

ナチュラルチーズ消費における習慣形成効果

— 動学的需要関数分析によるアプローチ —

若林 勝史*

1. はじめに

国内の生乳需給は長期的な余剰乳の発生が課題となっている。近年の国内生乳生産量は、離農が進む都府県で減少する一方、規模拡大の進展する北海道で増加傾向にあったため、全体としては緩やかな減少に留まっている。それに対して、生乳用途の大半を占める飲用牛乳需要は生乳生産量を上回るスピードで減少しているため、大量の余剰乳が発生するという問題が懸念されている。実際に、平成18年度にはそうした余剰乳により北海道で前年度比2.7%の大幅な生産調整を計画するまでに至った。

農水省や関係団体では、こうした余剰乳問題の解消策の1つとしてナチュラルチーズ等への生乳供給拡大を打ち出している。また、酪農主産地の北海道では大手乳業メーカーがナチュラルチーズ工場の新設やライン増設を相次いで進め(註1)、中小乳業メーカーやミニプラントにおいても、地域の特産品開発や生乳の高付加価値化を目的にナチュラルチーズ生産に取り組む事例が増えつつある(註2)。

ナチュラルチーズへの期待は、これまで家計におけるチーズ消費が大幅に増加してきたことが背景にある。チーズ需要に関する先行研究(伊藤[17]、時子山[24]、金山[18])においても、1990年代前半までチーズ需要が増加傾向にあったこと(需要関数の上方シフト)が確認されている。しかしながら、統計データをみる限りにおいては、2000年前後を境にチーズ消費量の推移がそれまでと異なる動きを示しているようにみえてくる。また、それら分析はあくまでもチーズ全体の消費が分析対象であり、ナチュラルチーズなどより細かな分類で消費構造を把握したものではない。酪農または乳業の今後の展開方向を検討する上で、ナチュラルチーズ消費の伸びが期待できるか、改めてその動向を把握する必要がある。

こうした問題意識のもと、本稿では、近年のナチュラルチーズの消費構造を計量分析により把握することを目的とする。その際、ナチュラルチーズ消費の変動要因として習慣形成効果に着目し、動学的需要関数モデルを適用することで、その動向と特質を明らかにする。具体

的に、以下の課題について検討する。

まず、先行研究で示されているように、高度経済成長期以降のチーズ消費構造は大きな変化を遂げてきた。そして、90年代以降もそうした構造変化が起きている可能性は十分に考えられる。したがって、ナチュラルチーズの消費構造を分析するに先立ち、チーズ全体の消費における習慣形成効果の影響と、90年代以降の構造変化について検証する。なお、ここでは家計調査の都道府県庁所在市別パネルデータを使った動学的需要関数モデルの適用により分析を試みる(註3)。

その上で、近年(構造変化後)のナチュラルチーズの消費構造について、習慣形成効果に着目しながら分析する。なお、家計調査ではチーズのみで集計されているため、種類別の消費量は把握できない。ここでは集計されたPOSデータを家計消費とみなし、種類別チーズの需要分析を行う。また、ナチュラルチーズやプロセスチーズ等の消費構造を体系的に把握するため、Dynamic Linear Approximate of the Almost Ideal Demand System (Dynamic LA/AIDS)を分析モデルとして適用する。

2. チーズ消費の習慣形成効果と構造変化

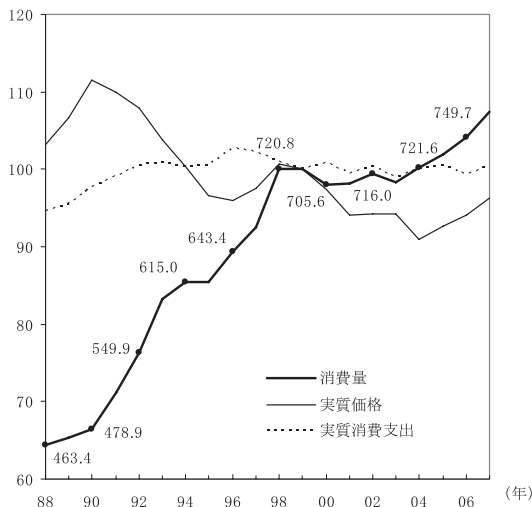
1) チーズ消費の動向

第1図は、家計調査データをもとに1988年から2007年までの20年間について1人当たりのチーズ消費動向を示したものである。

まず、実質消費支出は1996年頃までは緩やかに上昇し、その後ほぼ横ばいに推移している。また、実質価格(2005年基準消費者物価指数で実質化)は短期的に上昇する時期もみられるが、全体としては低下傾向にあり、1988年の148.7円/100gから2007年の138.7円/100gにまで低下した。それらに対してチーズの消費量は、実質価格の低下や実質消費支出の増加にあわせて、全体としては増加傾向にあったといえる。しかしながら、その消費量の伸び率をみると、2000年前後で大きく変化している。1人当たりのチーズ消費量は、1988年の463.4g/人から1999年の720.8g/人へと1.71倍の増加をみせるが、その後は2003年ころまで停滞、2004年以降も緩やかな増加に留まり、2007年の消費量は1999年のわず

*北海道農業研究センター

(1999=100)



第1図 チーズの消費量推移

出所：総務省統計局「家計調査」および「消費者物価指数」各年度版。

註：1) 価格および消費支出は2005年度基準消費物価指数(総合)で実質化した。

2) グラフ上の数字は1人当たりチーズの消費量(g/人)を表す。

か1.07倍に増加しているのみである。

こうした変化の背景には、食生活の洋風化とともにチーズが家庭の食卓に根付いてきたことが考えられる。すなわち、1990年代はチーズの反復的な消費により消費習慣が形成され大幅な消費量増加をもたらしたが、1990年代後半以降は消費が成熟するなかで習慣形成の効果が弱まってきた可能性があると考えられる。また、消費の成熟化と同時に、消費者の嗜好が変化し、消費行動に変化をもたらした可能性も考えられる。

以下では、チーズ全体の消費における習慣形成効果の存在を明らかにするとともに、その構造変化の可能性について検討する。なお、需要関数の計測期間は1988年から2007年までの20年間とする。

