

## 研究ノート

# 韓国における多品目消費関数の比較

橋 本 紀 子

### 1. はじめに

韓国は1960年代以降急速な経済成長を遂げてきており、それともない消費構造も変化を見せ、近年では先進国に近い消費パターンへの移行が観察されている [8]。しかしながら、30年間にわたり必ずしも順調な成長が遂げられてきたわけではなく、とりわけ第2次石油危機による打撃は非常に大きかったと考えられる [7]。

本稿では、上述の期間に対応する韓国の家計調査データを用いて、家計が貯蓄を取り分けた後に総消費支出をどのように配分するかについて分析を行う。これまで韓国の家計の支出行動を個別のモデルを適用して分析した研究に ELES を用いた Lluch and Williams [12]、トランスログ・モデルを用いた Kim [10]、CEDS を用いた橋本 [7]、ロツテルダム・モデルを用いた Hashimoto [8] などがある。本稿では、これらを含む代表的な多品目消費関数モデルを用いて、いくつかの観点から、韓国家計の支出パターンをよりの確に説明するモデルは何れであるかを検討した。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で比較を行うモデルおよび分析に用いるデータについての説明を行った。韓国では1982年に家計調査の品目分類についての改訂が行われており、利用できるデータは前後2つの期間に分かれている [7]。第3節ではこれらの期間それぞれ (1965年～1981年および1970年～1989年) についての検討結果をのべる。なお改訂後のデータは9品目に分類されているが、これを改訂前の分類に見合う形で5品目に再集計したデータをも作成、計測を行うとともに9品目分類の結果と比較することにより集計による影響についての考察を行った。第4節で得られた結果についてのまとめを行い、残された問題点について整理する。

### 2. モデルおよびデータ

考察対象としたのは、以下の7モデルである。

CEDS-I (自己価格項のみを考慮した Constant elasticity demand system)

$$\ln q_{it} = a_i + e_i \ln(X_t/P_t) + e_{ij} \ln(p_{jt}/P_t) \quad (1)$$

CEDS (Constant elasticity demand system)

$$\ln q_{it} = a_i + e_i \ln(X_t/P_t) + \sum_j e_{ij} \ln(p_{jt}/P_t) \quad (2)$$

LES (Linear expenditure system, 線形支出体系)

$$p_{it} q_{it} = p_{it} r_i + \beta_i (X_t - \sum_k p_{kt} r_k) \quad (3)$$

$$\sum_i \beta_i = 1 \quad (3a)$$

LESH (LES with habit formation, 習慣形成を考慮した線形支出体系)

$$p_{it} q_{it} = p_{it} r_i q_{it-1} + \beta_i (X_t - \sum_k p_{kt} r_k q_{kt-1}) \quad (4)$$

$$\sum_i \beta_i = 1 \quad (4a)$$

RD (Rotterdam model)

$$\bar{w}_{it} Dq_{it} = b_i \sum_k \bar{w}_{kt} Dq_{kt} + \sum_j c_{ij} Dp_{jt} \quad (5)$$

$$\sum_i b_i = 1, \quad \sum_j c_{ij} = 0 \quad (5a)$$

$$\sum_j c_{ij} = 0 \quad (5b)$$

$$c_{ij} = c_{ji} \quad (5c)$$

RD-I (定数項を加えたロッテルダム・モデル)

$$\bar{w}_{it} Dq_{it} = a_i + b_i \sum_k \bar{w}_{kt} Dq_{kt} + \sum_j c_{ij} Dp_{jt} \quad (6)$$

$$\sum_i a_i = 0, \quad \sum_i b_i = 1, \quad \sum_j c_{ij} = 0 \quad (6a)$$

$$\sum_j c_{ij} = 0 \quad (6b)$$

$$c_{ij} = c_{ji} \quad (6c)$$

AIDS (Almost ideal demand system)

$$w_{it} = a_i + b_i \ln(X_t/P_t^*) + \sum_j c_{ij} \ln p_{jt} \quad (7)$$

$$\sum_i a_i = 1, \quad \sum_i b_i = 0, \quad \sum_j c_{ij} = 0 \quad (7a)$$

$$\sum_j c_{ij} = 0 \quad (7b)$$

$$c_{ij} = c_{ji} \quad (7c)$$

ここで  $q_{it}$  : 第  $t$  期第  $i$  財需要量

$p_{it}$  : 第  $t$  期第  $i$  財価格

$X_t$  : 第  $t$  期所得(総消費支出)

