (-164.36)	1.8893 (32.53)	-0.7867 (-6.43)	0.996	0.5442
19	-2.4569 (-157.78)	1.7952 (67.58)	-0.9251 (-5.21)	0.996	0.3672
20	-2.3884 (-115.17)	1.1871 (25.69)	-0.7123 (-4.32)	0.968	0.2097
21	-3.8432 (-116.49)	1.4090 (21.35)	-2.5831 (-4.10)	0.983	0.3832
22	-2.4043 (-90.97)	1.6548 (39.97)	-0.8329 (-2.93)	0.989	0.6151

()内は t 値。

表2 モデル(A)の推定結果:全期間(1953~1986) 推定法:PW

品目 No.	a_i	e_i	e_{ii}	\bar{R}^2	D.W.	$\hat{\rho}$
1	-3.1607 (-274.61)	-0.1457 (-6.96)	-0.4246 (-3.29)	0.941	1.9642	0.3280
2	-3.2368 (-115.79)	0.5359 (7.95)	-0.7305 (-5.90)	0.985	1.6363	0.7041
3	-3.1438 (-64.00)	1.1384 (10.32)	-0.1426 (-0.39)	0.984	0.9827	0.7750
4	-3.3147 (-125.37)	0.3277 (7.34)	-0.4678 (-5.66)	0.988	1.7186	0.8092
5	-4.4568 (-212.29)	0.6046 (8.08)	-0.0235 (-0.16)	0.995	1.6716	0.5924
6	-3.4479 (-81.35)	0.6916 (10.66)	-0.8390 (-4.37)	0.986	1.8800	0.8191
7	-4.3055 (-99.86)	1.1234 (18.60)	-0.8308 (-8.03)	0.991	1.3220	0.8452
8	-3.5454 (-108.63)	1.2248 (12.98)	-0.9540 (-4.91)	0.996	1.7633	0.5177
9	-3.5228 (-98.96)	1.5317 (23.32)	-1.4055 (-4.15)	0.990	1.0188	0.6914
10	-4.0518 (-205.89)	0.6113 (9.36)	-0.4957 (-5.23)	0.992	1.8894	0.4725
11	-2.5901 (-92.23)	0.7020 (13.16)	-0.6276 (-3.31)	0.987	1.5271	0.7564
12	-1.9776 (-219.23)	1.1231 (46.35)	-0.2298 (-4.63)	0.997	1.5925	0.5950
13	-5.5506 (-379.30)	1.5431 (33.03)	-0.3010 (-3.36)	0.995	1.7882	0.2089
14	-3.6676 (-51.57)	1.0304 (8.03)	-0.5950 (-3.19)	0.962	0.9485	0.7870
15	-3.1722 (-29.34)	0.9231 (3.64)	-1.0710 (-2.25)	0.941	1.2704	0.8348
16	-3.8103 (-210.38)	0.8260 (18.56)	-0.9158 (-3.17)	0.989	1.7703	0.4622
17	-3.4258 (-286.98)	1.3030 (43.33)	-0.7495 (-12.16)	0.998	1.7573	0.4217
18	-2.9065 (-98.07)	1.9013 (33.39)	-0.7915 (-7.53)	0.994	1.7294	0.6480
19	-2.4800 (-87.96)	1.7499 (41.62)	-1.0414 (-5.15)	0.994	1.4839	0.7292
20	-2.3852 (-65.09)	1.2908 (23.76)	-0.9061 (-8.47)	0.984	0.9200	0.7615
21	-3.8197 (-76.61)	1.5113 (17.24)	-2.0447 (-2.96)	0.986	1.2830	0.6373
22	-2.3957 (-52.07)	1.6479 (25.61)	-0.7856 (-1.91)	0.983	1.5921	0.6761

