

論文

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——

橋 本 紀 子

第1節 はじめに

第2節 分析の枠組み

第3節 推定結果

第4節 構造変化の探索

第5節 結びにかえて

補 論 旧データ（5品目，1965～1981）による分析結果

付 録 韓国の家計調査データについて

第1節 はじめに

韓国経済は1960年代半ば以降1970年代末にいたるまで「漢江の奇跡」と呼ばれる高成長をとげてきた¹⁾。一方この時期，成長の代価とみなされ政策的に放置されていたため，また相次ぐ石油危機のため，物価水準は一貫して上昇基調にあった。しかしながら1978年12月の第2次石油危機の結果いっそうインフレ

1) これは，1962年から開発された経済開発5カ年計画（現在，経済社会発展5カ年計画と名称変更）の成果と考えることができる。

各計画期間の最終年における主要な経済指標は次のとおりである。

	1966	1971	1976	1981	1986
一人当りGNP (ドル)	125	289	803	1734	2505
成長率 (%)	12.7	8.6	13.1	5.9	12.9
卸売り物価上昇率 (%)	9.0	9.0	12.1	20.4	-1.5

出所：ECONOMIC STATISTICS YEARBOOK (THE BANK OF KOREA)

が高進したこと(1980年の卸売物価上昇率: 38.9%)に加え、相次ぐ政治的混乱²⁾、農業部門の不振³⁾の結果、1980年の経済成長率はマイナス(-3.7%)となった。この結果、物価の安定が経済政策の第一目標とされ思い切った施策⁴⁾がとられたためインフレは鎮静化され、韓国経済は再び安定した成長軌道へと戻った。

今も韓国経済が抱えるさまざまなインフレ体質を考え合わせるならば、韓国が今後安定的な経済成長を行っていくためには物価の安定が大きな鍵を握っていると考えられるが、本稿では、上記のような経済成長および物価変動の下における韓国の消費構造についてミクロ的な観点⁵⁾から分析を行っていく。

韓国における高成長は同じ東アジアに属する隣国ということもあり日本の成長と比較されることが多い。日本における消費構造は高度成長にともなう生活水準の上昇につれて大きく変化してきた。韓国の消費構造も成長にともない変化をとげてきていると考えられるが、その変化が日本の変化となんらかの共通点を持つものであるのかを検討していく必要がある。本稿は、この分析の第一歩として、韓国の多品目消費関数の推定を行い諸弾力性を求め、また構造変化の有無を検討していくことにより二度の石油危機が韓国の消費にどのような影響を与えたかについて考察を行っていく。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、実証に用いるモデルおよびデ

2) 1979年中頃から国会の空転に対するデモ・騒乱が続き、10月26日には朴大統領暗殺事件が起きた。80年に入っても学生デモが頻発し、5月末には光州事件が起きている。

3) 異常気象による大凶作のため、穀物生産高は対前年比34.2%落ち込んだ。

4) 金利の抑制、賃上げ率の抑制、通貨供給量の削減などがあげられる。

5) これまでに韓国の家計の消費行動をミクロ的な視野から分析したものに[9]、[10]、[12]がある。Lluch, Williams は1963~72年のデータにELES(拡張線形支出体系)を、Kim は1961~79年のデータにトランス・ログ需要関数を適用し推定を行っている。品目数はいずれも5である。[9]については注13で後述する。

またマクロ消費関数の研究としては[4]、[16]、[19]がある。なお一般にはミクロ的な観点からみたとき消費は安定した項目と考えられているが、韓国経済においてはその国民経済に占める比重は大きな変化を見せている。民間最終消費支出の対GDP比率を見ると1970年には84.2%であったのが88年には61.7%まで低落している。また家計部門のみについてみるならばその比重は74.0%から51.1%に低落している。

ータについて述べ、同時に推定期間中⁶⁾におけるデータの動きを概観する。第3節で推定結果が述べられるが、その際、誤差項における系別相関の有無に留意して推定を行った。続いて第4節では推定期間中に石油危機が含まれていることから構造変化時点の有無について検討を行い、構造変化時点に留意した推定結果を示す。最後に第5節で分析のまとめと残された課題について述べる。

第2節 分析の枠組み

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 を考える。

$$(ア) \quad \ln q_i = a_i + e_i \ln(X/P) + e_{ii} \ln(p_i/P) \quad i=1, 2, \dots, n$$

ここで q_i : 第 i 財の需要量 p_i : 第 i 財の価格指数

$X = \sum p_i q_i$: 総消費支出額 P : 消費者物価指数(総合)

e_i : 総消費弾力性 e_{ii} : 自己価格弾力性

このモデルは需要量を総消費(所得)と価格の関数とし、その動きを非線形にとらえるものである。今回分析に用いるデータは品目数に比してサンプル数が少ないため自財の価格のみを説明変数として採用している。

さらに、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)を比較検討することにする。

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

消費支出額のデータとして『都市家計調査年報(Annual Report on the Family

6) 今回使用した『都市家計調査年報』の品目分類は1982年に大きく改訂されているため、本研究では新分類に対応する1975年から1988年のデータおよび独自に遡及計算を行った1970年から1974年のデータを用いた。よって、第4節で行う構造変化検出の考察対象となるのは第2次石油危機となる。なお第1次石油危機の韓国消費への影響を検討するために、旧分類のデータ(1965年～1981年)について構造変化の有無を調べた結果を参考のために補論にあげている。

旧・新品目分類の対応、遡及計算の手法については付録を参照のこと。

Income and Expenditure Survey)』(韓国経済企画院)の「年平均1カ月当りの1世帯収入と支出(*Monthly Income and Expenditure per Household*)」の全世帯⁷⁾に関するデータを用いる。韓国の家計調査年報の品目分類は1982年に5分類(以下, 旧分類と呼ぶ)から9分類(以下, 新分類と呼ぶ)へと改訂された。本稿では, 新分類に対応する1970年から1988年までの19年間のデータを考察対象とする。

価格データは『物価年報(*Annual Report on the Price Survey*)』(経済企画院)の(全国における)消費者物価指数を用いる。基準年は1985年である。

データの品目分類⁸⁾は次の通りである。

- | | | |
|------------|----------|----------|
| 1. 食品・飲料 | 2. 住居 | 3. 光熱・水道 |
| 4. 家具・家事用品 | 5. 被服・履物 | 6. 保健・医療 |
| 7. 教育・教養娯楽 | 8. 交通・通信 | 9. その他 |

