



| | |
|------------------|---|
| Title | 家計生鮮野菜需要の構造変化に関する計量分析 |
| Author(s) | 松田, 敏信; 黒河, 功 |
| Citation | 北海道大学農経論叢, 53, 1-13 |
| Issue Date | 1997-03 |
| Doc URL | http://hdl.handle.net/2115/11145 |
| Type | bulletin (article) |
| File Information | 53_p1-13.pdf |



[Instructions for use](#)

家計生鮮野菜需要の構造変化に関する計量分析

— 漸進的構造変化仮説の検証を通して —

松田敏信・黒河 功

An Econometric Analysis of Structural Change in Japanese Household Demand for Fresh Vegetables: Estimating Gradual Switching Regression Models

Toshinobu MATSUDA and Isao KUROKAWA

Summary

The article conducts an econometric analysis in order to test hypotheses of structural change in Japanese household demand for fresh vegetables. First, a gradual switching regression model is estimated for each of 14 principal items of fresh vegetables, and then an almost ideal demand system with parameters following a gradual switching regression model is applied to five of the items — cabbage, lettuce, onions, tomatoes and green peppers — together with miscellaneous fresh vegetables. The results indicate the existence of structural change beginning in the mid 1960s and ending in the early 80s. This change includes a bias against cabbage, in favor of lettuce and neutral for onions, tomatoes, green peppers and the miscellaneous. It does affect Marshallian elasticities, but not substitutability or complementarity relationships.

1. 序

本稿の目的は、高度経済成長期から最近年までの長期時系列データを用い、わが国の家計における主要生鮮野菜需要の構造変化の特質を計量分析により明らかにすることにある。

高度経済成長を経てその後現在に至るまで、わが国は食生活全般にわたっていわゆる洋風化の進展を経験してきた。またその間、量販店の販売シェアが拡大するなど小売形態が変化し、一方、輸入を含めて野菜の供給が周年化するといったように、供給サイドも大きな変化を遂げてきた。こうした消費者の習慣・嗜好の変化や消費者を取り巻く環境の変化の下で、野菜各品目の需要構造に変化が存在したのか、また、存在したとしたらその構造変化はいつ生じ、どのような特徴を有するものであったのか、更に、品目間の相互依存関係、すな

わち代替・補完関係に変化はあったのか、といった問題を計量的なアプローチによって把握・解明することは意義あることと考えられる。しかし、野菜各品目の需要関数の計測例は多数あるものの、従来、このような構造変化に関する仮説（以下、構造変化仮説と略す）の検証に焦点を当てた分析はなく、また、需要体系によって品目間の相互依存関係を捉えるという視角からの接近もなかった。

そこで本稿では、以上のような問題意識の下で、まず、品目別に主要生鮮野菜需要の構造変化を分析し、次に、その結果に基づいて選択された幾つかの品目について、体系的アプローチにより、品目間の相互依存関係を考慮しながら構造変化仮説の検証を行うことにする。

2. 品目別の構造変化仮説の検証

1) 分析方法

従来、農産物の需要関数の計測に構造変化仮説が組み込まれる際には、主として、統計的な推定や検定を経ずに構造変化時点を先験的に仮定して、或いは、stepwise Chow test (二宮 [22]) や AIC (赤池情報量基準, Akaike [1]) によって構造変化時点を統計的に推定・検定した上で、構造変化ダミー変数を導入する (松田・黒河 [20]), または、計測期間を分割する (鈴木 [29]) という方法が採用されてきた。しかし、構造変化時点を先験的に仮定する方法は、それが制度的変革など何らかの実態的・定性的な裏付けを伴っていたとしても、統計的・定量的な見地からみると、しばしばその仮定の根拠に関して客観性を欠くことになる。また、stepwise Chow test や AIC による方法は、構造変化時点を統計的基準によって客観的に特定化しうるものの、そこでは構造変化が特定の時点に突発的に生じることが仮定される。しかし、現実の構造変化は、ある期間を伴ってその間に徐々に進行していくという場合も十分に考えられ、突発的な構造変化を仮定することは常に妥当とはいえない。

従って、本稿ではこれらの方法に対し、パラメータの漸次的な変化として構造変化を把握可能な、すなわち、構造変化の始期と終期を統計的に推定・検定できる gradual switching regression model (Ohtani and Katayama [24]) を分析方法として適用する。ここでは、Ohtani and Katayama [24], [25], Inaba, *et al.* [16], 長谷部 [14] 等に準拠し、需要関数の計測モデルを品目別に以下のように定式化する。

$$\ln q_t = \phi_0 + \sigma_0 h_t + (\phi_P + \sigma_P h_t) \ln p_t + (\phi_E + \sigma_E h_t) \ln y_t + u_t \quad (1)$$

但し ϕ_0 , ϕ_P , ϕ_E , σ_0 , σ_P , σ_E は推定すべきパラメータ、 q_t , p_t はそれぞれ生鮮野菜各品目の1人当たり消費量と価格、 y_t は1人当たり生鮮野菜支出 (以下、支出と略す) (註1), u_t は誤差項であり、添字 $t \in \{1, \dots, T\}$ は観察時点を表す。また、 h_t はパラメータの時間的変化経路を表す変数であり、

$$h_t = \begin{cases} 0 & (t \in \{1, \dots, \tau_S\}) \\ (t - \tau_S) / (\tau_F - \tau_S) & (t \in \{\tau_S, \dots, \tau_F\}) \\ 1 & (t \in \{\tau_F, \dots, T\}) \end{cases}$$

なる値をとる。ここで、 τ_S , τ_F はそれぞれ構造変化の始期と終期を表す時間経路パラメータである。すなわち、パラメータ ϕ_0 , ϕ_P , ϕ_E は観察時点 τ_S に変化を開始し、線形の時間的変化経路 h_t に従いながら、観察時点 τ_F にそれぞれ $\phi_0 + \sigma_0$, $\phi_P + \sigma_P$, $\phi_E + \sigma_E$ となって変化を終了する。このとき、 $\tau_F = \tau_S + 1$ ならば h_t は通常の構造変化ダミー変数であり、構造変化は $t = \tau_F$ 期に突発的に生じたことになる。一方、 $\tau_S = 1$, $\tau_F = T$ ならば h_t はタイムトレンドに相当し、構造変化は全計測期間にわたって徐々に進展していることになる (註2)。また、変動成分パラメータ σ_0 , σ_P , σ_E が全て統計的に非有意ならば、固定成分パラメータ ϕ_0 , ϕ_P , ϕ_E は全計測期間を通じて不変であると判断され、構造変化仮説は棄却される。

時間経路パラメータ τ_S , τ_F は離散値をとるので、許容される全ての τ_S と τ_F の組み合わせについて(1)を計測し、尤度を最大とする τ_S と τ_F の組み合わせ (τ_S^* , τ_F^*) を探索する。

