

論文

加算性に制約されない線形支出 体系による動学的需要分析

橋 本 紀 子

1. はじめに

線形支出体系 (Linear Expenditure System) は、1954年にストーン (Stone) が始めて英国の時系列データに適用して個別消費の問題を分析[22]して以来、消費者の支出行動のみならず多くの配分 (allocation) 行動の分析¹⁾に用いられてきた [6, 17]。

このモデルの先駆的であった点は、従来品目ごとに単一方程式を当てはめ行っていた推定を、対象とする品目全体をまとめて一つの需要体系として推定できるようなこと、また、需要理論による性質をパラメーターに盛り込み、理論と整合的な形でモデルを定式化したことの二点にあった。後者の点については、後に LES 需要方程式はクライン・ルービン(以下、K-R)型の効用関数 [9, 14] に基づいて導出されることが明かにされた。しかしながら、このことは推定すべきパラメーター数を減らし LES の操作性を高める一方で、強い制約をモデルに課すことにつながっている。K-R 型効用関数は加算的であるため、LES では下級財が存在しない、補完財が存在しない、等の制約が弾力性に課される。これらの仮定はその後提唱された多くの拡張的な LES 体系 [1, 4, 15] においても内包されていたが、理論的にみても強すぎると考えられ、また加算性を明示的にパラメーターに関する線形制約式として検定することのでき

1) 例えば、輸出・入関数の推定があげられる [11, 23]。

るモデル(例えば, トランスログ需要体系)において実証的にも棄却されている[5, 13]。

本稿では上記の問題点を考慮するため, ブランデル(Blundell), レイ(Ray)ら[2, 21]により定式化された加算性(加算的分割可能性)に必ずしも制約されない形式のLES(non-separable generalisation of the LES, 以下NGLESと略す)を用いて, 線形支出体系においても加算性が棄却されるべき仮定であるか, 検討を行う²⁾。さらに, 静学モデルのみならず習慣形成効果による動学モデルについても考察を行う。従来用いられることの多かった自財の1期前の需要量に依存する習慣形成プロセスをより一般化し, 自財のみならず全ての財の1期前の需要量に依存して需要量が決定されるようなプロセスを考えモデルの動学化を試みる。この動学化プロセスについてもその妥当性を検討し, それぞれの仮定の下での推定結果, 弾力性について考察を行う。

本稿の構成は以下の通りである。第2節でNGLESの導出, 動学化プロセスについての説明を行い, モデルの定式化を行う。また, 推定および仮説の検定に用いるデータについて述べる。第3節で, 選好が分割可能であるか, また習慣形成プロセスが有効であるか, 等の点についての検定を行い, これらの場合の推定値, それより得られる各種の弾力性について検討する。最後に, 第4節でまとめと残された課題について述べる。

2. モデルおよびデータ

次のような費用関数を考える。

$$(1) C(p, u) = [a(p, \alpha) + ub(p, \alpha)]^{1/\alpha}, \alpha > 0$$

ここで, a, b は価格 p に関する α 次同次関数

2) LES 需要体系に対応する選好は加算的に分割可能であり, またエンゲル曲線は線形である。次節でふれるように, NGLES ではこれらのいずれの仮定も緩め検定対象とすることができる。ただし, エンゲル曲線の線形性の仮定を緩めた場合には需要モデルは変数に関して非線形となり推定が困難となるため, 本稿では考察の対象外とした。

ここで、 $\alpha=1$ とすると対応する効用関数は Gorman Polar Form [10] となる。これに基づくエンゲル曲線は線形であり、主体間での線形集計を整合的に行うことができる³⁾[8]。また $a(\cdot)$, $b(\cdot)$ の関数形に適切な仮定をおけば加算的な選好に対応させることができる。

一般に(1)式より導出される 需要関数は、加算的に分割可能でも平行でもない選好に基づく NGLES (non-separable generalization of the LES) である。NGLES はパラメーターに制約をおくことにより LES 需要方程式を導き出すことができ、また LES が内包している二つの強い理論的制約、選好の加算性とエンゲル曲線の平行性を別々に仮説検定することができる。

需要関数を導き出すために、 $a(\cdot)$, $b(\cdot)$ を次のように特定化する。

$$(2) \quad a(p, \alpha) = \sum_i \sum_j r_{ij} p_i^{\alpha/2} p_j^{\alpha/2}, \quad r_{ij} = r_{ji}$$

$$(3) \quad b(p, \alpha) = \prod_k p_k^{\alpha\beta_k}, \quad \sum \beta_i = 1$$

(1)式に(2), (3)式を代入し、シェフファードの公式を適用すると、補償された需要関数が得られる。この時効用水準 u は観察されないので、(1)式の逆関数である間接効用関数を用いて消去すると、次のような予算比率 (w_i) 形の需要関数が得られる⁴⁾。

$$(4) \quad w_i = \sum_j r_{ij} z_i^{\alpha/2} z_j^{\alpha/2} + \beta_i \{1 - \sum_i \sum_j r_{ij} z_i^{\alpha/2} z_j^{\alpha/2}\}$$

ここで $z_i = p_i/X$, X は総支出額

(4)式におけるパラメーターは α , β , r の3種であり、このうち β については予算制約より $\sum \beta_i = 1$ という制約が常におかれる。 α , r については制約の有無により異なる仮定、モデルを表現することができる。 α については、 $\alpha=1$