() 内は t 値。

表3 モデル(I)の推定結果:全期間(1953~1986) 推定法:PW

品目 No.	a_i	b_i	c_i	e_{ii}	\bar{R}^2	D.W.	$\hat{\rho}$
1	-3.1464 (-344.35)	-0.2697 (-6.23)	-0.1711 (-3.00)	-0.0158 (-0.10)	0.802	1.9725	0.0628
2	-3.1997 (-100.58)	0.3800 (2.74)	-0.0753 (-0.98)	-0.5496 (-3.49)	0.982	1.4216	0.5543
3	-3.0634 (-350.82)	0.4765 (13.67)	-0.6300 (-28.02)	-0.3532 (-4.23)	0.999	1.8761	0.1439
4	-3.3123 (-118.66)	0.3055 (3.69)	-0.0236 (-0.32)	-0.4698 (-5.59)	0.988	1.7215	0.8095
5	-4.4462 (-228.02)	0.5011 (6.02)	-0.1035 (-2.21)	-0.0397 (-0.28)	0.996	1.7608	0.5518
6	-3.4073 (-139.50)	0.3654 (4.49)	-0.3591 (-4.54)	-0.7518 (-4.23)	0.991	2.0538	0.6794
7	-4.3642 (-203.79)	1.4976 (14.90)	0.3631 (4.57)	-1.0188 (-9.15)	0.993	1.2715	0.4973
8	-3.5230 (-205.12)	1.0297 (17.70)	-0.1966 (-6.07)	-0.9917 (-8.72)	0.998	1.9285	0.1131
9	-3.4412 (-74.09)	1.0234 (5.17)	-0.4217 (-2.76)	-0.5056 (-1.11)	0.991	1.0305	0.7417
10	-4.0526 (-200.99)	0.6255 (7.71)	0.0196 (0.30)	-0.5018 (-5.11)	0.992	1.8866	0.4728
11	-2.5728 (-149.70)	0.5713 (9.15)	-0.1813 (-2.42)	-0.4430 (-2.21)	0.990	1.5203	0.5578
12	-1.9731 (-177.39)	1.1063 (32.00)	-0.0389 (-0.68)	-0.2772 (-3.22)	0.997	1.5095	0.5904
13	-5.5551 (-380.38)	1.6172 (28.02)	0.0870 (1.41)	-0.3486 (-3.72)	0.995	1.8666	0.1993
14	-3.7287 (-90.20)	1.8854 (10.79)	0.7549 (5.28)	-0.3848 (-2.47)	0.979	1.2951	0.6507
15	-3.0369 (-56.55)	-0.1872 (-0.65)	-0.7812 (-4.94)	-1.9040 (-3.90)	0.968	1.3827	0.4969
16	-3.7984 (-282.43)	0.6862 (12.41)	-0.1604 (-2.98)	-0.8536 (-3.36)	0.991	1.8571	0.2957
17	-3.4273 (-277.93)	1.3154 (25.15)	0.0099 (0.24)	-0.7406 (-11.70)	0.998	1.7279	0.5412
18	-2.8806 (-99.10)	1.6611 (15.28)	-0.2363 (-2.52)	-0.8444 (-8.50)	0.995	1.7487	0.6454
19	-2.4816 (-82.02)	1.7671 (18.76)	0.0181 (0.20)	-1.0505 (-4.97)	0.994	1.4711	0.7234
20	-2.3495 (-110.48)	0.8803 (11.75)	-0.4215 (-5.72)	-0.9508 (-10.90)	0.992	1.1780	0.6333
21	-3.7831 (-78.91)	1.1389 (7.66)	-0.4042 (-3.06)	-2.0452 (-3.32)	0.989	1.4612	0.6701
22	-2.4169 (-36.83)	1.7417 (7.89)	0.0822 (0.44)	-0.9820 (-1.62)	0.983	1.5600	0.6639

()内は t 値。

従来 ρ の推定法としてはコクレン・オーカット(Cochrane-Orcutt, 以下 CO と略す) 法によることが多かった。しかしながら, 近年, CO 法による ρ の推定値には負のバイアスが含まれる(過小推定が行われる)ことが明らかになっている [3]。CO 法に代わる推定法としていくつかの手法が考えられるが, 本稿ではプライス・ウィンストン (Prais-Winsten, 以下 PW と略す) の 2 段階法を用いることにする(この手法による推定結果が CO 法にまさることについては [3] 参照のこと)。

モデル(ア)それぞれの各品目について PW 法による ρ の推定値および $\hat{\rho}$ を用いた推定結果は表 2, 3 にあげる通りである。

両モデルともにおいて, OLS を用いた場合には符号が不適と考えられたパラメーターの符号が転じていることが観察される(モデル(ア)における 3. 肉乳卵の e_{ii} , モデル(イ)における 1. 穀類の e_{ii})。また有意な推定値の数も増えているが, モデル(イ)の c_i パラメーターについては OLS の時と同様非有意な推定結果が多かった。両モデルとも各品目において OLS 時よりいっそう高い \bar{R}^2 値が得られている。