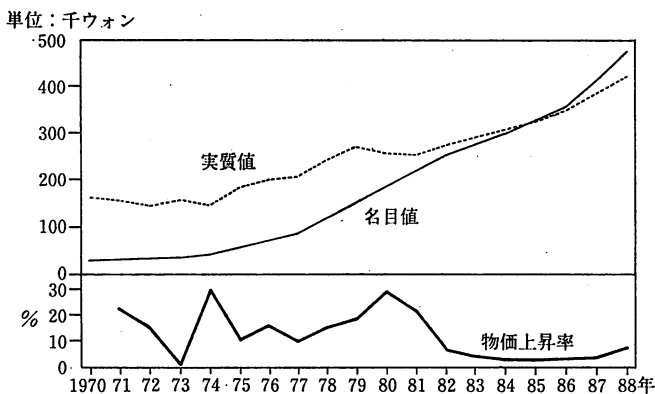


図1 名目・実質総支出額および消費者物価上昇率の動き
(1970～1988年, 基準年=1985年)

- 7) 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。
- 8) 韓国の家計調査の品目分類(9分類)は日本の分類(10分類)と, 個々の品目の内容は異なる場合もあるものの, 似通った点が多い。なお個々の費目間の比較については付録および[9]を参照のこと。

大費目の違いは, 日本の「教育」と「教養・娯楽」の費目を韓国では一つに分類していることによる。

ここで、観察期間における各データの動きを概観しておくことにする。図1に示したのは、各品目の消費額の合計である総消費支出額の名目値および実質値、消費者物価指数（総合）の対前年上昇率である。

期間中名目消費額はその伸び具合こそ変化しているものの一貫して増加しているが、実質額は1970～74年にかけてはほとんど伸びておらず、また1979～81年については減少している⁹⁾。ここには総消費額のみを提示したが、その増加・減少の度合いは異なるものの各品目の名目・実質値においても同様の傾向がみられた。このようなデータの動きの原因となるのが、図1の下方に示した物価指数の動きである。第1節で述べた政策運営により1980年にいたるまで大半の年で物価上昇率は10%を、石油危機の直後にはそれぞれ20%を越えている。しかしながら1982年以降は強力な行政指導の結果物価は急激に安定に向かっていく。

これだけの資料から十二分な検討は行い得ないが、図1より、期間中における韓国の消費が大きく拡充したこと¹⁰⁾、そして、なおその増大を打ち消し得るほどに1970年代のインフレが激しかったことがみてとれる。

このようなデータの動きを考慮にいれ、次節におけるモデルの推定においては安定した推定値を得ることを主眼に分析を進めていく。

第3節 推定結果

各品目の全期間(1970年～1988年)のデータを用いて、加重付き最小自乗法¹¹⁾により推定を行った。モデル(ア)、(イ)それぞれの推定結果を表1・表2にあげる。

- 9) この点は、2回の石油危機で大きなマイナスの影響を受けたといえども一貫して実質消費額が増加した日本の場合と異なっている〔7〕。
- 10) 総消費支出額は、1970年から1988年までの19年間で名目値で18.5倍、実質値で2.6倍になった。
- 11) 調査年により家計調査データのサンプル数が異なるため、各年のサンプル数をウェイトに用いた加重付き最小自乗法を用いて推定を行った。なお以下の推定はすべてこのサンプル数の違いを考慮にいれたウェイト付けした推定手法を用いている。

モデル(ア)の推定結果を一見して感じられるのは、多くのパラメーターは有意であるものの(27パラメーター中22個が有意、有意でないパラメーターはほとんどが e_{ii} の推定値であった)、誤差項に系列相関が強くみられることである。9品目中系列相関がないと判断されるのは、3.光熱および8.交通の2品目のみであり、他の7品目のうち多くはかなり強い正の相関を示している。

e_i (総消費弾力性)の推定値はいずれも有意である。高い値を示す品目が多く、必需品(弾力性が1以下)であると判断されるのは、1.食品、3.光熱、5.被服の3品目のみで、他の5つの品目は奢侈性が強いと判断される。とりわけ2.住居、6.医療、9.その他の弾力性値が高かった。また e_{ii} (自己価格弾力性)は通常負の値をとると考えられるが、3.光熱、5.被服の2品目で正の推定値が得られ、特に3.光熱の推定値は有意な値であった。

モデル(イ)の結果は、パラメーターの有意性という観点からは多少モデル(ア)の結果に劣ると思われる。36パラメーター中有意であったのは約半数の19個であ

表1 モデル(ア)の推定結果：全期間(1970—1988年)

推定法：WLS

品 目	a_i	e_i	e_{ii}	\bar{R}^2	D.W.
1. 食 品	5.1295* (15.03)	0.5186* (19.05)	-0.7523* (-13.80)	0.953	0.521
2. 住 居	-12.9465* (-5.83)	1.7760* (10.20)	-1.5361* (-2.45)	0.925	0.835
3. 光 熱	2.4974* (3.90)	0.5974* (11.85)	0.3902* (2.83)	0.958	1.806°
4. 家 具	-8.2574* (-4.58)	1.4157* (9.93)	-0.4828 (-1.31)	0.957	0.730
5. 被 服	-0.9785 (-1.39)	0.8763* (15.76)	0.3207 (0.80)	0.951	0.801
6. 医 療	-12.0765* (-7.10)	1.7433* (12.98)	-1.7005* (-2.77)	0.965	0.659
7. 教 育	-3.5930* (-2.63)	1.1064* (10.20)	-1.4539* (-2.24)	0.906	0.646
8. 交 通	-4.9962* (-7.53)	1.1778* (22.50)	-0.2169 (-1.17)	0.980	1.639°
9. そ の 他	-14.8132* (-11.94)	2.0075* (20.37)	-0.1481 (-0.68)	0.983	1.106

