

消費者需要方程式體系에 관한 實證研究

尹盛民* · 孔柄湫**

<目 次>	
I.	序 論
II.	需要函數의 性格과 靜態의 需要模型
III.	需要模型의 動學化
IV.	推定方法 및 推定結果
V.	需要模型의 比較
VI.	結 論

I. 序 論

消費者理論에 대한 경험적 연구는 1800년대의 Engel에까지 거슬러 올라갈 수 있지만 영국의 消費支出資料를 분석한 Stone(1954)의 연구를 계기로 하여 Engel곡선, 제 탄력성추정 및 그 해석을 중심으로 하는 전통적 분석방법에서 벗어나 근대적 분석방법으로 발전하게 되었다. 근대적 분석방법은 需要理論이 기본적으로 配分理論(allocation theory)임을 전제하고 각 재화에 대하여 소비자가 그의 지출을 어떻게 효율적으로 배분하는가를 연립방정식체계를 이용한 完結需要體系(complete demand system)를 사용하여 분석한다.

需要方程式의 完結體系는 과거 30여년에 걸쳐 다양하게 제시되어 왔지만 본 연구에서는 Klein과 Rubin(1947)의 線型支出體系, Houthakker(1960)의 Indirect-addilog模型, Barten(1967, 1968, 1969)과 Theil(1965, 1971, 1975)의 로테르담模型, Deaton과 Muellbauer(1980a, b)의 AIDS模型 등 실증분석에 빈번하게 이용되는 네 가지 함수형태를 이용하고자 한다.

이러한 需要模型들을 실증분석에 이용하는 경우에 흔히 분석의 주된 관심은 소비자의 지출행동이 效用極大化假說로부터 도출되는 소비자이론의 결론과 부합하는가

* 한솔投資諮問株式會社 諮問委員

** 韓國經濟研究院 研究委員

를 검토하는 것이다. 따라서 본 연구의 첫번째 목적은 우리나라 소비자의 소비지출 행동이 예산제약하의 효용극대화로부터 도출되는 수요이론의 이론적 가설들과 부합하는가를 통계적으로 검증하는 것이다.¹⁾

한편 소비자의 選好體系는 시간이 흐름에 따라 변화한다고 보는 것이 타당할 것이다. 그러나 대개의 실증연구에서 수요방정식체계를 추정할 경우 표본관측기간 중에는 선호체계가 변화하지 않는다고 명시적 혹은 묵시적으로 가정하고 있다. 국내의 선행연구를 검토해 보면 김경중(1985) 그리고 표학길·서병선(1986) 등에서는 線型支出體系에 국한하여 모형의 動學化를 시도하였고 김원년(1985a, b)에서도 부분적으로 모형의 동학화를 시도하였다. 이러한 제한적인 시도를 통하여 얻을 수 있는 결과는 동학화가 모형의 適合度와 예측능력을 향상시킨다는 사실이다. 따라서 본 연구의 두번째 목적은 각 수요모형을 동학화시키는 방법을 모색하고 動學模型의 타당성을 검증하는 것이다.

본 연구에서 사용한 네 가지 함수형태의 수요모형들은 제각기 독특한 가정과 특징을 가지므로 어느 모형이 더 우수한가를 이론적으로 혹은 직관적으로 비교하기는 힘들다. 그러나 실증적 기준에서 본다면 어떤 특징의 통계자료에 대하여 가장 적합한 수요모형을 발견하는 일은 가능하다. 이를 위하여 흔히 Theil(1965)의 情報不正確度(information inaccuracy) 등의 측도가 이용되는데, 이미 김경중(1985) 그리고 표학길·서병선(1986) 등에서 정보부정확도가 계산되었지만 비교대상에 포함시킨 모형이 충분하지 못하였다.²⁾ 따라서 본 연구의 세번째 목적은 본 연구에서 검토되는 많은 수요모형을 비교대상에 포함시켜 가장 적합도가 높은 모형을 발견하는 것이다. 이것은 앞의 네 가지 수요모형과 그들의 동학모형들을 모형의 적합도라는 실증적 기준에서 그 우열을 비교하고 타당성을 평가하는 일이지만, 다른 한편으로는 우리나라 소비자의 消費支出行態를 가장 잘 설명할 수 있는 수요모형을 모색하는 과정이기도 하다.

본 연구는 우리나라의 1956~1981년간의 5개분류 民間消費支出의 구성자료를 이용하여 앞의 세 가지 문제를 분석하려고 한다. 본 연구의 구성은 Ⅱ節에 통계적 검정의 대상이 될 理論的 消費假說과 제 수요모형의 정학적 함수형태를 설명하고 Ⅲ節에서 각 정학모형에 대한 동학화를 시도한다. Ⅳ節에서 각 모형의 추정방법과 추정

1) 이 문제는 이미 김원년(1985a, b) 그리고 표학길·서병선(1986) 등에서 검토된 바 있지만 모두 Indirect-addilog 모형이 누락되어 있으며 특히 각 모형이 동학화된 경우를 분석하지 않고 있다.

2) 김경중(1985)에서는 선형지출체계 및 그 확장된 모형 등 네 개의 모형이 비교되고 있으며 표학길·서병선(1986)에서는 선형지출체계 및 그 동학모형들, 로베르담모형, AIDS모형 등 다섯 개의 모형에서 적합도가 비교되고 있다.

결과를 분석하고 V節에서 동학모형의 타당성, 소비가설의 검정, 각 모형의 적합도 비교 등의 결과를 분석할 것이다. 마지막으로 VI節에 요약과 결론 및 본 연구의 미비점들이 서술될 것이다.

II. 需要函數의 性格과 靜態의 需要模型

먼저 效用極大化假說로부터 유도되는 수요함수의 일반적 성격을 알아보자. 효용함수가 正規條件(regular condition)을 만족하면³⁾ 효용극대화문제

$$\begin{aligned} \text{Max } U(Q_1, Q_2, \dots, Q_n) \\ \text{s.t. } \sum_i P_i Q_i \leq M \end{aligned} \quad (1)$$

의 해 Q_i 는 유일하게 결정되며 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Q_i = Q_i(P_1, P_2, \dots, P_n, M) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

이러한 需要函數는 다음과 같은 성질을 가진다.

(성질 1) 수요량은 음이 아니다.

(성질 2) 수요량과 가격을 곱하면 그 합은 소득과 일치한다. (支出合假定)

(성질 3) 상품가격과 소비자소득에 대하여 零次同次函數이다. (同次性假說)

(성질 4) 代替效果行列은 대칭성을 만족한다. (對稱性假說)

(성질 5) 대체효과행렬은 半陰定符號性(negative semidefiniteness)을 만족한다. (陰數性假說)

이러한 성질들 중에서 통계적 검정의 대상이 되는 것은 (성질 3)~(성질 5)이며 (성질 1)과 (성질 2)는 모형의 구성에서 가정되기 때문에 검정의 대상이 아니다.

이제 완결수요체계의 정태적 모형인 아래의 네 가지 함수형태를 살펴보자.

1. 線型支出體系(Linear Expenditure System: LES)

선형지출체계는 Klein and Rubin(1947)에 의해 고안되었으며 Geary(1949)는 이 수요체계에 대응하는 효용함수를 발견하였고 Samuelson(1947)은 이 수요체계에 대한 해석을 시도한 바 있지만, 실증적 분석에 이용된 것은 Stone(1954)에 의해서였다. Stone-Geary가 제시한 효용함수의 형태는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} U(Q_1, Q_2, \dots, Q_n) = \sum_i \beta_i \log(Q_i - R_i) \\ 0 < \beta_i < 1, \sum_i \beta_i = 1, (Q_i - R_i) > 0 \end{aligned} \quad (3)$$

3) 효용함수가 연속이고, 2차 미분가능하고, 강증가함수이고, 준오목함수이면 정규조건을 만족한다.

한편 여기에 대응되는 支出函數는 다음과 같으며,

$$P_i Q_i = P_i R_i + \beta_i (M - \sum_j P_j R_j) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (4)$$

이를 다시 支出率 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$W_i = Z_i R_i + \beta_i (1 - \sum_j Z_j R_j) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

여기서 $Z_i = P_i/M$ 이며 β_i 는 限界支出率(marginal budget share), R_i 는 생활유지에 필요한 最小必要消費量으로 해석될 수 있다.

이러한 수요체계는 추정해야 할 母數의 수가 매우 적다는 장점이 있지만, 효용함수의 選好獨立性(preference independence 또는 additivity)을 가정하므로 재화의 분류가 세분될 경우 그러한 제약적인 가정이 수반하는 문제점을 내포한다.⁴⁾

또 선형지출체계는 수요함수의 일반적인 성질을 모두 가정한 모형이므로 앞에서 언급한 수요함수의 일반적 성격으로부터 아무런 제약도 받지 않는다. 따라서 이 모형으로 소비자이론에서 도출되는 제약의 타당성 여부를 검정할 수는 없다.

2. Indirect-addilog模型

Houthakker(1960)는 選好獨立性이 전제된 다음과 같은 間接效用函數로부터 수요함수를 도출하였다.

$$V(P_1, P_2, \dots, P_n, M) = -\sum_i A_i (P_i/M)^{\beta_i} \quad (6)$$

이에 대응되는 수요함수를 지출률 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$W_i = \frac{A_i \beta_i (P_i/M)^{\beta_i}}{\sum_j A_j \beta_j (P_j/M)^{\beta_j}} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

이 수요모형이 수요함수의 일반적 성격을 만족하기 위해서는 母數에 대한 제약이 필요하겠지만 Indirect-addilog모형에서 (성질 1)~(성질 4)는 이미 만족되고 있으므로⁵⁾ 통계적 검정의 대상이 되는 것은 다음과 같다.⁶⁾

(성질 5)에서 $\beta_i < 1 \quad (i=1, 2, \dots, n)$

3. 로테르담模型(Rotterdam Model)

수요함수에 부과되는 제약이 타당한 것인가 여부를 통계적으로 검정함으로써 소비자의 지출행동이 소비자이론과 부합되는가를 알아보는 데 가장 흔히 사용되는 이

4) 이 가정으로 앵겔곡선(Engel curves)이 선형으로 나타나는데 이것은 소득 변화폭이 큰 경우에는 현실자료와 모순될 수 있다. 또 이 가정 때문에 橫斷面資料에 대한 분석 시 현실적 유용성이 적어지며 消費者階層間의 異質性을 다룰 수 없다.

5) Parks(1969) 참조.

6) Slutsky coefficient matrix가 반음정부호행렬이어야 한다는 것과 $\beta_i < 1$ 이어야 한다는 것은 사실상 같은 조건이다. Theil(1975, pp.97~98)의 이에 대한 증명 참조.