さてこの推定結果を用いての総消費弾力性を両モデルについて比較してみると, ほとんどの品目について値の傾向は非常に似通っている(表 4)。しかしな

表 4 各モデルにおける総消費弾力性の値 (PW 法の推定値による)

品目 No.	モデル(ア)	モデル(イ)	品目 No.	モデル(ア)	モデル(イ)
1	-.1457	-.1501	12	1.1231	1.1335
2	.5359	.4326	13	1.5431	1.5564
3	1.1384	.9170	14	1.0304	1.3576
4	.3277	.3220	15	.9231	.3590
5	.6046	.5735	16	.8260	.7983
6	.6916	.6165	17	1.3030	1.3085
7	1.1234	1.2437	18	1.9013	1.8263
8	1.2248	1.1671	19	1.7499	1.7544
9	1.5317	1.3182	20	1.2908	1.1750
10	.6113	.6118	21	1.5113	1.4215
11	.7020	.6981	22	1.6479	1.6842

がら15.家具備品については(ア)0.9231, (イ)0.3590と大きくその値が異なっている。この品目に耐久度の高い財が多く含まれるという性格を考えるならば、モデル(ア)の結果の方がより現実に合致していると考えられる。その他の品目については両モデルともで1.穀類が下級財であるという結果が得られた。またモデル(ア)では2.魚介類, 4.野菜海草, 5.油脂調味料, 6.嗜好食品, 10.たばこ, 11.衣服履物, 15.家具備品, 16.家計雑費が, モデル(イ)ではそれらに加えて3.肉乳卵が必需品であるとの結果が得られた。それ以外の財は総消費弾力性が1を越えていたが, なかでも9.外食, 13.水道料, 18.医療現物給付, 19.交通通信, 21.金融帰属サービス, 22.その他財貨サービスなどの弾力性が高かった。13.水道料の総消費弾力性が高かったのは意外である。

以上, 多くの品目で納得のいく推定結果を得ることができたが, 若干の品目の推定値及び弾性値について満足のいく結果が得られなかったので, 次のセクションにおいては推定期間中の構造変化に留意した分析を行っていく。その際, モデル(イ)において c_i パラメーターに有意でないものが多いこと, また弾力性の結果より比較するならばモデル(ア)の説明力の方が高いと考えられることから, モデル(ア)を用いて分析を進めていくこととする。

[2] 構造変化の探索および推定結果

推定期間中(1953~1986年)の構造変化, すなわち外生的・内生的要因によるパラメーターの変化の有無についての検討を行っていく。本稿では構造変化は期間中に生じたとしても1回限りで, またその際パラメーターが不連続的(discrete)に変化すると仮定する。この仮定の下で, まずスイッチング回帰(以下SRと略す)モデル⁷⁾により構造変化がいつの時点で生じたと考えられるか

7) 推定期間が T 期間であるような回帰モデル

$$(1) y_t = X_t' \beta + u_t \quad t=1, \dots, T$$

ただし, y_t : t 期の被説明変数の観測値

X_t : t 期の説明変数の観測値ベクトル, $k \times 1$

β : 回帰係数ベクトル, $k \times 1$

を探索し、次に変化時点の前後の期間で誤差の分散が等しいと考えられるか否かを検定し、その結果に応じてチョウ[1]あるいはワルド検定[6]⁹⁾を用い

u_t : 誤差項, $u_t \sim N(0, \sigma^2)$, u_t は i. i. d.

において、ある t^* 期に何らかの要因により構造変化が起こり回帰係数あるいは誤差分散の値が変化したとすると、次のような2種類の方程式で回帰モデルを表すことができる。

$$(2) \quad y_t = X_t' \beta_1 + u_{1t} \quad t=1, 2, \dots, t^*$$

$$(3) \quad y_t = X_t' \beta_2 + u_{2t} \quad t=t^*+1, \dots, T$$

ただし, β_1, β_2 : 回帰係数ベクトル, $k \times 1$

u_{1t}, u_{2t} : 誤差項, u_{1t} と u_{2t} は独立

$$u_{1t} \sim N(0, \sigma_1^2), u_{2t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

