

市場開放を想定した国産乳製品に対する消費者選好分析

京都大学大学院地球環境学舎：光成 有香

京都大学大学院地球環境学舎：吉野 章

要旨

本研究の目的は、市場開放圧力が高まり、輸入乳製品が容易に購入できるようになってきた状況において、国産乳製品に対する消費者の指示がどの程度の強さを定量的に推定することである。

分析の対象は家庭用バターとして、調査会社のモニターを調査母集団とした Web アンケート消費者調査で、国産、北海道産、フランス産、ニュージーランド（以下 NZ）産のバターの評価を聞いた。店頭はこの 4 ブランドのうち 2 ブランドが並んでいるという仮想状況での一対比較の選択実験を行った。被験者は、日頃から月あたり 50g 以上バターを自ら購入しており、バターに対する関与の高い消費者を選定した。推定に用いた標本規模は 817 であった。

選択実験の結果から商品価値評価を推定し、比較することで、国産バターの商品価値競争力を評価した。推定結果が現状を再現しているとすれば、国産バターの商品価値評価は高く、73%の消費者に実売価格（約 400 円／200g を想定）と同程度かそれ以上に評価されている。一方で、輸入品に対する抵抗感は強く存在し、52%の消費者に国産バターよりも 100 円／200g 以上低く評価されている。ただし、24%の消費者が輸入品に抵抗感を持ちながらも、50 円／200g 以上安ければ輸入品を選択する。こうした消費者には、食費月額が少ない人、50 歳未満の若い女性が比較的多い。さらに 5%の消費者は、輸入品に抵抗感がなく、その半数がすでに輸入バターの購入を経験している。NZ 産の大半がグラスフェッド・バターであることが消費者に知られれば、94%の消費者で NZ 産バターの評価が高まる。とりわけ、価格差には厳しいが好ましいものは高く評価をする食への関心が高い消費者と先述の輸入品に抵抗のない消費者（合計で 9%の消費者）は、国産より NZ 産を 100 円／200g 以上高く評価する。

こうした評価を市場レベルに集約して評価するために、被験者のマインドシェアを集計した「潜在的市場シェア」を測った。輸入品に対して、北海道産、次いで国産に強い支持があり、これらが約 400 円／200g で販売されている場合、NZ 産バターの価格が 70 円／円以上割引かれないと、国産の評価を超えることはできない。しかし、NZ 産がグラスフェッド・バターであると認知された場合は、その差は 30 円／200g に縮まる。北海道産であっても、50 円／200g の価格差で評価が逆転する。

潜在的市場シェアは、現実の市場シェアの推計と考えるべきではなく、あくまでも、商品価値競争力の市場レベルでの 1 つの指標である。また、実際の NZ 産グラスフェッド・バターの風味を知らない被験者による回答に基づいている点にも留意が必要である。

1. はじめに

長年需給管理下に置かれてきた国産酪農製品の中でも、特にバターは、国家貿易制度と高関税による保護下で、輸入品との競合は制限されてきた。しかし、近年、TPP11 および日欧 EPA の

発効等、国際的な貿易自由化が進展してきた。現時点で、TPP の対象は、国内酪農に与える影響が小さい、あるいは対応可能な範囲に限定されている(農林水産省 2015, 2017)。ただし、関税引き下げや貿易枠拡大といった乳製品市場の開放の影響を知ることは必ずしも容易ではなく、その一つの作業として、国産乳製品が輸入乳製品に対してどの程度の消費者に支持されているかを定量的に把握しておく必要がある。

輸入乳製品の影響については、農林水産省 (2010a, 2010b) が国産牛乳乳製品生産への影響について試算している。この試算では、内外価格差が大きく品質格差もほとんどないバター・脱脂粉乳・チーズ等はすべて輸入品に置き換わり、国内乳製品生産が減少して、北海道生乳の道外移出によって都府県酪農が打撃を受けるというシナリオを想定し、国産牛乳乳製品の生産量で 56%、価額で約 4,500 億円の減少を予測している。

しかし、その後の再試算(農林水産省 2015)では、生産量減少率は 0%、価額で約 198~291 億円の減少と、輸入牛乳乳製品の影響が大幅に下方修正され、「当面、輸入の急増は見込み難く、体質強化対策や経営安定対策を適切に実施することにより」対応可能と結論付けられた。アメリカ離脱後の TPP11 による影響の試算(農林水産省 2017)も同様である。ただし、これらは TPP の大筋合意を受けて行われた恣意的な再試算であり、生産者への影響を過小評価しているとの批判もある(鈴木 2018)。

一方で、清水池 (2016) でも指摘されているように、国産志向の需要が一定割合存在すればこうした影響は緩和される。農畜産業振興機構 (2020) は、平成 30 年度の推定出回り量(推定消費量) 7 万 7,900 トンについて流通経路および業種別・用途別消費量の推計結果を示し、国産バターの供給量が減少傾向にある中で、乳業メーカーが「社内消費の一部を輸入品や他の乳製品で代替し、自社製品(国産品)を需要者に優先的に供給」する傾向が強まっていることを指摘し、その理由として「国産需要が底堅いこと」を挙げている。ただし、それは乳業メーカーの経験的判断に基づくものであり、実際に国産バターを需要者がどう評価しているのかについては、定量的に把握しておくことも必要である。

そこで、本稿では、アンケート調査に基づいて国内市場における国産バターと輸入バターの商品価値評価を推定することで、輸入品に対して国産バターの商品価値競争力がどの程度あるのかを評価する。

ここで「商品価値競争力」とは吉野 (1997) で定義された概念で、青果物の産地間競争の中で「各産地銘柄の『商品価値』を消費者などの需要者がその購買行動においてどう評価しているかを示す相対的指標」であり、「商品価値」とは、「食味や外観上の品質だけでなく荷姿や販売方法なども含めた『広義の品質』と呼ばれるものを想定」したものとしている。具体的には、Hanemann (1984) の離散・連続モデルで “index of the overall quality” と呼ばれている商品属性評価の合計を「商品価値評価」と読み替えて推定し、その相対的な大小関係を「商品価値競争力」として評価している。これに基づき、産地銘柄間にどの程度の価格差で需要者の評価が拮抗するか、あるいは特定産地銘柄がなんらかの商品属性を付加して商品価値を向上させた場合、どの程度市場シェアに影響するかといった定量的評価が可能となる。