3) 集計需要関数が存在するための必要十分条件は、線形集計の場合、平均市場需要が平均総支出の関数であり、各家計のエンゲル曲線が線形で傾きが全ての家計で等しいことである [8]。例えば、LES は線形集計における集計条件を満たしている。

4) (1)式において、左辺を C から $\ln C$ に換え、 $\alpha=1$ として $a(\cdot)$, $b(\cdot)$ に適当な特定化を行うと AIDS 需要方程式が得られる [7]。

とすればエンゲル曲線は線形、 $\alpha \neq 1$ とすれば非線形となる⁵⁾。また $\alpha = 1$ とした上で全ての r_{ij} (*for* $i \neq j$) を 0 であるとの制約をおくと、(4)式は通常の LES 需要方程式となる。

次に、これらの需要方程式に関して、習慣形成による動学化を行う⁶⁾。

従来用いられてきた習慣形成のプロセスは、第 i 財の基礎消費量パラメータ r_{ii} が自財の 1 期前の需要量 (q_{it-1}) に依存するという考えにたつものであった [19, 20]。線形で定式化を行うと、

$$(5) \quad r_{iit} = r_{ii}^0 + \theta_i q_{it-1}$$

ここで、自財のみならず他財の需要量の影響も考察したより一般化した習慣形成プロセスを考える。それぞれ 1 期前の需要量の効果のみを考え、線形の定式化を行うと(6)式が得られる。

$$(6) \quad r_{ijt} = r_{ij}^0 + \theta_{ij} q_{it-1}^{1/2} q_{jt-1}^{1/2}, \quad r_{ij}^0 = r_{ji}^0, \quad \theta_{ij} = \theta_{ji}$$

(6)式において $\theta_{ij} = 0$ (*for* $i \neq j$) であれば(5)式が導出されることから、(5)式は(6)式の特例と考えることができる。

次節において、動学化のプロセスとして(5)、(6)両式を用い、どちらの定式化がより妥当かについての検討を行っていく。この際、動学プロセスが誤って定式化されているならば誤差項 (u_i) に系列相関が生じると考えられる。そこで、1 階の系列相関プロセス ($u_{it} = \rho u_{it-1} + e_{it}$, e_{it} はホワイトノイズの誤差項) を考えると、一般化した習慣形成を考慮した場合の NGLES は次のように定式化される ($\alpha = 1$ の場合)。

5) 線形集計における集計条件は脚注 3) に述べたとおりであるが、非線形集計を考えた場合、選好を PIGL, PIGLOG 型まで拡張しても完全集計は可能となる [16]。 $\alpha \neq 1$ の場合、NGLES は PIGL 型の選好に従って、PIGLOG 型に属する AIDS と同様、主体間での集計を整合的に行う条件を満たしている [21]。

6) LES の動学化は習慣形成を考慮する手法 [19, 20] 以外に、様々な状態変数を用いる方法も試みられている [12, 18]。アメリカの食品データにより両者の比較を行った Boyce [3] では習慣形成の方がより妥当な結果を得ていることから、ここでは習慣形成による動学化を考える。

$$\begin{aligned}
 (7) \quad w_{it} = & \rho w_{it-1} + \beta_i(1-\rho) \\
 & + \sum_j (r^0_{ij} + \theta_{ij}q_{it-1}^{1/2}q_{jt-1}^{1/2}) z_{it}^{1/2}z_{jt}^{1/2} \\
 & - \rho \sum_j (r^0_{ij} + \theta_{ij}q_{it-2}^{1/2}q_{jt-2}^{1/2}) z_{it-1}^{1/2}z_{jt-1}^{1/2} \\
 & + \beta_i [\rho \sum_i \sum_j (r^0_{ij} + \theta_{ij}q_{it-2}^{1/2}q_{jt-2}^{1/2}) z_{it-1}^{1/2}z_{jt-1}^{1/2} \\
 & - \sum_i \sum_j (r^0_{ij} + \theta_{ij}q_{it-1}^{1/2}q_{jt-1}^{1/2}) z_{it}^{1/2}z_{jt}^{1/2}] + \theta_{it}
 \end{aligned}$$

$\rho=0$ とおけば系列相関のない場合の、また $\theta_{ij}=0$ (for $i \neq j$) とおけば単純な習慣形成プロセスによる動学モデルを、さらに $\theta_{ij}=0$ (for $\forall i, j$) とすれば静学的な NGLES の推定を行うことができる。

本稿では、実証に用いるデータの期間数が限られていることから、モデルが変数に関して線形となるようにエンゲル曲線の線形性を仮定し、 $\alpha=1$ とおいて分析を進めていく。この時、NGLES および LES それぞれにおいて動学化のプロセスを考え (一般化した習慣形成 ((6)式), 単純な習慣形成 ((5)式), あるいは動学化を考慮しない), さらにそれぞれの場合について系列相関の有無を考えると、考察対象となるモデルは次の10モデルとなる⁷⁾。