2) データ

主要生鮮野菜として指定野菜14品目 (キャベツ, ほうれんそう, はくさい, ねぎ, レタス, ばれいしよ, さといも, だいこん, にんじん, たまねぎ, きゅうり, なす, トマト, ピーマン) を対象に、1963年 (レタスは1965年) から1995年までの33年間 (レタスは31年間) について、総務庁統計局『家計調査年報』ならびに『消費者物価指数年報』の5万人以上都市全世帯平均年次データを用いて計測を行う。なお、価格と支出は総合消費者物価指数 (1990年基準) で実質化する。

3) 計測結果

長期時系列データを用いる点を考慮し、誤差項の自己相関に対処するために、計測法として Prais-Winsten 変換による一般化最小自乗法を適用する。考えられる全ての構造変化時点の組み合わせについて(1)を計測し、尤度を最大とする (τ_S , τ_F) = (τ_S^* , τ_F^*) の下での Prais-Winsten 推定

表1 漸進的構造変化仮説を組み込んだ品目別需要関数のパラメータ推定値

| 品目 | 固定成分パラメータ | | | 変動成分パラメータ | | | 時間経路パラメータ | | 自由度修正済 決定係数 | Durbin-Watson 統計量 | 対数尤度 |
|--------|----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------|----------|----------------|----------------------|--------|
| | ϕ_0 | ϕ_P | ϕ_E | σ_0 | σ_P | σ_E | τ_S | τ_F | | | |
| レタス | -3.3734 (-0.821) | -1.1297** (-2.554) | 1.6842*** (3.214) | 11.493** (2.364) | 0.6151 (1.335) | -1.4452** (-2.357) | 1965年 | 1972年 | 0.9907 | 1.6901 | 58.266 |
| たまねぎ | 4.3168 (1.530) | -0.4370*** (-7.883) | 0.6704** (2.162) | 1.4779 (0.513) | 0.3177*** (5.034) | -0.3327 (-1.053) | 1965年 | 1970年 | 0.8060 | 2.1515 | 77.222 |
| トマト | 11.733*** (5.316) | -0.8701*** (-5.741) | 0.1572 (0.612) | 1.3012 (0.499) | 0.4268** (2.425) | -0.3641 (-1.218) | 1968年 | 1970年 | 0.8066 | 2.1271 | 71.174 |
| ピーマン | 7.6249 (1.576) | -0.9142*** (-4.430) | 0.4156 (0.742) | 0.8581 (0.170) | 0.4549* (2.007) | -0.2978 (-0.507) | 1963年 | 1970年 | 0.9530 | 2.1771 | 62.967 |
| ほうれんそう | 9.8286*** (11.42) | -0.1998* (-1.930) | -0.0961 (-0.692) | -27.066*** (-4.593) | -1.5633*** (-7.090) | 3.6607*** (5.221) | 1975年 | 1995年 | 0.8298 | 2.0088 | 67.231 |
| はくさい | 2.3056** (2.343) | -0.4111*** (-4.704) | 0.8856*** (7.407) | 4.8585 (1.477) | 0.0785 (0.601) | -0.6325* (-1.723) | 1963年 | 1989年 | 0.9925 | 1.9820 | 70.852 |
| ばれいしょ | 7.3865*** (4.267) | -0.2734*** (-3.719) | 0.2684 (1.352) | -3.7463 (-1.037) | 0.3433** (2.243) | 0.1704 (0.427) | 1963年 | 1994年 | 0.7331 | 1.7932 | 70.704 |
| さといも | 5.4091*** (8.221) | -0.7798*** (-8.156) | 0.6660*** (8.039) | 7.5166** (2.737) | 0.3326* (1.767) | -0.9806*** (-3.061) | 1967年 | 1994年 | 0.9343 | 1.9313 | 71.634 |
| きゅうり | 2.7710*** (5.980) | -0.6225*** (-3.793) | 0.9577*** (11.32) | 9.8988** (2.509) | 0.3343 (0.851) | -1.2334** (-2.150) | 1972年 | 1995年 | 0.9689 | 2.0965 | 76.207 |
| なす | 4.6173*** (6.089) | -0.5357*** (-4.942) | 0.6599*** (5.139) | 6.0411* (1.780) | 0.1945 (0.937) | -0.7603* (-1.743) | 1971年 | 1991年 | 0.9634 | 1.9086 | 66.120 |
| キャベツ | 10.788*** (26.26) | -0.1592*** (-5.540) | -0.1174** (-2.521) | -4.6227 (-1.478) | -0.0429 (-0.517) | 0.4609 (1.339) | 1981年 | 1991年 | 0.9628 | 1.8819 | 87.698 |
| ねぎ | 5.4855*** (5.360) | -0.2388 (-1.442) | 0.3912** (2.343) | -0.9308 (-0.432) | 0.0337 (0.195) | 0.0280 (0.107) | 1963年 | 1982年 | 0.9759 | 1.8142 | 76.036 |
| だいこん | 7.3421*** (7.342) | -0.2929** (-2.064) | 0.2991* (1.884) | -1.2970 (-0.471) | -0.2381 (-1.015) | 0.2282 (0.657) | 1963年 | 1995年 | 0.7514 | 2.0649 | 77.662 |
| にんじん | 6.7565*** (9.691) | -0.3404*** (-5.875) | 0.2798*** (3.245) | -0.0987 (-0.057) | 0.1161 (1.184) | -0.0201 (-0.103) | 1966年 | 1994年 | 0.9887 | 1.9006 | 92.612 |

(資料) 総務庁統計局「家計調査年報」, 「消費者物価指数年報」。

註1) 各品目の価格および生鮮野菜支出は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。

註2) 括弧内数値はt-値。

註3) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で0と有意差があることを示す。

値をパラメータの最尤推定値として採用する。

品目別需要関数の計測結果を表1に示す。自由度修正済決定係数は14品目中9品目で0.9以上の値を示した。ほうれんそう、トマト、たまねぎ、だいこん、ばれいしょについてはやや低い値であるが、概してモデルの統計的なフィットは良好とみてよからう。また、Durbin-Watson統計量から、誤差項に統計的に有意な1階の自己相関は認められない。

時間経路パラメータの推定値ならびに変動成分パラメータの推定値の統計的有意性をみると、構造変化時点について、レタス、たまねぎ、トマト、ピーマンの4品目は、高度経済成長期の比較的短期間に構造変化を経験したのに対し、ほうれんそう、はくさい、ばれいしょ、さといも、きゅうり、なすの6品目は、相対的に長期にわたって構造変化が徐々に進展したことが示唆される。一方、キャベツ、ねぎ、だいこん、にんじんの4品目については、変動成分パラメータの推定値が全て統計的に0と有意差をもたず、従って計測期間内に構造変化が存在したという仮説は棄却される。ここで高度経済成長期の比較的短期間における構造変化が認められた品目は、たまねぎを除いて、食生活の洋風化の流れの中でわが国の家計消費に定着したいわゆる西洋野菜であり、一方、相対的に長期にわたる構造変化が示唆された品目、および計測期間内に構造変化が認められなかった品目は、比較的古くからわが国の食生活に定着していたものである。