$P_t$  : 第  $t$  期消費者物価指数

$e_i$  : 第  $i$  財所得弾力性

$e_{ij}$  : 第  $i$  財の第  $j$  財価格弾力性

$w_{it}$  : 第  $t$  期第  $i$  財予算比率

$\bar{w}_{it} = (w_{it} + w_{it+1})/2$

$Dq_{it} = \ln q_{it} - \ln q_{it-1}$

$Dp_{it} = \ln p_{it} - \ln p_{it-1}$

$\ln P_t^* = \sum_k w_{kt} \ln p_{kt}$

$a_i, b_i, c_{ij}, \beta_i, \gamma_i$  はパラメーター

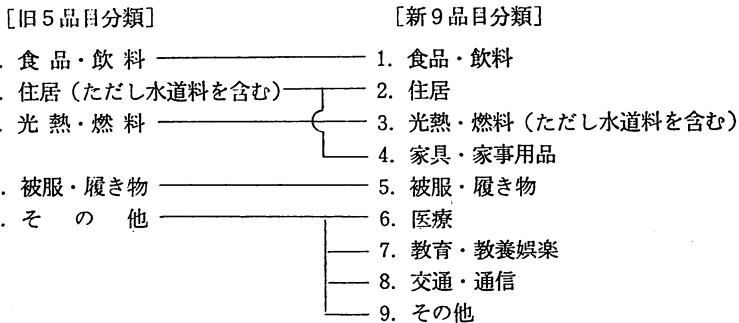
(3) 式以降のモデルは、その導出の際に需要理論が用いられた体系的モデルであり、アルファベットが付された式は需要理論によりパラメーターに課される制約式である。(5) 式以降のモデルはこれらの制約式、すなわち需要理論自身を検定することのできるモデルであるが、今回の分析では全ての制約を課した形で推定を行った。

CECS-I, CEDS はそれぞれ単一の方程式で各パラメーターが決定されるモデルである。推定はまず OLS で行い、誤差項に系列相関が観察された場合にはコクレン・オウカット法を用いて行った。また (3) 式以降の体系的なアプローチに基づくモデルについては SUR を用いて推定を行った<sup>1)</sup>。

分析に用いたデータは、家計の支出額については『都市家計調査年報 (Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey)』（韓国経済企画院）の全世帯<sup>2)</sup>を対象とした「年平均1カ月当りの1世帯収入と支出 (Monthly Income and Expenditure per Household)」、価格については『物価年報 (Annual Report on the Price Survey)』（経済企画院）の全国における消費者物価指数である。

この家計調査において、1982年に従来5品目分類から9品目分類へと費目についての改訂がなされた。その大まかな対応は以下の通りである<sup>3)</sup>。

これらの大きな品目の分割に加え、改訂の前後では、上記の水道料金のように費目間を移動している項目が多くみられる。さらに、改訂以前には住居費に含まれていた帰属家賃



1) なお、分析に用いた家計調査データのサンプル数が調査年により異なるため、この点に考慮して推定を行った。  
 2) 全世帯とは、ソウルを含む全国主要都市の、農業・漁業に従事する世帯、単身世帯、外国人世帯を除いた全ての世帯を指す。  
 3) より詳細な改訂前後の品目の対応については [7] 参照のこと。

	品目数	観察期間 (期間数)
データ A	5	1965-81 (17)
B	5	1970-89 (20)
C	9	1970-89 (20)

が改訂後には家計調査の対象からはずれるなど、かなり大がかりな改訂がなされている。

改訂前後のデータをそれぞれ可能な限り収集した結果 [7], 改訂以前の5品目分類に関しては1965年から1981年の17年間の年次データが, 改訂後の9品目分類については1970年から1989年の20年間の年次データが得られた。さらに後半の9品目分類のデータについては旧分類と同様の5品目分類に再集計したものをも考察の対象とした。

考察対象としたデータは合計3種類あり, それぞれデータ A, B, C とよぶことにする。各々のデータの品目数および観察期間は上の表の通りである。なお各期間において最後の2年間を予測力の検討に用いたため, 実際の推定に用いたのはそれ以前のそれぞれ15, 18, 18期間のデータである。

### 3. 分析結果

#### <1> フィットの良さ

推定期間における各モデルのフィットの良さを情報の不正確さの基準 (information inaccuracy [15], 以下  $I$  値と略す) を用いて検討していく。表1, 2, 3の第1列にはそれぞれの期間平均の  $I$  値<sup>4)</sup> を示した。第2列はそれを自由度で修正した値 [16] である。また第3列は各年の  $I$  値の標準偏差である。

データ A を用いた場合, CEDS および CEDS-I の  $I$  値が良く (小さく), またその標準偏差ももっとも小さかった<sup>5)</sup>。フィットの良い順に並べると LESH, AIDS と続くが,

4)  $\bar{I} = \sum I_{it} / T = \sum \{ \sum w_{it} \cdot \ln(w_{it} / \hat{w}_{it}) \}$ ,  $\hat{w}_{it}$  は  $w_{it}$  の理論値