() 内は t 値、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。

D.W. 値の右肩の°印は誤差項に系列相関がないと判断されることを示す。

表2 モデル(イ)の推定結果：全期間（1970—1988年）

推定法：WLS

品 目	a_i	b_i	c_i	e_{ii}	\bar{R}^2	$D.W.$	e_i
1. 食 品	9.7360 (0.59)	-0.2166 (-0.08)	0.0293 (0.28)	-0.7316* (-7.88)	0.950	0.541	0.5082
2. 住 居	-158.1031* (-5.04)	25.3286* (4.98)	-0.9543* (-4.63)	-0.9120* (-2.09)	0.967	1.940°	1.7231
3. 光 熱	17.8567 (0.81)	-1.8560 (-0.53)	0.0980 (0.70)	0.4687* (2.61)	0.957	1.896°	0.5681
4. 家 具	-82.5295* (-2.14)	13.2847* (2.15)	-0.4740 (-1.93)	-0.1789 (-0.48)	0.963	1.027	1.5599
5. 被 服	22.4073 (0.97)	-2.9070 (-0.78)	0.1529 (1.01)	0.4783 (1.11)	0.951	0.860	0.8751
6. 医 療	-173.8353* (-7.34)	27.6886* (7.30)	-1.0400* (-6.84)	-0.9505* (2.87)	0.991	1.145	1.9633
7. 教 育	111.9075* (4.39)	17.3836* (-4.27)	0.7397* (4.54)	-0.4894 (-1.01)	0.958	1.076	0.9136
8. 交 通	14.0389 (0.78)	-1.8916 (-0.65)	0.1237 (1.06)	-0.2225 (-1.21)	0.981	1.618	1.1682
9. その他	73.4622* (2.40)	12.0967* (-2.48)	0.5632* (2.89)	-0.4942* (-2.28)	0.988	1.021	1.8346

() 内は t 値, *は5%水準で推定値が有意であることを示す。

$D.W.$ 値の右肩の°印は誤差項に系列相関がないと判断されることを示す。

った。いずれかのパラメーターに非有意な値が集中しているということはなかったが、逆に品目ごとにみた場合、1.食品、3.光熱において4パラメーター中3つが、また5.被服、8.交通では全てのパラメーターが有意でないという結果が得られた。モデル(ア)を適用した場合と比較するならば、これらの4品目についてはさほど非線形の度合いは強くなかったと思われる。一方、誤差項の系列相関については、モデル(ア)に比べ、ほとんどの品目で弱まっていることが観察され、2.住居、3.光熱で系列相関がないと判断された。

モデル(イ)において総消費弾力性を $e_i = \hat{b}_i + 2\hat{c}_i \overline{\ln(X/P)}$ として算出した(表2, 右欄)。モデル(ア)の結果と概ね似通った値が得られているが、7品目中5品目でモデル(ア)よりも小さな値が得られている。なお、3.光熱、5.被服の2品目でモデル(ア)の場合と同じく e_{ii} が負とならなかった。

以上を考え合わせると、モデル(ア)と(イ)の結果を比較した際パラメーターの有意性から判断して1.食品、3.光熱、5.被服、8.交通の4品目についてはモデル

表3 モデル(ア)の推定結果 (誤差項の系列相関を考慮した場合)

品 目	a_i	e_i	e_{ii}	\bar{R}^2	$D.W.$	$\hat{\rho}$
1. 食 品	4.5607* (11.50)	0.5639* (17.88)	-0.8281* (-14.76)	0.999	0.930	0.570
2. 住 居	-10.4884* (-4.38)	1.5817* (8.39)	-1.0220 (-1.62)	0.891	1.269	0.399
4. 家 具	-8.9235* (-4.92)	1.4687* (10.21)	-0.5423 (-1.62)	0.946	1.492	0.597
5. 被 服	-1.3756 (-1.59)	0.9094* (13.23)	0.0004 (0.001)	0.985	0.943	0.541
6. 医 療	-12.5519* (-7.56)	1.7761* (13.47)	-0.7793 (-1.76)	0.946	0.730	0.582
7. 教 育	-2.2064 (-1.36)	0.9978* (7.78)	-0.4151 (-0.85)	0.973	1.142	0.661
9. そ の 他	-13.3341* (-9.22)	1.8907* (16.47)	-0.4560 (-1.90)	0.974	1.492	0.393

() 内は t 値, *は5%水準で推定値が有意であることを示す。

表4 モデル(イ)の推定結果 (誤差項の系列相関を考慮した場合)

品 目	a_i	b_i	c_i	e_{ii}	\bar{R}^2	$D.W.$	$\hat{\rho}$	e_i
4. 家 具	-56.9828 (-1.33)	9.2166 (1.34)	-0.3121 (-1.13)	-0.4455 (-1.31)	0.951	1.361	.410	1.4965
6. 医 療	-166.1120* (-5.78)	26.4588* (5.73)	-0.9911* (-5.34)	-0.9304* (-3.13)	0.981	1.642	.426	1.9430
7. 教 育	101.1860* (3.40)	15.5988* (-3.26)	0.6656* (3.48)	-0.1496 (-0.31)	0.980	1.309	.381	0.8654
9. その他	75.3853* (2.32)	12.3144* (-2.36)	0.5683* (2.72)	-0.6612* (-3.08)	0.982	1.369	.422	1.7430

() 内は t 値, *は5%水準で推定値が有意であることを示す。

(ア)を適用する方がよいと考えられる。残りの5品目については、推定値にさほど大きな差はみられないが、モデル(イ)を用いた場合系列相関の度合いが弱まっていることから、モデル(ア)に加えモデル(イ)も併用して分析を進めていく。

次に、良好な推定結果の得られた3. 光熱, 8. 交通以外の7品目について、それぞれ適当と思われるモデルについて、誤差項に1階の自己相関過程を仮定して推定を行った。自己相関パラメーター (ρ) の推定法としてはプライス・ウィンストンの2段階法 (以下, PW法と表す) を用いた (表3・表4)。

1. 食品, 5. 被服の2品目についてはモデル(ア)が適当と判断されたが, PW法

表5 推定結果のまとめ

	適当と思わ れるモデル	誤差項の 系列相関	所得弾力性	価格弾力性
1. 食 品	ア		0.5639	-0.8281
2. 住 居	イ	○	1.7231	-0.9120
3. 光 熱	ア*	○	0.5974	0.3902
4. 家 具	ア		1.4687	-0.5423
5. 被 服	ア*		0.9094	0.0004
6. 医 療	イ		1.9430	-0.9304
7. 教 育	イ		0.8654	-0.1496
8. 交 通	ア*	○	1.1778	-0.2169
9. そ の 他	イ		1.7430	-0.6612