2) 分析手法

チーズ全体の消費構造を分析するために、ここでは伝統的な動学的需要関数モデルである近視的依存症モデル(Myopic Addiction Model)を適用する(註4)。これは、過去の消費が現在の消費に影響を及ぼすとして、説明変数に消費量のラグ項を含めた需要関数モデルである(註5)。

対数線形型の需要関数を想定した場合、近視的依存症モデルは、 t 期の消費量を q_t 、価格を p_t 、消費支出を Y_t として、

$$\ln q_t = \alpha + r \ln q_{t-1} + \beta \ln p_t + \gamma \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

のように表される。ここで、 α 、 β 、 γ はパラメータ、 ε は誤差項で、 r は習慣係数を意味する。また、この需要関数から導かれる弾性値は次のようになる(註6)。

$$\begin{aligned} \text{短期の価格弾性} &: \beta \\ \text{長期の価格弾性} &: \beta / (1-r) \\ \text{短期の支出弾性} &: \gamma \\ \text{長期の支出弾性} &: \gamma / (1-r) \end{aligned} \quad (2)$$

また、上記のモデルにおいて構造変化の有無を検討する。ここでは、ある時点でのドラスティックな変化を仮定するのではなく、一定期間に徐々に構造変化が生起する可能性を考慮し、事後的・統計的にその変化を把握可能な Gradual Switching Regression Model (Ohtani and Katayama [22])を適用する(註7)。Gradual Switching Regression Modelを(1)式に適用すると、次式のようになる。

$$\ln q_t = \alpha + \alpha_h h_t + (r + r_h h_t) \ln q_{t-1} + (\beta + \beta_h h_t) \ln p_t + (\gamma + \gamma_h h_t) \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし、 α_h 、 β_h 、 γ_h 、 r_h は各変数の変動成分パラメータ、また、 h_t はパラメータの時間的変化経路を表す変数で、

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

となる。 τ_S 、 τ_F はそれぞれ構造変化の始期と終期を表すパラメータである。

3) データと推計

安定的な計測結果を得るために、計測に用いるデータに総務省統計局「家計調査年報(品目分類)」の都道府県庁所在市別データ(49市)を使用する。計測期間は1988年から2007年までの20年間である(註8)。消費量および消費支出は世帯員数で除して1人当りに換算し、価格および1人当たり消費支出は2005年度基準消費物価指数(総合)でデフレートした。また、世帯属性を表す変数として世帯員数と世帯主年齢を加えた。

パネルデータを用いることから、推計式は次式のようになる。

$$\begin{aligned} \ln q_{k,t} &= \alpha + \alpha_h h + (r + r_h h) \ln q_{k,t-1} \\ &+ (\beta + \beta_h h) \ln p_{k,t} + (\gamma + \gamma_h h) \ln Y_{k,t} \\ &+ (\phi_{PPH} + \phi_{PPHh} h) \ln PPH_{k,t} \\ &+ (\phi_{AOH} + \phi_{AOHh} h) \ln AOH_{k,t} \\ &+ \varepsilon_{k,t} \\ \varepsilon_{k,t} &= \mu_k + \mu_{k,t} \\ h_t &= \begin{cases} 0 & \text{for } t=1, \dots, \tau_S \\ (t - \tau_S) / (\tau_F - \tau_S) & \text{for } t = \tau_S, \dots, \tau_F \\ 1 & \text{for } t = \tau_F, \dots, T \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

ここでサブスクリプト k は都道府県庁所在市を表し、 $PPH_{k,t}$ 、 $AOH_{k,t}$ は t 期における都道府県庁所在市 k の

第1表 チーズ需要関数の推計結果

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	
	推計値	p 値		推計値	p 値		推計値
r	0.368	0.000	r_h	-0.316	0.002	τ_S	1988
β	-0.505	0.004	β_h	0.052	0.796	τ_F	1999
γ	0.824	0.000	γ_h	-0.106	0.580		
ϕ_{PPH}	0.563	0.055	ϕ_{PPHh}	-0.324	0.286		
ϕ_{AOH}	-0.634	0.097	ϕ_{AOHh}	0.883	0.055		
α	-5.637	0.093	α_h	0.717	0.824		
Arellano-Bond test of residual AR(1)				$Z = -6.050$		Prob $> z = 0.000$	
Arellano-Bond test of residual AR(2)				$Z = 0.358$		Prob $> z = 0.720$	
Hansen/Sargan test				chi ² (477) = 280.6		Prob $> \chi^2 = 1.000$	

註：1) Blundell and Bond の GMM 推定には DPD for Ox, version 1.24, Doornik, Arellano and Bond [13] を使用。
 2) 0.000 という数値は小数点第 4 位以下を四捨五入したもので 0 以上の値である。

世帯員数と世帯主年齢、 ϕ_{PPH} 、 ϕ_{AOH} はその固定成分パラメータ、 ϕ_{PPHh} 、 ϕ_{AOHh} は変動成分パラメータを表す。また、 μ_k は都道府県庁所在市 k の固定効果、 $\mu_{k,t}$ は誤差項を表し、それらは互いに独立であるとする(註9)。

(5) 式はダイナミック・パネル分析と呼ばれ、説明変数に被説明変数のラグ項を持つことから、通常の推定方法ではバイアスが生じる。その問題を回避するため、ここでは Blundell and Bond [10] の方法による GMM 推定により推計する(註10)。また、時間経路パラメータである τ_S 、 τ_F は直接的に推計できない。通常の Gradual Switching Regression Model では、それらが離散値であるために、すべての組み合わせについて推計を行い、そのなかから対数尤度を criteria として選択する。ここでは GMM 推定を利用することから、対数尤度のかわりに GMM 推定のモデル選択に用いられる Andrew and Lu [3] の MMSC-BIC (model and moment selection criteria) を用いる(註11)。

4) 分析結果と考察

モデル選択の結果、構造変化の始期 τ_S および終期 τ_F は、それぞれ 1988 年、1999 年と推計された(註12)。第1表はその場合のパラメータの推計結果である。