本稿でも「産地銘柄」を「ブランド」と呼称した上で、「国産」「北海道産」「ニュージーランド産(以下 NZ 産)」「フランス産」の 4 ブランドに対する消費者の商品価値評価を推定し、比較す

ることで、国産バターの商品価値競争力を評価する。輸入品として、「NZ 産」と「フランス産」を取り上げたのは、2019 年時点で輸入量が最も多い国がニュージーランドで、次いで輸入量の多い国がフランスだったからである（財務省「貿易統計」）。

ただし、吉野（1997）の推定では、卸売市場の取引データを用いて現実の商品価値評価を推定しているのに対して、本稿では、アンケート調査の架空の状況設定における選択実験を行い、その結果に基づいて各ブランドの商品価値評価を推定している。このため推定結果は、あくまで選択実験の状況設定に依存したものであり、必ずしも現実とは一致しないことに留意が必要である。また、アンケート調査で正確な購入数量を聞くことは難しいため、本稿では離散選択の定式化の部分のみを利用する。このため、商品価値評価の定義と選択確率の定義は同じでも、推定方法は後述する通り吉野（1997）とは異なっている。

あえてアンケート調査で選択実験を行った理由は、現在、徐々に店頭に並び始めた「ニュージーランド産」や「フランス産」と銘打ったバター・ブランドだが、それらを分析するのに十分なデータを得ることは難しく、また、本稿では、最近一部の消費者で支持者が増えてきていると言われるグラスフェッド・バター（牧草や粗飼料で育てた牛の乳からつくったバター）の商品価値評価も把握したいという意図があった。

グラスフェッド・バターは、近年日本でも注目されてきており、一般のスーパーでもグラスフェッド・バターを表示したバターを目にするようになった。グラスフェッド・バターの使用を謳う加工食品もある。しかし、本稿の選択実験の被験者は、バターを日頃から自分で購入している消費者に限定されているにもかかわらず、そのうちの 71.2%がグラスフェッドをよく知らないと回答している。現状ではまだ、NZ 産バターのほとんどがグラスフェッドであることどころか、グラスフェッドの意味すらそれほど知られていない段階である。今後、売り手側からのグラスフェッドの価値について訴求があった場合、今後の競争関係に影響を与える可能性がある。こうした状況を想定した推定も、既存の取引データだけでは分析できない。

商品価値評価の推定方法としては、コンジョイント分析、あるいは、その一種として離散選択実験（discrete choice experiment: DCE, Louviere et al. 2010）と呼ばれる方法をやや改変した方法を用いる。離散選択実験は、被験者に、いくつかの異なった属性を持つ商品（プロファイル）の組み合わせ（プロファイルセット）から好ましいものを選択させ、その選択結果から商品価値評価（並びにそれを構成する属性の部分価値評価）を推定する。

離散選択実験による農産物の国産品と輸入品の市場競争力を先行研究として、例えば、中村ら（2009）は、リンゴジュースの日本と中国、オーストラリアの各ブランドに対する消費者選好を推定している。北海道産と都道府県産の競争関係であるが、佐藤ら（2000）がコメの産地ブランドの市場競争力を、酪農製品では、齋藤ら（2010）が中国市場における日本産牛乳の限界支払意思額を推定している。

ただし、離散選択実験の手法的な開発が進んでいるおり、分析対象となる商品の特性や分析目的に応じて多彩な方法が提案されている（Agarwal et al. 2015）。本稿では、本稿の分析目的に沿ってできるだけ信頼性の高い推定を行うために、その成果の一部を利用し、上記の研究でとられた方法とやや異なった推定を行った。推定方法の特徴と、そのような方法をとった理由は以下である。

第一に、離散選択実験では、被験者に1回の選択で示すプロフィール数を2つとした一対比較とした。この方法が、被験者は最も多くの属性に注視するという Meissner (2016) の結果を踏まえた。

第二に、離散選択の選択確率の定義を、McFadden (1974) ではなく、Hanemann (1984) の定義を用いている。いずれも離散選択実験の選択確率は、当該商品を買ったと仮定した場合の条件付き間接効用の比較から多項ロジットモデルとして定義することは同じであるが、McFadden (1974) の選択確率が関数形を特定しない間接効用から定義されているのに対して、Hanemann (1984) は直接効用関数から定義している。これにより、価格の係数等の各種パラメータの意味を、経済学の効用最大化原理と整合的に解釈できる。ただし、Hanemann (1984) では、一般的な選択確率を定義する方法を示すことに主眼が置かれ、具体的な選択確率の定義は、商品価値評価がどのような形で直接効用関数に入るかで異なるとして、いくつかの例をあげるにとどまっている。本稿では、吉野 (1997) が、農産物に多い価格弾力性が小さい商品の比較にも柔軟に対応できるように具体的に定義した選択確率を用いている。

第三に、離散選択実験のプロファイルセットで与える価格条件を、環境評価分析において行われる多段階二肢選択分析に類似した方法で設定している。効率的な推定のためには、選択肢となるプロフィールの条件付き間接効用ができるだけ拮抗する形で与えた方が望ましいが (Huber and Zwerina 1996)、事前にそうした価格を見出すことは難しい。これまでは、事前テスト等で適切な価格条件を探る努力が行われてきたが、本稿のように被験者の商品価値評価が多様であると予想されるような場合は、小規模のテストで対応することは容易ではない。しかし、近年は Web 上でアンケート調査を実施することが容易となっている。Web 上では、被験者の回答に応じた設問の変更も可能で、例えば、Sawtooth Software 社の Adaptive Choice-Based Conjoint (適応選択型コンジョイント:ACBC) 等、複雑な選好情報の収集手順の開発も進んでいる。ただし、ACBC は、携帯電話のように多くの属性が慎重に比較される商品について「非常に忍耐強く熱心な営業担当者によって提供される実際の店内での購入体験を模倣」したもので、(本稿のような) ブランド価値に対する評価に優位性はないと指摘されているため (Johnson and Orme 2007)、本稿では、価格条件に限り対話的な情報収集を行った。