被説明変数が  $w_{it}$  でない場合の  $I$  値の計算については [5] 脚注13参照のこと。

なお, 表1~6の値は, 全て, 実際の値を  $10^6$  倍している。

5) CEDS および CEDS-I はまず OLS で推定を行い, 誤差項に系列相関がみられる時はコクレン・オーカット法により再度推定を行った。OLS のみで推定を行ったのは以下の場合である。

CEDS-I : データAの 2. 住居, 3. 光熱, データBの 3. 光熱, データCの 2. 住居, 3. 光熱, 8. 交通, 9. その他

CEDS : データAの 2. 住居, 3. 光熱, 4. 被服, 5. その他, データBの 3. 光熱, データCの 2. 住居

RD-I, RD の結果は芳しくなく、習慣形成を考えない LES は考察対象とした7モデルのうちでもっとも当てはまりが悪いとの結果が得られた。

この傾向は、データBを用いても、AIDS と LESH の順位が逆転した点、相対的にみて RD, RD-I の結果が良くなった点を除いては同じであり、CEDS, CEDS-I のフィットの良さ, LESH の悪さが印象的である。

表1 各モデルの情報の不正確さ（データA：1965-81，5品目）

	$\bar{I}_{65-79}$	$\bar{I}^A_{65-79}$	$S_{I, 65-79}$	$I_{80}$	$I_{81}$	$\bar{I}_{80-81}$
CEDS-I	489	622	382	2509	3440	2975
CEDS	388	776	353	3399	8002	5701
LES	4596	5303	9368	1707	4041	2874
LESH	834	973	769	8648	4283	6466
RD	3406	4768	5588	2615	646	1630
RD-I	3281	4176	5327	2072	655	1364
AIDS	1287	1931	1150	3451	3408	3430

表2 各モデルの情報の不正確さ（データB：1970-89，5品目）

	$\bar{I}_{70-87}$	$\bar{I}^A_{70-87}$	$S_{I, 70-87}$	$I_{88}$	$I_{89}$	$\bar{I}_{88-89}$
CEDS-I	412	500	346	181	404	293
CEDS	268	456	222	691	7131	3911
LES	6553	7372	8456	567	1437	1002
LESH	1413	1601	1796	466	4286	2376
RD	1905	2491	1482	2996	14618	8807
RD-I	1811	2566	1505	2835	14944	8890
AIDS	801	1109	1096	1062	3989	2525

表3 各モデルの情報の不正確さ（データC：1970-89，9品目）

	$\bar{I}_{70-87}$	$\bar{I}^A_{70-87}$	$S_{I, 70-87}$	$I_{88}$	$I_{89}$	$\bar{I}_{88-89}$
CEDS-I	1164	1413	731	2820	11242	7031
CEDS	103	175	60	3604	32432	18018
LES	22060	24818	33268	725	6271	3498
LESH	13907	15761	13355	3447	16691	10069
RD	986	1524	965	686	7825	4256
RD-I	830	1411	1032	545	7048	3796
AIDS	1596	2612	3023	1956	16195	9075

データCにおいては CEDS の結果が7モデル中いちばん良かったことに変わりはないが、ついで RD-I, RD の結果が続き、CEDS-I のフィットの良さを上回った。このデータにおいてももっともフィットが悪かったのは LES<sup>6)</sup>であったが、その他のデータを用いた場合には良好な結果を示していた LESH のフィットが悪くなったことが特徴的である。

どのデータを用いた場合も、フィットの面で、CEDS の結果は CEDS-I を、RD-I の結果は RD を上回った。CEDS-I は CEDS において自己価格以外の全ての価格パラメーターが0であるとの、また RD は RD-I の定数項 ( $a_i$ ) が0である(すなわち、需要量は価格と所得のみの関数である)との制約をおいたモデルである。上記の結果は、これらの制約を課すことによりモデルのフィットが悪くなる可能性を示唆している<sup>7)</sup>。

次に、 $I$  値の動きを各年ごとに検討していく。

データAにおいては第1次石油危機が推定期間中に含まれるが、明示的にその結果  $I$  値が悪くなったと思われるのは LESH (74年)のみであった。なお、消費への影響にはかなりのラグがあることが考えられるが、75年あるいは76年に結果が悪くなったモデルに CEDS-I, CEDS があつた。また、このデータは期間の終わりに第2次石油危機を含んでいるが、その影響のためか RD, RD-I では(78, 79)年にフィットが悪くなっていることが観察された。一方、データAの期間中(65~79年)ではほとんどのモデルで72年のフィットが悪いことが観察された。LES および LESH では推定期間の前半にフィットが悪い年が集中していたが、この傾向は他のデータを考察対象とした場合にもみられた。

データBの結果を検討した場合、期間中に含まれる第2次石油危機の影響はフィットの良さにはさほど明示的に現れていないと考えられる<sup>8)</sup>。79年あるいは80年にフィットが他