수요모형은 Theil(1965)과 Barten(1967)이 처음으로 제시하였다. 이들은 수요함수 자체를 Taylor 1차 근사시키는 방법으로 수요모형을 도출하고 있다.

$$\bar{W}_{it}DQ_{it}=b_iDQ_{it}+\sum_j C_{ij}DP_{jt} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (8)$$

여기서 $\bar{W}_{it}=(W_{i,t-1}+W_{it})/2$

$$DQ_{it}=\log Q_{it}-\log Q_{i,t-1}$$

$$DP_{jt}=\log P_{jt}-\log P_{j,t-1}$$

$$DQ_{it}=\sum_j \bar{W}_{it}DQ_{it}$$

이 수요모형에 수요함수의 일반적 성질이 성립하려면 모형에 다음과 같은 제약이 부과되어야 한다.

(성질 2)로부터 $\sum_i b_i=1, \sum_j C_{ij}=0$ ⁷⁾

(성질 3)로부터 $\sum_j C_{ij}=0$

(성질 4)로부터 $C_{ij}=C_{ji} \quad (i \neq j)$

(성질 5)로부터 $[C_{ij}]$ 는 半陰定符號行列.

4. AIDS模型(Almost Ideal Demand System)

1970년대에 들어서면서 수요방정식체계를 도출하는 방법은 임의의 직접 혹은 간접효용함수, 또는 支出函數(cost or expenditure function)를 Taylor 2차 근사시키는 방법이 주로 사용되었으며⁸⁾ 이러한 맥락에서 수요함수 자체를 Taylor 1차 근사시키는 방법도 제시되었다.⁹⁾ Deaton and Muellbauer(1980a, b)에 의해 처음으로 제안된 AIDS모형도 기본적으로는 위의 접근방법을 따르지만 임의의 선호체계에서 출발하는 것이 아니라 PIGLOG계열로 알려진 특정한 선호체계를 출발점으로 하는 것이 다를 뿐인데¹⁰⁾ 다음과 같이 쓸 수 있다.¹¹⁾

$$W_i=a_i+\sum_j \gamma_{ij} \log P_j+b_i \log (M/P) \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (9)$$

$$\log P=a_0+\sum_j a_j \log P_j+\frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log P_i \log P_j \quad (10)$$

여기서 a_i, b_i, γ_{ij} 는 모수이며 P 는 물가지수이다.

AIDS모형에서도 소비자이론의 경험적 타당성 여부를 검정할 수 있으며 이 모형

7) 이들은 로테르담모형에서 항상 성립하므로 통계적 검정 대상이 되는 제약은 아니다.

OLS에 의한 추정치들은 이 조건들을 자동적으로 만족시키게 될 것이다.

8) 이러한 예로는 Christensen, Jorgenson and Lau(1975), Diewert(1971), Berndt, Darrough, and Diewert(1977) 등을 참조.

9) 앞에서 살펴 본 로테르담모형이 여기에 해당된다.

10) PIGLOG계열의 선호체계에 대해서는 Muellbauer(1975, 1976) 참조.

11) 자세한 도출과정은 Deaton and Muellbauer(1980a) 참조.

의 경우 이론적 가설은 다음과 같이 요약된다.

(성질 2)에서 $\sum_i a_i = 1$, $\sum_i \gamma_{ij} = 0$, $\sum_i b_i = 0$ ¹²⁾

(성질 3)에서 $\sum_j \gamma_{ij} = 0$

(성질 4)에서 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ($i \neq j$)

(성질 5)에서 代替效果行列 [S_{ij}]는 半陰定符號行列.¹³⁾

Ⅲ. 需要模型의 動學化

최근에는 耐久消費財에 대한 지출이 현저하게 증가하고 있고 소비자의 소비지출 행동에 습관적인 것으로 인식될 수 있는 부분이 증대되고 있으므로 앞 절에서 본 정학모형들의 동학화가 필요하다. 왜냐하면 내구소비재의 경우 구매시점의 효용함수 뿐만 아니라 그 이후 기간의 효용함수에도 영향을 미치므로 정학모형으로는 설명력이 약화된다. 非耐久消費財의 경우에도 구매행위에 어떤 습관적 요소가 있다면 靜學模型의 유용성은 적어질 수 밖에 없다. 또한 소비자嗜好의 변화까지도 고려한다면 정학모형의 동학화는 중요한 문제로 생각된다. 여기서는 앞 절에서 검토한 정학모형들의 범위내에서 모형의 동학화를 모색해 보며 정학모형과의 비교를 시도해 본다.

1. 線型支出體系의 動學化

식(5)의 선형지출체계를 동학화에 맞추어 쓰면 다음과 같다.

$$W_{it} = Z_{it}R_{it} + \beta_{it}(1 - \sum_j Z_{jt}R_{jt}) \quad (11)$$

동학화된 선형지출체계의 특징은 시간의 흐름에 따라 最小必要消費量(R_{it})과 限界支出率(β_{it})이 변화할 수 있다는 점이다. 따라서 母數 R_{it} 와 β_{it} 에 대하여 다음과 같이 가정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \langle \text{정 학 모 형} \rangle \quad & \beta_{it} = \beta_i^0, & R_{it} &= R_i^0 \\ \langle \text{동 학 모 형 1} \rangle \quad & \beta_{it} = \beta_i^0 + b_i T_i, & R_{it} &= R_i^0 \\ \langle \text{동 학 모 형 2} \rangle \quad & \beta_{it} = \beta_i^0, & R_{it} &= R_i^0 + k_i T_i \\ \langle \text{동 학 모 형 3} \rangle \quad & \beta_{it} = \beta_i^0 + b_i T_i, & R_{it} &= R_i^0 + k_i T_i \end{aligned}$$

12) 이 제약은 무제약하에서의 추정에서도 자동적으로 만족되므로 사실상 검정의 대상이 아니다.

13) S_{ij} 를 이용하는 것과 $k_{ij} = P_i P_j S_{ij} / M$ 을 이용하는 것은 동일한 결과를 얻게 하며, $k_{ij} = \gamma_{ij} + b_i b_j \log(M/P) - W_i \delta_{ij} + W_j$ 이다. 여기서 δ_{ij} 는 Kronecker delta이다. ($\delta_{ij} = 1$ ($i = j$); $\delta_{ij} = 0$ ($i \neq j$))

$$\langle \text{동학모형 4} \rangle \quad \beta_{it} = \beta_i^0 + b_i T_i + c_i T_i^2, \quad R_{it} = R_i^0 + k_i T_i + l_i T_i^2$$

$$\langle \text{동학모형 5} \rangle \quad \beta_{it} = \beta_i^0, \quad R_{it} = R_i^0 + k_i Q_{i,t-1}$$

$$\langle \text{동학모형 6} \rangle \quad \beta_{it} = \beta_i^0, \quad R_{it} = R_i^0 + k_i H_i$$

〈정학모형〉은 소비자 選好體系가 시간과 독립적임을 가정한다. 〈동학모형 1〉은 限界支出率이 시간이 흐름에 따라 일정한 비율로 변하는 것을 가정한다. 〈동학모형 2〉는 最小必要消費量이 시간을 두고 변한다고 가정한 것이며, 〈동학모형 3〉과 〈동학모형 4〉는 최소필요소비량과 한계지출률이 모두 시간을 두고 변한다고 가정한 것이다. 〈동학모형 5〉는 최소필요소비량이 바로 전기의 지출수준에 의존한다고 가정한 것이다. 〈동학모형 6〉에서 H_i 는 과거 3년 동안 i 재화에 대한 소비지출수준의 산술평균이며 최소필요소비량은 이것에 비례한다고 가정한 것이다.¹⁴⁾

2. Indirect-addilog模型의 動學化

消費者選好가 시간이 흐름에 따라 변한다고 생각해 보자. 이때 다른 재화에 대한 消費者選好는 변화가 없는데 i 번째 재화에 대한 소비자선호만 변화한다고 가정하려면 A_i 대신에 $A_i e^{k_i T_i}$ 를 식 (7)에 대체하면 된다. 이 경우 동학모형은 다음과 같게 될 것이다.

$$W_{it} = \frac{A_i e^{k_i T_i} \beta_i (P_{it}/M_i)^{\beta_i}}{\sum_j A_j e^{k_j T_j} \beta_j (P_{jt}/M_j)^{\beta_j}} \quad (12)$$

3. 로테르담模型의 動學化

정학적 로테르담모형인 식 (8)에 상수항을 도입함으로써 간단한 동학모형을 세울 수 있다.

$$\langle \text{동학모형 1} \rangle \quad \bar{W}_{it} DQ_{it} = k_i + b_i DQ_i + \sum_j C_{ij} DP_{jt}$$

이때 상수항의 추정치는 소비자선호의 변화를 반영하게 된다.¹⁵⁾

한편 단순히 시간의 흐름을 반영하는 趨勢變數를 도입함으로써 시간의 흐름에 따른 점진적인 소비지출행태의 변화를 고려할 수도 있다. 이 경우 모형은 다음과 같다.

$$\langle \text{동학모형 2} \rangle \quad \bar{W}_{it} DQ_{it} = k_i T_i + b_i DQ_i + \sum_j C_{ij} DP_{jt}$$

또 實質所得係數 b_i 가 시간이 흐름에 따라 변한다고 가정하면 다음과 같이 쓸 수

14) Pollak and Wales(1969)는 〈동학모형 5〉를 “proportional habit model”, 〈동학모형 6〉을 “linear habit formation model”이라고 부르고 있으며 H_i 를 여러 가지로 정의함으로써 다양한 모형을 시도하고 있다.

15) Theil(1975, pp.187~190) 및 Barten(1967) 참조.

있다.

$$\langle \text{동학모형 3} \rangle \bar{W}_{it} DQ_{it} = (b_i + k_i T_i) DQ_{it} + \sum_j C_{ij} DP_{jt}$$

4. AIDS模型的 動學化

AIDS모형은 계층간의 소득분배, 가족구성, 교육수준, 연령구조 등 소비자계층의 異質性을 고려하는 방향으로 많은 시도가 이루어졌지만 소비자선택체계가 시간의 흐름과 독립임을 전제함으로써 모형의 동학화와 관련된 연구는 미진한 것 같다. 동학화를 위하여 추세변수를 모형에 추가시키면 다음과 같다.

$$\langle \text{동학모형 1} \rangle W_{it} = a_i + k_i T_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_{jt} + b_i \log (M_i / P_t)$$

한편 所得彈力性과 직접 관련된 실질소득계수 b_i 가 시간이 흐름에 따라 변화한다고 가정하면 AIDS모형은 다음과 같이 변형된다.

$$\langle \text{동학모형 2} \rangle W_{it} = a_i + \sum_j \gamma_{ij} \log P_{jt} + (b_i + k_i T_i) \log (M_i / P_t)$$

Ⅳ. 推定方法 및 推定結果

본 연구에 이용된 자료는 1956~1981년까지의 國民所得計定 5개분류 민간소비지출자료이다.¹⁶⁾ 실제 추정과 검정을 위해서는 一人當 品目別支出額이 필요하므로 이 자료는 품목별지출액(1975년도 불변시장가격)을 年央推計人口로 나누어 산출하였다.¹⁷⁾ 所得資料는 總支出額으로 대신하고 일인당 총지출액은 일인당 품목별지출액을 합산하였다. 物價資料는 경상시장가격 소비지출액을 불변시장가격 소비지출액으로 나누어 계산한 價格指數(1975년=100)를 사용하였다.