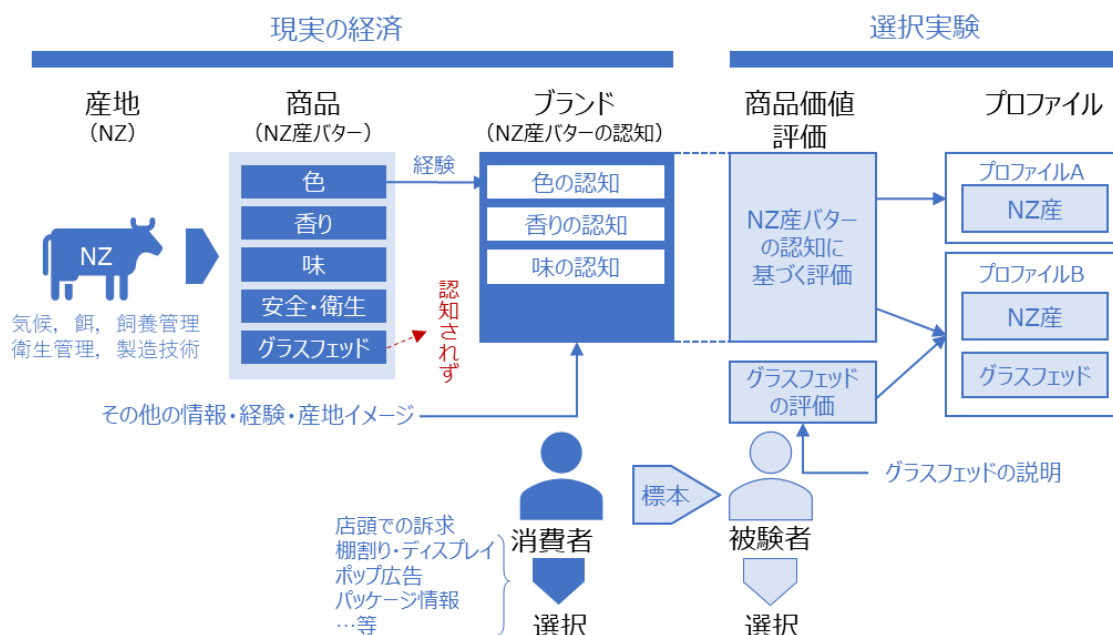
第四に、商品価値評価の推定は、被験者間の異質性に階層ベイズモデルを仮定し、MCMC (マルコフ連鎖モンテカルロ) 法で推定を行った。バターに限らず、消費者の選好が同質であることは稀で、時には両極端の評価に分かれることもある。階層ベイズモデルは、こうした (正規分布ではないという意味で) 歪な事後分布の推定も可能で、消費者の異質性を考慮した柔軟な推定ができる。

ここで、混乱を避けるため、本稿での用語を確認しておく。本稿の推定は、基本的に離散選択実験に沿ったものだが、上記のように一部特殊な方法をとっているため、従来型の離散選択実験と異なる。混乱を避けるため、以下でこの表現は使わず、単に「選択実験」とのみ表記する。

また、本稿で「被験者」は選択実験の参加者を指し、「消費者」は本稿の選択実験に限らない現実の経済における消費者一般を指す。ただし、例えば、「本稿の被験者は、日頃からバターを自ら購入する消費者」というように、被験者であっても、選択実験の枠組みから離れ、一般の消費者としての性格を述べる場合は「消費者」と呼ぶ。

また、現実の経済における商品を生産している地域的まとまりが「産地」で、その産地で生産されている商品の消費者による認知を「ブランド」と呼ぶ。バターはあくまでバターを生産している地域的まとまりで、企業のように1つの経済主体として解釈するのは不適切かもしれない。しかし、消費者から見た場合、他と区別して同じ商品として認知されるならばそれは1つの「ブランド」である。ブランドの認知は、売り手からの訴求だけでなく、消費者の購入経験やその他の情報・イメージからも形成されるから、商品が持つ客観的な商品属性とは必ずしも一致しない。

一方、選択実験の中で、架空の商品属性の組み合わせとして作成したものを「プロファイル」と呼ぶ。被験者には、現実のブランド名で各プロファイルの評価を聞くから、「プロファイル」の評価と現実のブランドとの評価は基本的に一致するはずだが、提示するプロファイルによっては一致しない場合もある。例えば、本稿の選択実験ではNZ産とNZ産グラスフェッド（GF）という2つのプロファイルを提示したが、現実のNZ産バターがどちらの意味で評価されているかは実際のところはわからない。しかし、先述の通り、NZ産の大半がグラスフェッドであることはほとんど知られていないとの認識から、本稿の選択実験では、NZ産はグラスフェッド属性を持たないプロファイル、NZ産GFはグラスフェッド属性を持つプロファイルとして認知されるとみなして分析を行う（図1）。このことを明確にするために、選択実験の中では、後述するプロファイル番号をつけて「5. NZ産」、グラスフェッド属性を持っていると理解していると判断するものには「6. NZ産GF」と表記する。



注) : NZ という「産地」で生産された NZ 産バターという「商品」を購入したことはないが見たことはある「消費者」を例にする。この消費者は自身の経験から NZ 産バターは黄色いということは知っているが、その経験や NZ 産の産地イメージから、香りや味を連想している。しかし、この消費者は NZ 産バターにグラスフェッドという属性があることは知らないでしょう。この場合、現実の経済における NZ 産バターという「ブランド」はグラスフェッドという属性を備えていない。この消費者が本稿の選択実験の「被験者」となった場合、NZ 産という「プロファイル」に対する評価は、現実の経済のブランドの認知に基づいて行うだろうから、グラスフェッド属性は評価されない。一方、NZ 産＋グラスフェッドというプロファイルに対しては、選択実験