- 6) LES におけるパラメーター  $r_i$  は、第  $i$  財の生存していく上で最小限必要な基礎消費量を表しており、プラスの値を取ると考えられる。しかし、データCを用いた際  $r_9$  に有意なマイナスの推定結果が得られた。
- 7) ロッテルダム・モデルにおける定数項の有意性については、パラメーターに関する線形制約式であるので尤度比検定を用いて検討することができる。今回用いた推定期間においては、定数項が0であるとの帰無仮説はデータAにおいては棄却されなかったが、データB, Cにおいては棄却された。なお、より詳しい韓国におけるロッテルダム・モデルにおける需要理論の検証結果については[8]参照のこと。
- 8) しかしながら、1970~88年の家計調査データに CEDS-I を適用し、スイッチング回帰手法により構造変化を探索した際、ほとんどの費目で第2次石油危機時に構造変化が生じているとの結論が得られている[7]。この点については今後十二分な吟味を行いたい。

の年に比べ悪くなることが観察されたのは、LES (79年)、LESH (80年)、RD (79年)、RD-I (79年) である。しかしながら、LES の  $I$  値が大きき値を取っていることは前述の推定期間の前半にフィットが悪いことによる可能性も強く、またいずれの場合もフィットが悪くなった度合いは弱いものであった。データCにおいても同様の傾向が観察され、B、C 両データを通じて顕著であったのは、LES および LESH を適用した際に推定期間の前半で非常にフィットが悪い傾向であった。

続いて、品目ごとのフィットについて検討していく（表4、5、6）。

表4はデータAを用いた場合の各品目の平均  $I_i$  値を示している<sup>9)</sup>。CEDS, CEDS-I はいずれの品目でも7モデル中最小の  $I_i$  値を取っているが、5品目のうちでは2. 住居のフィットが悪く、そのモデル全体の当てはまりの悪さへの寄与率は約50%であった。

表4 各品目の情報の不正確さ（データA）

	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他
CEDS-I	54 (13)	92 (22)	70 (17)	62 (15)	134 (33)
CEDS	16 (6)	45 (17)	57 (21)	92 (34)	57 (21)
LES	1444 (22)	2426 (37)	1179 (18)	479 (7)	1026 (16)
LESH	388 (27)	580 (41)	132 (9)	58 (4)	254 (18)
RD	392 (21)	125 (7)	117 (6)	153 (8)	1118 (59)
RD-I	392 (22)	109 (6)	103 (6)	107 (6)	1101 (61)
AIDS	248 (31)	77 (10)	87 (11)	152 (19)	237 (30)

表5 各品目の情報の不正確さ（データB）

	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他
CEDS-I	71 (15)	227 (46)	37 (8)	95 (19)	58 (12)
CEDS	67 (17)	200 (52)	17 (4)	72 (19)	32 (8)
LES	526 (11)	2142 (47)	111 (2)	245 (5)	1572 (34)
LESH	75 (9)	288 (35)	74 (9)	210 (25)	187 (22)
RD	401 (12)	562 (17)	89 (3)	154 (5)	2200 (65)
RD-I	357 (11)	493 (15)	90 (3)	147 (4)	2194 (67)
AIDS	336 (26)	376 (29)	31 (2)	125 (10)	420 (33)

9)  $I_i = \sum_t I_{it} / T = \sum_t \{ \hat{w}_{it} - w_{it} + w_{it} \cdot \ln(w_{it} / \hat{w}_{it}) \} / T$  ここで  $\sum_t I_{it} = I_i$

なお、表4～6の( )内の値は、各費目の情報の不正確さ ( $I_i$ ) のモデル全体の不正確さ ( $I$ ) への寄与率を示している。

表6 各品目の情報の不正確さ (データC)

	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 家具	5. 被服
CEDS-I	61 (5)	165 (14)	66 (6)	146 (13)	60 (5)
CEDS	3 (3)	29 (28)	2 (2)	7 (7)	13 (13)
LES	2070 (9)	2849 (13)	807 (4)	1017 (5)	538 (2)
LESH	4477 (32)	1123 (8)	1519 (11)	304 (2)	635 (5)
RD	137 (14)	127 (13)	30 (3)	152 (15)	57 (6)
RD-I	143 (17)	114 (14)	17 (2)	76 (9)	23 (3)
AIDS	213 (13)	209 (13)	33 (2)	133 (8)	67 (4)
	6. 医療	7. 教育	8. 交通	9. その他	
CEDS-I	86 (7)	202 (17)	68 (6)	311 (27)	
CEDS	5 (5)	9 (9)	8 (8)	27 (26)	
LES	5345 (24)	575 (3)	518 (2)	8341 (38)	
LESH	2961 (21)	376 (3)	916 (7)	1596 (11)	
RD	250 (25)	110 (11)	121 (12)	3 (1)	
RD-I	207 (25)	124 (15)	122 (15)	3 (1)	
AIDS	735 (46)	84 (5)	118 (7)	4 (1)	