まず、Arellano-Bond の自己相関テストから、誤差項の 2 階階差に自己相関がないという帰無仮説は棄却されず、一致推定を得るための仮定が満たされている。また Hansen/Sargan の過剰識別テストにおいても操作変数が適切であることが確認できる。固定成分パラメータの推計値は、世帯属性や定数項で若干有意性が低いものの、いずれにおいても 10% 水準で 0 と有意な差があり、価格や消費支出に関するパラメータは先験的な符号条件を満たしている。

各変数のパラメータについてみると、価格や消費支出、定数項に関する変動成分パラメータは有意性が低く、経

第2表 チーズ需要の各種弾力性

	構造変化前(1988)	構造変化後(1999~)
短期価格弾力性	-0.505	-0.454
長期価格弾力性	-0.800	-0.478
短期支出弾力性	0.824	0.718
長期支出弾力性	1.304	0.757

年的な変化はみられない。また、世帯員数も同様に経年的な変化はみられず、計測期間内は正の値のまま、世帯員数の多い世帯ほど 1 人当たりのチーズ消費が多い傾向にあったと推察される。一方、世帯主年齢については、固定成分パラメータと変動成分パラメータが統計的に有意な値をとり、構造変化前に負の影響を与えていたものが、構造変化を通じて徐々にその影響が縮小してきたことが確認できる。食生活の洋風化のなかでチーズは若年世帯を中心に消費されていたが、それら世帯が年齢を重ねていくことで、年齢を問わず食される食材になってきたものと推察される。また、習慣係数についても、構造変化前は正の値を示していたが、構造変化を経て減少する傾向にある。すなわち、構造変化前は習慣形成効果がチーズ消費の増加に大きく寄与していたが、構造変化後はそうした消費の伸びが期待できなくなってきた。

第2表は弾力性の推計結果である。価格弾力性および支出弾力性ともに非弾力的な値を示し、構造変化前と構造変化後で大きな変化はみられない。ただし、構造変化前の長期弾力性は習慣形成効果の存在によって、構造変化後よりも弾力的な値となっている。すなわち、表面的な短期弾力性に変化はないが、潜在的な消費構造が構造変化の過程で変化してきたと考えられる。

第3表 チーズの種類別価格および支出・数量シェア (1999~2007 平均)

		ナチュラル	クリーム・ カッタージ	シュレッド・粉	プロセス
価格	平均	280.6	145.8	143.3	125.4
	変動係数	(0.034)	(0.034)	(0.051)	(0.045)
支出シェア	平均	0.191	0.054	0.145	0.610
	変動係数	(0.109)	(0.161)	(0.099)	(0.043)
数量シェア	平均	0.098	0.054	0.147	0.702
	変動係数	(0.126)	(0.188)	(0.128)	(0.040)

出所：農畜産業振興機構「畜産の情報（国内編）」

註：1) データは日本経済新聞社 POS 情報サービス「Need-Scan」の月次集計データである。

2) 「ナチュラル」とはクリーム・カッタージ、およびシュレッド・粉タイプを除いたナチュラルチーズである。「クリーム・カッタージ」はクリームチーズおよびカッタージチーズ、「シュレッド・粉」はシュレッドタイプおよび粉タイプのナチュラルチーズ、「プロセス」はプロセスチーズを指す。

3. ナチュラルチーズ消費の動学的需要関数分析

1) ナチュラルチーズの支出シェア推移

前節では、1988年から1999年にかけてチーズ消費が構造変化を経てきたことを確認した。ここでは、構造変化後のナチュラルチーズ消費の特徴を把握するため、チーズをナチュラルチーズやプロセスチーズといった種類に分類して分析を進める。ただし、家計調査ではチーズよりも細かい分類でのデータを得ることできないため、農畜産業振興機構が公表している集計 POS データ（日本経済新聞社 POS 情報サービス「Need-Scan」の集計データ）を利用する（註13）。また、ナチュラルチーズにはさまざまな種類が存在する。ここでは、ナチュラルチーズやプロセスチーズ（以下、「プロセス」）の分類に、さらに利用形態を考慮してナチュラルチーズを次の3つに分類する。1つは料理等のトッピングとして利用されることの多いシュレッドタイプや粉タイプのチーズ（以下、「シュレッド・粉」）、2つめは非熟成タイプで、お菓子や料理の材料として利用されることの多いクリームチーズやカッタージチーズ（以下、「クリーム・カッタージ」）、3つめはそれらを除くナチュラルチーズで、カマンベールやゴーダ、チェダー、モッツァレラなど、テーブルチーズとしての利用頻度が高いと思われるチーズ（以下、「ナチュラル」）である。

第3表は、1999年から2007年までの各チーズの平均支出シェアおよび平均価格を示したものである。価格についてみると、ナチュラルチーズの中でもクリーム・カッタージやシュレッド・粉は140円/100g台とプロセスに近い価格帯であり、ナチュラルは280.6円/100gと他よりも2倍近い価格帯である。利用形態だけでなく、

価格帯のチーズとして、またナチュラルは高価格帯チーズとして位置づけられる。

支出シェアについてみると、ナチュラルチーズの合計は全体の約4割で、そのうちナチュラルが最もシェアが高く、シュレッド・粉、クリーム・カッタージの順にシェアは小さくなる。また、ナチュラルやクリーム・カッタージの数量・支出シェアの変動係数が大きい。これは消費の季節性が高いことによるものと考えられる。

以下では、前節と同様に動学的な需要関数分析を適用して、各チーズの消費構造について分析する。

2) 分析手法

ここではチーズ消費の弱分離可能性を仮定し、チーズ全体の消費支出を所与として各チーズへの支出配分が決定されるものと想定する。また、各チーズの消費構造を体系的に把握し、動学的な需要分析が可能な Dynamic Linear Approximate of the Almost Ideal Demand System (Dynamic LA/AIDS) モデルを適用する。

まず、Deaton and Muellbauer [12] による一般的な LA/AIDS モデルは次式のような支出シェア関数で表される。

$$\omega_{it} = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_{jt} + \gamma_i \ln \frac{y_t}{P_t} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