の中で示されたグラフフェッドの説明やそれからの連想に基づいて、グラスフェッド属性を加味した評価を行うであろう。また、現実の選択では、店頭での訴求に影響される可能性があるが、選択実験ではそうした訴求の影響はない。

図 1 本稿の用語の用例

なお、バターは容量や荷姿によって、業務用のバラ（20～25kg 程度）、それより小容量のポンド・シート（450g～1kg 程度）、さらに少量包装の家庭用（100～200g 程度）の 3 種類に大分される。本稿では、消費者のバターに対する評価を推定するため、消費者が日常的に入手しやすい家庭用に注目する。家庭用より業務用の方が「国産」というブランドに対する反応は鈍くなることは容易に想像できるので、本来ならそれぞれの分析が必要かもしれない。少なくとも家庭用バターのみで確認された国産バターの評価を、業務用バターが上回ることは考えにくい。そうした意味で、まずは家庭用バターの評価から分析することで、現在の国産バターの商品価値評価の上限を知ることはできるであろう。以降、本稿におけるバターは家庭用バターを指す。

以下に、商品価値評価を推定するためのアンケート調査と分析手順について説明し、続いて分析結果を述べる。

2. 分析方法

2-1.完全プロファイル

アンケート調査で選択実験を行うが、調査票の設計に先立って、被験者に提示するプロファイルを設定した（表 1）。本稿で推定するのは、輸入バターと比較した国産バターの商品価値評価だから、まず、国産品か輸入品かが属性の 1 つである。

ただし、同じ国産品でも、商品に「北海道産」と表示されたバターの方が単に「国産」と表示されたバターよりも評価が高い可能性がある。同じ輸入品でも、「NZ 産」と表示されたバターに対して「フランス産」と表示されたバターの評価が高い可能性がある。そこで、以下これらを「プレミアム」と呼んで、1 つの属性として扱う。

ただし、NZ 産バターがグラスフェッド（GF）属性を持つことは、先述したとおり、ほとんどの被験者に知られていない。そのことが知られた場合の影響を知るには、選択実験の中で改めてグラスフェッドについて説明した上での NZ 産バターの評価を聞かなければならない。そこで、グラスフェッド（GF）という属性が加え、グラスフェッドについて説明する前の「NZ 産」と説明した後の「NZ 産 GF」という 2 つのプロファイルを用意した。

これら 3 属性を、 X_1 ：外国産か否か、 X_2 ：プレミアム産地か否か、 X_3 ：グラスフェッド（GF）で表し、それぞれに $\{0,1\}$ の値を与えて、プロファイルとして定義した。すなわち、各プロファイル j の属性 k の属性値に $x_{jk} \in \{0,1\}$, $j = 1, \dots, 8$, $k = 1, 2, 3$ を与え、 $L_8(2^3)$ 直交計画でプロファイルセットを作成した（表 1）。これには 3 属性すべての属性水準を含むプロファイルセットであり、以降これを「完全プロファイル（full-profiles）」と呼ぶ。

表 1 3 属性バターの離散選択実験のための完全プロファイル

プロフィール	X_1	X_2	X_3	X_1X_2	X_1X_3	X_2X_3	$X_1X_2X_3$
1. 国産	0	0	0	0	0	0	0
2. 国産 GF	0	0	1	0	0	0	0
3. 北海道産	0	1	0	0	0	0	0
4.北海道産 GF	0	1	1	0	0	1	0
5. NZ 産	1	0	0	0	0	0	0
6. NZ 産 GF	1	0	1	0	1	0	0
7. フランス産	1	1	0	1	0	0	0
8. フランス産 GF	1	1	1	1	1	1	1

このうち「1. 国産」は、 X_1 、 X_2 、 X_3 の3属性とも0を与え ($x_{11} = x_{12} = x_{13} = 0$)、これを全8プロフィールの比較基準とする。

「5. NZ 産」は、外国産を示す X_1 属性のみに1を与える ($x_{51} = 1, x_{52} = 0, x_{53} = 0$)。被験者は現実の NZ 産がグラスフェッドを持つこと知らないという前提で、このプロフィールはグラスフェッド属性を持たないと仮定している。

「3.北海道産」は、プレミアム産地属性 X_2 のみに1を与える($x_{31} = 0, x_{32} = 1, x_{33} = 0$)。被験者には、「1. 国産」のプロファイルを「『国産』と書いてあるバター」、「3. 北海道産」のプロファイルを「『北海道産』と書いてあるバター」と説明して示しており、「1. 国産」が北海道と都府県で生産されたバターの両方を含み「国産」としかパッケージに表示されていないのに対して、北海道で生産されたバターのみに限定した「北海道産」と明示されたブランドのこととして評価されるものと想定する。

「7.フランス産」は、外国産 X_1 属性とプレミアム X_2 属性に1を与える ($x_{71} = 1, x_{72} = 1, x_{73} = 0$)。ただし、プレミアム X_2 属性が、「1. 国産」に対する「3.北海道産」のそれと同じであるはずはなく、その差は交差項 X_1X_2 で調整される ($x_{71}x_{72} = 1$)。

「6. NZ 産 GF」は、グラスフェッドとは何かという説明とともにパッケージにグラスフェッドであることを明示したプロフィール ($x_{61} = 1, x_{62} = 0, x_{63} = 1$) である。

ただし、「6. NZ 産 GF」の外国産属性 X_1 とグラスフェッド属性 X_3 の効果を識別するためには、他の産地にもグラスフェッドがあった場合の評価も聞く必要があり、「2. 国産 GF」、「4. 北海道産 GF」、「8. フランス産 GF」もプロフィールに加えた。

この完全プロフィールは、実験計画法で言う直交性とレベルバランスを満たし、8つのプロフィールに対する正しい商品評価値が得られれば、3次の交差項まで含めた3属性の部分価値評価が推定できる。