モデル名	需要体系	動学化	系列相関	(7)式におけるパラメーターへの制約
G 1	NGLES	—	無	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=0$ (for $\forall i, j$), $\rho=0$
G 2	NGLES	—	有	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=0$ (for $\forall i, j$)
G 3	NGLES	(5)式	無	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\rho=0$
G 4	NGLES	(5)式	有	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=0$ (for $i \neq j$)
G 5	NGLES	(6)式	無	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=\theta_{ji}, \rho=0$
G 6	NGLES	(6)式	有	$\sum \beta_i=1, r^0_{ij}=r^0_{ji}, \theta_{ij}=\theta_{ji}$
L 1	LES	—	無	$\sum \beta_i=1, r_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\theta_{ij}=0$ (for $\forall i, j$), $\rho=0$
L 2	LES	—	有	$\sum \beta_i=1, r_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\theta_{ij}=0$ (for $\forall i, j$)
L 3	LES	(5)式	無	$\sum \beta_i=1, r_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\theta_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\rho=0$
L 4	LES	(5)式	有	$\sum \beta_i=1, r_{ij}=0$ (for $i \neq j$), $\theta_{ij}=0$ (for $i \neq j$)

モデル名のGあるいはLは対応するモデルが NGLES, LES のいずれであるかを示し、続く数字は奇数の場合誤差項に系列相関を想定していないこと

7) LES においては $r_{ij}=0$ (for $i \neq j$) であるため(6)式は(5)式に帰着し、一般化した習慣形成による動学化を考慮することはできない。

を、偶数は考慮していることを表している。またこの数字が1, 2の場合は静学的なモデル, 3, 4は単純な習慣形成による動学モデル, 5, 6の場合は一般的な習慣形成による動学モデルに対応している。次節において、これらの10個のモデルを適宜組み合わせ、対数尤度比検定による仮説の検討を行っていく。

推定に用いるデータは国民経済計算に基づく1953(昭和28)年から1989(平成元)年までの37期間にわたる年次データである。長期にわたる時系列データを用いるため、品目の内容に大きな変化がない、耐久性の低い品目を中心とする構成を3組考え実証に用いた⁸⁾。品目数はいずれの場合も4である。

- | | | | | |
|-----|---------------------|-----------|-------|---------|
| [A] | 1.食品(食料品, 酒・飲料, 煙草) | 2.被服・履き物 | | |
| | 3.住居(総家賃, 水道料, 光熱費) | 4.その他サービス | | |
| [B] | 1.食料品 | 2.酒・飲料 | 3.煙草 | 4.外食 |
| [C] | 1.穀類 | 2.魚介類 | 3.肉乳卵 | 4.野菜・海草 |

各費目の支出額, 総支出額は各年の人口で除した国民一人当たりの数値である。価格デフレーターは名目・実質支出額より算出した。基準年は1985(昭和60)年である。なお、各モデルの推定は最尤法で行った。

3. 実証結果

今回分析した10モデルのうち最も一般的なモデルは、一般化した習慣形成(6式)により動学化を行った NGLS において誤差項に系列相関を考えたモデル, G6である。このモデルについてまず系列相関を考慮することの必要性について対数尤度比検定を用い検討を行った。

表1の第i行より、いずれのデータを用いても誤差項に系列相関がないとい

- 8) [A]の4品目はそれぞれ SNA の(1000)食料, 飲料および煙草, (2000)衣服および履き物, (3000)総家賃および光熱費, (8000)その他の財貨サービスに対応している。[B]の「食料品」は SNA の(1100)食料, 「酒・飲料」は(1200)非アルコール飲料および(1300)アルコール飲料, 「たばこ」は(1400)たばこに対応している。「外食」は SNA 体系ではサービス項目に含まれており、家計調査における各年の食品費に占める外食費の比率と、SNA の食品, サービス費を用いて算出した。また、[C]の各費目も SNA の食品費に家計調査における各項目の比率を用いて算出した。

う仮説 ($\rho=0$) は有意水準 5% で棄却されなかった。すなわち、一般化した習慣形成を考慮した NGLES では誤差項をホワイト・ノイズと考えても差しつかえがないと思われる。

次に、系列相関を考えない一般化した習慣形成を考慮した NGLES (モデル G5) において (ア) 動学化プロセスを単純な習慣形成と考えてもよいか、または (イ) 動学化を考える必要がないか、を検討する。対応するモデルはそれぞれ G3, G1 であり、これはモデル G5 のパラメーターに $\theta_{ij}=0$ (*for* $i \neq j$) あるいは $\theta_{ij}=0$ (*for* $\forall i, j$) という制約をおいた場合に当たる。結果は ii-ア, i 行にあるとおりで、いずれの場合も制約は棄却された。系列相関を考えない NGLES においては、動学化を考えるべきであり、その動学化は (5) 式のような単純な習慣形成ではなく (6) 式のようなより一般化した形で考えねばならない、との結論が得られた。

続いて、需要モデル間自身の選択、NGLES あるいは LES いずれのモデルが妥当であるかの検討を行う。これは、効用関数を加算的に分割可能であると仮定してもよいかを検討することに等しい。LES では (6) 式のような形での一般