*は明らかにそのモデルの当てはまりがよかったことを示す。

「系列相関」の欄が○印であるのは系列相関がないと、無印であるのは系列相関が有り得ると判断されたことを示す。

の結果、1.食品については満足できる結果が得られたものの、5.被服の自己価格パラメーターは有意でもなく、負の値も得られなかった¹²⁾。

- 12) とりわけ小標本を用いた場合、 ρ の推定値には負のバイアスが生じがちであることがわかっている〔17〕。PW法による推定値は従来用いられてきたコクレン・オーカット法の結果に勝るものであるが、依然過小推定の傾向があることが知られている〔17〕。その修正法がいくつか試みられているが〔11〕〔14〕、今、次式で定義されるようなPW推定量の修正統計量(PWM)を考える(〔5〕の(9)式の修正。この修正はE. L. 誌に既提出。)

$$PWM = \hat{\rho} - 2 \cdot \text{tr} MBM \Sigma / T$$

回帰モデル $y_t = X_t \beta + u_t$, $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$ ($t=1, \dots, T$) において

$$\hat{\rho} = \Sigma u_t u_{t+1} / \Sigma u_t^2$$

$$B = [b_{ij}]$$

$$M = I - X (X' X)^{-1} X'$$

$$b_{ij} = -\rho \quad (\text{if } i=j)$$

$$\Sigma = [\sigma_{ij}], \quad \sigma_{ij} = \rho^{|i-j|}$$

$$= 1/2 \quad (\text{if } i=j \pm 1)$$

$$= 0 \quad (\text{その他})$$

モンテ・カルロ実験の結果では、PWMはそのバイアス、MSE、それを用いた検定統計量の性能いずれの面でもPWの結果をしのいでいる。

モデル(ア)において ρ の推定量としてPWMを用いて推定を行った場合 $\hat{\rho}$ は0.881となり e_{ii} の推定値は負となった。このことは5.被服についての不安定な結果は誤差項の系列相関に対する取扱いが充分でないことによる可能性を示唆している。参考のためPWMを用いた場合の推定結果を示しておく。

$$\ln q = -4.4599 + 1.1505 \ln(X/P) - 0.3175 \ln(p/P) \quad \bar{R}^2 = 0.949$$

$$(-2.75) \quad (9.11) \quad (-1.16)$$

2. 住居, 4. 家具, 6. 医療, 7. 教育, 9. その他の5品目についてモデル(ア), (イ)の結果を比較してみると, 推定値の値自身の傾向は大きく変わらなかったが, その有意性からみると, 4. 家具ではモデル(ア)の結果が, 他の4品目ではモデル(イ)がよかったと考えられる。

以上の分析の結果をまとめたのが表5である。所得弾力性については, 1. 食品, 3. 光熱などの必需度が高く, 5. 被服, 7. 教育が続き, 他の5品目(2. 住居, 4. 家具, 6. 医療, 8. 交通, 9. その他)は奢侈品であると判断された。なかでも住居, 医療, その他の弾性値は高かった¹³⁾。それぞれの品目に含まれる個別の財の内容を考えれば妥当な弾性値であると考えられるが¹⁴⁾, 問題があると考えられるのは, 2. 住居の高い所得弾力性(1.7231)である。「住宅」は特殊な性質を有する財であり, 今後より詳細な検討が必要であろう¹⁵⁾。

自己価格弾力性についてはほとんどの費目で負の値が得られたが, 3. 光熱,

- 13) 李〔9〕は日本と韓国の家計調査データを用いて, それぞれの通貨の購買力平価を求めそれに基づいて両国の生活水準を測定・比較し, また, 消費構造・ローレンツ曲線による所得階級間の不平等の比較検討を行った。

そのなかで, 韓国勤労者世帯の1976年～1985年の新分類データ(日本との比較のために, 教育と教養娯楽を分け10品目に再分類したもの)に, $q_i = a_i + b_i X$ (X : 可処分所得)というモデルを適用し各品目の所得弾力性を求めている。適用しているデータの属性・モデルに違いはあるが, その値の傾向は本稿の結果と似ている。参考のため, 李の得た弾性値を示しておく。

食品=0.4720	住居=1.2595	光熱・水道=0.8509
家具・家事用品=1.4507	被服・履物=0.7962	
保健・医療=1.6628	教育=0.7260	教養娯楽=1.2514
交通・通信=0.9530	その他=1.6342	

- 14) 9. その他の消費支出の内容は, たばこ, 理・美容用品・サービス, 身のまわり用品などである。
- 15) 韓国の住宅事情は, その国土の狭さに加えソウルへの一極集中の度合いが強いことが特殊性を与えていると思われる。韓国の住宅需要の特殊性を論じた文献に〔2〕, 〔3〕がある。Follain らは〔2〕において1976年の *Special Housing Survey* を用いて住宅の需要関数を詳細に検討した結果, 韓国において住宅の所得弾力性は低い(少なくとも1は越えない)ことを報告している。本稿の結果と直接比較することはできないが, 住居は非常に重要な財でもあり, この点については今後より詳細な分析が必要であろう。

5. 被服では得られなかった。5. 被服については注12) で検討した点もありまた推定値自身は有意ではなかったが、3. 光熱の値はその絶対値も大きく値も有意であった点が問題である。このような光熱の動きには、推定期間中に二度の石油危機が存在したことが大きく影響していると考えられる。そこで、次節においては、期間中に構造変化がみられたか否かについての検討を中心に分析を進めていく。

第4節 構造変化の探索

この節では、推定期間中に構造変化、すなわち外生的・内生的要因によるパラメーターの変化が各需要方程式において生じているかについての検討を行う。ここでは、推定期間中において構造変化は起こり得るとしても1回限りと仮定する。

表6は各品目の需要方程式にスイッチング回帰（以下、SRと略す）手法¹⁶⁾ [18] を適用し、探索した構造変化が生じていると考えられる時点 (t^*)、その時点で分断した場合前期 ($\sim t^*$ 期) と後期 (t^*+1 期 \sim) の誤差分散が等しいと考えられるかについての検定結果（「分散」欄）およびその結果に応じた構造変化の有無についての検定¹⁷⁾結果（「検定」欄）を示した。