価格と支出の変動成分パラメータ σ_P 、 σ_E の推定値から構造変化の前後での弾力性の変化をみると、ほうれんそうがより価格弾力的に、たまねぎ、トマト、ピーマン、ばれいしょ、さといもがより価格非弾力的になったこと、また、ほうれんそうがより支出弾力的に、レタス、はくさい、さといも、きゅうり、なすがより支出非弾力的になったことが窺われる。

3. 品目間の相互依存関係を考慮した構造変化仮説の検証

1) 分析方法

前節では、需要量を自己価格と支出および時間の変化経路 h_t によって説明する単純な単一方程

式モデルを用い、品目別に構造変化仮説の検証を行った。しかし、ある品目の需要構造の変化はその関連品目の需要に影響を及ぼし、その結果、品目間の代替・補完関係にも変化が生ずることが十分推測される。また、単一需要方程式によるアプローチは、説明変数の選択基準が柔軟であり、更に、前節で採用した両対数線形モデルの場合には、パラメータがそのまま需要弾力性を表すため結果の解釈が容易であるなど、実証的観点から多くの利便性を有するが、その反面、収支均等条件（予算制約）、価格と総支出に関する零次同次性条件（以下、同次性条件と略す）、代替効果の対称性条件（以下、対称性条件と略す）といった需要理論からの制約は考慮に入れられず、理論との結び付きは希薄である。

そこで本節では、関連品目との相互依存関係が明示的に考慮され、また理論とのリンケージが保持されるという点において、方法論的により望ましいと考えられる需要体系分析の枠組みで構造変化仮説の検証を行うことにする。分析モデルとして、gradual switching regression model を almost ideal demand system (AIDS, Deaton and Muellbauer [7]) の線形近似モデル (linear approximate AIDS, LA/AIDS) (註3) に組み込んだ、Moschini and Meilke [21] による以下のような需要体系を適用する (註4)。

$$w_{it} = \alpha_i + \theta_i h_t + \sum_j (\gamma_{ij} + \pi_{ij} h_t) \ln p_{jt} + (\beta_i + \psi_i h_t) \ln (y_t/P) + e_{it} \quad \forall i \quad (2)$$

$$\ln P = \sum_j w_j \ln p_j \quad (3)$$

$$h_t = \begin{cases} 0 & (t \in \{1, \dots, \tau_S\}) \\ (t - \tau_S) / (\tau_F - \tau_S) & (t \in \{\tau_S, \dots, \tau_F\}) \\ 1 & (t \in \{\tau_F, \dots, T\}) \end{cases} \quad (4)$$

但し、 α_i 、 β_i 、 γ_{ij} 、 θ_i 、 ψ_i 、 π_{ij} はパラメータ、 w_i は品目 i の支出比率、 p_i は品目 i の価格、 P は Stone の価格指数、 e_{it} は誤差項である。需要体系(2)~(4)は、次のような需要理論からの一般的制約条件を満たさなければならない。

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \beta_i = 0, \\ \sum_i \theta_i = 0, \quad \sum_i \pi_{ij} = 0, \quad \sum_i \psi_i = 0, \\ \sum_i e_{it} = 0 \quad (\text{収支均等条件}) \quad (5)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_j \pi_{ij} = 0 \quad (\text{同次性条件}) \quad (6)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, \quad \pi_{ij} = \pi_{ji} \quad (\text{対称性条件}) \quad (7)$$

計測に当たっては、時系列データを用いる点を

計測に当たっては、時系列データを用いる点を考慮し、(2)の階差をとった、

$$\begin{aligned} \Delta u_{it} = & \theta_i \Delta h_t + \sum_j [\gamma_{ij} \Delta \ln p_{jt} \\ & + \pi_{ij} \Delta (h_t \ln p_{jt})] + \beta_i \Delta \ln (y_t / P) \\ & + \psi_i \Delta [h_t \ln (y_t / P)] + u_{it} \quad \forall i \quad (2') \end{aligned}$$

なる差分方程式体系を用いる(註5)。但し Δ は階差オペレータであり、誤差項 u_{it} は、

$$E(u_{it}) = 0 \quad (8)$$

$$\text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = \omega_{ij} < \infty \quad (9)$$

$$\text{cov}(u_{it}, u_{js}) = 0 \quad (t \neq s) \quad (10)$$

なる多変量正規分布に従うと仮定する(ω_{ij} は定数)。(2'), (3), (4)に制約条件(5)~(7)を課した需要体系を、Zellner [30]による seemingly unrelated regression (SUR) の効率的推定法に反復を付した iterative seemingly unrelated regression (ITSUR, Kmenta and Gilbert [18]) によって同時推定する(註6)。

2) 分析対象とデータ

需要体系(2)~(4)においては、全ての品目の需要構造が同一の時間的変化経路 h_t に従って変化することが仮定されるので、前節における単一需要方程式による品目別の分析結果から、ほぼ同一の構造変化時点を仮定しようと判断される品目を中心に分析対象品目を選択する。すなわち、高度経済成長期の比較的短期間に構造変化を経験したことが示唆された、レタス、たまねぎ、トマト、ピーマンの4品目、そして、前節において構造変化仮説は採択されなかったが、松田 [19] において野菜サラダ等の素材としてレタス、トマトと相互依存関係にあることが示されているキャベツ、更に、『家計調査年報』における「生鮮野菜」からこれら5品目を除いた残りの品目を「その他の生鮮野菜」として集計したもの——以上、6品目を本節における分析対象とする。

また、データは基本的に前節に同じであるが、計測期間については、レタスのデータ期間に合わせて1965年から1995年までの31年間とし、また、価格(p_i)と実質支出(y/P)の系列は対数変換を施す前にそれぞれの標本平均で除すことによって規準化する。

3) 計測結果

探索された時間経路パラメータの最尤推定値は、

$$(\tau_S^*, \tau_P^*) = (1965年, 1982年)$$

であり、このときの需要体系(2'), (3), (4)の計測結果を表2に示す。なお、計測の段階でその他の生鮮野菜の需要方程式が体系から外されている。レタスとピーマンの需要方程式の決定係数がやや低いものの、計測式(2')が差分形である点を考慮すれば、各需要方程式の統計的なフィットは概ね良好といえよう。また、Durbin-Watson 統計量から、誤差項に統計的に有意な1階の自己相関は認められない。

変動成分パラメータの推定値の有意性から、全計測期間を通じて構造変化が存在しなかったという仮説は棄却されるとともに、1965年に開始し1982年に終了するような需要構造の変化が存在したという仮説が採択される。そして、その構造変化は需要方程式の切片および価格・支出パラメータの時間的変化によって捉えられることが示される。このことはまた、表3(註7)における各パラメータの構造変化仮説に関する尤度比検定(註8)の結果からも支持される。