表 1 対数尤度比検定統計量の結果

	H ₀	H ₁	r	データ [A]	データ [B]	データ [C]
i	G 5	G 6	1	2.68**	1.16**	0.02**
ii-ア	G 3	G 5	6	28.14	66.90	17.39
-イ	G 1	G 5	10	90.52	118.39	101.20
iii	G 3	G 4	1	16.23	30.74	2.83**
iv-ア	G 2	G 4	4	54.88	17.74	
-イ	L 4	G 4	6	24.22	16.21	
v-ア	G 1	G 3	4			83.81
-イ	L 3	G 3	6			66.88
vi	G 4	G 6	6	30.82	37.33	14.59

r : 制約数。

$\chi^2_{0.05}(1)=3.84$, $\chi^2_{0.05}(4)=9.49$, $\chi^2_{0.05}(6)=12.59$, $\chi^2_{0.05}(10)=18.31$

検定統計量の右肩の**印は有意水準 5% で帰無仮説が棄却されなかったことを示す。

化した習慣形成プロセスを考えることはできないので、NGLES, LES 両者の比較は単純な習慣形成プロセス,あるいは静学モデルでのみ行うことができる。

まず,単純な習慣形成を考慮した NGLES において,系列相関の有無を検討すると,データ[A][B]では $\rho=0$ という帰無仮説は有意水準 5%で棄却されたが,データ[C]においては棄却されなかった(第iii行)。この結果に応じ,データ[A][B]ではモデルG4を,データ[C]ではモデルG3を分析の出発点として選び,(ア)動学化を考える必要があるか(帰無仮説 H_0 はモデルG2/G1,モデルG4/G3において $\theta_{ij}=0, \text{ for } \forall i, j$ と制約をおく),(イ)効用関数が加算的であると考へ,需要モデルとして LES を考えてもよいか(H_0 はモデルL4/L3, G4/G3において $r_{ij}=0, \text{ for } i \neq j$ と制約をおく),について検討を行った。いずれの場合においても,どのデータを用いても,これらの制約は棄却された(第iv, v行)。効用関数を加算的に分割可能であると考えすることはできず,また動学化を考える必要があることが明かとなった。動学化のプロセスについては,ここでの結論とii-アあるいはviの結果を合わせることで,一般化した習慣形成プロセスを考える必要があると思われる。

以上をまとめると,需要モデルとしては加算性を考慮しない NGLES においてより一般化した習慣形成による動学化を考えたモデルが選択されることになる。このモデルを選んだ場合はいずれのデータにおいても,誤差項に系列相関を考える必要はないと思われる。

しかしながら,誤差項の系列相関の問題に焦点を合わせると,ほとんどの場合には系列相関があるとの結論が得られている。系列相関がないと判断されたのは上記の一般化した習慣形成を考慮した NGLES 以外では,データ[B]を用いた単純な習慣形成を考慮した LES,データ[C]を用いた単純な習慣形成を考慮した NGLES の2ケースのみであった。このことは,対数尤度比検定の結果と同じく,動学化のプロセスとして一般化した習慣形成(6)式を考える必要があることを示唆していると思われる。

表2~4は各種のモデルで,系列相関の有無を検討した結果選択されたモデ

表2 各モデルの推定結果 (データ[A])

	L 2	L 4	G 2	G 4	G 5
β_1	0.2140 (5.39)	0.2863 (5.29)	0.2215 (5.10)	0.3333 (3.46)	0.3841 (1.47)
β_2	0.1047 (4.10)	0.1330 (3.39)	0.0714 (1.87)	0.1651 (2.02)	0.1547 (1.19)
β_3	0.3118 (10.96)	0.1171 (2.44)	0.3469 (9.83)	0.1139 (3.08)	0.0714 (1.00)
r^{0}_{11}	180.26 (3.54)	37.639 (0.50)	99.343 (0.17)	-406.06 (-0.87)	-2.2227 (-0.003)
r^{0}_{12}			20.584 (0.11)	329.82 (1.03)	-69.411 (-0.10)
r^{0}_{13}			-7.0759 (-0.01)	260.52 (1.17)	-47.895 (-0.15)
r^{0}_{14}			90.638 (0.11)	1084.6 (1.46)	89.544 (0.05)
r^{0}_{22}	21.958 (2.34)	4.1959 (0.15)	7.9942 (0.03)	-325.38 (-1.09)	63.853 (0.10)
r^{0}_{23}			-39.700 (-0.18)	140.90 (1.36)	17.720 (0.15)
r^{0}_{24}			69.029 (0.29)	461.72 (1.05)	-34.495 (-0.04)
r^{0}_{33}	7.0414 (0.36)	-14.147 (-1.04)	97.587 (0.18)	-303.72 (-1.14)	80.628 (0.19)
r^{0}_{34}			-15.261 (-0.01)	317.46 (1.01)	-58.327 (-0.13)
r^{0}_{44}	-80.120 (-2.23)	-129.16 (-1.62)	-154.71 (-0.26)	-483.98 (-1.56)	-104.08 (-0.24)
θ_{11}		0.4606 (2.09)		0.7297 (5.95)	1.1833 (1.01)
θ_{12}					-0.5186 (-0.31)
θ_{13}					-0.1598 (-0.25)
θ_{14}					-1.4668 (-0.34)
θ_{22}		0.2758 (1.11)		0.7378 (3.57)	1.6995 (0.67)
θ_{23}					-0.2413 (-0.37)
θ_{24}					-0.9501 (-0.29)
θ_{33}		0.8492 (9.00)		0.9804 (35.66)	0.9943 (0.98)
θ_{34}					-0.0224 (-0.002)
θ_{44}		0.4874 (2.40)		0.9526 (10.54)	1.1254 (1.05)
ρ	0.8713 (30.73)	0.8042 (7.81)	0.8288 (14.57)	0.1209 (0.36)	
r_{11}	180.3000	160.7721	99.3430	-210.9879	314.1112
r_{22}	21.9580	24.3296	7.9942	-271.5199	187.9182
r_{33}	7.0414	128.1974	97.5870	-139.3830	247.2949
r_{44}	-80.1200	-62.6439	-154.7100	-353.9775	49.5048