재화의 분류는 다음과 같다.

- i) 음식물비($i=1$): 식료품, 음료품(주류 포함)
- ii) 주 거 비($i=2$): 임료, 수도료, 가구시설비
- iii) 광 열 비($i=3$): 광열비
- iv) 께 복 비($i=4$): 의류, 장신구(신발 포함)

16) 한국은행(1982, pp. 230~233) 참조.

1982년 이후의 자료를 이용하지 않은 이유는 한국은행의 資料集計方式이 바뀌어 時系列의 일관성이 없기 때문이다. 한편 총 표본관측의 갯수는 26개년도이지만 선형지출체계의 경우에는 각 모형마다 시차변수의 갯수가 다름에 따라 추정에 실제 이용되는 표본관측의 수는 각 모형에 따라 달라진다. 뒤에 이용될 尤度比檢定(likelihood ratio test)에 이러한 요인이 미치는 효과를 배제하기 위해 선형지출체계의 경우에는 각 모형의 표본관측수가 23이 되도록 시계열을 조정하였다.

17) 경제기획원(1987, p. 39).

v) 잡 비($i=5$): 연초, 가계운영비, 보건미용비, 교통통신비, 유흥오락비, 잡지출(의료비, 교육비 포함)

각 수요모형에 대한 추정방법과 추정결과는 다음과 같다.

1. 線型支出體系

선형지출체계는 變數에 관해서는 線型이지만 추정해야 할 母數에 관해서는 非線型이므로 추정시 주의가 필요하다. 이제 추정작업을 염두에 두고 선형지출체계를 살펴보고자 하며 다른 수요모형과의 비교를 위하여 종속변수를 지출률로 한다.

$$W_{it} = Z_{it}R_{it} + \beta_{it}(1 - \sum_j Z_{jt}R_{jt}) + \epsilon_{it}^{18)} \quad (i=1, \dots, n; t=1, \dots, T) \quad (13)$$

이 추정식에 포함된 攪亂項에 대하여는 다음과 같이 가정한다.

$$E(\epsilon_{it}) = 0 \quad (\text{모든 } i, t \text{에 대하여})$$

$$E(\epsilon_{is}, \epsilon_{jt}) = 0 \quad (s \neq t)$$

$$E(\epsilon_{it}, \epsilon_{jt}) = [\sigma_{jt}] \quad (i, j=1, \dots, n)$$

$$= \Omega$$

수요함수의 支出合假定 때문에 $\sum_i \epsilon_{it} = 0$ 이고 이것은 $\sum_i \sigma_{ij} = \sum_j \sigma_{ij} = 0$ 을 의미하므로 同期的 分散($\sigma_{ij}, i=j$) · 共分散($\sigma_{ij}, i \neq j$) 行列은 特異行列(singular matrix)이 된다.¹⁹⁾

따라서 $\Omega \otimes I$ 가 존재하지 않으므로 흔히 사용되는 一般化最小自乘法(generalized least squares: GLS)은 사용될 수 없다. 이러한 문제는 추정시 한 방정식을 제외시키고 나머지 $(n-1)$ 개의 방정식을 GLS나 Zellner(1962)의 「表面上 無關回歸」(seemingly unrelated regression: SUR) 등의 방법으로 추정하면 해결된다.²⁰⁾

18) 이 추정식은 同分散(homoscedasticity)을 가정하고 있다. 종속변수를 지출률로 하지 않고 수요량이나 지출액으로 하면 異分散(heteroscedasticity)의 문제가 발생하지만 R^2 로 표시되는 모형의 설명력은 더 좋아진다. Deaton(1986, pp.1783~1788) 참조. Barten(1977)은 종속변수를 지출액으로 하는 경우 표본관측의 갯수가 많아질수록 이분산이 심해지며 이것이 불가수준의 함수라고 주장하고, 이분산에 대한 해결방안으로 平均支出率을 종속변수로 취하는 방법을 제안하고 있다. 한편 Theil(1975, pp.236~243)은 종속변수가 지출액이면 이분산이 貨幣所得의 함수라고 가정하여 LES를 변형시키고 있다.

19) 각 기에 있어서 한 재화에 대한 지출변화는 다른 재화에 대한 지출변화와 관련되어 있다고 볼 수 있으므로 교란항에 contemporaneous correlation을 가정할 수 있다. Theil(1975, pp.41~43) 혹은 Deaton(1986, p.1781) 참조. 한편 Stone(1954)과 Malinvaud(1966, pp.310~314) 등은 분산 · 공분산행렬이 특이행렬이라는 점을 인식하지 못하여 추정에 오류를 범하였다고 Parks(1971)는 지적한 바 있다.

20) McGuire, Farley, Lucas and Ring(1968) 혹은 Powell(1969)에는 제외되는 방정식이 어떤 방정식인가에 관계없이 추정치는 항상 일치한다는 것이 증명되어 있다. 한편 最尤推定法(maximum likelihood estimation: MLE)으로 추정하는 방법에 관해서는 Parks(1971) 참조.

〈表 1〉線型支出體系의 推定結果

	정 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2	동 학 모 형 3
β_0^1	0.616(56.52)	0.519(48.49)	0.698(28.29)	0.532(31.68)
β_0^2	0.074(30.39)	0.072(10.56)	0.086(8.64)	0.088(8.64)
β_0^3	0.043(27.28)	0.037(13.61)	0.037(10.01)	0.027(5.52)
β_0^4	0.095(32.47)	0.121(33.52)	0.090(12.95)	0.128(18.25)
β_0^5	0.173(19.41)	0.251(24.98)	0.088(4.15)	0.224(13.38)
b_1		-0.011(-16.98)		-0.010(-7.36)
b_2		-0.000(-2.10)		0.000(0.09)
b_3		-0.001(-2.10)		-0.001(-2.74)
b_4		0.003(9.32)		0.003(5.65)
b_5		0.009(11.79)		0.008(7.98)
c_1				
c_2				
c_3				
c_4				
c_5				
R_1^0	-850.469(-6.20)	-238.511(-5.55)	-1007.38(-3.76)	-97.53(-0.54)
R_2^0	-68.565(-3.00)	-48.986(-1.52)	-97.19(-2.10)	-100.20(-2.01)
R_3^0	-53.305(-4.70)	-16.583(-1.25)	-1.61(-0.08)	50.12(1.95)
R_4^0	-108.672(-4.40)	-208.030(-7.57)	-42.48(-0.97)	-199.48(-6.36)
R_5^0	-46.293(-0.96)	-377.453(-5.04)	448.03(3.98)	-160.87(-1.63)
k_1			43.59(1.95)	9.74(0.71)
k_2			6.17(1.52)	8.17(2.21)
k_3			-0.90(-0.57)	-2.38(-1.59)
k_4			1.24(0.37)	8.83(2.37)
k_5			-21.14(-2.96)	8.73(1.01)
l_1				
l_2				
l_3				
l_4				
l_5				
$R^2(1)$	0.76	0.98	0.86	0.99
$R^2(2)$	0.76	0.73	0.79	0.80
$R^2(3)$	0.17	0.21	0.03	0.42
$R^2(4)$	0.30	0.85	0.28	0.83
$R^2(5)$	0.76	0.97	0.86	0.98
D.W.(1)	0.34	1.83	0.64	2.03
D.W.(2)	0.90	0.92	1.15	1.44
D.W.(3)	0.69	1.00	0.65	1.29
D.W.(4)	0.59	1.92	0.56	1.87
D.W.(5)	0.20	0.87	0.48	1.11

註: 1) () 내의 수치는 t -통계량이다. 2) $R^2(i)$ 는 i 번째 품목 추정식의 R^2 값이다.
 3) D.W.(i)는 i 번째 품목 추정식의 D.W.값이다.

—〈表 1〉線型支出體系의 推定結果(계속)

	동 학 모 형 4	동 학 모 형 5	동 학 모 형 6
β_1^0	0.519 (22.47)	0.645(16.72)	0.598(18.49)
β_2^0	0.063 (9.00)	0.078(7.61)	0.076(6.55)
β_3^0	0.038 (6.14)	0.023(4.33)	0.029(7.62)
β_4^0	0.130 (14.87)	0.098(8.89)	0.098(12.56)
β_5^0	0.250 (11.19)	0.156(6.42)	0.199(8.49)
b_1	-0.009 (-2.86)		
b_2	0.006 (5.81)		
b_3	0.001 (1.95)		
b_4	0.002 (1.84)		
b_5	-0.000 (-0.07)		
c_1	0.0005(2.72)		
c_2	0.0002(1.91)		
c_3	-0.0001(-1.11)		
c_4	-0.0001(-1.60)		
c_5	-0.0005(-4.87)		
R_1^0	5.737 (0.03)	-1044.9 (-5.54)	-1250.64 (-6.74)
R_2^0	2.358 (0.07)	-116.43 (-4.29)	-154.55 (-4.77)
R_3^0	8.659 (0.28)	-38.97 (-3.97)	-63.43 (-6.06)
R_4^0	-201.143 (-4.59)	-149.86 (-4.92)	-200.18 (-7.59)
R_5^0	-246.612 (-1.64)	-155.77 (-3.13)	-271.35 (-4.84)
k_1	-77.522 (-2.14)	0.243(2.25)	0.195(2.65)
k_2	-34.205 (-6.28)	0.319(3.47)	0.274(2.74)
k_3	-16.076 (-3.58)	0.578(7.71)	0.418(7.73)
k_4	-5.264 (-0.67)	0.301(4.62)	0.229(5.55)
k_5	28.830 (0.97)	0.392(4.86)	0.154(1.56)
l_1	5.081 (2.60)		
l_2	1.842 (4.48)		
l_3	1.088 (4.08)		
l_4	1.036 (2.00)		
l_5	-0.104 (-0.07)		
$R^2(1)$	0.99	0.83	0.77
$R^2(2)$	0.95	0.74	0.62
$R^2(3)$	0.69	0.46	0.48
$R^2(4)$	0.85	0.50	0.40
$R^2(5)$	0.99	0.89	0.84
D.W.(1)	1.75	0.56	0.42
D.W.(2)	1.22	1.18	0.83
D.W.(3)	1.80	2.24	1.26
D.W.(4)	1.95	1.07	0.71
D.W.(5)	1.53	0.36	0.24

註: 1) ()내의 수치는 t -통계량이다. 2) $R^2(i)$ 는 i 번째 품목 추정식의 R^2 값이다.
3) D.W.(i)는 i 번째 품목 추정식의 D.W.값이다.