ここで ω_{it} は i 財の支出シェア、 p_{jt} は j 財の価格、 y_t はチーズの消費支出、 α_i 、 β_{ij} 、 γ_i はパラメータ、 ε_{it} は誤差項である。また、 P_t は次式で定義される価格指数である。

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum_j \omega_{jt} \ln p_{jt} \quad (8)$$

各パラメータの推計には次の制約式が課される。

$$\begin{aligned} \text{Adding up : } & \sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_{ij} = 0 \\ & \text{and } \sum_i \gamma_i = 0 \quad \forall j \end{aligned} \quad (9)$$

$$\text{Homogeneity : } \quad \sum_j \beta_{ij} = 0 \quad \forall i \quad (10)$$

$$\text{Symmetry : } \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \forall i, j \quad (11)$$

このLA/AIDSモデルにおける動学的なモデルは、定数項にラグ項を追加することで得られる。Dynamic AIDSモデルを提案したBlanciforti and Green [9]は定数項を以下のように定義した。

$$\alpha_i = \alpha_i^* + \theta_i q_{i,t-1} \quad (12)$$

しかし、このモデルはAdding-upの制約を満たしていない。なぜなら、Adding-up制約を満たすには $\theta_i = 0$ でなければならないためである。これに対し、Alessie and Kapteyn [2]やEdgerton et al. [14]ではAdding-upの制約条件を満たすモデルを提案している。それらは定数項に各財の支出シェアのラグ項を含むもので、次のように定義される。

$$\begin{aligned} \alpha_i &= \alpha_i^* + \sum_j \theta_{ij} \omega_{j,t-1} \\ \sum_j \theta_{ij} &= 0 \quad \forall i \end{aligned} \quad (13)$$

すなわち、支出シェアで示される前期の消費パターンが当期の支出シェアに影響を与えるというモデルである。また、習慣形成効果をより直感的に解釈できるモデルとして、Shukur [23]は支出シェアの代わりに消費量のラグ項を用いることを提案している。

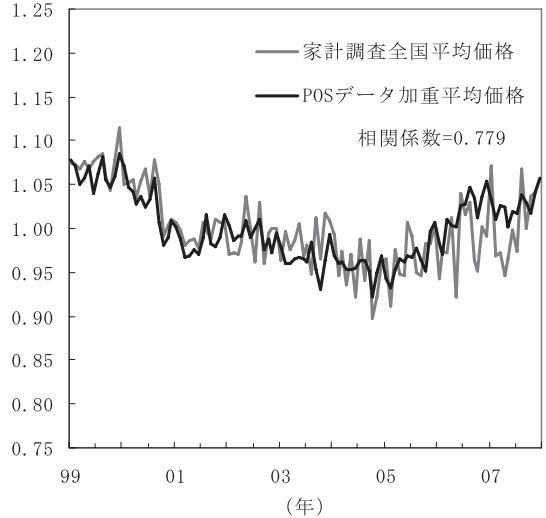
$$\begin{aligned} \alpha_i &= \alpha_i^* + \sum_j \theta_{ij} q_{j,t-1} \\ \sum_j \theta_{ij} &= 0 \quad \forall i \end{aligned} \quad (14)$$

(14)式のモデルにおいては、 θ_{ij} が各支出シェア関数に対する消費の習慣係数として解釈される。したがって、通常の動学的需要分析と同様に、習慣形成の影響を物量ベースで把握できる。以下では、このShukurのDynamic LA/AIDSモデルを適用して、チーズの動学的需要体系を推計する。

3) データと推計

推計に用いるデータの期間は、前節で確認した構造変化後の1999年から2007年まで9年間である。ただし、サンプル数を確保するために月次データを利用する。したがって計測期間は108カ月となる。

計測するアイテムは、先ほどの分類であるナチュラル、クリーム・カッテージ、シュレッド・粉、プロセスの4アイテムとした。価格および支出シェアのデータは前述の月次集計POSデータである。チーズの消費支出については、家計の消費行動を把握するため、総務省統計局「家計調査年報（品目分類）」の月次データを用いる。また、ラグ項として用いる消費量についても整合性を図るため、家計調査の支出データに集計POSデータの支出



第2図 家計調査および集計POSデータのチーズ価格推移

出所：総務省統計局「家計調査」および農畜産業振興機構「畜産の情報（国内編）」

註：1) POSデータは日本経済新聞社POS情報サービス「Need-Scan」の集計データである。

2) 各平均価格は1999～2007年までの平均値で除した値を示した。

シェアを乗じたものを各チーズの支出額とし、さらにそれを集計POSデータの価格で除した値を各チーズの消費量として使用する。第2図は家計調査のチーズ価格と集計POSデータの加重平均価格の推移であるが、両者はほぼ同様の変動（相関係数0.78）をみせていることから、家計調査の価格データと集計POSデータの価格データは整合的であると判断できる。

推計モデルについては、支出シェアの月次変動が大きいことから、説明変数に月次ダミー $DM_{s,t}$ （s月の場合を1、それ以外を0）を導入した。また、習慣形成効果の結果をより明示的に得るために消費量のラグ項を1,000で除した。その他、前節同様に世帯属性として、家計調査の世帯員数（ PPH_t ）および世帯主年齢（ AOH_t ）を説明変数に加えた。したがって計測すべきモデルは次式のようなになる。

$$\begin{aligned} \omega_{i,t} &= \alpha_i^* + \sum_j \theta_{ij} q_{j,t-1}/1000 + \sum_{s=1}^{12} \phi_{si} DM_{s,t} + \phi_{PPHi} PPH_t \\ & \quad + \phi_{AOHi} AOH + \sum_j \beta_{ij} \ln p_{j,t} + \gamma_i \ln \frac{y_t}{P_t} + \varepsilon_{i,t} \\ & i = 1, \dots, 4; t = 2, \dots, 108 \end{aligned} \quad (15)$$

なお、 ϕ_{si} 、 ϕ_{PPHi} 、 ϕ_{AOHi} には、 $\sum_s \phi_{si} = 0$ 、 $\sum_i \phi_{si} = 0$ 、 $\sum_i \phi_{PPHi} = 0$ 、 $\sum_i \phi_{AOHi} = 0$ の制約が課される（註14）。