Quandt [4] は未知の構造変化時点 t^* 期を見いだす方法として、この回帰モデルにおける集約された尤度関数

$$1nL = -T/2(1+1n2\pi) - (t^*/2)1n\hat{\sigma}_1^2 - \{(T-t^*)/2\}1n\hat{\sigma}_2^2$$

ただし, $\hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2$ は t^* が与えられた時の σ_1^2, σ_2^2 の最尤推定値,

u_1, u_2 のOLS 残差を e_1, e_2 で表すと

$$\hat{\sigma}_1^2 = e_1'e_1/t^*, \quad \hat{\sigma}_2^2 = e_2'e_2/(T-t^*)$$

を考え、 $1nL$ を最大化することにより t^* についての最尤推定値を得るという手法を提唱した(この際前後期の誤差分散が等しいとの仮定はおかれていない)。ただしこの際次の2点に留意すべきである。①最尤推定値が得られた後でその時点において本当に構造変化が起こっているかについての検討が必要である。② β_1 あるいは β_2 についての係数の推定また不偏分散の計算のため、 t^* が探索し得る範囲は $k+1 \leq t^* \leq T-k-1$ となる。

- 8) チョウ (G. Chow)[1] はあらかじめ与えられた時点における構造変化の有無を判定する手段として、チョウ検定を提唱した。これはデータを構造変化前後で分割し、前半のデータにより推定されたパラメーターと後半のデータにより推定されたパラメーターが等しいかどうかについて F 検定を行うものである。すなわち $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ という条件の下で、次の統計量 C は $\beta_1 = \beta_2$ が真であるとき自由度 $k, T-2k$ の F 分布に従う(記号は注7に準ずる)。

$$C = \frac{(\hat{u}'\hat{u} - \hat{u}'\hat{u})/k}{\hat{u}'\hat{u}/(T-2k)}$$

$\hat{u}'\hat{u}$: 全期間における残差平方和

$$\hat{u}'\hat{u} = \hat{u}_1'\hat{u}_1 + \hat{u}_2'\hat{u}_2$$

さて、チョウ検定の欠点の一つとしてあげられることに、前提として二つの期間における分散を均一であると考えていることがある。係数値が変化している際には誤差分散の値も変化している可能性が高いと考えられるためこの仮定は成立していない場合も多く考えうる。そこで、二つの期間の誤差項が不均一である場合には次式で表さ

表5 モデル(A)における構造変化の探索結果

品目 No.	t*	分散 C-W	品目 No.	t*	分散 C-W	品目 No.	t*	分散 C-W
1	1956	*	9	1957		17	1977	
2	1976		10	1962		18	1974	* X
3	1963		11	1962	*	19	1982	
4	1972		12	1982	X	20	1957	
5	1977		13	1982		21	1962	
6	1972		14	1974		22	1961	
7	1968		15	1974				
8	1969		16	1967				

t* は構造変化時点、すなわち分断された期間のうち前期の終了時点を示す。
「分散」欄の*は前後期の誤差分散が等分散であるとの帰無仮説が棄却されなかったことを示す(無印の場合は棄却)。

C-W欄(チョウまたはワルド検定の結果)のXは当該時点で構造変化がない(無印の場合は構造変化がある)と判断されたことを示す。

てSRモデルにより探索された時点(t*)で本当に構造変化が生じたと考えられるかについての検定を行った。

表5に各品目にSRモデルを適用した結果得られたt*およびその時点での誤差分散に関する検定の結果、それに応じてのチョウあるいはワルド検定の結果を示した。二つの品目(12.家賃, 18.医療現物給付)では構造変化が生じていないとの結果が得られているが、他の20品目について結果を検討してみると、その構造変化時点に応じて次の5グループに分類することができる。

(イ) 推定期間の初期(1950年代)に構造変化の認められる品目

1. 穀類, 9. 外食, 20. 教養娯楽

(ロ) 1960年代初頭に構造変化の認められる品目

3. 肉乳卵, 10. たばこ, 11. 衣服履物, 21. 金融帰属サービス,
22. その他財貨サービス

れるワルド検定統計量 W を考え、これが漸近的に自由度 k のカイニ乗分布に従うことを用いて検定を行う。

$$W = (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)' [s_1^2 (X_1' X_1)^{-1} + s_2^2 (X_2' X_2)^{-1}]^{-1} (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2)$$