線型支出體系의 母數에 대한 추정결과는 <表 1>에 보고되어 있다. 限界支出率의 추정치는 모두 0과 1 사이의 값을 가지며 그 합은 1이 되므로 모형의 가정과 부합된다. β_i 추정치들의 통계적 유의성은 매우 높으며 그 값의 크기는 모든 모형에서 음식물비, 잡비, 피복비, 주거비, 광열비의 순서로 나타났다. 그런데 모형을 어떻게 설정하느냐에 따라 β_i 추정치의 크기는 상당히 변화함을 알 수 있다. b_i 와 c_i 의 추정치들은 통계적 유의성이 대체로 높게 나타나는데 이것은 한계지출률이 시간이 흐름에 따라 변화함을 의미한다. <동학모형 1>과 <동학모형 3>에서 음식물비와 광열비에 대한 한계지출률은 감소하고 피복비와 잡비에 대한 한계지출률은 증가하고 있음을 볼 수 있다.

最小必要消費量인 R_i 추정치에 대한 통계적 유의성은 대체로 높지만 거의 陰의 값으로 나타났다. 그런데 본 연구에 사용된 자료가 광범위한 集計에 의한 점을 고려한다면 이러한 결과는 기대 밖이다. 그러나 $(Q_i - R_i) > 0$ 의 가정은 모든 경우에 충족된다. k_i 와 l_i 의 추정치들에 대한 통계적 유의성은 대체로 높게 나타났으며 이것은 최소필요소비량이 시간이 흐름에 따라 변화함을 의미한다. <동학모형 5>와 <동학모형 6>에서 k_i 가 양의 부호이면 그 재화의 과거 구매량이 현재의 구매량을 증가시키는 효과를 가지고, k_i 가 음의 부호이면 그 반대 효과를 의미한다. k_i 들이 모형설정 여하에 따라 민감하게 변화함을 알 수 있으며 광열비를 포함한 모든 품목의 소비지출에 과거 소비수준에 의한 습관적 지출이 있음을 알 수 있다.

2. Indirect-addilog模型

식(7)을 변형하여 추정을 위한 需要函數의 구조를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\langle \text{정학모형 1} \rangle \log \frac{W_{it}}{W_{nt}} = \log \frac{A_i \beta_i}{A_n \beta_n} + \beta_i \log \frac{P_{it}}{M_t} - \beta_n \log \frac{P_{nt}}{M_t} + u_{it}$$

그런데 이 모형의 교란항에는 양의 自己相關이 특히 심각하므로, 이 문제를 해결하기 위해 1階 差分方程式(first-difference equation)으로 변형시키면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\langle \text{정학모형 2} \rangle DW_{it} - DW_{nt} = \beta_i(DP_{it} - DM_t) - \beta_n(DP_{nt} - DM_t) + \epsilon_{it}$$

$$\text{여기서 } DW_{it} = \log W_{it} - \log W_{i,t-1}$$

$$DM_t = \log M_t - \log M_{t-1}$$

한편 식(12)에 대한 추정식과 이것의 1계 차분방정식은 각각 다음과 같다.

$$\langle \text{동학모형 1} \rangle \log \frac{W_{it}}{W_{nt}} = \log \frac{A_i \beta_i}{A_n \beta_n} + k_i T_t + \beta_i \log \frac{P_{it}}{M_t} - \beta_n \log \frac{P_{nt}}{M_t} + u_{it}$$

$$\langle \text{동학모형 2} \rangle DW_{it} - DW_{nt} = k_i + \beta_i(DP_{it} - DM_t) - \beta_n(DP_{nt} - DM_t) + \epsilon_{it}$$

〈表 2〉 Indirect-addilog模型의 推定結果

	정 학 모 형 1	정 학 모 형 2	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2
〈무제약〉				
β_1	-0.161(-2.22)	-0.137(-1.29)	-0.133(-1.95)	-0.093(-0.99)
β_2	-0.489(-1.68)	-0.487(-2.63)	-0.357(-1.17)	-0.463(-2.52)
β_3	-0.306(-1.48)	-0.284(-1.43)	-0.522(-2.52)	-0.263(-1.43)
β_4	-0.094(-0.68)	-0.183(-1.58)	-0.112(-0.86)	-0.188(-1.60)
$\beta_5(1)$	0.265(3.12)	0.059(0.44)	-0.415(-3.76)	-0.249(-1.71)
$\beta_5(2)$	-0.209(-0.81)	-0.261(-1.57)	-0.549(-1.93)	-0.327(-1.69)
$\beta_5(3)$	-0.031(-0.14)	-0.316(-1.43)	-1.385(-4.85)	-0.709(-3.02)
$\beta_5(4)$	0.163(1.12)	0.066(0.52)	0.285(1.29)	0.027(0.17)
k_1			-0.075(-8.11)	-0.061(-3.73)
k_2			-0.048(-2.27)	-0.015(-0.72)
k_3			-0.119(-7.09)	-0.072(-3.38)
k_4			0.015(1.07)	-0.006(-0.31)
$R^2(1)$	0.93	-0.49	0.98	0.05
$R^2(2)$	0.70	0.22	0.75	0.24
$R^2(3)$	0.71	-0.03	0.90	0.29
$R^2(4)$	0.90	0.08	0.91	0.09
D.W.(1)	0.56	1.74	0.94	2.17
D.W.(2)	0.28	1.76	0.36	1.82
D.W.(3)	0.34	1.46	0.60	1.79
D.W.(4)	0.66	1.91	0.74	1.90
〈제약하〉				
β_1	-0.234(-3.96)	-0.209(-1.62)	-0.153(-2.44)	-0.088(-1.09)
β_2	-0.044(-0.55)	-0.239(-2.16)	-0.137(-0.69)	-0.383(-2.77)
β_3	-0.108(-1.63)	-0.030(-0.31)	0.129(1.07)	0.064(0.54)
β_4	-0.077(-1.13)	-0.251(-2.77)	-0.518(-7.27)	-0.285(-2.69)
β_5	0.182(2.65)	-0.019(-0.22)	-0.432(-4.17)	-0.198(-1.96)
k_1			-0.075(-8.13)	-0.055(-3.73)
k_2			-0.056(-2.81)	-0.007(-0.38)
k_3			-0.092(-6.62)	-0.050(-1.58)
k_4			-0.017(-1.63)	-0.022(-1.27)
$R^2(1)$	0.93	-0.56	0.98	0.05
$R^2(2)$	0.66	0.13	0.74	0.21
$R^2(3)$	0.70	-0.07	0.87	0.19
$R^2(4)$	0.90	0.05	0.86	-0.01
D.W.(1)	0.57	1.74	0.93	2.14
D.W.(2)	0.33	1.80	0.42	1.80
D.W.(3)	0.34	1.60	0.45	1.74
D.W.(4)	0.66	1.87	0.66	1.85

註: 1) ()내의 수치는 t -통계량 임.

〈表 3〉 β_5 同一性에 대한 檢定

	정학모형 1	정학모형 2	동학모형 1	동학모형 2
로그 우도치	115.53	147.18	139.98	154.59
무제약 제약하	113.92	144.60	132.24	150.86
$-2 \log \lambda$	3.22	5.16	15.84	7.49

註: 1) $\chi^2(3)=7.81(5\%), 11.34(1\%)$

이상의 각 모형은 모수에 대하여 선형이므로 각각의 방정식을 OLS방법으로 추정하면 된다. Indirect-addilog모형의 추정결과는 〈表 2〉에 정리되어 있다. β_i 추정치의 통계적 유의성은 대체로 만족스럽지 못하였다. 〈정학모형 1〉과 〈동학모형 1〉의 D.W.값은 매우 낮으므로 강한 양의 자기상관이 있음이 확인된다. 이들 모형을 차분형태로 바꾼 〈정학모형 2〉와 〈동학모형 2〉의 D.W.값을 보면 자기상관문제는 상당히 완화되었음을 알 수 있다. 한편 정학모형들의 D.W.값들과 동학모형들의 D.W.값들을 비교해 보면 모형의 동학화에 의해 자기상관문제가 많이 완화되는 것을 발견할 수 있다.

아무런 제약을 부과하지 않고 개별방정식을 추정하면 방정식마다 β_5 가 추정되며 〈表 2〉의 상단에서 볼 수 있듯이 각 방정식의 β_5 추정치는 동일하지 않은 듯하다. 이러한 사실은 각각의 추정치가 동일한 모수 β_5 에 대응하는가라는 의문을 제기한다. 이러한 의문을 해결하기 위해 다음의 가설을 검정할 필요가 있다.

$$H_0: \beta_5(i) = \beta_5(j) \quad (i \neq j; i, j = 1, 2, 3, 4)$$

여기서 $\beta_5(i)$ 는 i 번째 방정식의 β_5 추정치이며, 尤度比檢定(likelihood ratio test) 즉,
 $-2 \log \lambda \sim \text{asy } \chi^2(J)$

을 이용한다. 〈表 3〉에 정리된 결과를 보면 〈동학모형 1〉을 제외하고는 유의수준 5%, 1% 모두에서 귀무가설 H_0 는 기각되지 않았다. 따라서 〈동학모형 1〉을 제외한 나머지 모형에서는 각 방정식의 β_5 가 동일하다고 볼 수 있으므로 이러한 제약하에서 SUR 방법으로 추정된 β_i 들의 값이 〈表 2〉의 하단에 정리되어 있다. 한편 소비선호의 변화를 반영하는 k_i 계수 추정치들은 통계적 유의성이 인정되는 경우가 많으므로 동학모형의 타당성이 짐작된다.