推計はIterative Seemingly Unrelated Regressions Method (ITSUR法)により行い、その後で各チーズの

価格弾力性および支出弾力性を次式により推計した。

$$\eta_{ij} = (\beta_{ij} - \gamma_i \bar{\omega}_j) / \bar{\omega}_i - \delta_{ij}$$

$$\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{if } i=j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (16)$$

$$\eta_{iM} = \gamma_i / \bar{\omega}_i + 1 \quad (17)$$

ただし、 $\bar{\omega}_i$ 、 $\bar{\omega}_j$ は計測期間内の $\omega_{i,t}$ 、 $\omega_{j,t}$ の平均値である。

4) 分析結果と考察

パラメータの推計結果を第4表に示した。各推計式の決定係数は0.8前後と高く、m-testの結果から自己相関もみられない。

推計されたパラメータについてみると、まず世帯属性

に関する変数は、シュレッド・粉およびプロセスの支出シェア関数で、世帯員数の有意性が高い結果となった。前者に対しては負、後者に対しては正の値を示しており、世帯員数の多い世帯ほど価格が若干安いプロセスのほうを好んでいると推察される。また、月次ダミーについては、シュレッド・粉を除く支出シェア関数で有意性が高い。ナチュラルやクリーム・カッテージは、12月期に需要が高まり、逆にプロセスのシェアを押し下げている様子がみとれる。

第5表には各種弾力性および習慣係数の推計結果を示した(註15)。また、第6表は弾力性および習慣係数の推計値についてHolmの方法で多重比較を行った結果で

第4表 チーズの種類別支出シェア関数の推計結果

係数	ナチュラル $i=1$		クリーム・カッテージ $i=2$		シュレッド・粉 $i=3$		プロセス $i=4$	
	推計値	p 値	推計値	p 値	推計値	p 値	推計値	p 値
α_i	-0.801	0.455	0.155	0.555	1.260	0.044	0.387	0.697
β_{i1}	0.064	0.125						
β_{i2}	0.025	0.021	0.015	0.190				
β_{i3}	-0.039	0.087	-0.013	0.180	-0.065	0.006		
β_{i4}	-0.051	0.163	-0.027	0.029	0.117	0.000	-0.039	0.365
γ_i	0.088	0.000	0.002	0.713	-0.044	0.001	-0.047	0.022
θ_{i1}	4.765	0.000	-0.214	0.180	-1.288	0.002	-3.322	0.000
θ_{i2}	0.249	0.883	1.623	0.000	-1.528	0.119	-0.344	0.824
θ_{i3}	-1.100	0.003	0.048	0.669	3.028	0.000	-1.976	0.000
θ_{i4}	-0.310	0.113	-0.073	0.145	-0.371	0.002	0.753	0.000
ϕ_{PPHi}	-0.125	0.561	0.024	0.641	-0.373	0.004	0.473	0.017
ϕ_{AOHi}	0.060	0.779	-0.034	0.519	-0.058	0.636	0.032	0.871
ϕ_{1i}	-0.054	0.000	-0.029	0.000	0.019	0.024	0.064	0.000
ϕ_{2i}	-0.021	0.005	0.001	0.775	-0.010	0.021	0.031	0.000
ϕ_{3i}	-0.025	0.013	-0.021	0.000	-0.001	0.849	0.047	0.000
ϕ_{4i}	-0.029	0.000	-0.023	0.000	-0.010	0.021	0.062	0.000
ϕ_{5i}	-0.025	0.000	-0.018	0.000	-0.002	0.557	0.045	0.000
ϕ_{6i}	-0.019	0.010	-0.020	0.000	-0.010	0.023	0.049	0.000
ϕ_{7i}	-0.011	0.217	-0.022	0.000	-0.009	0.087	0.041	0.000
ϕ_{8i}	-0.004	0.649	-0.024	0.000	-0.010	0.056	0.037	0.000
ϕ_{9i}	-0.028	0.001	-0.023	0.000	0.002	0.732	0.049	0.000
ϕ_{10i}	-0.028	0.000	-0.022	0.000	-0.003	0.485	0.052	0.000
ϕ_{11i}	-0.003	0.684	-0.018	0.000	-0.001	0.736	0.022	0.001
ϕ_{12i}	0.246	0.002	0.218	0.000	0.035	0.421	-0.462	0.000
Adj R ²	0.816		0.941		0.871			
m-test	0.110	0.491	0.097	0.644	0.003	0.982		

註：1) 推計にはSAS9.2を使用した。

2) プロセスチーズの値は制約条件から事後的に計算。

3) 0.000 という数値は小数点第4位以下を四捨五入したもので0以上の値である。

第5表 チーズの種類別需要における各種弾力性

	ナチュラル $i=1$		クリーム・カッテージ $i=2$		シュレッド・粉 $i=3$		プロセス $i=4$		
	推計値	p 値	推計値	p 値	推計値	p 値	推計値	p 値	
価格弾力性 η_{ij}	$j=1$	-0.752	0.001	0.455	0.024	-0.208	0.181	-0.068	0.254
	$j=2$	0.105	0.063	-0.723	0.001	-0.070	0.276	-0.041	0.048
	$j=3$	-0.269	0.025	-0.238	0.174	-1.407	0.000	0.202	0.000
	$j=4$	-0.547	0.007	-0.529	0.026	0.987	0.000	-1.017	0.000
支出弾力性 η_{iM}	1.463	0.000	1.035	0.000	0.699	0.000	0.924	0.000	
習慣係数	4.765	0.000	1.623	0.000	3.028	0.000	0.753	0.000	