多くの品目で1979年あるいは1980年に構造変化が生じている可能性が示されており、第2次石油危機の韓国の消費に与えた影響の大きさが明かである。

いくつかの品目で t^* で構造変化がないとの結論が得られているが、これらは全て t^* が検討可能な期間の端点で得られている時に起こっている。この場

16) SR 手法は構造変化が生じていると考えられる時点を探査するものであるが、その時点で本当に変化が起こっているかについてはチョウ、ワルド等の検定が必要である。

なお、ここで変化時点として考え得る期間は、モデル(ア)の場合1973年～1984年、モデル(イ)の場合1974年～1983年である。

17) 誤差分散が等しいと判断されたときにはチョウ検定 [1]、等しくないと判断された場合には、ワルド [20] および取り扱っているデータが小標本のためそのバイアスを取り除いた修正ワルド検定 [8] を用いた。

表6 モデル(ア)(イ)における構造変化時点

	モ デ ル (ア)			モ デ ル (イ)		
	t^*	分散	検定	t^*	分散	検定
1. 食 品	1980					
2. 住 居	1984			1983	○	無
3. 光 熱	1979	○				
4. 家 具	1979	○		1979	○	
5. 被 服	1979	○				
6. 医 療	1980			1980		
7. 教 育	1981	○		1983		
8. 交 通	1984	○	無			
9. そ の 他	1984			1983	○	無

(注) t^* が空欄であるのは第3節の分析の結果そのモデルが明らかに不適当であったことを示す。

分散欄が○であるのは前・後期の誤差分散が等しいとの帰無仮説が有意水準5%で棄却されなかったことを示す。

検定欄に無とあるのは t^* 時点には構造変化がないという帰無仮説が有意水準5%で棄却されなかったことを示す。

合自由度の問題から探索結果に無理が生じていることも考えられるため、分断可能な期間の全てにおいて適当な検定手法を適用して各期における構造変化の有無について検討を行った。その結果、ほとんどの品目で第2次石油危機時に構造変化がないと考えた場合の検定統計量は棄却され、その度合いも他の期間で分断した場合に比べ強い場合が多かった。そこで上記のSR手法で得られた変化時点に加え第2次石油危機(1979年あるいは1980年)時に変化が起こった場合についても考察を加えていくこととする。なお、8.交通については1976年以外では構造変化が検出されなかったため、この年のみを考察対象として用いる。

次に構造変化時点を考慮にいれた推定を行っていくが、データ数が多くないため、ダミー変数を用いた推定を行うこととする。それぞれの場合についてパラメーターごとに構造変化の有無を考慮し、変化があると考えられるパラメー

表7 構造変化時点を考慮にいたる推定結果：モデル(A)

 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。

	変化 時点	a_i	a'_i	e_i	e'_i	e_{ii}	e'_{ii}	\bar{R}^2	D.W.	$\hat{\rho}$
1.食 品	1980	4.5712 (13.28)		0.5652 (20.41)	-0.0028 (-2.78)	-0.7943 (-18.84)		.969	1.617	.462
2.住 居	1979	-16.0500 (-9.59)	18.2410 (6.64)	2.0253 (15.47)	-1.4364 (-6.69)	-1.7616 (-2.82)	2.1640 (2.81)	.988	2.286	-.303
	1984	-14.8920 (-10.78)	17.7000 (5.10)	1.9419 (17.94)	-1.4006 (-5.17)	-0.9897 (-2.38)		.985	2.470	-.155
3.光 熱	1979	3.8888 (6.60)	0.1244 (3.38)	0.4774 (10.38)	0.1578 (0.83)	-0.2982 (-1.01)		.986	1.399	-.049
4.家 具	1979	-12.2450 (-9.03)	3.8363 (2.48)	1.7583 (16.37)	-0.3330 (-2.72)	-1.1408 (-3.74)	1.3937 (2.81)	.996	2.277	-.256
5.被 服	1979	-8.8323 (-3.85)		1.4399 (8.82)		-0.5791 (-2.62)	-0.0498 (-0.16)	.845	1.513	.955
6.医 療	1979	-16.9080 (-9.34)	11.7300 (4.24)	2.1284 (14.46)	-0.9312 (-4.19)	-0.4174 (-1.18)		.965	1.907	.581
7.教 育	1981	2.9036 (2.66)	-7.8395 (-5.09)	0.5758 (6.54)	0.6388 (5.21)	-0.7991 (-2.46)		.980	2.226	-.043
8.交 通	1980	-3.5732 (1.98)	-8.8828 (-4.54)	0.4593 (3.05)	0.7431 (4.58)	-0.3613 (-2.93)		.992	1.499	.078
9.その他	1980	-7.4971 (-3.87)	-8.5835 (-4.13)	1.4123 (9.04)	0.6967 (4.17)	-0.5797 (-2.38)		.994	1.615	-.004
	1984	-12.612 (-7.73)	0.1407 (2.57)	1.8281 (13.98)		-0.1309 (-0.49)		.989	1.873	.031

() 内は t 値

表8 構造変化時点を考慮にいたる推定結果：モデル(B)

 a'_i, e'_{ii} はそれぞれ定数項・価格項のダミー変数の係数を表す。

	変化 時点	a_i	a'_i	b_i	c_i	e_{ii}	e'_{ii}	\bar{R}^2	D.W.	$\hat{\rho}$
2.住 居	1979	-154.00 (-4.22)		24.680 (4.19)	-0.9288 (-3.91)	-0.8541 (-1.67)	-0.1111 (-0.24)	.965	1.947	
4.家 具	1979	-75.76 (-3.08)	-0.2440 (-4.22)	12.096 (3.08)	-0.4210 (-2.68)	-0.6844 (-1.88)		.985	2.012	-.020
6.医 療	1980	-179.48 (-10.09)	0.1205 (3.57)	28.718 (10.06)	-1.0868 (-9.48)	-0.8103 (-3.23)		.995	1.787	
7.教 育	1980	119.53 (2.66)	0.1266 (-5.09)	-18.408 (-6.54)	0.7725 (5.21)	-0.0877 (-2.46)		.976	1.730	
9.その他	1980	70.12 (2.38)	0.0987 (2.06)	-11.433 (-2.43)	0.5311 (2.83)	-0.4279 (-1.46)		.986	1.566	.238