3. 로테르담模型

로테르담모형의 추정식은 정학모형의 경우 다음과 같다.

$$\bar{W}_{it} DQ_{it} = b_i DQ_i + \sum_j C_{ij} DP_{jt} + \epsilon_{it} \quad (14)$$

선형지출체계에서와 마찬가지로 支出合假定 때문에 임의의 한 방정식은 다른 방정

〈表 4〉로테르담模型的 推定結果

	정 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2	동 학 모 형 3
b_1	0.550(8.31)	0.676(10.48)	0.493(8.46)	0.507(8.88)
b_2	0.126(6.32)	0.124(5.18)	0.123(5.91)	0.130(5.47)
b_3	0.002(0.20)	-0.003(-0.26)	0.001(0.08)	0.002(0.14)
b_4	0.092(3.84)	0.041(1.89)	0.102(4.20)	0.099(3.63)
b_5	0.229(5.25)	0.162(3.52)	0.281(9.19)	0.263(8.70)
C_{11}	-0.299(-5.72)	-0.242(-5.31)	-0.347(-7.52)	-0.298(-6.73)
C_{12}	0.016(0.31)	0.045(1.03)	0.039(0.86)	0.006(0.13)
C_{13}	0.096(1.65)	0.055(1.14)	0.054(1.07)	0.040(0.78)
C_{14}	0.059(1.54)	0.133(3.54)	0.056(1.75)	0.063(1.92)
C_{15}	0.081(1.35)	0.239(3.62)	0.098(1.93)	0.089(1.74)
C_{21}	0.089(5.64)	0.088(5.21)	0.087(5.22)	0.089(4.85)
C_{22}	-0.106(-6.59)	-0.106(-6.52)	-0.105(-6.48)	-0.106(-5.62)
C_{23}	0.007(0.40)	0.008(0.43)	0.005(0.27)	0.011(0.52)
C_{24}	0.015(1.28)	0.013(0.95)	0.015(1.27)	0.015(1.08)
C_{25}	0.030(1.67)	0.027(1.10)	0.031(1.71)	0.030(1.41)
C_{31}	0.009(1.11)	0.006(0.78)	0.008(0.94)	0.009(0.95)
C_{32}	0.001(0.14)	0.000(0.00)	0.002(0.20)	0.001(0.11)
C_{33}	-0.060(-6.92)	-0.059(-6.63)	-0.061(-6.81)	-0.061(-5.71)
C_{34}	0.005(0.84)	0.002(0.28)	0.005(0.84)	0.005(0.72)
C_{35}	0.017(1.92)	0.011(0.91)	0.018(1.95)	0.017(1.64)
C_{41}	0.060(3.18)	0.037(2.41)	0.069(3.55)	0.060(2.83)
C_{42}	0.032(1.68)	0.021(1.39)	0.029(1.52)	0.034(1.58)
C_{43}	0.002(0.11)	0.019(1.13)	0.009(0.45)	0.011(0.46)
C_{44}	-0.099(-7.15)	-0.129(-10.15)	-0.099(-7.37)	-0.100(-6.42)
C_{45}	0.000(0.00)	-0.064(-2.84)	-0.003(-0.13)	-0.001(-0.05)
C_{51}	0.141(4.09)	0.110(3.40)	0.185(7.61)	0.140(5.98)
C_{52}	0.056(1.59)	0.040(1.28)	0.036(1.52)	0.064(2.69)
C_{53}	-0.045(-1.17)	-0.023(-0.67)	-0.007(-0.27)	-0.001(-0.05)
C_{54}	0.021(0.82)	-0.019(-0.70)	0.023(1.37)	0.018(1.05)
C_{55}	-0.129(-3.26)	-0.013(-3.56)	-0.144(-5.41)	-0.135(-5.01)
k_1		-0.030(-3.56)	0.001(3.26)	-0.010(-4.10)
k_2		0.001(0.20)	0.000(0.45)	0.001(0.72)
k_3		0.001(0.79)	0.000(0.38)	-0.000(-0.17)
k_4		0.012(4.24)	-0.000(-1.34)	0.002(1.38)
k_5		0.016(2.66)	-0.001(-5.58)	0.007(6.01)
$R^2(1)$	0.96	0.97	0.97	0.98
$R^2(2)$	0.81	0.81	0.81	0.81
$R^2(3)$	0.78	0.79	0.78	0.78
$R^2(4)$	0.84	0.91	0.85	0.86
$R^2(5)$	0.80	0.84	0.91	0.93
D.W.(1)	1.55	1.77	2.28	2.29

D.W.(2)	1.95	1.93	1.99	1.82
D.W.(3)	2.47	2.49	2.48	2.50
D.W.(4)	2.04	2.48	2.27	2.26
D.W.(5)	0.92	1.10	2.18	2.22

註: 1) ()내의 수치는 t -통계량임.

식들에 의해 결정된다. 따라서 한 방정식을 제외시키고²¹⁾ 나머지 방정식을 OLS로 추정하면 된다.²²⁾

零次同次性 제약 부과 전, 후의 추정결과로부터 각각의 방정식에 F -검정을 적용하면 이 제약의 타당성 여부를 검정할 수 있다. 영차동차성 제약이 단일방정식 내에서의 제약인 반면 對稱性 제약은 방정식 사이의 제약이므로 추정에는 完全情報最尤推定法(full information maximum likelihood estimation: FIML)을 적용하며,²³⁾ 이 제약의 타당성 여부를 검정하기 위해서는 우도비검정을 이용한다.²⁴⁾

끝으로 陰數性假說에 대한 검정은 실제로 代替效果行列을 구성한 다음, 對角元素와 主小行列式(leading principal minor)을 구하여 검토하게 된다.²⁵⁾

로테르담모형의 추정결과는 〈表 4〉에 정리되어 있다. 우선 실질소득계수 b_1 는 대체로 높은 통계적 유의성을 보이고 있다. Slutsky 係數를 보면 대각원소 C_{ii} 는 모두 음의 부호를 가지며 통계적 유의성도 매우 높은 반면, 비대각원소 C_{ij} 의 유의성은 대체로 낮게 나타난다. 이것은 표본관측의 갯수에 비하여 추정해야 할 모수의 수가 상대적으로 많기 때문이라고 생각되지만, 각 가격자료 사이에 상당한 정도의 多重共線性(multi-collinearity)이 존재하여 개별가격들의 효과를 구별하기 힘들기 때문이기도 하다. 소비선호의 변화를 반영시키기 위하여 도입한 k_i 계수들을 검토해보면 모형에 관계없이 k_1 과 k_5 에 대한 t -값은 매우 높다. 이러한 사실로부터 특히 음식물비와 잡비에 대한 소비자의 선호에 많은 변화가 있었음을 알 수 있으며 동학

21) 한 방정식을 제외시킬 수 있음이 Theil(1971)에 증명되고 있다.

22) $(n-1)$ 개의 방정식을 각각 OLS로 추정하더라도 SUR이나 完全情報最尤推定法(FIML)의 추정치와 동일함이 알려져 있다. Deaton(1986, p.1794) 참조. 또 OLS 추정치는 最良線型不偏推定量이다. Theil(1975, p.186) 참조.

23) 이 경우 방정식 사이에 모수가 중복되어 나타나므로 OLS로 추정할 수 없으며 SUR의 추정치도 FIML의 추정치와 차이가 난다. Deaton(1966, p.1794) 참조.

24) 대칭성제약을 검정하는 방법에는 이외에도 Wald test, Lagrange multiplier 혹은 score test 등이 있지만 아직 이론적으로 확립된 상태는 아니다. Deaton(1986, pp.1794~1796) 참조. 한편 Theil(1975, pp.190~199)에도 대칭성을 위한 검정통계량 제량이 제안되고 있다.

25) 位數(rank)가 $(n-1)$ 인 대체효과 행렬이

$$C_{11} \leq 0, \begin{vmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{vmatrix} \geq 0, \begin{vmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{vmatrix} \leq 0, \dots$$

을 만족하면 음수성가설이 성립한다.

모형들이 정학모형보다 더 타당할 것이라는 점을 시사한다. 동학모형들의 R^2 를 검토해보면 모든 추정식에서 정학모형보다 높다. 교란항에 자기상관 문제는 심각하지 않으며 모형의 동학화에 의하여 보다 완화되고 있다.

4. AIDS模型

AIDS모형들의 추정과 검증은, 모형의 非線型性을 피하기 위하여 物價指數 P 를 Stone의 지수를 이용하여 먼저 계산한 다음 추정하는 점을 제외하면, 로테르담모형의 경우와 마찬가지로이다.²⁶⁾

AIDS모형의 추정결과는 <表 5>에 보고되어 있다. 각 수요방정식의 설명력을 나타내는 R^2 값들은 대체로 높게 나타나고 있지만 정학모형에 비해 동학모형들의 R^2 가

<表 5> AIDS模型의 推定結果

	정 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2
a_1	1.084(2.31)	0.864(2.51)	1.325(3.65)
a_2	-0.553(-2.10)	-0.688(-3.95)	-0.392(-2.40)
a_3	-0.514(7.54)	0.527(7.74)	0.500(7.29)
a_4	0.154(0.50)	0.331(2.00)	-0.040(-0.22)
a_5	-0.199(-0.50)	-0.033(-0.13)	-0.393(-1.57)
b_1	-0.028(-0.64)	-0.035(-1.10)	-0.065(-1.87)
b_2	0.058(2.35)	0.054(3.32)	0.033(2.11)
b_3	-0.044(-6.88)	-0.043(-6.90)	-0.042(-6.35)
b_4	-0.009(-0.29)	-0.003(-0.18)	0.021(1.21)
b_5	0.022(0.69)	0.028(1.19)	0.052(2.18)
γ_{11}	-0.052(-2.05)	-0.058(-3.14)	-0.074(-3.67)
γ_{12}	-0.056(-1.11)	-0.027(-0.72)	-0.023(-0.59)
γ_{13}	0.021(0.55)	-0.011(-0.38)	0.002(0.07)
γ_{14}	0.017(0.41)	0.039(1.27)	0.027(0.86)
γ_{15}	-0.007(-0.16)	0.057(1.55)	0.007(0.20)
γ_{21}	0.037(2.62)	0.034(3.62)	0.023(2.49)
γ_{22}	-0.038(-1.33)	-0.020(-1.05)	-0.016(-0.88)
γ_{23}	-0.017(-0.79)	-0.037(-2.50)	-0.030(-2.23)
γ_{24}	0.026(1.12)	0.039(2.56)	0.033(2.32)
γ_{25}	0.033(1.30)	0.073(3.94)	0.043(2.74)
γ_{31}	-0.018(-4.73)	-0.017(-4.69)	-0.016(-4.25)
γ_{32}	-0.004(-0.50)	-0.005(-0.73)	-0.006(-0.75)
γ_{33}	-0.016(-2.91)	-0.015(-2.53)	-0.015(-2.70)
γ_{34}	0.001(0.12)	-0.001(-0.08)	0.000(0.02)
γ_{35}	0.006(0.92)	0.002(0.33)	0.005(0.78)

26) 물가지수 P 대신 Stone의 지수 즉, $\log P = \sum W_i \log P_i$ 라는 근사치를 사용하더라도 추정치에 그다지 영향을 미치지 않는다. Deaton and Muellbauer(1980a) 참조.