2. 住居はこれらの2つのモデルのみならず, RD, RD-I を除く全てのモデルでフィットが悪かった。一方, RD, RD-I では 5. その他がフィットの悪さの主因(寄与率が約7割)となっており, LES, AIDS でも 5. その他のI値への寄与率は高かった。AIDS では 1. 食品, 2. 住居, 5. その他の3品目がそれぞれ3割前後の寄与率でフィットを悪くする原因となっている。1. 食品でのフィットが悪かったのは7モデル中 AIDS のみであった。また LES では前述の 2. 住居と 5. その他がそれぞれI値の47%, 34%を占めていた。LESH では 2. 住居について 4. 被服の結果が悪かったが, 4. 被服でフィットが芳しくなかったのはこの LESH のみであった。モデル全体のI値を検討した場合にも明示的な第1次石油危機の影響は観察されなかったが, 各モデルの3. 光熱についてのフィットは期間を通じて概ね良好であり, 石油危機により値が悪くなるという傾向は, 若干の弱い動きを除いては観察されなかった。

データBにおいても, データAと同じく, モデルによりそのフィットの悪さの原因となる費目は異なった。CEDS-I, CEDS ではほぼ均等に各費目の影響がみられたが, 中では 4. 被服(34%), 5. その他(33%)の寄与度が高かった。LES, LESH では 2. 住居の寄与率がそれぞれ37%, 41%と高く, RD, RD-I では 5. その他の結果がフィットの悪



さの7割を占めた。AIDS では1. 食品(31%), 5. その他(30%)が寄与率が高く、データAと同様、1. 食品のフィットが悪いのはAIDSのみであった。このデータの期間中には第2次石油危機が起こっているが、3. 光熱の $I$ 値の動きを観察した結果、石油危機時に $I_i$ 値が大きくなったモデルにCEDS-I, CEDS, LESH, RD, RD-I などがあるが、いずれもその影響は小さく、また値が大きくなる動きが必ずしも石油危機時にはじめて生じていないことから、直接第2次石油危機に起因する影響は大きくはなかったと考えられる。

データCを用いた場合には各モデルによりいくつかのフィットを悪くする要因となる品目がみられたが、中でも顕著であったのは、LES, LESH, RD, RD-I, AIDS といった体系的需要関数において6. 医療の $I$ 値が大きかったことである。年ごとの推移を見ると、LES, LESH では前半期に大きな $I$ 値が観察される傾向が続いているが、他のモデルでは74, 75, 79年といった時期に特に大きな $I$ 値が観察された。

## <2> 予 測

一般に、フィットの良さは必ずしも予測の正しさを意味するものではないことが知られている。各モデルの予測力についてそれぞれの推定期間で行った推定結果をもとに、データAについては1980, 81年の、データB, Cについては88, 89年のそれぞれ2年間について検討を行った。表1, 2, 3の第4, 5列はそれぞれのデータにおける1年目, 2年目の予測に関する $I$ 値を、第6列はその平均値を示している。

これらの表から、いずれのデータを用いた場合もフィットの良さと予測力の強さが食い違うことがあることに加え、予測する年によって結果が大きく左右されていることがみてとれる。

データAでは、80年, 81年を通じてRD-I, ついでRDの結果がよい。続いてCEDS-I, AIDSの順に予測力が高い。これらの場合には、その平均値でモデルについての評価を下しても問題はないと思われるが、LESにみられるように、80年では7モデル中もっとも高い予測力を示しているものの81年の結果は非常に悪いという場合にはその平均値はかなりミスリーディングである。一方、フィットについてはかなりの良さを示したLESHはいずれの年についても正確な予測をする事ができなかった。

データBでは、2年間を通じ、CEDS-Iの、ついでLESの結果が良く、LESH, AIDSの結果が続いた。一方、データAでは成績の良かったRDおよびRD-Iはこの期間の予測については非常に結果が悪かった。データAの場合のLESと同じく、予測する年によ

って大きく結果が異なったのが CEDS である。この場合も88年の結果が良いために、89年の結果はかなり悪いにもかかわらず平均値で見るとさほど予測力は悪くないような印象を受けがちである。

データCでは2年間を通じて LES, RD, RD-I の予測力が高かった。これらのモデルはそれぞれデータAあるいはBにおいて大きな問題を抱えていたモデルである。このことは、とりわけ予測に使う際にはモデルの選択が非常に重要な問題であることを意味しよう。データCではついで CEDS-I, AIDS, LESH の順で予測力が高く、CEDS の結果はそれらに比べると劣ることが観察された。

全体を通じてしてみると、CEDS-I および AIDS はどのデータにおいても中庸な予測力を示していたと言えよう。RD, RD-I および LES は適用するデータによりその結果が非常に激しく変化した。実用に供する際には十二分な注意が必要であろう。また、フィットについては良い結果を示した CEDS および LESH は、予測に関してはあまりよい結果を得ることはできなかった。