また表3によると、全計測期間にわたる漸進的構造変化、すなわちタイムトレンドによって生鮮野菜需要の構造変化が捉えられるという仮説は棄却される。更に表4には、より一般的に、構造変化時点のオルターナティブを尤度比検定によって検出した結果を掲げる。これによると、構造変化時点としてみなしうるのは、その始期については1965年ないし1966年、また、終期については1973年、1980年、1981年、1982年のいずれかという、かなり少数の組み合わせに統計的に絞られることがみてとれる。なお、計測期間の制約から、構造変化が1964年以前に開始したという可能性、或いは1972年以前に終了したという可能性も否定しえない。

さて、構造変化が生鮮野菜需要に与えた影響について検討していく。まず、説明変数の標本平均で評価する場合、切片の変動成分パラメータは、構造変化の偏向、すなわち、価格と支出の水準を不変とした場合における構造変化前後の支出比率の差異を表す(註9)。表5における構造変化の偏向の推定値は、価格と支出の水準を不変とした

表2 漸進的構造変化仮説を組み込んだ LA/AIDS のパラメータ推定値

| 需要方程式 | 切片 | 実質価格 | | | | | | 生鮮野菜 支出 | 決定係数 | Durbin-Watson 統計量 |
|-------|----------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|--------|----------------------|
| | | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 | | | |
| キャベツ | | 3.6648*** (11.52) | -0.2960 (-0.745) | -0.1084 (-0.513) | -0.1886 (-0.321) | -0.3811 (-1.397) | -2.6908*** (-4.058) | -5.9155* (-1.682) | 0.9698 | 2.1097 |
| | -1.2406* (-1.876) | -0.3554 (-0.834) | 0.1190 (0.257) | -0.0987 (-0.361) | -0.9358 (-1.231) | 0.2227 (0.618) | 1.0482 (1.178) | 3.7826 (0.913) | | |
| レタス | | -0.2960 (-0.745) | 1.3910 (1.453) | -0.0446 (-0.178) | -2.9010*** (-2.924) | 0.9173** (2.145) | 0.9332 (1.168) | -5.0467 (-1.211) | 0.8271 | 1.4183 |
| | 2.8608*** (5.091) | 0.1190 (0.257) | 0.7623 (0.777) | -0.0143 (-0.050) | 2.7485** (2.507) | -0.9637* (-1.911) | -2.6519*** (-2.743) | 6.6597 (1.419) | | |
| たまねぎ | | -0.1084 (-0.513) | -0.0446 (-0.178) | 3.9185*** (18.76) | -0.9034** (-2.193) | -0.2151 (-1.125) | -2.6469*** (-4.969) | -5.3923 (-1.617) | 0.9842 | 2.6219 |
| | -0.3761 (-0.574) | -0.0987 (-0.361) | -0.0143 (-0.050) | 0.3981 (1.422) | 0.3834 (0.761) | 0.3040 (1.313) | -0.9725 (-1.363) | 3.0804 (0.778) | | |
| トマト | | -0.1886 (-0.321) | -2.9010*** (-2.924) | -0.9034** (-2.193) | 4.8396** (2.074) | -0.4545 (-0.448) | -0.3921 (-0.199) | 4.4343 (0.646) | 0.8709 | 1.7212 |
| | -0.7369 (-0.652) | -0.9358 (-1.231) | 2.7485** (2.507) | 0.3834 (0.761) | -0.6966 (-0.255) | 0.0244 (0.021) | -1.5238 (-0.617) | -3.8669 (-0.494) | | |
| ピーマン | | -0.3811 (-1.397) | 0.9173** (2.145) | -0.2151 (-1.125) | -0.4545 (-0.448) | -0.4474 (-0.747) | 0.5807 (0.734) | -7.1492** (-2.415) | 0.7696 | 2.4110 |
| | 0.1793 (0.367) | 0.2227 (0.618) | -0.9637* (-1.911) | 0.3040 (1.313) | 0.0244 (0.021) | 2.0489*** (2.729) | -1.6362* (-1.677) | 7.9098** (2.317) | | |

(資料) 表1に同じ。

註1) 各品目の価格および生鮮野菜支出は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。

註2) 各需要方程式について、上段の数値は固定成分パラメータの推定値を、下段の数値は変動成分パラメータの推定値を表す。

註3) 各推定パラメータに10²を乗じた値が示されている。

註4) 括弧内数値はt-値。

註5) 決定係数および Durbin-Watson 統計量は、各品目の支出比率の観察値を被説明変数、LA/AIDSによるその推定値を説明変数とする回帰から得られたものである。

註6) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で0と有意差があることを示す。

註7) 対数尤度は828.208。時間経路パラメータの最尤推定値は τ_S (構造変化始期) = 1965年, τ_F (構造変化終期) = 1982年。

表3 構造変化仮説に関する尤度比検定の結果

| 構造変化仮説 | 自由度(制約数) | $-2\ln \lambda$ | $\chi^2_{0.01}$ | $\chi^2_{0.05}$ | $\chi^2_{0.10}$ |
|---------------------------|----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 全てのパラメータに 関して構造変化なし | 20 | 89.507 | 37.566 | 31.410 | 28.412 |
| 切片に関して 構造変化なし | 5 | 10.269 | 15.086 | 11.071 | 9.236 |
| 価格・支出のパラメータ に関して構造変化なし | 15 | 39.721 | 30.578 | 24.996 | 22.307 |
| 全計測期間にわたる 漸進的構造変化 | 2 | 24.672 | 9.210 | 5.991 | 4.605 |

註1) λ は尤度比を表す。

註2) $\chi^2_{0.01}$, $\chi^2_{0.05}$, $\chi^2_{0.10}$ はそれぞれ χ^2 分布の1%, 5%, 10%臨界値を表す。

場合に、構造変化によってキャベツの支出比率が約26%減少し、レタスの支出比率が約95%増加することを意味する。従って、構造変化は価格・支出水準一定の下で、キャベツの需要を減少させレ

タスの需要を増加させるような偏向を伴っていたこと、また推定値の有意性の点から、たまねぎ、トマト、ピーマン、その他の生鮮野菜の需要に対しては偏向をもたなかったことが示唆される。更に、全ての品目について構造変化の偏向が存在しないという仮説に対してWald検定を行うと、その χ^2 統計量は $\chi^2(5)=74.458$ となり、当該仮説は有意水準1%で棄却される。

次に、需要弾力性——Marshallの価格弾力性、支出弾力性ならびに代替弾力性——についてみることにする。需要弾力性はパラメータの推定値と外生変数の観察値とから算出されるが、外生値の相違に起因する弾力性の偏向を除去するため、外生データについては全てその標本平均で弾力性を評価する。従って、Marshallの価格弾力性 ϵ_{ij} 、支出弾力性 η_i 、代替の弾力性 σ_{ij} は、パラメータ β_i , γ_{ij} , θ_i , ψ_i , π_{ij} の推定値と支出比率 w_i の標本平均 \bar{w}_i とから次式によりそれぞれ算出される(註10)。