γ_{41}	0.022(1.32)	0.027(3.04)	0.040 (3.90)
γ_{42}	0.055(1.64)	0.031(1.74)	0.028 (1.41)
γ_{43}	-0.028(-1.07)	-0.002(-0.13)	-0.012 (-0.79)
γ_{44}	-0.027(-0.99)	-0.044(-3.04)	-0.035 (-2.20)
γ_{45}	-0.021(-0.69)	-0.072(-4.11)	-0.033 (-1.82)
γ_{51}	0.010(0.52)	0.014(1.05)	0.028 (1.98)
γ_{52}	0.043(1.14)	0.020(0.75)	0.016 (0.59)
γ_{53}	0.040(1.38)	0.064(3.01)	0.055 (2.69)
γ_{54}	-0.017(-0.55)	-0.033(-1.48)	-0.025 (-1.15)
γ_{55}	-0.011(-0.33)	-0.060(-2.23)	-0.023 (-0.95)
k_1		-0.012(-4.27)	-0.0007(-3.85)
k_2		-0.007(-5.16)	-0.0005(-5.74)
k_3		0.001(1.24)	0.0000(1.17)
k_4		0.009(7.12)	0.0006(6.13)
k_5		0.001(4.39)	0.0006(4.50)
$R^2(1)$	0.98	0.99	0.00
$R^2(2)$	0.60	0.84	0.86
$R^2(3)$	0.90	0.91	0.91
$R^2(4)$	0.47	0.86	0.83
$R^2(5)$	0.98	0.99	0.99
D.W.(1)	1.25	1.94	1.93
D.W.(2)	0.62	1.91	1.96
D.W.(3)	2.16	2.23	2.23
D.W.(4)	0.75	1.84	1.75
D.W.(5)	0.79	1.56	1.58

註: 1) ()내의 수치는 t 통계량임.

모두 높게 나타났다. 이것은 동학모형들의 적합도가 정학모형보다 높음을 의미하므로 동학모형들이 상대적으로 더 타당함을 시사한다. 靜學模型의 D.W.값은 대체로 낮게 나타났는데 이것은 교란항에 상당한 정도의 양의 자기상관이 존재함을 의미한다. 그러나 動學模型들에서는 이러한 자기상관의 문제가 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실은 정학모형을 동학화시키게 되면 보다 더 효율적인 추정치를 얻을 수 있음을 알려주고 있다. 消費者選好의 변화를 반영하는 k_i 계수 추정치들의 t -값을 보면 광열비를 제외하고는 모두 매우 높은 통계적 유의성을 나타내고 있어서, 동학모형의 타당성을 뒷받침하고 있다. 가격계수의 대각원소인 γ_{ii} 추정치들을 보면 부호가 모두 음으로 나타났으며 통계적 유의성도 대체로 높았다. 이것으로부터 需要의 法則이 성립함을 확인할 수 있다.

V. 需要模型의 比較

앞 절에서는 각각의 개별모형에 대한 추정결과를 분석하였지만 이 절에서는 需要模型에 대한 전체적인 비교를 시도할 것인데, 이 절의 구성은 다음과 같다. 먼저 수요모형을 靜學模型과 動學模型으로 나누어 비교하여 동학모형의 타당성 여부를 평가한다. 그 다음에는 消費者理論의 몇 가지 가설들에 대한 통계적 검정을 실시하고 마지막에는 모형의 適合度라는 실증적 기준에 의해 각 수요모형의 우열을 비교하고자 한다.

1. 需要模型의 動學化에 대한 評價

앞의 여러 곳에서 정학모형과 비교할 때 동학모형의 상대적 우월성이 이미 지적되었지만 이러한 논의는 보다 엄격한 통계적 검정을 통하여 확인할 필요가 있다. 그래서 동학모형을 무제약(Q)하의 모형, 정학모형을 제약(ω)하의 모형으로 생각한다면 다음의 尤度比檢定을 적용할 수 있다.

〈表 6〉 動學模型의 妥當性 檢定

LES	$-2 \log \lambda$	Indirect-addilog	$-2 \log \lambda$	로테르담	$-2 \log \lambda$	AIDS	$-2 \log \lambda$
정학모형	—	〈무 제약〉		〈무 제약〉		〈무 제약〉	
동학모형 1	68.16	정학모형 1	—	정학모형	—	정학모형	—
동학모형 2	30.64	동학모형 1	48.90	동학모형 1	14.98	동학모형 1	52.04
동학모형 3	85.42	정학모형 2	—	동학모형 2	24.02	동학모형 2	49.32
동학모형 4	155.06	동학모형 2	14.82	동학모형 3	32.42		
동학모형 5	34.40	〈제약하〉		〈동차성제약〉		〈동차성제약〉	
동학모형 6	30.26	정학모형 1	—	정학모형	—	정학모형	—
		동학모형 1	36.24	동학모형 1	15.56	동학모형 1	44.66
		정학모형 2	—	동학모형 2	17.14	동학모형 2	45.10
		동학모형 2	12.52	동학모형 3	17.96		
				〈대칭성제약〉		〈대칭성제약〉	
				정학모형	—	정학모형	—
				동학모형 1	15.22	동학모형 1	61.18
				동학모형 2	17.14	동학모형 2	50.62
				동학모형 3	17.96		

註: 1) $\chi^2(4) = 9.5(5\%), 13.3(1\%)$

$\chi^2(8) = 15.5(5\%), 20.1(1\%)$

두번째 임계치는 LES의 〈동학모형 4〉에 적용되며 그 이외의 모형에는 첫번째 임계치가 적용된다.

$$\begin{aligned} -2 \log \lambda &= 2[\log L(\Omega) - \log L(\omega)] \\ &= T[\log |\Sigma_{\omega}| - \log |\Sigma_{\Omega}|] \\ &\sim \text{asy } \chi^2(J) \end{aligned}$$

〈表 6〉에 각 수요모형에 대한 $-2 \log \lambda$ 계산결과가 정리되어 있다. 表에서 알 수 있듯이 정학모형이 타당하다는 가설은 모든 수요모형에서 유의수준 5%에서 기각되고 있다. 따라서 정학모형의 일반적 가정 즉, 시간이 흐르더라도 소비자의 선호 체계가 불변이라는 가정은 지나치게 엄격한 가정임을 확인할 수 있으며 모형의 동학화를 통하여 보다 현실과 부합되는 모형을 얻게 됨을 알 수 있다.

2. 消費者理論의 檢定

1) 零次同次性假說에 대한 檢定

영차동차성가설은 로테르담모형과 AIDS모형에서 그 통계적 타당성을 검정할 수 있으며 검정방법에는 개별방정식에 대한 F -검정과 모형전체에 대한 우도비검정이 있다.

먼저 로테르담모형을 이용하여 영차동차성가설을 검정해 보자. 개별방정식에서의 F -검정결과는 〈表 7〉에 요약되어 있다. 음식물비와 주거비 품목은 영차동차성가설이 대체로 성립하지만 광열비 품목은 대체로 기각되었다. 또 모형을 동학화시키는 일은 영차동차성가설의 성립여부와 특별한 관계가 없는 것 같았다. 한편 방정식체계 전체에 대한 영차동차성가설의 검정결과는 〈表 8〉에 정리되어 있으며 모든 로테르담모형들에서 영차동차성가설은 현저히 기각되고 있음을 볼 수 있다.

다음으로 AIDS모형을 이용한 영차동차성가설의 검정결과를 보자. 우선 개별방

〈表 7〉 零次同次性 檢定을 위한 F -값(로테르담模型)

로 테 르 담	음식물비	주거비	광열비	피복비	잡 비	F -임계치
정학모형	0.53	3.37	8.61**	0.03	1.08	4.38 (5%) 8.18 (1%)
동학모형 1	4.73*	0.57	4.11	0.45**	1.91	4.41 (5%) 8.28 (1%)
동학모형 2	3.03	2.42	7.91*	0.06	9.29**	
동학모형 3	4.27	3.76	8.07*	0.03	11.09**	

註: 1) *표는 유의수준 5%에서 기각되지만 1%에서는 기각되지 않음을 의미함.
2) **표는 유의수준 1%에서 기각됨을 의미함.

〈表 8〉 零次同次性假說에 대한 全體檢定(로테르담模型)

로 테 르 담	정 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2	동 학 모 형 3
$-2 \log \lambda$	15.66	15.08	23.90	30.20

註: 1) $\chi^2(4)=9.5(5\%), 13.3(1\%)$

〈表 9〉 零次同次性 檢定을 위한 F -값(AIDS模型)

AIDS	음식물비	주 거 비	광 열 비	피 복 비	잡 비	F -임계치
정 학모형	6.80*	6.47*	50.67**	0.00	8.45**	4.38(5%) 8.18(1%)
동 학모형 1	0.00	39.69**	40.22**	19.82*	0.11	4.41(5%)
동 학모형 2	7.02*	26.57**	53.62**	1.00	10.35**	8.28(1%)

註: 1) *는 유의수준 5%에서 기각되지만 1%에서는 기각되지 않음을 의미함.

2) **는 유의수준 1%에서 기각됨을 의미함.

〈表 10〉 零次同次性假說에 대한 全體檢定(AIDS模型)

AIDS	정 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2
$-2 \log \lambda$	52.70	60.08	56.92

註: 1) $\chi^2(4)=9.5(5\%), 13.3(1\%)$

정식에서의 영차동차성검정을 위한 F -검정의 결과가 〈表 9〉에 요약되어 있는데 대체로 영차동차성이 기각되고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 전체 수요방정식에 대하여 영차동차성가설을 검정하더라도 역시 기각됨이 확인되는데 그 결과는 〈表 10〉에 정리되고 있다. 여기서 주목할 점은 로테르담모형과 비교할 때 영차동차성가설이 기각되는 경우가 AIDS모형에서 훨씬 더 빈번하고 심하게 나타난다는 사실이다. 만약 가설의 타당성을 전제할 수 있고 또 가설의 성립 여부를 모형의 우열 여부에 대한 판단기준으로 삼을 수 있다면, 이러한 실증적 기준에서는 로테르담모형이 AIDS모형보다 더 우수하다고 말할 수 있을 것이다.

영차동차성가설이 기각된다는 것은 貨幣를 일종의 베일(monetary veil)로 인식하는 古典派的인 화폐관이 오류임을 의미하며 소비자의 소비지출행동에 貨幣錯覺(money illusion)이 존재함을 나타낸다. 그런데 많은 소비가설들 중에서 영차동차성가설은 매우 약한 가정으로 생각되고 있는 점을 고려한다면 이 가설의 기각은 소비자이론에 대한 중요한 의문을 제기할 수 있다. 영차동차성가설이 기각된다는 실증분석결과는 빈번하게 보고되고 있지만²⁷⁾ 그 이유를 설명하는 것은 매우 어려운 일이다.

이에 대해 Barten(1977)은 수요모형에 동학적 요인이 누락된 것이 가장 큰 이유라고 설명하고 있으며 Deaton과 Muellbauer(1980b, pp. 77-78)는 모형에 시간추세변수나 시차변수 등의 설명변수가 누락되었거나 가격에 대한 期待를 고려하지 못했기 때문이라고 설명하고 있지만, 본 연구의 결과에서도 일부 확인할 수 있듯이 이러

27) 영차동차성가설이 기각된다는 실증분석결과는 Barten(1969), Byron(1970), Lluch(1971), Deaton(1974b), Deaton and Muellbauer(1980b, pp. 77~78) 등을 참조.