### <3> 弾 力 性

表7, 8, 9はそれぞれのデータにおける各モデルの所得弾力性および補償された自己価格弾力性を示したものである。

所得弾力性については、品目によりある程度の必需性、奢侈性の予想がなされるが、この点について以下検討を行っていく。

データAにおいて、この5品目の中では1.食品の必需性は高く、3.光熱が続くと考えられる。また2.住居、4.被服、5.その他は奢侈性が強い品目であると考えられる<sup>10)</sup>。これらの予想は多くのモデルでは概ね合致していたが、LESH では食品が奢侈品であり、5.その他の所得弾力性が5つの品目中もっとも小さいとの結果が、また AIDS では全般に所得弾力性が高く推定され、各品目であまり差がないとの結果が得られた。品目ごとに算出された所得弾力性の値を検討すると、2.住居および4.被服の所得弾力性が高いのが目を引く。AIDSを除くモデルではこれらの弾力性はサービス品目を多く含む5.その他の弾力性を上回るとの結果が得られた。

10) これは言うならば「先進国型」の弾力性の予想である。Kim [10] が指摘しているように、途上国では食料品の所得弾力性が非常に高い傾向がみられ、一方住居や被服の弾力性は低い場合が多い。Kim は1961~79年の国民所得統計のデータを用いた分析により、この主張に見合う高い食品の所得弾力性(1.2414)を得ている。

表7 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性 (データA: 1965-79, 5品目)

	所得弾力性					自己価格弾力性				
	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他
CEDS-I	0.6924	1.4686	0.8011	1.3561	1.0958	-0.3241	-0.6816	-0.6031	-0.1336	0.8436
CEDS	0.5855	1.3537	0.6305	1.5042	1.2354	2.0024	0.9081	-1.6282	-0.4091	-0.6695
LES	0.5130	1.8203	0.7324	1.4092	1.1361	-0.1689	-0.4785	-0.2597	-0.4921	-0.3126
LESH	1.1361	0.9251	1.1224	1.0143	0.7785	-0.5043	-0.8133	-0.9275	-0.8928	-0.8025
RD	0.5843	1.2866	0.6637	1.5964	1.2086	-0.2170	-0.2702	-0.3944	-0.7671	1.2086
RD-I	0.7812	0.9872	0.6432	1.7293	1.1983	-0.0285	-0.1498	-0.3805	-0.7604	1.1179
AIDS	0.8527	0.9933	1.0616	0.9256	1.0369	-0.1727	-0.7004	-0.3295	-1.5348	1.0130

表8 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性 (データB: 1970-87, 5品目)

	所得弾力性					自己価格弾力性				
	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 被服	5. その他
CEDS-I	0.5199	1.3409	0.5838	1.3710	1.1378	-0.5828	-0.3414	0.4603	-0.4626	-0.2028
CEDS	0.5728	1.3492	0.5876	1.0654	1.4618	-0.5850	-0.2336	0.4037	0.8502	0.3247
LES	0.4685	1.3242	0.5803	0.7308	1.8017	-0.2279	-0.5356	-0.1848	-0.3608	-0.3927
LESH	1.0821	1.2059	0.7896	1.1971	0.8259	-0.5217	-0.8873	-0.9325	-0.8844	-0.7247
RD	0.6295	1.5612	0.3239	1.1566	1.4643	-0.5616	0.1305	0.0116	0.3491	-0.0613
RD-I	0.6802	1.8908	-0.1296	1.6437	1.2722	-0.5431	0.0374	-0.1850	0.1192	-0.0532
AIDS	0.7592	1.0977	0.8431	0.9722	1.3740	-0.4453	0.0691	0.4557	0.1392	0.2221

表9 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性 (データC:1970-87, 9品目)