2-2. 一対比較のプロフィールセット

完全プロフィールをそのまま被験者に提示して完全順位づけ、または部分順位付けという形で選択させる方法もあるが、多数のプロフィールからの選択は回答者にとって負担で、特に、関心の薄い属性間の比較でノイズが生じる可能性が指摘されている (Ben-Akiva et al. 1992)。

そこで、少数のプロフィールを抽出して、それのみについて順位付けや第1位の選択を求める

方法がとられる。被験者は、同様の選択を繰り返さなければならないが、1回の選択は容易となる。1回の選択でいくつのプロファイルを提示すべきかについては、Meissner (2016) の被験者の視線を確認した実験で、プロファイル数が2つだけの一対比較が最も多くの属性に注視することを確認している。これに基づき、本稿では一対比較を採用した。

8 プロファイルの一対比較では、 ${}_8C_2 = 28$ 通りの2プロファイルの組（プロファイルセット）が考えられ、さらにそれぞれに数パターンの価格条件を与えることになるから、すべての比較を一人の被験者に課すことは現実的ではない。また、すべてプロファイルセットを比較しなくても、パラメータの違いを識別できるだけのプロファイルセットのみの選好を聞くことでも一貫性を持つ推定量を得ることは可能である。その上で、できるだけ統計的効率性が高い（推定量の分散が小さい）推定量を得るための開発が進んでいるが、いずれの方法も置かれる仮定や利用できる事前情報等に依存したもので、多様な方法が併存した状況にある(Agarwal et al. 2015)。

本稿では、表2のプロファイルセットを用意し、被験者全員にこの9つのプロファイルセットの比較を求めた。 ΔX_k は属性 k についてのブランド j と j_0 のプロファイルセットにおける $x_{jk} - x_{j_0k}$ の値である。

パラメータ推定の識別性と効率性のためのプロファイル設計の目安としては、直交性の他に、レベルバランス、ミニマム・オーバーラップ、ユーティリティ・バランス (Huber and Zwerina 1996) があげられる。レベルバランスとは各属性値の分布を均等にするという意味で、ミニマム・オーバーラップは、1つのプロファイルセットで比較する属性をできるだけ多くするという意味、「ユーティリティ・バランス」とは、できるだけ評価値の近いプロファイルを並べるという意味である。

本稿では、できるだけ直交性とレベルバランスがとれるように努めたが、ミニマム・オーバーラップは考慮しなかった。ミニマム・オーバーラップは、被験者がすべての属性を評価するという仮定に立った数理的効率性であり、これに対する批判もある。例えば、Johnson and Orme (2007) は、9属性の比較において、80%の被験者が3属性までしか評価せずに選択を行っていたことを指摘している。比較する情報が多いと選択における負担が大きくなる。それは、結果としてノイズの大きい回答を誘発し、推定結果の信頼性を損ないかねない。本稿では、3属性しか扱っていないが、後述するように価格条件の探索のために被験者に選択を求める回数が多い。このため、1回の選択の負担をできるだけ減らしたかったので、主効果の差異は2属性以下に制限した。

同様の理由で、「5. NZ産」と「8. フランス産 GF」等、被験者にとって馴染みがないと考えられるプロファイルどうしの比較を求めないようにし、比較の一方は、必ず「1. 国産」か「2. 北海道産」を置いた。

また、ユーティリティ・バランスのとれたプロファイル設計に近づける方法については、後述するように、被験者に応じた価格条件を提示することで対応した。

表2 3属性バターの一対比較のためのプロファイルセットと属性値の差異

プロファイルセット	ΔX_1	ΔX_2	ΔX_3	ΔX_{12}	ΔX_{13}	ΔX_{23}	ΔX_{123}
(1) 5. NZ 産－1. 国産	1	0	0	0	0	0	0
(2) 3. 北海道産－1. 国産	0	1	0	0	0	0	0
(3) 2. 国産 GF－1. 国産	0	0	1	0	0	0	0
(4) 7. フランス産－1. 国産	1	1	0	1	0	0	0
(5) 6. NZ 産 GF－1. 国産	1	0	1	0	1	0	0
(6) 4. 北海道産 GF－1. 国産	0	1	1	0	0	1	0
(7) 8. フランス産 GF－3. 北海道産	1	0	1	1	1	1	1
(8) 5. NZ 産－3. 北海道産	1	-1	0	0	0	0	0
(9) 2. 国産 GF－3. 北海道産	0	-1	1	0	0	0	0

2-3. ホールドアウト・プロファイルセット

得られた推定値が任意の選択を再現できるかを確認するために、表 2 に示した推定のためのプロファイルセットとは別に、表 3 のプロファイルセットを作成し、その選好を聞いた。こうしたプロファイルセットは「ホールドアウト」と呼ばれる。推定に利用したプロファイルセットは、属性値の違う属性を 2 つ以下としたが、ホールドアウト・プロファイルセットは、3 属性とも異なる 2 つのプロファイル（「2. 国産 GF」と「7. フランス産」）で、加えて 2 ブランドとも多くの被験者にとっては馴染みのないものなので、再現性のテストとしてやや厳しい設定である。

表 3 ホールドアウトに設定したプロファイルセット

プロファイルセット	ΔX_1	ΔX_2	ΔX_3	ΔX_{12}	ΔX_{13}	ΔX_{23}	ΔX_{123}
2. 国産 GF－7. フランス産	-1	-1	1	-1	0	0	0

2-4. 価格条件

プロファイルセットのユーティリティ・バランスを高めるために、各プロファイルに対する選好が拮抗するように価格条件を調整した。調査票設計の前にこの価格を知ることは難しいので、本稿では、Web 調査の利点を活かし、対話的に 2 つのプロファイルの選好が拮抗する価格条件を探り、得られた価格条件を推定に用いた。価格条件設定の手順の詳細は付録に記すが、その概要は以下である。