〈表 11〉 對稱性假說의 檢定(로테르담模型)

	경 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2	동 학 모 형 3	χ^2 -임계치
$-2 \log \lambda$	a. 무제약하에서 대칭성가설의 검정				12.60(5%)
	6.64	11.60	5.72	9.32	16.81(1%)
$-2 \log \lambda$	b. 동차성 제약하에서의 대칭성가설의 검정				12.60(5%)
	4.02	4.36	2.66	3.94	16.81(1%)
$-2 \log \lambda$	c. 동차성가설과 대칭성가설이 동시에 부과되는 경우				18.31(5%)
	19.68	9.44	26.56	34.40	23.21(1%)

한 설명만으로는 충분하지 못한 듯 하다.²⁸⁾ 이외에도 자료집계방식의 불합리함, 검정통계량이 점근적(asymptotically) 분포를 한다는 점 등의 이유가 있을 수 있겠으나 모두 부분적인 설명일 뿐이며, 이에 대한 보다 완전하고 충분한 설명과 수요모형의 개선이 요구되고 있다.

2) 對稱性假說에 대한 檢定

대칭성가설은 로테르담모형과 AIDS모형을 이용하여 통계적으로 검정할 수 있다. 먼저 로테르담모형을 이용하여 대칭성가설을 검정해 보자.

〈表 11〉에서 볼 수 있듯이 무제약하에서 대칭성가설이 부과된 경우와 동차성 제약이 전제된 상태에서 대칭성가설이 추가된 경우에는 대칭성가설은 기각되지 않았다. 그러나 동차성가설과 대칭성가설이 동시에 부과되는 경우에는 이 결합된 가설은 유의수준 5%에서 모두 기각되고 있다. 이 결합된 가설이 기각되는 이유는 대칭성가설 자체가 지나치게 제약적이기 때문이 아니라 동차성가설이 제약적이어서 이 가설이 기각되는 효과가 크게 반영된 듯하다.

AIDS모형에서 대칭성가설의 검정결과는 〈表 12〉에 요약되어 있다. 무제약하에서 대칭성가설만 부과되면 이 가설은 기각되지 않는다. 그러나 동차성가설을 전제한 후에 대칭성가설을 추가한 경우와 동차성가설과 대칭성가설을 동시에 부과한 경

〈表 12〉 對稱性假說의 檢定(AIDS模型)

	경 학 모 형	동 학 모 형 1	동 학 모 형 2	χ^2 -임계치
$-2 \log \lambda$	a. 무제약하에서의 대칭성가설의 검정			12.60(5%)
	7.18	9.36	6.02	16.81(1%)
$-2 \log \lambda$	b. 동차성 제약하에서의 대칭성가설의 검정			12.60(5%)
	30.22	13.70	24.70	16.81(1%)
$-2 \log \lambda$	c. 동차성가설과 대칭성가설이 동시에 부과되는 경우			18.31(5%)
	82.92	73.78	81.62	23.21(1%)

28) 왜냐하면 이러한 이유만으로는 횡단면자료를 이용한 Lluch(1971)에서도 영차동차성 가설이 기각되고 있음을 설명할 수 없기 때문이다.

〈表 13〉 Slutsky 代替效果行列의 主小行列式 符號

주 소 행 렬 식	S_1	S_2	S_3	S_4	C_{ii}
정 학 모 형	—	+	—	+	모두(—)
동 학 모 형 1	—	+	—	+	모두(—)
동 학 모 형 2	—	+	—	+	모두(—)
동 학 모 형 3	—	+	—	+	모두(—)
음수성이 성립하기 위한 조건	—	+	—	+	모두(—)

우에는 대칭성가설이 기각되고 있다. 동차성가설에서와 마찬가지로 대칭성가설도 로테르담모형에서보다 더 심하게 기각되고 있다.

3) 陰數性假說에 대한 檢定

음수성가설에 대한 검정은 Indirect-addilog모형, 로테르담모형, AIDS모형 등에서 가능하지만 본 연구에서는 AIDS모형의 경우는 제외되었다. 왜냐하면 AIDS모형으로 검정하는 경우 검정에 이용되는 Slutsky 代替效果行列이 표본관측의 갯수만큼 존재하여 작업이 과도하기 때문이다.

먼저 Indirect-addilog 모형에서 음수성가설을 검정해 보자. 이 모형에서는 Slutsky 대체효과행렬이 음수성을 만족하는 것과 모든 $\beta_i < 1 (i=1, \dots, n)$ 이어야 한다는 것이 사실상 동일조건이므로 후자에 대하여 t -검정을 하기로 한다. 실제로 검정의 결과 모든 모형에서 $H_0: \beta_i = 1$ 은 기각되고 $H_1: \beta_i < 1$ 이 유의성 높게 채택되었다. 따라서 Indirect-addilog모형에서는 음수성가설이 만족된다.

한편 로테르담모형의 경우 Slutsky 대체효과행렬의 대각원소 부호는 〈表 13〉에서 볼 수 있듯이 모두 음으로 나타나므로 소비자이론과 부합되고 있다. 그리고 主小行列式의 부호도 음수성가설이 성립하기 위한 조건과 모두 일치하므로 로테르담모형에서도 음수성가설이 만족된다.

3. 需要模型의 適合度 比較

모형의 설명력 혹은 적합도를 비교하는 데 가장 흔히 이용되는 R^2 나 수정된 R^2 (adjusted R^2)는 단일방정식모형들 사이의 비교에는 유용하겠으나, 需要方程式體系와 같이 여러 개의 방정식으로 구성된 모형들 사이의 적합도 비교에는 부적당하다.²⁹⁾ 따라서 본 연구에서는 Theil(1965)이 개발한 情報不正確度(information inaccuracy)를 이용하여 각 모형들의 적합도를 일관성 있게 비교하려고 한다.

29) 예를 들어 각각 5개의 방정식으로 구성된 A모형과 B모형의 적합도를 비교할 때 3개 방정식의 R^2 는 A모형에서 더 높고 2개 방정식의 R^2 는 B모형에서 더 높게 나타나면 모형 전체로 볼 때 어느 모형의 적합도가 더 좋은지 판단할 수 없게 된다.

〈表 14〉 諸需要模型의 情報不正確度

LES	I	Indirect-addilog	I	로테르담	I	AIDS	I
정학모형	2.9090	〈정학모형 1〉		〈정학모형〉		〈정학모형〉	
동학모형 1	1.2038	무제약	1.1220	무제약	0.1357	무제약	0.4967
동학모형 2	1.9948	제약하	1.3268	동차성제약	0.1537	동차성제약	0.5074
동학모형 3	0.6578	〈정학모형 2〉		대칭성제약	0.3393	대칭성제약	1.1391
동학모형 4	1.7580	무제약	0.1293	〈동학모형 1〉		〈동학모형 1〉	
동학모형 5	1.0821	제약하	0.2481	무제약	0.2744	무제약	0.0503
동학모형 6	2.4337	〈동학모형 1〉		동차성제약	0.1677	동차성제약	0.2664
		무제약	0.3098	대칭성제약	0.4414	대칭성제약	0.3469
		제약하	0.5721	〈동학모형 2〉		〈동학모형 2〉	
		〈동학모형 2〉		무제약	0.0881	무제약	0.0235
		무제약	0.1400	동차성제약	0.1041	동차성제약	0.0656
		제약하	0.1769	대칭성제약	0.1066	대칭성제약	0.0796
				〈동학모형 3〉			
				무제약	0.1975		
				동차성제약	0.1957		
				대칭성제약	0.1308		

정보부정확도를 계산하기 위한 식은

$$I_i(W_i : \hat{W}_i) = \sum_i W_{ii} \log \left(\frac{W_{ii}}{\hat{W}_{ii}} \right)$$

이며, 여기서 \hat{W}_{ii} 는 예측된 지출률이다. $\hat{W}_{ii} = W_{ii}$ 이면 $I_i = 0$ 이고 \hat{W}_{ii} 와 W_{ii} 의 차이가 클수록 I_i 는 큰 값을 가지게 되므로 I_i 의 값이 0에 가까울수록 모형의 적합도가 우수함을 의미한다. R^2 나 수정된 R^2 등의 지표와 비교해 볼 때 정보부정확도는 모든 수요방정식의 적합도를 동시에 고려하고 있다는 점, 수요이론이 기본적으로 총지출에 관한 配分理論이라는 사실을 명시적으로 고려한다는 점, 또 각각의 표본관측 년도별로도 계산될 수 있다는 점 등에서 더 우수한 지표이다. 본 연구에서는 다음과 같이 정보부정확도의 기대치를 구하여 여러 수요모형의 적합도를 비교하고자 하며 계산된 결과는 〈表 14〉에 정리되어 있다.

$$I = \frac{1}{T} \sum_i I_i(W_i : \hat{W}_i)$$

線型支出體系의 정보부정확도를 검토해보면 靜學模型에 비하여 動學模型들의 예측력이 모두 더 우수하였다. 특히 限界支出率과 最小必要消費量 모두가 시간이 흐름에 따라 변화한다고 가정한 〈동학모형 3〉의 적합도가 가장 우수하였다. Indirect-addilog모형에 제약이 부과된 경우의 정보부정확도를 비교해 보면 差分形態의 함수인 〈정학모형 2〉와 〈동학모형 2〉의 설명력이 높았으며 특히 消費選好體系의 변

화를 가정한 <동학모형 2>의 적합도가 가장 우수하였다. 로테르담모형의 경우 <정학모형>의 예측리도 상당히 우수한 것으로 나타났으며 정학모형들 중에서는 적합도가 가장 우수하였다. 그러나 消費支出行態의 점진적 변화를 고려한 <동학모형 2>의 동학화가 모형의 설명력을 현저히 개선시키고 있음을 발견할 수 있다. AIDS모형의 경우에도 모형의 동학화는 모형의 적합도를 현저하게 개선시키고 있으며 시간이 흐름에 따라 實質所得係數가 변화한다고 가정한 <동학모형 2>의 적합도가 가장 우수하였다. 또 이 모형은 본 연구에서 분석한 여러 모형들 중에서 적합도가 가장 우수하므로 이 모형이 우리나라 소비자의 소비행태를 예측하는 데 가장 적합함을 알 수 있다.