() 内は漸近的 t 値

表3 各モデルの推定結果(データ[B])

	L 2	L 3	G 2	G 4	G 5
β_1	0.4553 (0.88)	0.7173 (10.73)	0.6143 (13.83)	0.9186 (17.19)	0.7170 (4.29)
β_2	0.1513 (1.37)	0.9993 (2.58)	0.1670 (3.45)	-0.0023 (-0.32)	0.1104 (2.07)
β_3	0.0646 (0.76)	0.1005 (2.64)	0.0448 (1.33)	-0.0031 (-0.64)	0.0672 (0.87)
r^{011}	52.828 (0.84)	-35.093 (-0.68)	137.793 (0.91)	-4015.3 (-0.72)	104.97 (0.56)
r^{012}			-5.7854 (-0.05)	37.711 (0.64)	31.474 (0.50)
r^{013}			0.3564 (0.01)	35.533 (3.13)	-21.209 (0.54)
r^{014}			-77.099 (-0.49)	-941.73 (-1.12)	-1.7476 (-0.02)
r^{022}	-2.6524 (-0.32)	-3.1723 (-1.22)	9.7791 (0.17)	-17.302 (-0.59)	-11.485 (-0.46)
r^{023}			-6.8531 (-0.55)	-0.2810 (-0.05)	2.9848 (0.23)
r^{024}			-16.257 (-0.27)	-4.2683 (-0.34)	-2.2191 (-0.07)
r^{033}	3.7945 (1.55)	-0.6400 (-0.46)	8.4478 (0.34)	-19.541 (-2.25)	-15.113 (-1.09)
r^{034}			3.9128 (0.23)	10.412 (0.91)	12.521 (0.88)
r^{044}	22.889 (1.05)	-6.8812 (-0.81)	72.078 (0.73)	472.85 (1.12)	20.310 (0.33)
θ_{11}		0.9004 (9.44)		0.3982 (0.74)	1.2957 (2.03)
θ_{12}					0.8652 (0.87)
θ_{13}					0.5890 (0.54)
θ_{14}					0.4583 (0.43)
θ_{22}		0.8908 (15.76)		0.9482 (5.57)	-1.1640 (-0.58)
θ_{23}					0.0406 (0.07)
θ_{24}					0.9607 (1.06)
θ_{33}		0.6208 (6.58)		0.5774 (7.56)	-0.5947 (-0.25)
θ_{34}					0.1964 (0.42)
θ_{44}		1.0126 (16.55)		0.7228 (4.51)	-0.4001 (-0.26)
ρ	0.8713 (30.73)		0.8438 (8.67)	-0.2344 (-0.79)	
r_{11}	52.8280	173.3743	137.7900	-3923.1057	404.9601
r_{22}	-2.6524	19.5196	9.7791	6.8521	-41.1363
r_{33}	3.7945	9.3698	8.4478	-10.2310	-24.7019
r_{44}	22.8890	24.1437	72.0780	494.9958	8.0514

()内は漸近的t値

表4 各モデルの推定結果 (データ[C])

	L 2	L 4	G 2	G 3	G 5
β_1	0.3381 (2.38)	0.4429 (2.13)	0.4600 (28.75)	-0.1429 (-1.27)	0.4230 (0.55)
β_2	0.2021 (4.07)	0.1895 (2.36)	0.1307 (1.11)	0.4286 (8.68)	0.1744 (0.67)
β_3	0.3231 (4.27)	0.2406 (2.66)	0.2998 (1.57)	0.3544 (3.45)	0.3040 (0.71)
r^{0}_{11}	-1.2218 (-0.03)	-22.562 (-0.32)	-13.496 (-0.31)	112.48 (1.17)	48.274 (0.29)
r^{0}_{12}			-24.3584 (-0.35)	-69.831 (-1.74)	-31.122 (-0.23)
r^{0}_{13}			-83.170 (-0.35)	-33.445 (-1.34)	-74.449 (-0.37)
r^{0}_{14}			-37.525 (-0.45)	-49.005 (-1.02)	-12.0776 (-0.12)
r^{0}_{22}	22.3104 (5.06)	30.406 (3.19)	45.031 (0.63)	2.7639 (0.14)	63.362 (0.70)
r^{0}_{23}			-18.596 (-0.24)	159.58 (2.15)	-42.909 (-0.29)
r^{0}_{24}			-7.2161 (-0.24)	177.31 (2.43)	-37.053 (-1.03)
r^{0}_{33}	14.781 (2.37)	10.281 (1.57)	40.115 (0.80)	-48.349 (-2.09)	38.437 (0.57)
r^{0}_{34}			-8.2564 (-0.18)	127.80 (4.96)	-10.198 (-0.26)
r^{0}_{44}	25.442 (9.55)	20.5762 (2.70)	49.781 (0.78)	-49.516 (-1.24)	39.707 (0.53)
θ_{11}		0.0025 (0.01)		0.3227 (0.30)	0.2291 (0.14)
θ_{12}					0.3887 (0.29)
θ_{13}					0.8651 (0.50)
θ_{14}					0.1442 (0.07)
θ_{22}		-0.1564 (-0.82)		0.1020 (0.23)	-0.6682 (-0.51)
θ_{23}					0.9928 (0.36)
θ_{24}					0.9547 (1.26)
θ_{33}		0.2311 (1.20)		0.5391 (8.41)	0.1461 (0.19)
θ_{34}					0.4598 (0.29)
θ_{44}		0.1111 (0.77)		0.2738 (1.75)	-0.2323 (-0.16)
ρ	0.9051 (31.52)	0.9027 (24.06)	0.9108 (28.75)		
r_{11}	-1.2218	-22.4294	-13.7960	135.2930	60.4275
r_{22}	22.3100	22.7970	45.0310	-7.7928	30.8534
r_{33}	14.7810	19.0523	40.1150	-19.3292	43.9822
r_{44}	25.4420	25.1790	49.7810	-15.9023	30.0826