	1. 食品	2. 住居	3. 光熱	4. 家具	5. 被服	6. 医療	7. 教育	8. 交通	9. その他
所得弾力性	CEDS-I 0.5199	1.9410	0.5838	1.4634	1.3710	1.1209	0.9761	1.1358	1.9922
	CEDS 0.6655	0.6203	0.3856	1.5271	1.2191	0.8531	1.4136	1.2354	1.4915
	LES 0.4829	1.0472	0.5988	1.4135	0.7755	1.6182	1.3747	1.2706	2.5993
	LESH 0.8228	1.4236	1.6046	0.9178	0.7509	1.3657	1.1892	1.3163	0.8817
	RD 0.6449	1.2799	0.4295	1.9161	1.2083	1.2473	1.1171	0.9830	1.9396
	RD-I 0.6794	0.9417	0.1394	2.7737	1.6660	0.9503	1.0524	0.8075	1.6660
	AIDS 0.7835	1.1622	0.8145	1.1302	0.9628	1.1812	1.0178	1.0334	1.4569
自己価格弾力性	CEDS-I -0.5828	-1.6508	0.4603	-0.2411	-0.4626	0.4835	-0.1776	-0.0806	0.0484
	CEDS -0.5674	0.1513	-0.8725	-1.5379	0.5624	0.1450	0.6280	-1.2638	-0.5864
	LES -0.1663	0.2568	0.1100	-0.4581	-0.2557	-0.3269	-0.4511	-0.3529	-0.9072
	LESH -0.6372	-0.9349	-0.8845	-0.9505	-0.9271	-0.9218	-0.8713	-0.9228	-0.9043
	RD -0.5320	-0.5632	-0.1693	-0.4047	-0.1996	-0.2218	0.8753	-0.7768	0.0952
	RD-I -0.5257	-0.5458	-0.3271	-1.0958	-0.2937	-0.0972	0.9535	-0.7150	0.1246
	AIDS -0.4241	-1.3139	-0.1361	0.2975	-0.3538	-0.4625	0.7719	-1.1857	0.2253

データBにおいても、CEDS-I, CEDS, LES, RD では概ね予想と合致する結果が得られた。一方、データAと同様に LESH では全ての品目の所得弾力性が高く推定され、

1. 食品の所得弾力性は1を上回った。また AIDS でもデータAの場合と比較すると弾力性に差が出たものの、全般に高い弾力値が得られた。しかしながら、データBの所得弾力性の結果でもっとも大きな問題を生じたのは RD-I で、このモデルでは3. 光熱が下級財であるとの結論が得られた。これは5品目とかなり集計度の高いデータでは妥当とは考えられない結果である。なお、全てのモデルを通じて2. 住居、4. 被服の弾力性値は高く、データAの場合と同様多くのモデルで5. その他の所得弾力性を上回る値が得られた。

9品目分類のデータCにおいては、1. 食品の弾力性が最小となったモデルが多かったが、CEDS, RD, RD-I では3.光熱の弾力値が下回った。さらに CEDS では他のモデルでは奢侈的であるとの結果が得られた2. 住居の弾力性が、LESH ではやはり奢侈的であるとの結果が多かった5. 被服の弾力性が1. 食品を下回った。全てのモデルで4. 家具、6. 医療、7. 教育、8. 交通、9. その他の弾力性は高い値が得られた。なお、RD-I の4. 家具、LES の9. その他で2を越える大きな弾力性値が得られた。全般にみて、LESH の所得弾力性の結果には疑問に思われる点が多かった。

補償された自己価格弾力性は理論的にマイナスの値を取らねばならない。表7, 8, 9 は各データの推定結果による自己価格弾力性の値が掲げられているが、これより、各モデルで自己価格弾力性の値がマイナスとならなかった品目数を表10にまとめた。

モデル別でみるならば、CEDS, RD, RD-I, AIDS の結果が芳しくないことが、データ別にみるならばとデータCにおける結果が悪いことがわかる。マイナスの値が得られにくかったモデルに共通している点は、データ数に比して推定すべきパラメーター数が多い

表10 補償された自己価格弾力性がマイナスの値を取らなかった品目数

	データA	データB	データC
CEDS-I		1 (3)	3 (3, 6, 9)
CEDS	2 (1, 2)	3 (3, 4, 5)	4 (2, 5, 6, 7)
LES			2 (2, 3)
LESH			
RD	1 (5)	3 (2, 3, 4)	2 (7, 9)
RD-I	1 (5)	2 (2, 4)	2 (7, 9)
AIDS	1 (5)	4 (2, 3, 4, 5)	3 (4, 7, 9)

( ) 内は弾力性がマイナスにならなかった品目 No.。

空欄は全ての弾力性がマイナスであったことを示す。

ことで、このために十分な推定ができなかった可能性がある。一方、品目別にみるならば、データBでは1.食品以外の多くの費目で理論と合致しない価格弾力性が算出された。また、データAでは5.その他の弾力性が、データCでは7.教育、9.その他がうまく推定されない場合が複数のモデルでみられた。

#### <4> 集計による影響について

データBは、9品目分類であるデータCを従来の5品目分類に再集計したものである。この時、対象表より明らかなように、それぞれのデータの1.食品および3.光熱は同一の費目である。これらに対応する推定結果は等しくならなくてはならないはずであるが、以下いくつかの点から検討を行っていく。なお、単一方程式で説明変数も両レベルで等しくなるCEDSは比較対象からはずして考察を行った。