註：0.000 という数値は小数点第4位以下を四捨五入したもので0以上の値である。

第6表 弾力性および習慣係数の多重比較

	Holm's test		
	差の推定値	t 値	
自己価格弾力性	$\eta_{11} - \eta_{22}$	-0.029	-0.100
	$\eta_{11} - \eta_{33}$	0.655 *	2.600
	$\eta_{11} - \eta_{44}$	0.265	1.350
	$\eta_{22} - \eta_{33}$	0.684 *	2.580
	$\eta_{22} - \eta_{44}$	0.294	1.350
支出弾力性	$\eta_{1M} - \eta_{2M}$	0.427 **	3.140
	$\eta_{1M} - \eta_{3M}$	0.764 **	4.340
	$\eta_{1M} - \eta_{4M}$	0.539 **	3.790
	$\eta_{2M} - \eta_{3M}$	0.336 *	2.430
	$\eta_{2M} - \eta_{4M}$	0.112	1.000
習慣係数	$\theta_{33} - \eta_{4M}$	-0.224 *	-2.380
	$\theta_{11} - \theta_{22}$	3.142 **	4.060
	$\theta_{11} - \theta_{33}$	1.737 **	2.570
	$\theta_{11} - \theta_{44}$	4.011 **	6.150
	$\theta_{22} - \theta_{33}$	-1.405 **	-3.050
	$\theta_{22} - \theta_{44}$	0.869	2.150
	$\theta_{33} - \theta_{44}$	2.274 **	7.950

註：1) **, *はそれぞれ Holm の多重比較において有意水準 5%, 10% で差があることを表す。

2) 0.000 という数値は小数点第4位以下を四捨五入したもので0以上の値である。

ある。

自己価格弾力性および支出弾力性はすべて0と有意な差があり、かつ推計値の符号は自己価格弾力性が負、支出弾力性が正と、先験的な仮定と整合的である。

自己価格弾力性の絶対値を比較すると、シュレッド・粉が1.407と最も弾力的で、プロセス(1.107)、ナチュラル(0.752)、クリーム・カッテージ(0.723)の順に非

弾力的な値となっている。このうち、シュレッド・粉の自己価格弾力性は、それ以外のチーズの自己価格弾力性と比べて有意水準10%で差がみられた。このような関係から、シュレッド・粉ほど価格競争に陥りやすく、クリーム・カッテージやナチュラルほど陥りにくい性質があるといえる。この結果は、保存性などの製品特性の違いに起因していると考えられる。シュレッドタイプチーズは冷凍保存されるケースも多く、安売りされているときにまとめ買いすることが可能である。逆に、保存が効かないナチュラルや利用頻度の限られるクリーム・カッテージは、価格への反応が鈍くなるものと思われる。

また交差価格弾力性をみると、シュレッド・粉とプロセスで代替的な関係にあることがみてとれる。プロセスには、シュレッドタイプのように加熱調理用向けなど利用形態の類似する製品があるため、消費者は価格に敏感に反応し、購入を決定しているものと思われる。逆に、ナチュラルやクリーム・カッテージは利用形態や風味等の特殊性から、他のチーズとの競合関係がきわめて弱いものと思われる。

支出弾力性については、ナチュラルが1.463と最も高く、クリーム・カッテージ(1.035)、プロセス(0.924)、シュレッド・粉(0.699)の順に非弾力的となっている。また、多重比較の結果からも、ナチュラルやシュレッド・粉は他のチーズと支出弾力性が大きく異なるという結果が得られた。このことから、シュレッド・粉タイプほど必需品的な性格が強いということが指摘できる。

最後に、ラグ項に関するパラメータについて検討する。習慣係数 θ_{ii} はすべてにおいて有意かつ正の値を示している。すなわち、この期間の各チーズの消費には習慣形成効果が存在しているということである。逆に θ_{ij} で有意なものは負の値となっており、もっともらしい結果が得られたものと判断できる。また、習慣係数の値を比較すると、クリーム・カッテージとプロセス以外で有意な差が確認され、ナチュラルの4.765が最も高く、ついでシュレッド・粉タイプの3.028で、クリーム・カッテ

ジ (1.623), プロセス (0.753) と小さくなる。つまり, ナチュラルほど習慣形成効果が大きく, 今後も需要増加の余地が他と比べて大きく残されているものと考えられる。

4. おわりに

本稿では, 動学的需要関数を適用してナチュラルチーズの消費構造について分析を行った。以下では, それら分析によって明らかになった点を整理したい。

まず, 過去 20 年間のチーズ消費における習慣形成効果の存在とその構造変化について検討した。その結果, 1988 年から 1999 年にかけて, 漸進的な構造変化の過程が確認された。とくに, その変化は習慣形成効果と世帯主年齢に強くみられた。いずれも, 構造変化前はチーズ消費に与える影響が大きかったが, 構造変化の過程で徐々に影響力は縮小していった。習慣形成効果についていえば, 構造変化前は習慣形成が消費増加に寄与していたが, 構造変化後はそうした消費の伸びを期待できなくなったといえる。

また, チーズをナチュラル, クリーム・カッテージ, シュレッド・粉, そしてプロセスの 4 つに分類し, 構造変化後の種類別チーズの消費構造を Dynamic LA/AIDS モデルの適用により分析した。その結果, 次の点が明らかとなった。

第 1 に, 各チーズとも習慣形成効果がプラスに働いていることである。しかし, その効果の大きさはチーズの種類によって異なり, ナチュラルほど大きく, プロセスほど小さかった。したがって, ナチュラルはプロセス以上に今後の需要増加が見込めると考えられる。

第 2 に, 弾力性もチーズの種類によって異なっていた。自己価格弾力性はシュレッド・粉ほど弾力的で, ナチュラルやクリーム・カッテージほど非弾力的であった。逆に, 所得弾力性はシュレッド・粉タイプで非弾力的で, ナチュラルで弾力的となっていた。つまり, ナチュラルほど価格競争に陥りにくく, かつ奢侈品的な性格が強いことを意味している。

チーズ全体の消費が成熟していくなかで, ナチュラルチーズ, とくにカマンベールやゴーダのような高価格帯のチーズは, 他のチーズよりも消費増加の余地が残されている。また, 他のチーズと比べ, 価格に対して非弾力的, かつ支出に対して弾力的であることから, 高付加価値化に適した市場であるといえる。こうしたことから, 今後のチーズ振興の取り組みにおいて, ナチュラルチーズ生産を重点的に推し進めていくことは有効な手段であると考えられる。