- (1) 一対比較の 2 つのプロファイルに、同じ価格を与えて、どちらを買いたいかを問う。
- (2) 「買いたい」と回答されたプロファイルの価格を 100 円高くし、その条件で再びどちらを買いたいかを問う。
- (3) 引き続き同じプロファイルを「買いたい」と答えたら、さらにそのプロファイルの価格条件を 50 円高く（(1)の価格から 150 円高）し、もう一方のプロファイルを買いたいと答えたら、最初を選んだプロファイルの価格を 50 円低く（(1)の価格から 50 円高）して、さらにどちらが買いたいかを問う。

最終的に与えた価格とその選択結果を推定に用いれば、選好が拮抗したプロファイル設計に近づくことになる。

ただし、各段階の選択肢には「どちらも買わない」も用意した。また、150 円高い場合でも買うと答えたプロフィールには、「いくら以上だったら買うのをあきらめますか」という問も用意し、自由回答形式で回答を求めた（以下、本稿ではこの価格を「留保価格」と呼ぶ）。プロフィール間に商品価値の差を認めない被験者のために、(1)の段階で「どちらも同じ(1 円でも安い方を買う)」という選択肢も用意し、その場合はその時点で回答を終了させた。

これは表明選好法の 1 つである仮想評価法（CVM）でしばしば行われる二肢二段階選択を三段階に拡張したもので、被験者の負担はやや増えるが、その分ユーティリティ・バランスのとれたプロフィール設計に近づくことになる。

(1)で 2 つのプロファイルに与える価格は、本稿で以後「PSM 価格」と呼ぶ価格を与えた。PSM（Price Sensitivity Measurement）は、1)それ以上高かったら買わない価格、2)高いと思いはじめる価格、3)安いと思いはじめる価格、4)それ以上安かったら買わない価格の 4 点を聞き、4 種の価格の累積分布から、売り手の価格設定の妥当性を判断する方法である。Travers (1983) が提唱し、1988 年に米国外食チェーン Taco Bell がバリューメニューの開発に利用して有名になった (Lewis and Shoemaker 1997)。

PSM に厳密な理論的裏付けがあるわけではないが、「値ごろ感」と呼ばれる回答者の価格に対する反応を聞き出し、簡単なアンケートと集計方法で確認できるものとして、マーケティングの実務で多用されてきた。ただし、我々の関心はそこではなく、選択実験で各被験者に提示する妥当な国産バターに対する価格を知ることにある。すなわち、各被験者が 2)高いと思いはじめる価格と 3)安いと思いはじめる価格を聞くというアイデアを採用し、国産バターについてそれらの価格の中央値を、各被験者が国産バターを「普通と思って買う値段」と解釈して利用した。以下では、この価格を「PSM 価格」と呼ぶことにする。

ホールドアウト・プロフィールセットを除くすべてのプロフィールセットのいずれかに「1. 国産」または「3. 北海道産」が入るため、「3. 北海道産」を「1. 国産」より低く評価する被験者を除けば、(1)の最初の選択で「PSM 価格」に対して「どちらも買わない」と回答する被験者は、回答が整合的である限りいないことになる。

なお、この「PSM 価格」は、国産バターを「普通と思って買う」値段だから、後に定義する商品価値評価よりも低い値段である。「PSM 価格」を初期値とするこの価格条件の探索は、プラス方向だけに向かっているが、低め価格を初期値としているからである。「PSM」価格よりも評価値が大幅に低いプロフィールの評価を求めるならば、マイナス方向の探索も必要かもしれない。

2-5. アンケート調査

(1) 調査の概要

以上の選択実験の設計に基づき調査票を作成し、アンケート調査を実施した。調査は、(株)クロス・マーケティングに依頼し、Web アンケート調査として行った。その手順は図 2 に示す。母集団をバター消費に高関与な消費者に限定するために、調査は、スクリーニング調査と本調査を分けた。調査時期は、2020 年 4 月 2 日～4 月 6 日である。(株)クロス・マーケティングが保有・提携するモニター 465 万人 (2019 年 10 月時点) を調査母集団として、募集によって回答者を得た。募集にあたっては、性別・年齢、居住地等による制限や回答者数の配分は行わなかった。

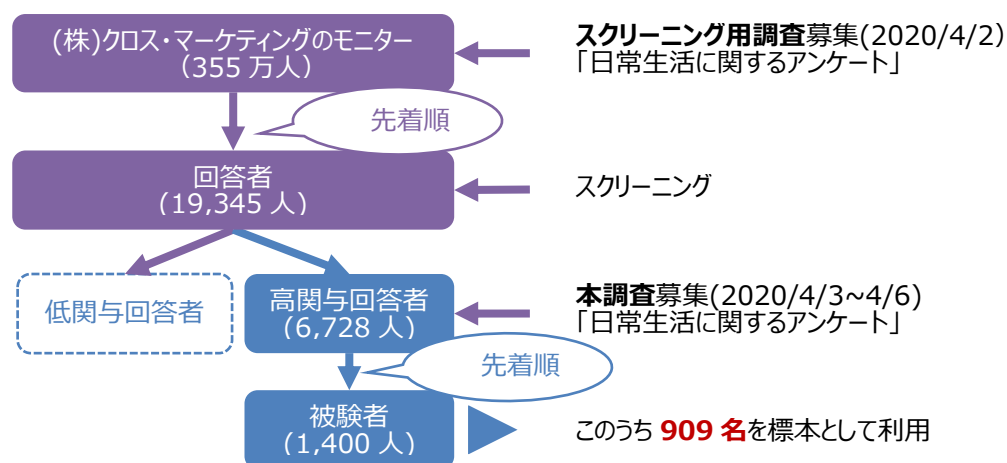


図2 被験者のスクリーニング

(2) スクリーニング

スクリーニング調査の募集は、「日常生活に関するアンケート」という名目で行った。本調査の対象となるバターに高関与な消費者選定するためのアンケートで、1)居住都道府県、2)年齢、3)性別、4)職業・職種、5)家族の人数、6)子供の数、7)食費、8)自分自身でバターを購入するか、9)バターの購入量、10)最もよく購入するバターのブランドと値段を聞いた。