表4 構造変化時点のオルターナティブ

| 始期 | 終期 | $-2\ln \lambda$ |
|-------|-------|-----------------|
| 1965年 | 1973年 | 4.206*** |
| 1965年 | 1980年 | 7.613* |
| 1965年 | 1981年 | 1.752*** |
| 1965年 | 1983年 | 1.736*** |
| 1966年 | 1973年 | 4.505*** |
| 1966年 | 1981年 | 6.064* |
| 1966年 | 1982年 | 3.247*** |
| 1966年 | 1983年 | 5.251** |

註1) 最尤推定値(τ_S^* , τ_F^*)を除く構造変化時点の組み合わせの中から、尤度比検定によって検出されたものである。

註2) λ は尤度比を表す。

註3) ***, **, *はそれぞれ χ^2 分布(自由度2)の90%, 95%, 99%信頼領域に含まれることを示す。

表5 構造変化の偏向

| | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 |
|-----------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| 構造変化の偏向 | -1.2406* (-1.876) | 2.8608*** (5.091) | -0.3761 (-0.574) | -0.7369 (-0.652) | 0.1793 (0.367) | -0.6865 (-0.354) |
| 平均支出比率(%) | 4.7882 | 2.9983 | 4.6177 | 7.1712 | 2.1237 | 78.301 |

註1) 構造変化の偏向は、構造変化前後の支出比率の差異を、各品目の価格および生鮮野菜支出の標本平均において評価したものである。

註2) 構造変化の偏向は各推定値に10²を乗じた値が示されている。

註3) 括弧内数値はt-値。

註4) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 10%で0と有意差があることを示す。

註5) Wald検定統計量: $\chi^2(5)=74.458$ 。

$$\epsilon_{ij}^b = -\delta_{ij} + \gamma_{ij} / (\bar{w}_i - \theta_j) - \beta_i (\bar{w}_j - \theta_j) / (\bar{w}_i - \theta_j) \quad (11)$$

$$\epsilon_{ij}^a = -\delta_{ij} + (\gamma_{ij} + \pi_{ij}) / \bar{w}_i - (\beta_i + \phi_i) \bar{w}_j / \bar{w}_i \quad (11')$$

$$\eta_i^b = 1 + \beta_i / (\bar{w}_i - \theta_i) \quad (12)$$

$$\eta_i^a = 1 + (\beta_i + \phi_i) / \bar{w}_i \quad (12')$$

$$\sigma_{ij}^b = 1 - \delta_{ij} / (\bar{w}_j - \theta_j) + \gamma_{ij} / [(\bar{w}_i - \theta_i)(\bar{w}_j - \theta_j)] \quad (13)$$

$$\sigma_{ij}^a = 1 - \delta_{ij} / \bar{w}_j + (\gamma_{ij} + \pi_{ij}) / (\bar{w}_i \bar{w}_j) \quad (13')$$

但し、添え字 b, a はそれぞれ構造変化前、構造変化後の需要弾力性であることを示す。また、 δ_{ij} は Kronecker delta ($i = j$ のとき 1, $i \neq j$ のとき 0) である。

表 6 には、構造変化前後における Marshall の需要弾力性の推定値が掲げられている。統計的に

有意な推定値について、構造変化前においてはピーマン、その他の生鮮野菜の自己価格弾力性、その他の生鮮野菜の価格に対するピーマンの需要弾力性の絶対値が 1 より大きく、また、ピーマンの支出弾力性が負値であったが、構造変化後においては価格弾力性は自己弾力性、交差弾力性ともに非弾力的であり、また、支出弾力性は全て正值をとっている。構造変化後の推定値は、自己価格、関連品目の価格変化に対する野菜の需要反応は比較的小さいという経験的事実と整合的である。

表 7 に示された、構造変化前後の Marshall の需要弾力性の差異をみると、ピーマン、その他の生鮮野菜の自己価格弾力性、キャベツの価格に対するその他の生鮮野菜の需要弾力性、レタスの価格に対するトマト、ピーマン、その他の生鮮野菜

表 6 Marshall の需要弾力性の推定値

| 需要品目 | 価格 | | | | | | 生鮮野菜支出 |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
| | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 | |
| 構造変化前 | | | | | | | |
| キャベツ | -0.3330*** (-3.900) | -0.0477 (-0.731) | 0.0310 (0.567) | 0.0463 (0.504) | -0.0441 (-1.014) | 0.3287 (0.668) | 0.0188 (0.033) |
| レタス | 0.0603 (0.028) | 9.1645† (0.212) | 1.5082 (0.231) | -18.192 (-0.244) | 7.3836 (0.242) | 35.770 (0.258) | -35.695 (-0.248) |
| たまねぎ | 0.0434 (0.749) | -0.0074 (-0.148) | -0.1614 (-1.413) | -0.0955 (-1.067) | -0.0221 (-0.576) | 0.3229 (0.596) | -0.0798 (-0.123) |
| トマト | -0.0577 (-0.769) | -0.3676*** (-2.962) | -0.1422 (-1.623) | -0.4324 (-1.468) | -0.0684 (-0.528) | -0.4925 (-0.552) | 1.5607* (1.724) |
| ピーマン | 0.0257 (0.200) | 0.4769* (1.761) | 0.0730 (0.496) | 0.0570 (0.114) | -1.1586*** (-3.856) | 3.2029** (2.520) | -2.6769* (-1.924) |
| その他の生鮮野菜 | -0.0486*** (-4.679) | 0.0115 (1.200) | -0.0456*** (-4.246) | -0.0241 (-1.137) | 0.0027 (0.288) | -1.1373*** (-9.259) | 1.2414*** (9.554) |
| 構造変化後 | | | | | | | |
| キャベツ | -0.2875*** (-7.044) | -0.0236 (-0.856) | -0.0227 (-0.761) | -0.2029*** (-2.967) | -0.0236 (-0.765) | 0.0057 (0.021) | 0.5546* (1.791) |
| レタス | -0.0848* (-1.719) | -0.2980*** (-5.025) | -0.0445 (-1.096) | -0.0894 (-0.831) | -0.0269 (-0.467) | -0.9945** (-2.423) | 1.5380*** (3.703) |
| たまねぎ | -0.0209 (-0.658) | 0.0023 (0.098) | -0.0421 (-1.174) | -0.0767 (-1.385) | 0.0299 (1.279) | -0.3918 (-1.379) | 0.4993 (1.550) |
| トマト | -0.1606*** (-3.396) | -0.0236 (-0.547) | -0.0762** (-2.146) | -0.4280*** (-2.999) | -0.0617 (-1.209) | -0.3291 (-0.877) | 1.0791*** (3.170) |
| ピーマン | -0.0917 (-1.174) | -0.0326 (-0.402) | 0.0253 (0.481) | -0.2282 (-1.267) | -0.2535* (-1.918) | -0.7775 (-1.464) | 1.3582*** (2.624) |
| その他の生鮮野菜 | -0.0219*** (-3.571) | -0.0225*** (-3.933) | -0.0471*** (-8.671) | -0.0258 (-1.563) | -0.0139** (-2.311) | -0.8879*** (-15.11) | 1.0192*** (18.77) |