()内は漸近的 t 値

ルの推定結果である。なお、動学化プロセスを考えたモデルにおいては推定されるのは r_{ij}^0 パラメーターであるので、(5)、(6)式に需要量の期間中の平均値を用いて基礎消費量 r_{ii} を算出したものを合わせて表示した。

いずれのデータを用いた場合もモデルによりかなり推定値が異なっており、モデルの正しい選択が重要であることがわかる。従来線形支出体系の枠組みで実証分析が行われる場合、L 1 (効用関数が加算的であると考えた静学的なモデル) あるいは L 3 (L 1 を単純な習慣形成プロセスにより動学化したモデル) のいずれも系列相関を考えないモデルが用いられることが多かった。これらのモデルは関数形、動学化、系列相関の有無のいずれの点についても、尤度比検定の結果棄却されており、推定結果に精確さを欠くものである可能性が高い。

一般的な習慣形成を考慮した NGLES 以外のモデルでは、尤度比検定の結果からも予想されるように、系列相関パラメーター (ρ) には有意なものが多かった。各種の LES (L 2, L 4)、静学的な NGLES (G 2) では $\hat{\rho}$ は正の大きな値をとっている。一方、習慣形成による動学化を行った NGLES では、G 4 (単純な習慣形成を考慮した場合)、G 6 (一般的な習慣形成を考慮した場合、尤度比検定の結果モデル自身が選択されなかったため推定結果は掲げられていない) ともで、 $|\hat{\rho}|$ の値は小さく、負の値をとるものもあった。これらの推定結果は全て有意ではなかったが、一般化した習慣形成を考慮した NGLES で負の小さな $\hat{\rho}$ が得られる結果は英国のデータを用いたレイの結果にも見られており[21]、NGLES において何らかの動学化を考えた場合には、通常経済データを用いる場合にみられる正の系列相関が誤差項に生じている可能性は低いと考えられる。

次に、各データで選択されたモデル、G 5 の推定結果について詳細に検討を行っていく。

データ[A] (表2) においては限界消費性向パラメーター β_i および基礎消費量パラメーター r_{ii} は全て理論の要請通り正の推定値が得られた。これを r_{ij}^0 の次元でみると10パラメーター中 r_{14}^0 , r_{22}^0 , r_{23}^0 , r_{33}^0 の4つが正であった。

r^0_{ii} については r^0_{11} , r^0_{44} が負, r^0_{22} , r^0_{33} が正の値をとった。とりわけ r^0_{44} の絶対値は大きく, この傾向は他のモデルでも見られた。1. 食品, 4. サービスでは関連する r^0_{ij} パラメーターは r^0_{14} 以外は全て負の値をとった。動学プロセスに関するパラメーター θ_{ij} については全ての θ_{ii} は正, $\theta_{ij}(i \neq j)$ は負という推定結果が得られた。自財の1期前の需要量の影響を示すパラメーター θ_{ii} は大半が1を越える大きな値を示したが, とりわけ θ_{22} の値は大きく, 2. 被服は前期の需要量に大きく依存していると思われる。 θ_{ij} についてはとりわけ $|\theta_{14}|$ の値が大きく, 1. 食品あるいは4. サービスの前期の需要量は対する財の今期の需要に大きくマイナスの影響を与えていると考えられる。

データ[B]においては限界消費性向パラメーターは全て正であったが, 基礎消費量パラメーターのうち r_{22} および r_{33} に負の値が得られた。一方 r^0_{ij} については r^0_{11} , r^0_{12} , r^0_{13} , r^0_{23} , r^0_{34} , r^0_{44} 推定値は正であった。動学パラメーター θ_{ij} は多くの推定値が正で得られたが, 自己パラメーターのうちの θ_{22} , θ_{33} , θ_{44} に負の推定結果が得られた。対応する r^0_{ii} , θ_{ii} がともに負の値をとったため基礎消費量 r_{22} , r_{33} の値が負となったと思われる。なお, θ 推定値の絶対値が1を越えていたのは θ_{11} , θ_{22} のみであった。1. 食料品は前期の需要量より大きなプラスの影響を, 逆に2. 酒・飲料は大きなマイナスの効果を受けている。また $\hat{\theta}_{12}$, $\hat{\theta}_{24}$ より1. 食料品と2. 酒・飲料, 2. 酒・飲料と4. 外食は互いに前期の需要量が今期の需要量にかなりのプラス効果を与えていることがわかる。