ただし s_1^2 , s_2^2 はそれぞれ σ_1^2 , σ_2^2 の最小二乗推定値

(イ) 1960年代末期に構造変化の認められる品目

7. 調理食品, 8. 酒飲料, 16. 家計雑費

(ニ) 第1次石油危機前後に構造変化の認められる品目

2. 魚介類, 4. 野菜海草, 5. 油脂調味料, 6. 嗜好食品, 14. 光熱費,
15. 家具備品, 17. 保健衛生

(ホ) 推定期間の末期(1980年代)に構造変化の認められる品目⁹⁾

13. 水道料, 19. 交通通信

以上の手続きにより求めた構造変化時点(t^*)¹⁰⁾を考慮にいれ各品目についての推定を行った。まず、チョウあるいはワルド検定により t^* においてどのパラメーターが変化しているかを各品目ごとに検討し、その結果に応じてダミー変数を付け加えたモデルを用いて推定を行った¹¹⁾。推定はまず OLS で行

9) 注10で詳細に触れるがこの2品目については第1次石油危機時(1974年)に構造変化が生じたと考えた方が説得的な推定結果が得られた。

10) 構造変化がないと判断された品目については、参考のために、SR モデルで大きな尤度の順にチョウあるいはワルド検定を行い、構造変化が生じている時点(12. 家賃については尤度が4番目に大きい1960年, 18. 医療現物給付については2番目に大きい1977年)についての推定を行った。

さて、SR 手法を用いた際の欠点の一つとして、回帰の自由度の低い場合(可能な範囲の端の時点における構造変化探索)において結果の信頼性の低いことがあげられる[2]。そこで t^* が非常に初期あるいは末期との結果が出た際には可能な限り詳細な検討を行った。その結果 t^* が推定期間の端で推定されたケースのうち、13. 水道料, 19. 交通通信についてはそれぞれ尤度が4番目に大きい1974年と考えた場合の推定結果が非常に安定していたので参考のため併記する。

11) なお同時に、各品目について想定できる限りの全ての期間(1956 $\leq t^* \leq$ 1982)について、それぞれの期間における誤差分散についての検定の結果に応じてチョウあるいはワルド検定を用い構造変化の有無について検討を行った。その詳細はここでは省略するが、以下のような諸点が見受けられた。

・構造変化がみられないあるいは非常に弱い品目・時期

1. 穀類(1956・57・76・77年以外), 4. 野菜海草(1972年以前), 9. 外食(1963年以降), 10. たばこ(1969年以降), 12. 家賃(全期間), 13. 水道料(全期間), 16. 家計雑費(1974年以降), 17. 保健衛生(1969年以前), 21. 金融帰属サービス(全期間)

表 6 構造変化を考慮にいれたモデルの推定結果
 a_i' , e_i' , e_{ii}' はそれぞれ定数項・総消費項・価格項のダミー変数の係数を表す。

品目No.	a_i	a_i'	e_i	e_i'	e_{ii}	e_{ii}'	\bar{R}^2	D.W.	$\hat{\rho}$
1	-3.1612 (-613.66)		-0.3527 (-5.42)	0.1797 (2.74)	-2.1880 (-4.69)	2.0536 (4.34)	.896	2.3297	
2	-3.1224 (-137.57)		0.4362 (9.02)	-0.5332 (-4.95)	-0.3884 (-4.15)		.977	1.6942	.3132
3	-2.2650 (-34.69)	-0.8894 (-13.70)	0.8393 (19.75)		-3.9584 (-14.12)	4.2259 (17.20)	.998	1.6173	.3826
4	-3.3051 (-133.43)	0.0553 (2.11)	0.3890 (8.88)	-0.4583 (-3.47)	-0.5713 (-6.25)		.990	1.6789	.5732
5	-4.4056 (-272.09)		0.5992 (10.79)	-0.3662 (-4.72)	-0.1306 (-1.16)		.995	1.7410	.2941
6	-3.2961 (-357.47)		0.8774 (39.38)	-1.2471 (-18.38)	-0.6895 (-6.43)		.996	1.9710	
7	-4.6179 (-90.06)	0.2409 (5.01)	0.8605 (23.07)	-0.8792 (9.77)	-1.0589 (-12.22)		.994	1.4560	.2449
8	-3.4962 (-147.95)		1.2183 (17.11)	-0.3439 (-3.92)	-1.0566 (-7.38)		.998	1.8434	.2623
9	-1.3383 (-7.22)	-2.1440 (-11.67)	3.2692 (21.20)	-2.0866 (-12.52)	-0.3240 (-2.28)		.998	1.9488	.4370
10	-4.1575 (-97.21)	0.1015 (2.65)	0.5829 (9.81)		-0.4235 (-4.85)		.993	1.8943	.3539
11	-2.4461 (-65.44)	-0.1507 (-4.01)	0.6450 (26.03)		-1.4693 (-9.86)	1.9076 (7.67)	.994	1.6529	.2170
12 ^{a)}	-0.9841 (-3.31)	-0.9902 (-3.33)	2.3507 (6.38)	-1.2261 (-3.31)	-0.9787 (-4.18)	0.5961 (2.44)	.999	1.6684	.3712