このアンケートの募集は4月2日に開始し、翌日までに19,345名の回答を得た。この中から日頃から月に50g以上のバターを自分で購入しており、最もよく購入するバターの値段が現実的な値段(100円/100g以上)を回答した6,728名を対象に、4月3日より同名で本調査用のアンケートの募集を行った。本調査は、回答数が1,492に達した4月6日の時点で募集を打ち切った。

ただし、本調査用のアンケートは4種類があり、このうち3種類が選択実験用のアンケートで、もう1種類は、「留保価格」のみを聞く評定型アンケートである。3種類のアンケートの違いは、選択実験で示した商品プロファイルの属性の1つである「グラスフェッド」についての説明の違いである。調査規模は、予算の制約で、選択実験が900、評定型が500だったので、この4種類について、本調査の応募者を3:3:3:5の割合でランダムに割り振った。

さらに、アンケートに対する正確な回答が疑われるものを排除するために、以下の条件で、アンケートへのコミットメントを評価し、評価値の低い順に92名を削除した。結果的に、選択実験用に909、評定型アンケート用に491の回答が残った。

アンケートへのコミットメントを測る指標としては以下を用いた。

- 1) おいしかったバター・買っていたいバター・一番高かったバターとして有効な回答をしている数
- 2) おいしかったバター・買っていたいバター・一番高かったバターはどんなバターかという問いに対する記述量
- 3) これまで購入した一番高かったバターの値段が現実的な価格(100gあたり値段が200円以上)を記入できている。
- 4) 各国産のバターに対するイメージを尋ねる問題への回答の分散が一定以上(すべて同じ回答ではない)

さらに、後述する推定において、特殊な回答または信ぴょう性のない回答と判断された被験者も除き、最終的に 817 の被験者の回答を分析に用いた。除かれたのは、すべてのプロファイルセットで「どちらでもよい（1 円でも安い方を買う）」と回答した 45 名、「PSM 価格」または「留保価格」が 2,000 円／200g 以上の 8 名、回答パターンの LPA 解析で、同じパターンをとる被験者が 3 名以下となった 9 名、並びに、尤度比検定によるセグメントの併合を経ても、8 名以下となったセグメントの 21 名である。

(3) 本調査

本調査として、問 1 で日頃のバターの購入や用途について聞いた。日頃バターを購入する 1) 店舗、2) 価格帯、3) 加塩・食塩不使用の種別、4) バターの用途、5) マーガリンまたはバター入りマーガリンの用途、6) 発酵バターの購入経験、7) グラスフェッド・バターの購入経験について聞いた後、バターへの関与度を確認するために、8) これまで一番おいしかったバター、9) 買ってみたいバター、10) これまで買った一番高いバターについて自由記入で回答を求めた。

問 2 では、まず、国産バターに対する「PSM 価格」を聞き、その後、グラスフェッド属性を含まないプロファイルセットについての選択実験を行った。プロファイルセットは、表 2 の(1)「5. NZ 産」－「1. 国産」、(2)「3. 北海道産」－「1. 国産」、(4)「7. フランス産」－「1. 国産」、(8)「5. NZ 産」－「3. 北海道産」の 4 種類を用意し、被験者によって示される順番が異なるようにランダムに並び替えて与えた。

問 3 では、グラスフェッド・バターの説明を与えた上で、その説明の内容をどの程度知っていたかを聞いた。与える説明は、現実のマーケティングで訴求されることが考えられる 3 種類とし、1) グラスフェッド・バターが牧草のみで飼育された牛の乳を原料にしているという最小限の説明（簡易説明 図 3）、2) グラスフェッド・バターが環境や動物福祉に配慮されていることを訴求した説明（環境情報 図 4）3) グラスフェッド・バターが健康によいことを訴求した説明（健康情報 図 5）を提示した。被験者には、このうちの 1 種類の説明をほぼ均等にランダムに与えた。スクリーニングで残った 909 名の構成は、1) 簡易説明を与えられた者が 301、2) 環境情報が与えられた者が 302、3) 健康情報が与えられた者が 306 であった。

最近、グラスフェッド・バターというバターが出回るようになりました。
グラスフェッド・バターは、牧草だけで育てられた牛から搾った牛乳でできています。

図 3 「グラスフェッド・バター」について与えた情報：簡易情報

環境にやさしい幸せな牛から グラスフェッド・バター

(1) 牧草だけを食べた牛から搾った牛乳でつくられています

現在の乳牛のほとんどは、高い乳脂肪分の乳をたくさん出すように、牧草だけでなく、穀物を飼料として与えられています。グラスフェッド・バターは、grass=牧草だけで fed=飼育されたストレスの少ない牛から搾った牛乳でできています。

(2) 牧草だけだから環境にやさしい

日本の乳牛に与えられる飼料穀物のほとんどは、現在アメリカから輸入されています。この飼料穀物をつくることでアメリカ中西部の地下水の枯渇が進んでいます。また、大量の窒素を日本は輸入していることになり、畜産糞尿の処理が問題となっています。牧場の草だけで牛を育てると、こうした問題は起こりません。また、日本中で問題になっている放置山林の活用した牧場もあり、国土保全や有効利用にも役立っています。

※平成 30 年度の濃厚飼料(穀物や油かすなど)の酪農の利用割合は、北海道で 47.8%、都府県で 61.2%)、その 88%が輸入です。農林水産省調べ)

(3)自由に歩き回る「幸せな牛」から

よく牛乳パックに広い牧場で草を食む牛の絵が描かれていますが、実際にそうして飼われている牛は少ないです。実際には、お乳を出す間ずっと牛舎の中で、与えられた飼料を食べては搾乳されるということを繰り返しています。こうした牛たちに比べると、牧場の牛は、自由に歩きまわり、食べたい草を食べています。



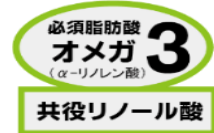
今の乳牛はずっと牛舎の中で過ごします



広い牧場を自由に歩き回る牛たち

図4 「グラスフェッド・バター」について与えた情報：環境情報

グラスフェッド・バター



①牧草だけを食べた牛から搾った牛乳でつくられています

現在の乳牛のほとんどは、高い乳脂肪分の乳をたくさん出すように、牧草だけでなく、穀物を飼料として与えられています。グラスフェッド・バターは、grass=牧草だけで fed=飼育されたストレスの少ない牛から搾った牛乳でできています。