データ[C]では全ての限界消費性向・基礎消費量パラメーターが正の推定値を得た。 r^0_{ij} パラメーターは $i=j$ の時正, $i \neq j$ の時負であった。動学化パラメーターについては θ_{22} および θ_{44} のみが負の値をとり, 他の8つのパラメーターは正の値をとった。いずれの値もさほど大きくなかったが, 中では θ_{13} , θ_{23} , θ_{24} の値が大きく, 穀類と肉類, 魚介類と肉類, 魚介類と野菜の, いずれかの財の過去の需要量が相手の財の今期の需要量に強く影響していることが明らかとなった。

続いて, これらの推定結果による所得および補償された自己価格弾力性につ

表5 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性(データ[A])

		L 2	L 4	G 2	G 4	G 5
所得弾力性	1. 食品	0.4742	0.6344	0.4908	0.7386	0.7712
	2. 被服	0.8499	1.0796	0.5796	1.3402	1.2559
	3. 住居	1.3082	0.4913	1.4554	0.4779	0.2995
	4. サービス	1.9742	2.4770	1.9246	2.0715	2.2753
価格弾力性	1. 食品	-0.2686	-0.2947	-0.4961	-1.1804	0.0959
	2. 被服	-0.6341	-0.5867	-0.8300	-3.8474	1.2656
	3. 住居	-0.6606	-0.2380	-0.2899	-1.5898	0.3799
	4. サービス	-0.9812	-0.7697	-1.3270	-2.1170	-0.3768

表6 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性(データ[B])

		L 2	L 3	G 2	G 4	G 5
所得弾力性	1. 食品	0.5998	0.9450	0.8093	1.2102	0.9446
	2. 酒飲料	1.7413	1.1428	1.9220	-0.0265	1.2706
	3. タバコ	0.9893	1.5391	0.6861	-0.0475	1.0291
	4. 外食	3.7035	0.9338	1.9588	0.9777	1.1872
価格弾力性	1. 食品	-0.4227	-0.0749	-0.1608	-1.4351	0.2028
	2. 酒飲料	-0.9325	-0.2463	-0.5298	-0.7467	-2.2517
	3. タバコ	-0.7204	-0.3890	-0.4665	-1.6247	-2.3284
	4. 外食	-0.1927	-0.2275	1.0284	13.1657	-0.6703

表7 各モデルの所得・補償された自己価格弾力性(データ[C])

		L 2	L 4	G 2	G 3	G 5
所得弾力性	1. 穀類	1.0844	1.4205	1.4753	-0.4583	1.3567
	2. 魚介類	0.9220	0.8645	0.5963	1.9553	0.7956
	3. 肉乳卵	1.2365	0.9208	1.1473	1.3563	1.1634
	4. 野菜	0.6581	0.6114	0.5272	1.7327	0.4747
価格弾力性	1. 穀類	-0.6772	-0.7937	-0.6780	1.6623	0.0833
	2. 魚介類	-0.4351	-0.4340	-0.0716	-0.4814	-0.3065
	3. 肉乳卵	-0.4230	-0.3922	0.0126	-1.1025	0.0809
	4. 野菜	-0.3370	-0.3463	0.1717	-1.2256	-0.2517

いて検討を行っていく。結果は表5から7にあげたとおりである。

いずれのデータを用いても、モデルにより所得弾力性、価格弾力性とも値は異なるが、表2～4の該当するパラメーターの推定結果（ β_i および τ_{ii} ）より予想されるように、比較するならば所得弾力性⁹⁾のモデルによる違いは小さかった。以下、対数尤度比検定の結果選択されたモデルG5の結果について詳細に分析していく。

データ[A.]では、1.食品および3.住居が必需品、2.被服、4.その他サービスが奢侈品との結論が得られた。特に4.サービスの弾力性は高かった。これらの結論は、それぞれの項目が有する財の性格から概ね支持されると考えられるが、3.住居の弾力性が低かったことが特徴的である。理論的には、補償された自己価格弾力性は負とならなければならないが、4品目中4.その他サービスを除く3品目で価格弾力性が正の値をとった。

データ[B.]では1.食料品は必需性が高く、その他の2.酒・飲料、3.たばこ、4.外食は奢侈性が高いと考えられる。また、自己価格弾力性は1.食料品を除いて負の値を得た。

また、データ[C.]では相対的にみて、4.野菜・海草、2.魚介の必需性が高く、1.穀類、3.肉乳卵の奢侈性が高いとの結論が得られた。1.穀類の所得弾力性は他の3財と比べて非常に高い値をとっており、この結果には多少問題があると考えられる。一方、自己価格弾力性は1.食料品、3.肉乳卵で負の弾力性が得られなかった。