以上のように, 本稿では近年のチーズ消費に関するいくつかの特徴を明らかにすることができた。ただし, 具体的かつ戦略的なチーズ生産の展開方向を検討するには, 製品属性に対するより詳しい消費者嗜好も検討されなけ

ればならない。そのためには詳細なマイクロデータによる分析が必要となるが, この点については今後の課題としたい。

(註 1) 大手乳業メーカー各社は, 2007 年に北海道の酪農主要地域において既存工場の増設や新設を進めた。これにより, 各工場の年間生乳処理量は 15~20 万トン超となった。

(註 2) 北海道におけるチーズ製造ミニプラントの動向については, 若林 [26] を参照のこと。

(註 3) 伊藤 [17], 時子山 [24], 金山 [18] は, 1960 年代, 1970 年代から 1990 年代前半までの家計調査データをもとに両対数線形需要関数を適用して, チーズの需要関数分析を行っている。いずれの分析からも, 価格および所得弾力性が非弾力的であること, また経年的な需要増加 (需要関数の上方シフト) の存在が示されている。

また, 丸山・伊藤 [21] は 1980 年から 1999 年までの 20 年間の年齢階層別の家計調査データを用いて, Houthakker-Taylor の動学的需要関数モデル (Houthakker and Taylor [16]) を適用し, チーズ消費における習慣形成効果の推計を行っている。その結果, 世代別では正の習慣形成効果を示すものもあるが, 全世代をプールした分析では習慣係数の値が負になるという結果であった。しかし, この結果は計測結果が不安定であるうえに, 1990 年代の急激な消費量増加という事実と相反するようにも思われる。丸山・伊藤 [21] は, 計測結果が不安定であった理由について, サンプル数が少ないことを挙げている。その点, 本稿ではパネルデータ分析を行うことで自由度の改善を図る。

なお, 丸山・伊藤 [21] の分析では年齢階層別のデータを用いて習慣形成効果を計測しているが, 例えば 20 代の消費経験は 10 年後には 30 代の消費行動に現れるといったコーホート効果の問題が無視されている。この点も分析結果不安定性の原因ではないかと考えられる。

(註 4) 過去の消費が現在の消費に影響を及ぼすという動学的需要関数には, 大きく 2 つのモデルがある。1 つは Becker and Murphy [7] により提案された合理的依存症モデル (Rational Addiction Model) である。このモデルでは, ライフサイクル全体の総効用を最大化するという仮定から, 説明変数に過去の消費実績と将来の消費量を含む需要関数モデルが導出される。これまでに, タバコの消費行動を分析した Becker et al. [8] や映画の消費行動を分析した Cameron [11] など, 数多くの研究が Rational Addiction Model を支持している。

しかしながら, 本稿のチーズのような消費財は, タバコや飲酒のようにまさしく中毒 (Addiction) を引き起こすような消費財とは異なり, 消費者が潜在的な消費の連鎖を認識したり, 将来の消費を見据えたりして現在の意思決定をしているとは想定しがたい。また, Rational Addiction Model に対する批判として, Auld and Grootendorst [5] は Non-Addictive な財, たとえば牛乳のような財の消費行動でさえ Rational Addiction Model を支持することにに対し, それらが集計データを使用した場合のみせかけの結果であることを示した研究もある。

(註 5) 丸山・伊藤 [21] の用いた Houthakker-Taylor モデルも, 過去の消費のみを考慮するという意味において一種の近視的依存症モデルである。

(註 6) この近視的依存症モデルは次のようにして導かれる (Verbeek [25])。まず t 期の実際の消費量を q_t , 価格を p_t ,

消費支出を Y_t とし、 p_t と y_t によって決定される q_t の最適レベル q_t^* を次のように仮定する。

$$\ln q_t^* = \alpha^* + \beta^* \ln p_t + \gamma^* \ln Y_t + \varepsilon_t^*$$

α^* , β^* , γ^* はパラメータ、 ε_t^* は誤差項をあらわす。ここでもし習慣形成効果が存在するならば、実際の消費量 q_t は1期前の消費量 q_{t-1} からの変化において最適レベル q_t^* の水準を直ちに実現しない。すなわち、実際の消費量 q_t は q_{t-1} から q_t^* への変化の一部分を実現するのみである。この関係は次式のように定式化される。

$$\ln q_t - \ln q_{t-1} = (1-r)(\ln q_t^* - \ln q_{t-1}), \quad 0 < r < 1$$

上記2式より、 t 期の需要関数は、

$$\ln q_t = \alpha + r \ln q_{t-1} + \beta \ln p_t + \gamma \ln Y_t + \varepsilon_t$$

となる。なお、 r は習慣係数を意味し、 $\alpha = (1-r)\alpha^*$ 、 $\beta = (1-r)\beta^*$ 、 $\gamma = (1-r)\gamma^*$ 、 $\varepsilon_t = (1-r)\varepsilon_t^*$ となる。

(註7) 食料需要関数の推計に Gradual Switching Regression Model を適用した研究として、長谷部 [15] や松田・黒河 [20] がある。

(註8) 本節では、先行研究との対比で長期的な消費の構造変化を検証するため、年次データを用いた分析を行う。一方、第3節では、サンプル数の制約から月次データを用いて分析している。そのため、本節の分析結果が長期的な消費者行動を意味するのに対し、第3節の分析結果は短期的な消費者行動を意味し、弾力性等の絶対値は比較不可能である。

(註9) 地域によって構造変化の時期が異なる可能性も考えられるが、ここではそれらの時期は同一であるという仮定を置いている。

(註10) ダイナミック・パネル分析では、被説明変数のラグ項が誤差項と相関しているために、通常の推定方法ではバイアスが生じるという問題がある。こうした問題を回避するために Arellano and Bond [4] は1階の階差モデルを想定し、2期ラグ以前の被説明変数の水準と誤差項の階差の直交条件を利用した GMM (Generalized method of moments: 一般化積率法) 推定を用いることを提唱した。さらに、Ahn and Schmidt [1] は誤差項と1期ラグの被説明変数の階差に関するモーメント条件が利用できることを示し、Blundell and Bond [10] はそれらモーメント条件を利用することでより効率的な推定が可能になることを示した。ダイナミック・パネル分析における GMM 推定については Baltagi [6] や北村 [19] を参照。