13	-5,5545 (-315.83)	1,5332 (45.62)	-0,7545 (-0.31)	-0,3353 (-2.81)	1,0654 (0.34)	.994	1,8012	.2105
13 ⁴⁾	-5,6015 (-274.22)	1,4735 (47.48)	0,0898 (2.94)	-0,3946 (-5.22)	.996	1,7232		
14	-4,0242 (-324.85)	0,4634 (13.14)	1,4633 (13.19)	-1,1118 (-21.84)	1,6896 (14.79)	.999	1,9119	
15	-2,9011 (-33.30)	0,8821 (3.92)	-0,3614 (-3.92)	-1,6633 (-3.54)	.966	1,4087	.6610	
16	-3,6978 (-93.58)	0,9441 (16.70)	-0,1302 (-2.99)	-0,8518 (-3.36)	.991	1,8147	.2947	
17	-3,4265 (-306.79)	1,3137 (43.29)	1,3137 (43.29)	-0,7260 (-11.60)	-0,3093 (-1.00)	.998	1,7513	.3665
18 ⁵⁾	-2,8877 (-69.62)	1,9268 (27.84)	1,9268 (27.84)	-0,7852 (-7.38)	.994	1,7555	.6562	
19	-2,4394 (-105.57)	1,8065 (51.78)	1,8065 (51.78)	-0,9657 (-5.31)	.996	1,5670	.6007	
19 ⁴⁾	-2,4385 (-75.89)	0,1132 (2.98)	-0,7827 (-3.94)	-0,7922 (-4.17)	.997	1,5381	.4330	
20	-0,5465 (-2.14)	2,8569 (13.32)	-1,8443 (-7.21)	-0,6993 (-9.38)	.995	1,6119	.5762	
21	-2,4782 (-21.33)	2,8783 (20.34)	-1,3580 (-11.59)	0,1414 (0.20)	-2,2302 (-2.89)	.997	2,0296	
22	-3,6409 (-15.67)	0,6773 (3.89)	1,1009 (4.55)	-1,8480 (-4.88)	.996	1,7582	.2779	

() 内は t 値。

注けへ(注)についてはそれぞれ * を次のように設定している。

(ア) : 1960年, (イ) : 1974年, (ウ) : 1977年, (エ) : 1974年

い、系列相関が生じていると考えられる際には PW 法を用いた(表6)。

各品目において各パラメーターおよびダミー変数の推定値はほとんどの場合有意であり、また \bar{R}^2 値も非常に高い値が得られている。

各品目の総消費に対する動きを見てみると、22品目中15品目で何らかの要因で総消費に対する反応度が推定期間中に変化したと考えられているが、総消費弾力性 (e_i) が上昇したものに1.穀類, 7.調理食品*, 14.光熱費*, 22.その他財貨サービス*, 下落したものに2.魚介類*, 4.野菜海草*, 5.油脂調味料, 6.嗜好食品*, 8.酒飲料, 9.外食*, 12.家賃*, 18.医療現物給付, 19.交通通信*, 20.教養娯楽*, 21.金融帰属サービス* (*印はその変化が大きかったことを示す) がある。 e_i が下落した品目のうち2.魚介類, 4.野菜海草, 6.嗜好食品は構造変化の後下級財となり、また9.外食, 12.家賃, 19.交通通信, 20.教養娯楽, 21.金融帰属サービスの奢侈性が弱まったことがわかる。