() 内は t 値

ターについてダミーを入れて推定を行った(表7・8)。推定手法は第3節と同様である。

モデル(ア)、(イ)どちらを用いた場合も問題となった年については価格パラメーターに変化がみられた場合はあまりなかった。またモデル(イ)において総消費の1次・2次のパラメーターが変化を見せることはなかった。

以下モデル(ア)の結果について詳しく検討していく。

1. 食品においてはSR手法により1979年が変化時点として与えられたが、この時点を境に所得項にマイナスの影響が出ていることがわかる。すなわち食品はもともと必需性の高い品目であったが、その度合いがより増していることが観察される。

2. 住居については1984年が変化時点として考えられるが、石油危機の影響を見るため1979年を変化時点とした推定結果も併記した。どちらの場合も変化後所得弾性値が下がる傾向を示しており、また1979年の結果では価格項にプラスの効果が生じているのがみてとれる¹⁸⁾。

3. 光熱では1979年を変化時点とした。第3節の結果ではこの品目は一貫して価格弾性値が正であったが、構造変化を考えた結果、負の価格効果を得ることに成功した。このことをよりはっきりみるために定数項のみに1979年以降のダミー(d)をつけた結果を示すと次のようになる。

$$q = 3.4004 + 0.1533 \, d + 0.5139 \ln(X/P) - 0.0174 \ln(p/P) \quad \bar{R}^2 = 0.986$$

(8.37) (5.65) (15.60) (-0.16)

これより第3節における光熱の価格項の妥当でない結果は期間中の構造変化に対する配慮が不十分であったからであることがわかり、逆にいうならば、光熱への石油危機の影響が非常に大きかったことがわかる。

4. 家具では1979年に変化が生じていると考えられ、全てのパラメーターが大

18) 構造変化後所得弾性値が下がっていることは注15でも検討した〔2〕の結果と通じるものである。1979年以降価格項にプラスの効果が生じていることは、急激な価格の上昇に対し住宅需要がそれほど弾力的には反応しなかった可能性を示している。

大きく変化を見せている。所得項にはマイナスの、価格項にはプラスの影響が観察される。

5. 被服でも同様に1979年を変化時点として推定した結果、第3節では得られにくかった負の価格弾性値を得ることができた。3. 光熱と同様石油危機の影響が大きかったと推測される。

6. 医療ではSR手法の結果1980年を変化時点として想定されるが、この年について検討した際得られた推定結果は有意なものではなかった。逆に妥当な結果が得られたのが1979年に変化が生じたと考えた場合¹⁹⁾であり、それまで非常に高い値を示していた総消費弾力性の値が低下していることが示された。

7. 教育では1981年に構造変化が生じている場合について推定を行い、総消費弾力性が大きく上昇するとの結論を得た。1979年あるいは1980年に変化が生じたと考えて推定を行った際にも同様の結果が得られることより、結論づけるにはより詳細な検討が必要ではあるが、第2次石油危機の影響をも含んだ変化であると考えることができる。

8. 交通では1976年以外の年では構造変化がないとの検定結果が得られている。1976年に変化があったと考えると総消費弾力性が大きく上昇することが観察された。

SR手法によれば、9. その他の変化時点は1984年であると考えられる。この場合、 e_{ii} の推定値は負ではあったが有意ではなかった。そこでチョウ検定により構造変化があり得たと考えられる1980年に変化があったと考え推定を行ったところ、価格パラメーターは有意となり、総消費弾力性が以前より高まっているとの結論を得た。

以上、それぞれの品目での構造変化の影響について検討したが、8. 交通以外の品目では第2次石油危機により大きく消費が影響を受けていることが明らかになった。構造変化を考慮にいれた結果、個々のパラメーターの推移が明らかに

19) チョウ検定の結果1979年に構造変化がないとの仮説は棄却されている。

なったことに加え、第3節で行った全期間のデータを用いた際には妥当なパラメーターが得られなかった3. 光熱, 5. 被服において負の価格弾性値が得られた。

第5節 結びにかえて

本稿では1970年～1988年の9品目についての年次データを用いて、韓国における家計の消費行動について分析を行った。

全期間のデータを用いた場合、誤差項の系列相関に留意すればほとんどの品目で安定した推定値・弾性値が得られた。また構造変化についてはほとんどの品目で第2次石油危機時(1979年あるいは1980年)に生じていることが明かとなり、このことを考慮して推定を行った結果全ての品目で妥当な結果を得ることができた。なお、品目によるが、対数1次式(モデルⅦ)と2次式(モデルⅣ)では1次式の当てはまりがよい場合が多かった。

しかしながら、今回用いたデータはさまざまな点で制約を持っており、また用いたモデルが必ずしも需要制約を満たさないといった問題点もある。それらの点の改善については今後の課題としたい。さらに今回考察対象とできなかった重要な点も多い。以下列記して、併せて今後の課題としたい。

- 1) 今回用いたデータは1970年から1988年にかけての時系列データであるが、この期間中1世帯当たりの世帯構成人員数は一貫した減少傾向を見せている(1970年: 5.58人→1988年: 4.04人)。世帯人員数の増減は品目によっては(たとえば食品)直接支出額の増減に結びつくと考えられ、また別の品目では(たとえば住居)規模の経済性によりその増加の傾向が通減的であると考えられる。また、構成人員の質の変化(たとえば年齢構成)も消費額にさまざまな影響を与えると思われる。それらの効果についての分析は韓国経済の変質を考えていく上で重要であると考えられる。
- 2) 韓国は成長著しい国であるが、いまだに農村部の開発・発展は不十分であり、都市部と農村部の格差は存在すると考えられる [13]。一方 Lluch, Williams [12] は1963年～1972年のデータを分析した結果韓国の家計消

費には明確な二重構造がみられることを明らかにしている。上記のことを考え合わせれば、今も二重構造が存在し続ける可能性は強いと思われる。

今回扱った家計調査データは、ソウルを含む韓国全国の都市部の家計を調査対象としており、今後韓国全体の消費構造について言及していくためにはこれらの問題についての考察が必要であろう。