(註11) Andrew and Lu [3] は、MMSC-BIC を

$$J_n(b,c) - (|c| - |b|) \ln n$$

とし、この値が最も低いモデルを選択すべきとしている。ただし、 $J_n(b,c)$ は Hansen の過剰識別テストの統計量、 $|b|$ 、 $|c|$ はそれぞれモデルの変数の数とモーメント条件の数、 n はサンプル数である。なお、Gradual Switching Regression Model においては、モデルのパラメータおよびモーメント条件の数は一定であるので、Hansen 統計量を比較することでモデル選択を行った。

(註12) (τ_S, τ_F) での Hansen 統計量を $J(\tau_S, \tau_F)$ とする。すべての (τ_S, τ_F) の組み合わせについて、 $J(\tau_S, \tau_F)$ を求めると、 $J(1988, 1999) = 280.6$ 、 $J(1988, 1998) = 287.7$ 、 $J(1989, 1999) = 292.4$ 、 $J(1988, 2003) = 293.5$ 、 \dots 、 $J(1988, 2007) = 1040.5$ となり、 $(\tau_S, \tau_F) = (1988, 1999)$ が選択された。

(註13) 農畜産業振興機構のデータは、日本経済新聞社

「NEEDS SCAN」をもとに集計されたデータで、1996年より公表されている。対象店舗数は日経新聞社が収集する全国のスーパーで、収集年次によって異なる。

(註14) $\sum_S \phi_{si} = 0$ は月次ダミーに係わるパラメータの制約式で、 ϕ_{s12} の推計値はこの制約から事後的に計算される。

(註15) (16)、(17)式より、弾力性の推定式はパラメータの線形結合であるため、パラメータの分散共分散行列をもとにそれぞれの標準誤差を求めることができる。このとき、プロセスの支出弾力性のように、 γ の t 値が小さくとも他の変数の値によっては有意な値となる場合がある。

引用文献

- [1] Ahn, S. C. and P. Schmidt, "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data," *Journal of Econometrics*, Vol.68, No.1, 1995, pp.5~27.
- [2] Alessie, R. and A. Kapteyn, "Habit Forming and Interdependent Preferences in the Almost Ideal Demand System," *Economic Journal*, Vol.101, 1991, pp.404~419.
- [3] Andrews, D. W. K. and B. Lu, "Consistent Model and Moment Selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol.101, 2001, pp.123~164.
- [4] Arellano, M. and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.2, 1991, pp.227~297.
- [5] Auld, M. C. and P. Grootendorst, "An empirical analysis of milk addiction," *Journal of Health Economics*, Vol.23, No.6, 2004, pp.1117~1133.
- [6] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, John Wiley & Sons, 2005.
- [7] Becker, G. S. and K. M. Murphy, "A theory of Rational Addiction," *Journal of Political Economy*, Vol.96, No.4, 1988, pp.675~700.
- [8] Becker, G. S., M. Grossman and K. M. Murphy, "An Empirical Analysis of Cigarette Addiction," *The American Economic Review*, Vol.84, No.3, 1994, pp.396~418.
- [9] Blanciforti, L. and R. Green, "An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of the Expenditure on Food and Aggregate Commodity Groups," *Review of Economics and Statistics*, Vol.65, 1983, pp.511~515.
- [10] Blundell, R. and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol.87, No.1, 1998, pp.115~143.
- [11] Cameron, S., "Rational addiction and the demand for cinema," *Applied Economics Letters*, Vol.69, No.9, 1999, pp.617~620.
- [12] Deaton, A. and J. Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge, 1980.
- [13] Doornik, J. A., M. Arellano, and S. Bond, *Panel Data Estimation Using DPD for Ox*, available from <http://www.doornik.com/>, 2006.
- [14] Edgerton, D. L., B. Assarsson, A. Hummelose, I. P. Laurila, K. Rickertsen and P. H. Vale, *The Economics of Demand Systems: With Application to Food Demand in*

the Nordic Countries, Kluwer Academic Publishers, 1996.

- [15] 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).
- [16] Houthakker, H. S. and L. D. Taylor, *Consumer Demand in the United States: Analysis and Projections*, 2nd Edition, Harvard University Press, 1970.
- [17] 伊藤房雄「牛乳・乳製品の需要分析」, 『農業経済研究報告』第26号, 1993, pp.153~162.
- [18] 金山紀久「限度外加工原料乳の今後の動向」, 酪総研調査研究報告書 No.78『2000年におけるわが国の目標乳価試算に関する計量経済学的研究』, 酪農総合研究所, 1996.
- [19] 北村行伸『パネルデータ分析』, 岩波書店, 2005.
- [20] 松田敏信・黒河功「家計生鮮野菜需要の構造変化に関する計量分析—斬新的構造変化仮説の検証を通して—」, 『農経論叢』第53集, 1997, pp.1~13.
- [21] 丸山明・伊藤房雄「畜産物の習慣形成に及ぼす学校給食事業の効果に関する研究」『平成12年度畜産物需要開発調査研究事業報告書』, 2001, pp.3~30.
- [22] 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.
- [23] Shukur, G., "Dynamic Specification and Misspecification in Systems of Demand Equations: A Testing Strategy for Model Selection," *Applied Economics*, Vol.34, 2002, pp.709~725.
- [24] 時子山ひろみ「食糧消費構造における傾向的变化と所得弾力性」, 『農業経済研究』第67巻, 第1号, 1995, pp.10~19.
- [25] Verbeek, M., *A Guide to Modern Economics*, John Wiley & Sons, 2000.
- [26] 若林勝史「工房製ナチュラルチーズに対する消費者意識と販売戦略」(永木正和・茂野隆一編『消費者行動とフードシステムの新展開』, 農林統計協会, 2007, pp.55~69).

(2008年5月26日受付, 2010年1月18日受理)