4. 結語にかえて

本稿では、1953年から1989年にわたる長期の時系列データを用いて、線形支

9) ここにあげる所得弾力性値はいずれもそのモデルで考えられている総消費支出額（各費目に対する支出額の合計）に対する弾力性である。このため、対応しているデータが異なる場合そのまま同列に扱うことはできない。なお、各モデルの総支出額が民間最終消費に占める比率は、基準年（1985年）で、順に56.5%、25.9%、13.1%であった。

出体系 (LES) の内包する加算性制約の妥当性、動学化、誤差項についての取扱い、等の観点について検討を行った。データは耐久性の低い財を中心に三組用いて実証分析を行ったが、いずれのデータを用いても、効用関数が加算的に分割可能であるとの制約は棄却され、より一般化した需要体系である NGLES の妥当性が認められた。また、動学化については、従来広く行われてきた単純に自財の1期前の需要量の効果のみについて考えるのではなく、他財の影響も組み入れた一般化した習慣形成プロセスを考える必要があることが明らかにされた。

LES や静学的な NGLES など簡単なモデルでは誤差項に系列相関が観察されたが、一般的な習慣形成効果までを考慮した NGLES では観察されず、系列相関の原因が動学化の試みの不十分さであることが示唆された。

しかしながら、本稿では分析が十分にできなかった点も多い。例えば、NGLES 体系は加算性のみならずエンゲル曲線の線形性についても検討できるモデルであるが、後者の点については本稿では検討を行わなかった。また、今回用いた動学化プロセスは1期前の需要量の影響のみに着目しており、より以前の需要量の効果については考慮されていない。推定に関しては、とりわけ複雑なモデルではパラメーターに比してデータの観測数が多くなかったため推定結果が不安定である場合が多かった。また、今回の分析の枠組みでは系列相関パラメーター (ρ) が各費目で共通と考えられていた点、長期の時系列データを用いながら何等の構造変化に関する考慮がされなかった点など未処理の部分が多い。合わせて、今後の分析課題としたい。

参 考 文 献

- [1] Blackorby, C., R. Boyce and R. R. Russell, 1978, Estimation of demand systems generated by the Gorman Polar Form: A generalisation of the S-branch utility tree, *Econometrica* 46, 345-63.
- [2] Blundell, R. W. and R. Ray, 1982, A non-separable generalisation of the linear expenditure system allowing non-linear Engel curves, *Economics*

Letters 9, 349-54.

- [3] Boyce, R., 1975, Estimation of dynamic Gorman Polar Form utility functions, *Annals of Economic and Social Measurement* 4, 103-16.
- [4] Brown M. and D. Heien, 1972, The S-branch utility tree: A generalisation of the linear expenditure system, *Econometrica* 40, 737-47.
- [5] Christensen, L. R., D. W. Jorgenson and L. J. Lau, 1975, Transcendental logarithmic utility functions, *American Economic Review* 65, 367-83.
- [6] Deaton, A. S., 1974, The Analysis of consumer demand in the United Kingdom, 1900-1970, *Econometrica* 42, 341-67.
- [7] Deaton, A. S. and J. Muellbauer, 1980, An almost ideal demand system, *American Economic Review* 70, 312-26.
- [8] Deaton, A. S. and J. Muellbauer, 1980, *Economics and consumer behaviour*, Cambridge, Cambridge University Press.
- [9] Geary, R. C., 1950, A note of a constant utility index of the cost of living, *Review of Economic Studies* 8, 65-6.
- [10] Gorman, W. M., 1953, Community preference fields, *Econometrica* 21, 63-80.
- [11] Hickman, D. G. and L. J. Lau, 1973, Elasticities of substitution and export demand in a world trade model, *European Economic Review* 4, 347-80.
- [12] Houthakker, H. S. and L. D. Taylor, 1970, *Consumer demand in the United States*, second ed., Cambridge, Harvard University Press.
- [13] Kim, H. Y., 1986, Estimating Consumer Demand in Korea, *Journal of Development Economics* 20, 325-38.
- [14] Klein, L. R. and H. Rubin, 1947, A constant utility index of the cost of living, *Review of Economic Studies* 15, 84-7.
- [15] Lluch, C., 1974, Expenditure savings and habit formation, *International Economic Review* 15, 786-97.
- [16] Muellbauer, J., 1976, Community preferences and the representative consumer, *Econometrica* 44, 979-99.
- [17] Parks, R. W., 1971, Maximum likelihood estimation of the linear expenditure system, *Journal of the American Statistical Association* 66, 900-3.
- [18] Philips, L., 1972, A dynamic version of the linear expenditure model, *Review of Economics and Statistics* 54, 450-8.
- [19] Pollak, R. A., 1970, Habit formation and dynamic demand functions, *Journal of Political Economy* 78, 745-63.
- [20] Pollak, R. A. and T. J. Wales, 1969, Estimation of the linear expenditure system, *Econometrica* 37, 611-28.

- [21] Ray, R., 1985, Specification and time series estimation of dynamic Gorman Polar Form demand systems, *European Economic Review* 27, 357-74.
- [22] Stone, R., 1954, Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand, *Economic Journal* 64, 511-27.
- [23] Winters, L. A., 1984, Separability and the specification of foreign trade functions, *Journal of International Economics* 17, 239-63.