- 3) 今回分析を行ったのは、家計が可処分所得を貯蓄と消費に振り分けた後いかに消費額を各財に振り分けるかという意志決定問題である。しかしながら、家計の行動を考えていく上では、一段階前の決定（可処分所得をいかに消費と貯蓄に配するか）についての考察が重要である。とりわけ韓国は日本とは異なり貯蓄率が非常に低いことで知られる [15] [21]。このことはたとえばマクロ的にみたとき投資にまわされる資本が国内でまかなわれないため外資への依存が高まり、ひいては債務がかさむといった問題をも引き起こしており、今後十二分な検討が必要であると考えられる。

補論 旧データ(5品目, 1965~1981年)による分析結果

改訂以前の5品目のデータ(1965年~1981年)を用いての推定結果について簡単に述べる。

品目構成は④食品, ②住居, ③光熱・燃料, ④被服, ⑤その他の5つであり, 新分類との対応は<付録>で述べたとおりであるが, 特に注意を要するのは, ここで扱う②住居のデータには帰属家賃が含まれていることである。

新分類データと同様の推定を行った結果, 全期間のデータを用いた場合, 各品目ともにモデル(ア), (イ)どちらを用いてもWLSで推定した場合系列相関が強くみられたのでPW法を用いて推定を行った。この際モデル(イ)を適用すると①食品, ②住居, ③光熱の3品目ではそれぞれ4パラメーター中3ないし4つが有意でなかった。また④被服, ⑤その他においても, モデル(ア)の結果と比べるならばパラメーターの有意さは劣っていた。そこで各品目についてモデル(ア)を適用した場合の所得弾力性(e_i)・自己価格弾力性(e_{ii})を示しておく(*は5%水準で推定値が有意であることを示す)。

①食 品	$e_i=0.5515^*$	$e_{ii}=-0.7044^*$
②住 居	1.5052*	-0.9732*
③光 熱	0.9020*	-0.0860
④被 服	1.5251*	-0.1307
⑤その他	1.3929*	-0.1604

所得弾力性については②住居, ④被服の値が高いことが印象的である。②住居については注15)で述べた理由によりより詳細な分析が必要と考えられる。また, 品目の内容が異なっているため単純に比較はできないが, ④被服の弾性値は新データの被服の所得弾力性が0.9094であったことを考え合わせると韓国経済の成長に従い奢侈品であった被服[10]が, より必需的な財ととらえられるようになっている可能性を示唆していると考えられる。また, これも品目の内容が異なっているが, 参考のため, 1963年~1980年の日本の家計調査データ(同名の

5品目分類)に同じモデルを用いた際の所得弾力性をあげておくと、それぞれ、0.4781, 1.2571, 0.6890, 0.7350, 1.4185であった〔6〕。

価格弾力性については5財ともで負の値が得られたが、③光熱、④被服、⑤その他の3財の推定値は有意ではなかった。これらの品目は次に述べる構造変化の検討においていずれも推定期間中に変化が生じているとの結論が得られた品目であった。

次に構造変化について検討した結果について述べる。使用したモデルはモデル(A)である。推定期間(1965年～1981年)より構造変化の有無を検討できるのは変化時点が1969年から1978年までである。よってこの分析では第2次石油危機は考察の対象外であるが、この期間中に各品目の需要において構造変化が生じたか、とりわけ第1次石油危機が明確な影響を与えたかを検討していく。

SR手法により変化時点を探索した際あまり明確な結果が得られなかったので、可能な限りの時点において、前・後期の誤差分散が等しいか検定し、その結果に応じてチョウもしくはワルド検定により方程式全体あるいは各パラメーターに構造変化が生じたか検討を行った。

ほとんどの場合(②住居の1970, 71年, ④被服の70, 71, 72年以外)前・後期の誤差分散は等しいという結果が得られた。そこで、以下、チョウ検定の結果について述べる。

次の表は各品目の需要方程式全体についてのチョウ検定の結果である。

	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78年
①食 品	6.505*	4.122*4.110*	3.487	4.590*4.015*	2.512	1.416	0.683	0.249		
②住 居	5.716*	1.514	1.523	1.499	1.691	1.758	1.980	1.049	1.254	0.821
③光 熱	1.739	3.618*2.395	2.513	2.338	2.422	4.829*7.850*	7.788*	8.130*		
④被 服	5.201*	5.489*6.108*	6.156*5.353*	4.561*5.074*	5.737*	5.951*	7.348*			
⑤その他	18.173*22.357*	9.078*	7.495*	6.118*	6.099*	5.918*	6.043*	6.411*	2.541	

*は5%水準で、#は1%水準で帰無仮説(：その時点で構造変化が生じていない)が棄却されることを示す。

これより、②住居については期間中構造変化はなかったと考えられる。また①食品についても若干前半に構造変化の可能性が指摘されているがその度合いはあまり強くなく、またその変化は石油危機の影響というよりはより早い時期（1970年代始め）に観察されている。

他の3品目については明確な構造変化の可能性がみられる。③光熱では75年以降に明確な変化がみられたのに対し、④被服、⑤その他では期間中を通じて変化の起こった可能性を示しているものの石油危機によりその傾向が強まったということはなかった。

また、パラメーターごとに検討を行った際には、①食品、③光熱では価格パラメーターに変化が、④被服、⑤その他では定数項および所得パラメーターに変化が生じているのが観察された。

以上より、③光熱を除いては第1次石油危機による需要への構造変化は観察されなかったと結論できるであろう。これは日本の場合とは大きく異なる点であり、第1次石油危機の韓国経済への影響はさほど大きくなかったという通説を裏付けるものである。しかしながら、①食品には1970年代はじめに、④被服、⑤その他については期間を通じての消費構造の不安定さが明らかになった。この理由の解明は今後の課題である。その際、①食品では価格の、④被服、⑤その他では所得あるいは嗜好の変化といった価格・所得以外の変数の影響が強いことに留意して分析を進めるべきであろう。

付録 韓国の家計調査データについて

韓国における家計調査の品目分類は1982年従来の5品目分類から9品目分類へと改訂された。

旧データと新データの大まかな対応は以下の通りである。

旧データ	新データ
①食品・飲料	1.食品・飲料
②住居（水道料を含む）	2.住居
③光熱・燃料	3.光熱・燃料（水道料を含む）
	4.家具・家事用品
④被服・履物	5.被服・履物
⑤その他	6.医療
	7.教育・教養娯楽
	8.交通・通信
	9.その他