註 1) 各品目の支出比率の標本平均において評価した需要弾力性である。
 註 2) 各品目の価格および生鮮野菜支出は総合消費者物価指数 (1990年基準) で実質化。
 註 3) 括弧内数値は t -値。
 註 4) ***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% で 0 と有意差があることを示す。
 註 5) † は理論的符号条件を満たさないことを示す。

表7 構造変化前後の Marshall の需要弾力性の差異

| 需要品目 | 価格 | | | | | | 生鮮野菜 支出 |
|--------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------|
| | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 | |
| キャベツ | 0.0454 (0.449) | 0.0241 (0.303) | -0.0537 (-0.795) | -0.2492* (-1.891) | 0.0205 (0.329) | -0.3230 (-0.512) | 0.5358 (0.762) |
| レタス | -0.1451 (-0.066) | -9.4624 (-0.219) | -1.5527 (-0.238) | 18.102 (0.243) | -7.4105 (-0.243) | -36.765 (-0.265) | 37.233 (0.259) |
| たまねぎ | -0.0643 (-0.908) | 0.0097 (0.169) | 0.1193 (0.982) | 0.0188 (0.168) | 0.0520 (1.104) | -0.7147 (-1.067) | 0.5791 (0.738) |
| トマト | -0.1029 (-1.036) | 0.3440** (2.476) | 0.0661 (0.663) | 0.0044 (0.013) | 0.0067 (0.044) | 0.1634 (0.158) | -0.4816 (-0.463) |
| ピーマン | -0.1174 (-0.691) | -0.5094* (-1.704) | -0.0477 (-0.291) | -0.2852 (-0.495) | 0.9051** (2.460) | -3.9804*** (-2.682) | 4.0350** (2.558) |
| その他の 生鮮野菜 | 0.0267** (2.057) | -0.0340*** (-2.956) | -0.0015 (-0.122) | -0.0018 (-0.064) | -0.0165 (-1.431) | 0.2494* (1.697) | -0.2222 (-1.456) |

註1) 括弧内数値はt値。

註2) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で0と有意差があることを示す。

註3) Wald検定統計量: $\chi^2(25)=44.638$ 。

の需要弾力性、トマトの価格に対するキャベツの需要弾力性、その他の生鮮野菜の価格に対するピーマンの需要弾力性、およびピーマンの支出弾力性について、統計的に有意な変化が認められる。構造変化の前後で全ての Marshall の需要弾力性が不変であるという仮説に対する Wald 検定の χ^2 統計量は $\chi^2(25)=44.638$ となり、当該仮説は有意水準1%で棄却される。これらの結果より、構造変化によって価格・支出の変化に対する需要の反応に変化があったとみることができる。

一方、品目間の代替・補完関係を需要の代替弾力性によって捉えたのが表8である。これによると、構造変化前には、キャベツとその他の生鮮野菜、たまねぎとその他の生鮮野菜、トマトとその他の生鮮野菜、ピーマンとその他の生鮮野菜との間に統計的に有意な代替関係が認められたが、構造変化を経てこれらのうち、たまねぎとその他の生鮮野菜、ピーマンとその他の生鮮野菜との代替関係が消滅し、代わってキャベツとトマトとの間に有意な弾力的補完関係、また、たまねぎとピーマンとの間に弾力的代替関係が現れたことが認められる。

更に、表9に示された構造変化前後の需要の代替弾力性の差異をみると、ピーマンの自己弾力性、ピーマンとその他の生鮮野菜との交差弾力性に有意な変化があったことがみてとれる。しかし、構造変化の前後で全ての需要の代替弾力性が不変で

あるという仮説に対する Wald 検定の χ^2 統計量は $\chi^2(15)=20.284$ で、当該仮説は有意水準10%で採択され、構造変化は品目間の代替・補完関係には全体として変化をもたらさなかったことが示唆される。

価格変化の需要に対する効果を代替効果と所得効果とに二分して考えるとき、このことは、構造変化が代替効果には変化をもたらさなかったことを意味する。それにもかかわらず、先にみたように Marshall の価格弾力性——価格変化に対する需要反応——に変化が認められたのは、構造変化が所得効果を変化させたために他ならない。すなわち、構造変化を経験したことによって、消費者が満足水準を不変に保つために相対的に高価になった品目を相対的に安価になった品目で代替する程度には変化は生じなかったが、一方、価格比が不変の下で所得が変化したときの需要反応の程度は変じたということになる。

4. 結

本稿ではまず、単一需要方程式の推定により、指定野菜14品目について品目別に構造変化の特質を抽出・分類し、次に、その結果に基づいて選択された6品目について需要体系分析の枠組みで、品目間の相互依存関係を考慮しながら、構造変化の始期と終期、偏向、構造変化の前後における価格・支出弾力性ならびに代替・補完関係の変化と

表8 需要の代替弾力性の推定値

| | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 |
|----------|------------------------|------------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| 構造変化前 | | | | | | |
| キャベツ | -5.5040*** (-5.448) | -34.695 (-0.231) | 0.6398 (0.911) | 0.6044 (0.495) | -2.2508 (-0.973) | 0.4350*** (2.640) |
| レタス | | 6628.0† (0.114) | -5.4932 (-0.121) | -265.73 (-0.242) | 344.05 (0.232) | 9.5908 (0.298) |
| たまねぎ | | | -3.3120* (-1.928) | -1.2877 (-1.174) | -1.2151 (-0.588) | 0.3290* (1.881) |
| トマト | | | | -3.9067 (-1.015) | -1.9557 (-0.299) | 0.9372*** (2.939) |
| ピーマン | | | | | -62.266*** (-2.803) | 1.3781*** (2.864) |
| その他の生鮮野菜 | | | | | | -0.1985*** (-3.082) |
| 構造変化後 | | | | | | |
| キャベツ | -5.4500*** (-6.825) | -0.2325 (-0.248) | 0.0632 (0.109) | -2.2746** (-2.462) | -0.5577 (-0.375) | 0.5619*** (4.635) |
| レタス | | -8.3996*** (-4.047) | 0.5750 (0.733) | 0.2908 (0.190) | 0.2721 (0.098) | 0.2679 (1.304) |
| たまねぎ | | | -0.4122 (-0.581) | -0.5705 (-0.765) | 1.9063* (1.700) | -0.0010 (-0.009) |
| トマト | | | | -4.8885** (-2.409) | -1.8241 (-0.738) | 0.6588*** (2.745) |
| ピーマン | | | | | -10.579 (-1.651) | 0.3653 (1.239) |
| その他の生鮮野菜 | | | | | | -0.1148*** (-3.310) |