価格項が変化した品目は総消費に比べると少ないが(22品目中7品目)、その変化が質的にも量的にも大きい場合が少なくなかった。1.穀類では変化後マイナスの値であるもののその絶対値は非常に小さくなり、3.肉乳卵, 11.衣服履物, 14.光熱費では変化以前にマイナスの値であったものがプラスへと転じている。逆に21.金融帰属サービスでは変化以前のプラスの値がマイナスへと転じている。

また定数ダミーに着目するならば、変化が生じたのは22品目中15品目で9.外食, 12.家賃, 20.教養娯楽といった品目での変化が大きかった。今回用いたモデルは総消費(所得)および価格のみに着目したモデルであるので、定数項はそれ以外の要因、たとえば嗜好の変化を示すものと考えられる。この点については、他のモデルを用いるなどのより詳細な検討が必要と考えられる。

- 全期間を通じて総消費パラメータに変化の認められなかった品目
15.家具備品
- 全期間を通じて価格パラメーターに(ほぼ)変化の認められなかった品目
4.野菜海草, 5.油脂調味料, 6.嗜好食品, 7.調理食品, 9.外食, 19.交通通信,
20.教養娯楽, 21.金融帰属サービス

今回の分析では若干の品目は戦後の復興期・高度成長期に構造変化が生じたと考えられるものの、半数近い品目では第1次石油危機の際に構造変化が生じたとの結果が得られている。また構造変化を考慮しての推定結果より、その変化はかなり大きなものであった。今回の分析では構造変化は1回限りと想定しており、1953～1986年という期間を対象とした場合、第1次石油危機が日本の家計部門の消費行動ひいては日本経済に大きな影響を与えたものであることがこのことよりも明かである。

第4節 結語および残された課題

本稿では、戦後日本の長期にわたる時系列データ（1953～1986年）を用いて個別の品目についての説得的な総消費・価格弾力性を求めることを主眼に分析を進めた。得られた結論は以下の(1)～(3)の通りである。しかしながら、今回分析が不十分であった点も多い。それらの残された課題を(4)(5)にあげる。

- (1) 今回用いた二モデルを比較するならば、総消費の2次の項はあまり有意でなく、対数1次式であるモデル(ア)のあてはまりがよかったと考えられる。全期間を通じての推定を行った場合、系列相関をPW法を用いて考慮するならば結果はおおむね良好であった。
- (2) 構造変化をスイッチング回帰モデルを用いて探索した結果、第1次石油危機時に変化がみられる品目が半数をしめた。
- (3) パラメーターごとに構造変化を調べた結果、価格パラメーターについての変化がみられるケースは少なく、一方総消費パラメーターは多くの品目で(多くの期間において)変化していることが観察された。しかしながら総消費・価格とも変化が生じている場合にはその度合がかなり大きい場合が多くみられた。
- (4) 今回行った推定では全体を通して系列相関がみられることが多かったが、これは情報量の不足を意味するものと考えられる。より安定的な結果を求めていく際の一手法としてクロスセクションデータの利用（プーリン

グ・メソッドの援用)が考えられよう。

- (5) 用いたデータの品目数が多かったことから、今回用いたモデルは品目ごとの個別方程式の形式をとるものであり、また説明変数も総消費額と自己の価格に限ったものであった。さらに、このモデルは必ずしも需要理論に適合していないこともあり、実用面はともかく、需要理論にそくした分析という側面からは問題が残る。

今後、他の需要モデルと説明力・予測力の面での比較、また需要理論の検証が必要となつてこよう。

(附記) 今回用いたデータに関しては神戸大学経済学部小川助教授、同経営学部得津助教授にお世話になった。記して感謝したい。

参 考 文 献

- [1] Chow, G. C., 1960, Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, vol. 28, pp. 591-605.
- [2] 橋本紀子, 1989, 「構造変化探索モデルの小標本特性—Cusum of Squares method およびスイッチング回帰モデルの比較—」, 『大阪経大論集』, 第187・188号, pp. 37-52.
- [3] Park, R. E. and B. M. Mitchell, 1980, Estimating the Autocorrelated Error Model with Trended Data, *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 185-201.
- [4] Quandt, R. E., 1958, The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 53, pp. 873-880.
- [5] 齊藤光雄・松尾康秀, 1979, 「消費支出と価格」, 『経済分析』, 第74号, pp. 61-111.
- [6] Watt, P. A., 1979, Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions when Disturbance Variances are Unequal: Some Small Properties, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, vol. 47, pp. 391-396.