細かな品目の移動は多数見られるが、最も大きな変更点として住居費より帰属家賃が除かれたことがあげられる。このため旧データと新データでは総消費額が異なる。

『都市家計調査年報』および『物価年報』を利用した場合、支出額・価格共にデータが利用可能なのは、旧データについては1965年～1981年、新データについては1975年～1988年であった。（家計調査が開始されたのは1963年であり支出額のデータは1963年より利用可能であるが、1963、64年の価格データについてはソウルを対象としたものしか見いだせなかった。）

さて『家計調査年報』より、全世帯の個別の商品に対する支出額データ（*Monthly Consumption Expenditure per Household by Item of Commodities of All Household in All Cities and Seoul*）が1970年～1988年について利用可能である。これにより改訂前後の個別の費目の移動を調べた結果が以下の対応表である。この情報を下に、1970年～1974年の5年間について、新分類に対応する各品目

の支出額を算出した。その際、帰属家賃は総消費額から取り除いた。また、価格については旧分類の価格指数(中分類)より1975年の支出額をウェイトに用いて計算した。

<新分類>

<旧分類>

- | | |
|--------|--|
| 1. 食品 | ①食品 |
| 2. 住居 | ②住居のうち RENTS PAID および HOUSE MENDING |
| 3. 光熱 | ②住居のうち WATER CHARGES および ③光熱 |
| 4. 家具 | ②住居のうち FURNITURE AND UTENSILS (ただし一部 (A) を除く), ④被服のうち一部 (B) および⑤その他のうち一部 (C, D) |
| 5. 被服 | ④被服 (ただし一部 (B, E, F, G) を除く) |
| 6. 医療 | ⑤その他のうち MEDICAL CARE および④被服のうち PERSONAL EFFECTS 中の一部 (E) |
| 7. 教育 | ⑤その他のうち STATIONERY, EDUCATION, READING AND RECREATION および②住居のうち一部 (A) |
| 8. 交通 | ⑤その他のうち TRANSPORT AND COMMUNICATION |
| 9. その他 | ⑤その他のうち CIGARETTES, OTHER MISCELLANEOUS (ただし一部 (D) を除く), TOILET AND HYGIENE (ただし一部 (C) を除く), 被服のうち PERSONAL EFFECTS 中の一部 (F) および OTHER CLOTHING 中の一部 (G) |

A: piano, radio, television set, phonograph set, tape recorder

B: CLOTH, COTTON AND THREADS 中の cotton および OTHER CLOTHING 中の coverlets, blankets, towel

C: TOILET AND HYGIENE 中の detergent for laundry (laundry soap), detergent for kitchen utensils, insecticide, toilet paper, sewage disposal charge

D: OTHER MISCELLANEOUS 中の housemaids

E: glasses

F: ladies' handbag, rings, necklace, brooch, wrist watch, others

G: bag, umbrella, parasol

(注) 中分類・個別の品目は英名で表示した。なお大文字は中分類を、小文字は個別の品目を表す。

参 考 文 献

- [1] Chow, G. C., 1960, Tests of equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica* 28, 591-605.
- [2] Follain, J., G.-C. Lim and B. Renaud, 1980, The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea, *Journal of Urban Economics* 7, 315-336.
- [3] Follain, J., G.-C. Lim and B. Renaud, 1982, Housing Crowding in Developing Countries and Willingness to Pay for Additional Space, *Journal of Development Economics*, 11, 249-272.
- [4] Fortune, P. and D. L. Ortmeier, 1985, The Roles of Relative Prices, Interest Rates and Bequests in the Consumption Function, *Journal of Macroeconomics* 7, 381-400.
- [5] Hashimoto N., 1989, Small Sample Properties of Modified Prais-Winsten Estimators in Hypothesis Testing in A Linear Model with AR (1) Errors, *Economics Letters* 29, 147-152.
- [6] 橋本紀子, 1984, 「多品目消費支出関数の計測と比較」, 『六甲台論集』, 第31巻第2号, 195-210.
- [7] 橋本紀子, 1990, 「家計部門一人当りの支出行動の分析—日本の場合: 1953~1986年—」, 関西大学『経済論集』, 第40第4号, 715-732.
- [8] Honda, Y. and K. Ohtani, 1986. Modified Wald Tests in Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions under Heteroscedasticity, *The Manchester School of Economic and Social Studies* 54, 208-218.
- [9] 李善玉, 1988, 「韓国の家計—日本の家計との比較—」, 『家計経済研究』, 第2号, 89-100.
- [10] Kim, H. Y., 1986, Estimating Consumer Demand in Korea, *Journal of Development Economics* 20, 325-338.
- [11] Kwok, B. and M. R. Veall, 1988, The Jackknife and Regression with AR(1) Errors, *Economics Letters* 26, 247-252.
- [12] Lluch, C. and R. Williams, 1975, Dualism in Demand and Saving Patterns: The Case of Korea, *Economic Record* 51, 40-51.
- [13] 宮川謙三・深川博史, 1988, 「経済発展と農業構造の変動—1970年代における韓国農業の戦略—」, 宮川謙三, 徳永正二郎編『アジア経済の発展と日本の対応』所収, 九州大学出版会, 3-30.
- [14] Miyazaki, S. and W. E. Griffiths, 1984. The Properties of Some Covariance

- Matrix Estimators in Linear Models with AR(1) Errors, *Economics Letters* 14, 351-356.
- [15] Ortmeier, D. L., 1985, A Portfolio Model of Korean Household Saving Behaviour, *Economic Development and Cultural Change* 33, 575-599.
- [16] Ortmeier, D. L. and P. Fortune, 1985, An Application of the Life-Cycle Linear Expenditure system to the South Korean Household Sector, 1962-1976, *Journal of Development Economics* 18, 361-379.
- [17] Park, R. E. and B. M., Mitchell, 1980, Estimating the Autocorrelated Error Model with Trended Data, *Journal of Econometrics* 13, 185-201.
- [18] Quandt, R. E., 1958, The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes, *Journal of the American Statistical Association* 53, 873-880.
- [19] Song, B.-N., 1981, Empirical Research on Consumption Behaviour: Evidence from Rich and Poor LDCs, *Economic Development and Cultural Change* 29, 597-611.
- [20] 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* 47, 391-396.
- [21] Williamson, J. G., 1979, Why Do Koreans Save 'So Little'?, *Journal of Development Economics* 6, 343-362.