註) 表6に同じ。

表9 構造変化前後の需要の代替弾力性の差異

| | キャベツ | レタス | たまねぎ | トマト | ピーマン | その他の生鮮野菜 |
|----------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| キャベツ | 0.0539 (0.036) | 34.462 (0.229) | -0.5767 (-0.568) | -2.8790 (-1.620) | 1.6931 (0.530) | 0.1270 (0.566) |
| レタス | | -6636.4 (-0.114) | 6.0682 (0.134) | 266.02 (0.242) | -343.78 (-0.232) | -9.3228 (-0.290) |
| たまねぎ | | | 2.8999 (1.509) | 0.7172 (0.510) | 3.1214 (1.269) | -0.3300 (-1.517) |
| トマト | | | | -0.9818 (-0.211) | 0.1315 (0.017) | -0.2784 (-0.674) |
| ピーマン | | | | | 51.686** (2.121) | -1.0128* (-1.704) |
| その他の生鮮野菜 | | | | | | 0.0837 (1.133) |

註1) 括弧内数値はt-値。

註2) **, *はそれぞれ有意水準5%, 10%で0と有意差があることを示す。

註3) Wald検定統計量: $\chi^2(15) = 20.284$ 。

その特徴等について分析を行った。分析の結果得られた主なファインディングズは以下のように要約される。

まず、品目別の単一需要方程式によるアプローチの結果、指定野菜のうち、レタス、たまねぎ、トマト、ピーマンは、高度経済成長期の比較的短期間に構造変化を経験したこと、またそれに対し、ほうれんそう、はくさい、ばれいしょ、さといも、きゅうり、なすについては、相対的に長期にわたって構造変化が徐々に進展したことが示唆された。

次に、キャベツ、レタス、たまねぎ、トマト、ピーマン、ならびにその他の生鮮野菜の6品目に関する需要体系分析の結果、構造変化は1960年代半ばに開始し、1980年代初頭または1970年代初めに終了したこと、そしてその構造変化は、需要方程式の切片および価格・支出パラメータの時間的変化によって捉えられることが示された。更に、構造変化の特徴として、価格と支出の水準を不変とした場合にキャベツの需要を減少させレタスの需要を増加させるような偏向を伴っていたこと、また、価格・支出の変化に対する需要の反応に変化をもたらしたこと、そして、構造変化後における価格・支出変化に対する需要反応は生鮮野菜需要に関する通念と符合すること、しかし、品目間の代替・補完関係には全体として変化をもたらさなかったこと、が認められた。

なお、需要体系分析の対象品目は、本稿で選択された6品目以外にも様々な組み合わせが考えられ、それらの分析から新たな知見が得られることが予想されるが、この点に関しては次のステップとし稿を改めて取り組みたい。

註

(註1) 本稿では、消費者の効用関数に関して分離可能性を仮定している。これは、消費者がまず第1段階において、例えば穀類、肉類、野菜、…といった種々の財グループに対する支出の配分を決定し、次に第2段階において、各財グループの部分効用関数を極大化するようにグループ内の諸品目に対する支出の配分を決定する、という2段階予算配分(two-stage budgeting)を意味する。本稿で推定される需要関数は、そのうち第2段階の需要(conditional or second-stage demand)に関するものである。なお、効用関

数の分離可能性についての詳細は、Goldman and Uzawa [10] を、また、2段階予算配分については、Gorman [11], Deaton and Muellbauer [8], pp. 123-127等をそれぞれ参照されたい。

(註2) 本稿における構造変化とは、需要方程式のパラメータの変化として把握されるものである。従前の実証研究では、構造変化をパラメータの突発的な変化として捉えることが多かったが、本稿では、それに加えてパラメータの漸進的な変化、更なる極端な場合としてタイムトレンドをも包摂する、より広義の概念として構造変化を定義していることに注意されたい。

(註3) Stoneの価格指数によるAIDSの線形近似およびその計測上の利点については、Deaton and Muellbauer [7], p. 316において示されているが、“linear approximate” almost ideal demand systemという名称は、筆者の知る限りでは、Branciforti and Green [4], p. 512において用いられたのが最初で、その略称であるLA/AIDSは、AIDSの線形近似モデルの呼称としてその後最も一般的に用いられている。これに対して、Buse [5] は、“linearized” almost ideal demand system (LAIDS)という呼称を採用している。

(註4) Moschini and Meilke [21] は、この需要体系を米国における生鮮肉需要の構造変化に関する分析に適用している。また、澤田学・澤田裕 [28] は、同様のモデルを用いて、わが国の家計生鮮肉需要の構造変化仮説の検証を行っている。

(註5) 時系列データを用いる際に階差をとることの有効性については、Hendry and Mizon [15] を参照されたい。

(註6) 誤差項に関する仮定(8)~(10)の下で、ITSURはパラメータの最尤推定値を与える(Oberhofer and Kmenta [23])。なお収支均等条件より、すなわち、 $\sum_i \Delta w_i = 0$ であることより、需要方程式の誤差項の共分散行列は特異となる。従って、共分散行列を非特異化するため、需要方程式のうちの1本が体系推定から外されるが、どの需要方程式が外されても推定結果は不変である(Barten [3], pp. 24-27)。

(註7) 本節では計測に当たって価格と実質支出のデータ系列を規準化しているが、これは、標本平均における価格と実質支出の対数値を0とすることによって、構造変化の偏向に関する分析を明快にするための操作である。従って、規準化前のデータによる計測結果と規準化後のデータによる計測結果との差異は、切片の変動成分パラメータの推定値に表れるのみであって、実質的に計測結果の同等性が保たれ、需要体系の尤度も不変である。また、「全てのパラメータに関して構造変化なし」の需要体系の場合には、階差をとる際に規準化の影響が全て相殺されることになる。しかし、「切片に関して構造変化なし」の需

要体系では、規準化による影響が切片に吸収されず、規準化前後の計測結果は全く異なったものとなるので、この場合は規準化前のデータを用いて計測した際の尤度を採用している。

(註8) Ω^* , Ω をそれぞれ当該モデル(パラメータの最尤推定値を与えるモデル), 代替モデルのパラメータベクトルとし, また, $L(\cdot)$ を尤度関数, k を当該モデルから代替モデルを得るのに必要な制約数とすると, 尤度比は $\lambda = L(\Omega)/L(\Omega^*)$ と定義され, このとき統計量 $-2 \ln \lambda$ は漸近的に自由度 k の χ^2 分布に従う。(Judge, et al. [17]).