VI. 結 論

본 연구는 우리나라 民間消費支出資料를 이용하여 효용극대화가설로부터 도출되는 消費者需要函數를 完結需要體系를 통하여 추정하고 그 결과로부터 몇 가지 실증적 결론을 얻는 것을 목적으로 한다. 기존연구들은 대부분 소비자의 選好體系가 시간이 흐름에도 불구하고 불변이라는 다소 엄격한 가정에 입각해 있다. 비록 線型支出體系에 대해서는 동학화 작업이 폭넓게 이루어져 왔지만 그 이외의 모형에서는 동학적 요인이 거의 고려되지 않고 있다. 본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 Indirect-addilog모형, 로테르담모형, AIDS모형 등에 대해서도 몇 가지 관점에서 동학화를 시도해 보았다. 우선 時系列資料에서도 여전히 靜學模型을 사용하는 것이 타당한가를 알아보기 위하여 尤度比檢定을 해 본 결과 거의 대부분의 모형에서 정학모형의 타당성은 현저히 기각되었다. 따라서 동학화의 필요성이 확인되었으며 본 연구에서 제안된 動學模型들이 R^2 를 높이고 自己相關을 완화시킴으로써 현실자료의 설명에 보다 더 적합함을 확인할 수 있었다.

한편 이론적인 소비가설들이 경험적으로도 타당한가에 대한 실증분석결과를 보면 부정적인 결과들이 흔히 나타났으며 특히 零次同次性假說은 현저히 기각되었다. 零差同差性假說 자체의 중요성과 이 제약이 여러 의미에서 덜 제약적이라는 점에도 불구하고 이 가설이 기각되는 이유에 대해서는 충분한 설명을 할 수 없었다. Baten(1977)이나 Deaton과 Muellbauer(1980b, pp, 77-78)가 지적한 것처럼 動學要因의 누락 때문에 영차동차성가설이 기각되었다는 설명은 본 연구의 동학모형에서도 이 가설이 기각된 점에 미루어 볼 때 충분치 못한 설명인 것 같다. 동차성가설이 기본적으로 個別需要方程式에 관련된 문제이고 재화에 따라 성립되기도 하고

기각되기도 하는 점을 고려할 때 資料集計方式의 문제에서 이 가설이 기각되는 이유를 찾는 것이 더 타당할 것 같다. 왜냐하면 본 연구에 사용된 자료의 경우 재화의 집계가 광범위하므로 집계기준이 문제될 수 있으며 또한 시계열자료이므로 26년 동안 각 품목 자체의 의미가 많이 변화했기 때문이다. 그리고 對稱性假說 자체는 기각되지 않았지만 동차성가설과 함께 부과되면 기각되었는데 이것은 대칭성가설이 기각되는 효과가 크게 반영되었기 때문인 듯하다. 陰數性假說은 Indirect-addilog모형과 로테르담모형에서 검정되었으며 모든 경우에서 음수성가설은 기각되지 않았다.

끝으로 제 수요모형을 모형의 설명력 혹은 예측력이라는 실증적 기준에서 비교하기 위해 情報不正確度를 계산해 본 결과 정학모형 중에서는 로테르담모형이 가장 우수하였으며 그 다음으로 AIDS모형, Indirect-addilog모형, 線型支出體系의 순서로 모형의 適合度가 높았다. 그러나 모든 모형에서 정학모형보다 동학모형의 적합도가 더 높으므로 모형의 동학화가 각 모형의 예측력을 현저히 개선시킴을 확인할 수 있었다. 그리고 동학모형을 포함한 여러 모형들 중에서 AIDS <동학모형 2>의 정보부정확도가 가장 낮으므로 이 모형의 예측력이 가장 뛰어나며 이러한 기준에서 볼 때 이 모형이 우리나라의 消費支出行態를 설명하고 예측하는 데 적합한 모형임을 알 수 있었다.

본 연구의 미비점과 차후 개선되어야 할 점을 보면 자료획득의 어려움, 시계열자료의 부족으로 인한 自由度의 문제 등의 이유로 본 연구에 포함시키지 못한 수요모형들이 있으므로 지금까지 개발된 수요모형들 전체를 비교하지는 못하였다. 특히 同次性假說이 기각되는 이유를 밝히는 데 큰 도움을 주기 위해서는 橫斷面資料를 이용하여 이 가설을 검정해 볼 필요가 있었지만 이에 적합한 자료를 얻기 힘들었다. 그리고 본 연구에서 비록 다양한 형태의 動學模型이 제안되고 또 이 모형들이 여러 가지 점에서 靜學模型들을 현저히 개선시키고 있음을 보았지만 이 모형들로 충분하다고 할 수 없으며 더 바람직한 動學模型을 개발하기 위한 많은 연구가 요망된다.

參 考 文 獻

1. 김경중, “한국의 소비선호변동 및 수요예측에 관한 연구”, 동국대학교 박사학위논문, 1985.
2. 김원년, “우리나라 소비행태의 연구”, 『현대사회』, 제 5권 제 1 호, 1985 (a), pp. 218~236.

3. ———, “도시의 가계소비지출분석”, 『현대사회』, 제 5 권 제 3 호, 1985(b), pp. 279~293.
4. 표학길 · 서병선, “한국의 소비자 수요 : 체계적 추정 및 검정 (1953~1984)”, 『제18차 학술발표대회 논문집』, 한국국제경제학회, 1986.
5. 한국은행, 『한국의 국민소득』, 1982.
6. 경제기획원, 『한국통계연감』, 1987.
7. Barnett, W.A., “On the Flexibility of the Rotterdam Model,” *European Economic Review*, Vol. 24, 1984, pp. 285~289.
8. Barten, A.P., “Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, 1967, pp. 77~84.
9. ———, “Estimating Demand Equations,” *Econometrica*, Vol. 36, 1968, pp. 213~251.
10. ———, “Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations,” *European Economic Review*, Vol. 1, 1969, pp. 7~73.
11. ———, “The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review,” *Econometrica*, Vol. 45, 1977, pp. 23~51.
12. Barten, A.P., and E. Geyskens, “The Negativity Condition in Consumer Demand,” *European Economic Review*, Vol. 6, 1975, pp. 227~260.
13. Berndt, E.R., M.N. Darrough and W.E. Diewert, “Flexible Functional Forms and Expenditure Distributions: An Application to Canadian Consumer Demand Functions,” *International Economic Review*, Vol. 18, 1977, pp. 651~675.
14. Brown, A., and A. Deaton, “Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behaviour,” *Economic Journal*, Vol. 82, 1972, pp. 1145~1236.
15. Byron, R.P., “On the Flexibility of the Rotterdam Model,” *European Economic Review*, Vol. 24, 1984, pp. 273~283.
16. Christensen, L.R., D.W. Jorgenson and L.J. Lau, “Transcendental Logarithmic Utility Functions,” *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 367~383.
17. Deaton, A., “The Estimation and Testing of Systems of Demand Equations: A Note,” *European Economic Review*, Vol. 3, 1972, pp. 399~411.
18. ———, “A Reconsideration of the Empirical Implications of Additive Preferences,” *Economic Journal*, Vol. 84, 1974(a), pp. 338~348.
19. ———, “The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom, 1900~1970,” *Econometrica*, Vol. 42, 1974(b), pp. 341~367.
20. ———, “Specification and Testing in Applied Demand Analysis,” *Economic Journal*, Vol. 88, 1978, pp. 524~536.
21. ———, “Demand Analysis,” In Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.),

- Handbook of Econometrics*, Vol. 3, Amsterdam: North-Holland, 1986.
22. Deaton, A., and J. Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980(a), pp. 312~326.
 23. ———, *Economics and Consumer Behavior*, New York: Cambridge University Press, 1980(b).
 24. Diewert, W.E., "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Functions," *Journal of Political Economy*, Vol. 79, 1971, pp. 481~507.
 25. Geary, R.C., "A Note on 'A Constant-Utility Index of the Cost of Living'," *Review of Economic Studies*, Vol. 18, 1950, pp. 65~66.
 26. Houthakker, H.S. "Additive Preferences," *Econometrica*, Vol. 28, 1960, pp. 244~257.
 27. Howe, H., R.A. Pollak and T.J. Wales, "Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System," *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp. 1231~1247.
 28. Keller, W.J., and J.V. Driel, "Differential Consumer Demand Systems," *European Economic Review*, Vol. 27, 1985, pp. 375~390.
 29. Klein, L.R., and H. Rubin, "A Constant-Utility Index of the Cost of Living," *Review of Economic Studies*, Vol. 15, 1947, pp. 84~87.
 30. Lluch, C., "Consumer Demand Functions, Spain, 1958~1964," *European Economic Review*, Vol. 2, 1971, pp. 277~302.
 31. Malinvaud, E., *Statistical Methods of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1970.
 32. McGuire, T.W., J.U. Farley, R.E. Lucas, Jr., and L.W. Ring, "Estimation and Inference for Linear Models in which Subsets of the Dependent Variable are Constrained," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63, 1968, pp. 1201~1213.
 33. Muellbauer, J., "Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand," *Review of Economic Studies*, Vol. 62, 1975, pp. 525~543.
 34. ———, "Community Preferences and the Representative Consumer," *Econometrica*, Vol. 44, 1976, pp. 979~999.
 35. Parks, R.W., "Systems of Demand Equations: An Empirical Comparison of Alternative Functional Forms," *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 629~650.
 36. ———, "Maximum Likelihood Estimation of the Linear Expenditure System," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66, 1971, pp. 900~903.
 37. Philips, L., "A Dynamic Version of the Linear Expenditure Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1972, pp. 450~458.

38. _____, *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam: North Holland Publishing Company, 1974.
39. Pollak, R.A., "Habit Formation and Dynamic Demand Functions," *Journal of Political Economy*, Vol. 78, 1970, pp. 60~78.
40. _____, "Habit Formation and Long-Run Utility Functions," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, 1976, pp. 272~297.
41. Pollak, R.A., and T.J. Wales, "Estimation of the Linear Expenditure System," *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 611~628.
42. Powell, A.A., "Aitken Estimators as a Tool in Allocating Predetermined Aggregates," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 64, 1969, pp. 913~922.
43. Ray, R., "Analysis of a Time Series of Household Expenditure Surveys for India," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, 1980, pp. 595~602.
44. _____, "The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys: An Application of AIDS," *European Economic Review*, Vol. 17, 1982, pp. 349~369.
45. _____, "Specification and Time Series Estimation of Dynamic Gorman Polar Form Demand Systems," *European Economic Review*, Vol. 27, 1985, pp. 357~374.
46. Samuelson, P.A., "Some Implication of Linearity," *Review of Economic Studies*, Vol. 15, 1947, pp. 89~90.
47. Stone, R., "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand," *Economic Journal*, Vol. 64, 1954, pp. 511~527.
48. Theil, H., "The Information Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 33, 1965, pp. 67~87.
49. _____, *Principles of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1971.
50. _____, *Theory and Measurement of Consumer Demand*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1975.
51. Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, 1962, pp. 348~368.