所得弾力性についてみると(表8, 9), 1.食品についてはどのモデルを用いても概ね弾力性値に大きな差はなかった。多少差がみられたモデルにCEDS, LESHがある。3.光熱についてはLESH, RD, CEDSで集計レベルにより多少の違いがみられたほか、RD-Iでは符号が異なるという大きな違いがみられた(データB:  $-0.1296$ , データC:  $.1394$ )。今回の分析はかなり集計されたレベルで行われており、所得弾力性に負の値が生ずる可能性は低いと考えられる。この場合データBの結果は許容しがたいが、自由度が大きくなるという効果をも帳消しにするほどに集計によるマイナス効果が生じたと考えられる。

補償された自己価格弾力性については1.食品においてはいずれのモデルでも集計レベルによる違いは見られなかった。3.光熱ではレベルにより符号の変わったモデルが4つあり、CEDS, RD, AIDSではデータCでマイナスの値が、LESではデータBでマイナスの値が得られた。この点に関して結論づけるならば、非集計レベルでのほうがより理論に合致する結果が得られた。

#### 4. 結語にかえて

本稿では、韓国の家計調査データを用いて、1965~1981年および70~87年の2つの期間について、代表的な多品目消費支出関数を適用しその比較検討を行った。

モデルの比較は適用したデータとその比較基準に依存しているため、優位さの順を一概にいうことはできないが、本稿で得られた結論としていくつかの点を指摘することができよう。

全体を通して、LES あるいは LESH はあまり良い結果を示すことができなかった。このことは、これらのモデルがクライン・ルービン型の加算的な効用関数に基づく需要関数であることを考えると、加算性といった強い制約は成立していない可能性を示唆しているといえよう。

しかし、加算的な効用関数には依拠しないが、需要理論には基づいているモデルである RD, RD-I, AIDS の結果も、全ての面で無条件に優れているということにはなかった。AIDS は多くの点で特に優れているということはなくとも妥当な結果を示したが、弾力性の面では問題を生じた。また RD あるいは RD-I は同じ一つの基準（例えば、予測力）においてもデータあるいは考慮する年次において結果に非常にむらがあった。

一方、多くの点で、需要理論には基づいていない CEDS あるいは CEDS-I の成績が優れている場面がめだつた。とりわけ、フィットの良さの面ではこれらの2つのモデルの成績は他のモデルを大きく凌駕していた。

しかしながら、この点については、次の二点についてより吟味し、結論づける必要があると思われる。第一点は、今回用いたデータのサンプル数が少なかった点である。このため RD や AIDS とといった推定すべきパラメーター数の多い体系的なモデルの推定結果が不安定なものになっていた可能性が考えられる。第二点は、系列関連の問題である。今回用いた推定法で系列関連に考慮したのは、CEDS, CEDS-I に適用したコクレン・オーカット法のみであり、同時方程式の推定では系列関連についての配慮が行われていない。長期の時系列データが用いられていることから考えると、この点についてのより詳細な吟味が必要であると考えられる。

#### 参 考 文 献

- [1] Barten, A. P., 1969, Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations, *European Economic Review* 1, 7-73.
- [2] Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980, An almost ideal demand system, *American Economic Review* 70, 312-26.
- [3] Deaton, A. and J. Muellbauer, 1980, *Economics and consumer behaviour*, Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- [4] Fiebig, D. G., R. Finke and H. Theil, 1984, More on goodness of fit of allocation models, *Economics Letters* 15, 5-11.
- [5] 橋本紀子, 1984, 多品目消費関数の計測と比較, 『六甲台論集』第31巻, 195-210.
- [6] 橋本紀子, 1987, 「情報の不正確さ」による同時方程式のフィットについて, 『六甲台論集』第33巻, 1-11.

- [7] 橋本紀子, 1991, 韓国における多品目消費関数の計測—石油危機の消費に与えた影響—, 關西大学『經濟論集』第41卷, 75-98.
- [8] Hashimoto, N., 1991, Estimating the Rotterdam model on household expenditure patterns in Korea, *Kansai Univ. Review of Economics and Business* 20, 79-91.
- [9] 李善玉, 1988, 韓国の家計—日本の家計との比較—, 『家計經濟研究』第2号, 89-100.
- [10] Kim, H. Y., 1986, Estimating consumer demand in Korea, *Journal of Development Economics* 20, 325-38.
- [11] Klevmarken, N. A., 1979, A comparative study of complete systems of demand functions, *Journal of Econometrics* 10, 165-91.
- [12] Lluch, C. and R. Williams, 1975, Dualism in demand and saving patterns: The case of Korea, *Economic Record* 51, 40-51.
- [13] Pollak, R. A., 1970, Habit formation and dynamic demand functions, *Journal of Political Economy* 78, 745-63.
- [14] Stone, R., 1954, Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand, *Economic Journal* 64, 511-27.
- [15] Theil, H., 1967, The information approach to demand analysis, *Econometrica* 33, 67-87.
- [16] Theil, H., 1971, *Principles of econometrics*, New-York: John Wiley and Sons.
- [17] Theil, H., 1975, *Theory and measurement of consumer demand*, vol. 1, Amsterdam: North-Holland.