(註9) ここでの偏向とは, 価格と支出以外の要素が必要に与える影響の変化, すなわち, 習慣の変化等を表すものと考えられる。

(註10) 従来の研究において LA/AIDS

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(y/P) \quad \forall i$$

$$\ln P = \sum_j w_j \ln p_j$$

の需要弾力性の算出に用いられてきた公式には, 幾つかのヴァリエーションがみられるが, 本稿において採用される公式(11)~(13')は, 主に Goddard [9], Chalfant [6], Moschini and Meilke [21] 等に依拠している。なお, Green and Alston [12], [13], Buse [5] は, LA/AIDS の需要弾力性について詳細な分析・考察を行い, 本稿で採用される公式を含め, それまでの研究で適用されてきた LA/AIDS の需要弾力性の公式が厳密には理論的に不正確であることを指摘し, それぞれ彼らがより理論整合的とする公式を導出している。例えば Marshall の価格弾力性は, Green and Alston [12] によると, $g_i(y, p)$ を Marshall の需要関数 (p は価格ベクトル) として,

$$\epsilon_{ij} = d \ln g_i(y, p) / d \ln p_j = -\delta_{ij} + d \ln w_i / d \ln p_j$$

$$= -\delta_{ij} + (\gamma_{ij} - \beta_i d \ln P / d \ln p_j) / w_i$$

に

$$d \ln P / d \ln p_j = w_j + \sum_k w_k \ln p_k d \ln w_k / d \ln p_j$$

$$= w_j + \sum_k w_k \ln p_k (\epsilon_{kj} + \delta_{kj})$$

を代入することによって,

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \gamma_{ij} / w_i - \beta_i w_j / w_i$$

$$- (\beta_i / w_i) [\sum_k w_k \ln p_k (\epsilon_{kj} + \delta_{kj})] \quad (N-1)$$

と導かれる。また, Buse [5] は,

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \gamma_{ij} / w_i - \beta_i w_j / w_i$$

$$- (\beta_i / w_i) \sum_k \gamma_{kj} \ln p_j \quad (N-2)$$

なる定式化をより適当としている。一方, 本稿で採用される(11), (11')は支出比率を外生的に扱うことによって, すなわち, $d \ln P / d \ln p_j = w_j$ と仮定することによって, Green and Alston [12] の公式 (N-1) を簡略化したものに相当する

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \gamma_{ij} / w_i - \beta_i w_j / w_i \quad (N-3)$$

に基づいている。Green and Alston [12], Buse [5] は, それぞれ公式 (N-1), (N-2) を推奨しているが, これらの公式と (N-3) による弾力性推定値

の誤差は比較的小さいことが Green and Alston [12], Buse [5], Alston, et al. [2] において例証されている。また, 公式 (N-3) は現在まで最も広範に適用されている公式であること, 更に, 推定が比較的簡便であるという実践的観点から, 本稿では公式 (N-3) に基づく定式化(11), (11')を採用することにする。

引用・参考文献

- [1] Akaike, H., "A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-19, No. 6, 1974, pp. 716-723.
- [2] Alston, J. M., K. A. Foster and R. D. Green, "Estimating Elasticities with the Linear Approximate Almost Ideal Demand System: Some Monte Carlo Results," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 2, 1994, pp. 351-356.
- [3] Barten, A. P., "Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations," *European Economic Review*, Vol. 1, No. 1, 1969, pp. 7-73.
- [4] Branciforti, L. and R. D. Green, "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 3, 1983, pp. 511-515.
- [5] Buse, A., "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 4, 1994, pp. 781-793.
- [6] Chalfant, J. A., "A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2, 1987, pp. 233-242.
- [7] Deaton, A. S. and J. Muellbauer, "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 1980, pp. 312-326.
- [8] Deaton, A. S. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge, 1980.
- [9] Goddard, D., "An Analysis of Canadian Aggregate Demand for Food at Home and Away from Home," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 31, No. 3, 1983, pp. 289-318.
- [10] Goldman, S. M. and H. Uzawa, "A Note on Separability in Demand Analysis," *Econometrica*, Vol. 32, No. 3, 1964, pp. 387-398.
- [11] Gorman, W. M., "Separable Utility and Aggregation," *Econometrica*, Vol. 27, No. 3, 1959, pp. 469-481.
- [12] Green, R. and J. M. Alston, "Elasticities in AIDS Models," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 2, 1990, pp. 442-445.
- [13] Green, R. and J. M. Alston, "Elasticities in AIDS

- Models : A Clarification and Extension," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, No. 3, 1991, pp. 874-875.
- [14] 長谷部正「近年の食肉加工品消費構造の変化——ハム・ソーセージの家庭消費を中心に——」黒柳俊雄・出村克彦・廣政幸生 [編]『農業と農政の経済分析』大明堂, 1996, pp. 177-187.
- [15] Hendry, D. F. and G. E. Mizon, "Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England," *Economic Journal*, Vol. 88, 1978, pp. 549-563.
- [16] Inaba, T., H. Mori and D. Chadee, "An Analysis of Japanese Household Demand for Beef in the 1980s," *Economic Bulletin of Senshu University*, Vol. 26, No. 2, 1992, pp. 35-66.
- [17] Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lütkepohl and T.-C. Lee, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., John Wiley & Sons, New York, N. Y., 1988.
- [18] Kmenta, J. and R. F. Gilbert, "Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 63, 1968, pp. 1180-1200.
- [19] 松田敏信「家計生鮮野菜需要の代替関係に関する需要体系分析」『農業経営研究』第34巻, 第3号, 1996, pp. 66-69.
- [20] 松田敏信・黒河功「生食向け玉葱市場の競争性の計測——主産県の推測的変動の推定によるアプローチ——」『北海道大学農経論叢』第51集, 1995, pp. 171-187.
- [21] Moschini, G. and K. D. Meilke, "Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 2, 1989, pp. 253-261.
- [22] 二宮正司「Stepwise Chow Test」『季刊理論経済学』第28巻, 第1号, 1977, pp. 50-60.
- [23] Oberhofer, W. and J. Kmenta, "A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimates in Generalized Regression Models," *Econometrica*, Vol. 42, No. 3, 1974, pp. 579-590.
- [24] Ohtani, K. and S. Katayama, "An Alternative Gradual Switching Regression Model and Its Application," *Economic Studies Quarterly*, Vol. 36, No. 2, 1985, pp. 148-153.
- [25] Ohtani, K. and S. Katayama, "A Gradual Switching Regression Model with Autocorrelated Errors," *Economics Letters*, Vol. 21, 1986, pp. 169-172.
- [26] Sasaki, K., "Consumption Behavior of Japanese Agricultural Households : Analysis of an Almost Ideal Demand System," *Journal of Rural Economics*, Vol. 67, No. 3, 1995, pp. 141-150.
- [27] 澤田学「Almost Ideal Demand Systemと食料需要分析」『北海道大学農経論叢』第37集, 1981, pp. 151-182.
- [28] 澤田学・澤田裕「家計生鮮肉需要の構造変化に関する需要体系分析」森島賢 [編]『農業構造の計量分析』富民協会, 1994, pp. 309-324.
- [29] 鈴木宣弘「推測的変動による不完全競争市場のモデル化と政策変更効果の計測——生乳市場を事例として——」『農業経営研究』第63巻, 第1号, 1991, pp. 11-21.
- [30] Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, 1962, pp. 348-368.