②α-リノレン酸(必須脂肪酸 オメガ 3)が豊富

オメガ 3 脂肪酸は、人の細胞膜をつくるなど重要な脂肪酸ですが、人はつくることができない必須脂肪酸です。EPA や DHA が有名で、魚やアマニ油、エゴマ油に豊富です。牧草で食べている牛の乳には、α-リノレン酸というオメガ 3 脂肪酸が多く含まれています。^(注 1) α-リノレン酸は、体内で EPA や DHA に変換され、心血管疾患(脳卒中などの初期症状)の発症率を低くします。^(注 2, 3)

③共役リノール酸(必須脂肪酸 オメガ 6)が豊富

オメガ 6 脂肪酸も、人の細胞膜にかかわる必須脂肪酸です。その中で、共役リノール酸に注目が集まっています。共役リノール酸は、ラット実験でがんを抑制する働きが確認されています。また、脂肪をつきにくくする働きもあり、ダイエットによいとも言われています。^(注 4)

注 1) Elgersma, A. (2015). Grazing increases the unsaturated fatty acid concentration of milk from grass - fed cows: A review of the contributing factors, challenges and future perspectives. European Journal of Lipid Science and Technology, 117(9), 1345-1369.

(注 2) オメガ 3 脂肪酸を多く含む食事をしているグリーンランドのイヌイットの人達は、西洋人より冠状動脈性心臓病の発生率がかなり低い。Bang HO, Dyerberg J. Plasma lipids and lipoproteins in greenlandic west coast eskimos. Acta Med Scand 1972;192:85e94.

(注 3) 血清中のオメガ 3(EPA)とオメガ 6(アラキドン酸)の比と、心血管疾患(脳卒中とかの初期症状)の発症との関係を調べたら、心血管疾患のリスクを抱えている人については、オメガ 3 の割合が低い人は明らかに発症率が高かった。NINOMIYA, Toshiharu, et al. Association between ratio of serum eicosapentaenoic acid to arachidonic acid and risk of cardiovascular disease: the Hisayama Study. Atherosclerosis, 2013, 231.2: 261-267

(注 4) 共役リノール酸の抗がん作用は、EPA/DHA の百分の 1 の量でみられる「驚異的な効果」。ただし、抗がん作用も抗肥満作用も、まだラット実験段階で、人での検証は十分ではない。河原聡ほか。共役リノール酸の食品中の含量と生理機能。栄養学雑誌, 2004, 62.1: 1-7.

図 5 「グラスフェッド・バター」について与えた情報：健康情報

問 4 では、グラスフェッド属性を加えたプロファイルセットについての選択実験を行った。ここで与えたプロファイルセットは、表 2 の(3)「2. 国産 GF」－「1. 国産」、(5)「6. NZ 産 GF」－「1. 国産」、(6)「4. 北海道産 GF」－「1. 国産」、(7)「8. フランス産 GF」－「3. 北海道産」、(9)「8. 国産 GF」－「3. 北海道産」の 5 種類と、表 3 のホールダウト・テストのためのプロファイルセット「国産 GF」－「フランス産」の 1 種類である。この 6 種類のプロファイルセットも、ランダム順番で各被験者に示した。

問 2 および問 4 の選択実験は Web アンケート調査として行った。その画面の一例を図 6 に示した。表 2 に示したプロファイルセットごとに、一対比較のプロファイルをイラストとともに示した。被験者自身が事前に回答した「PSM 価格」から計算された価格が選択肢に併記されており、初めは同じ「PSM 価格」から始まり、回答に応じて付録の図 A1 のフローで選択画面が変わる。

選択は一方向に進み、前の画面に戻って選択をやり直すことはできない。

国産 バター 200g

ニュージーランド産 New Zealand バター 200g

Q2_3_2 必須設定 回答必須

回答者条件 Q2_3_1 = 「1. 国産【〇〇〇(ITEM_AVERAGE_PRICE回答再掲)円」

Q2_3_2
「国産」の方が100円高かったら、どちらを買いますか？

1 ☐ 国産【〇〇〇(ITEM_AVERAGE_PRICE100_PRICE回答再掲)円

2 ☐ ニュージーランド産【〇〇〇(ITEM_AVERAGE_PRICE回答再掲)円

3 ☐ どちらも買わない

次へ

0 50 100(%)

注)：国産と NZ 産の一对比較の画面で、同じ「PSM 価格」で国産を選択した場合の次の選択画面。ただし、被験者には制御コマンドは示されない。【〇〇(ITEM_AVERAGE_PRICE 回答再掲)】の部分には、被験者が事前に回答した「PSM 価格」が表示される。同じく【〇〇(ITEM_AVERAGE_PRICE100 回答再掲)】には「PSM 価格」+100 が表示される。

図 6 Web アンケート調査による離散選択実験の一例

問 5 では、国産、北海道産、NZ 産、フランス産、並びにグラスフェッドについて、1)おいしさ、2)香り、3)個性、4)高級感、5)鮮度、6)健康的なイメージ、7)製造技術の高さ、8)衛生管理、9)残留農薬や成長ホルモンの不安、10)牛の健康、11)環境負荷の評価を、「とてもそう思う」「ややそう思う」「あまりそう思わない」「全くそう思わない」「どちらともいえない／わからない」の 5 肢選択で聞いた。

問 6 では、食生活や食に対する一般的な意識を聞いた。設問は、光成、吉野 (2019) における牛乳消費者の分析に使われた設問に倣った。

2.6 被験者のセグメンテーション

「はじめに」で述べた通り、選択実験の各プロファイルに対する商品価値評価は、被験者によって一様ではないことから、本稿では、被験者間のパラメータの分布に階層ベイズモデルを仮定した推定を行った。手順の詳細は付録に記し、ここではその概要を述べる。推定の流れは図 7 に示した。

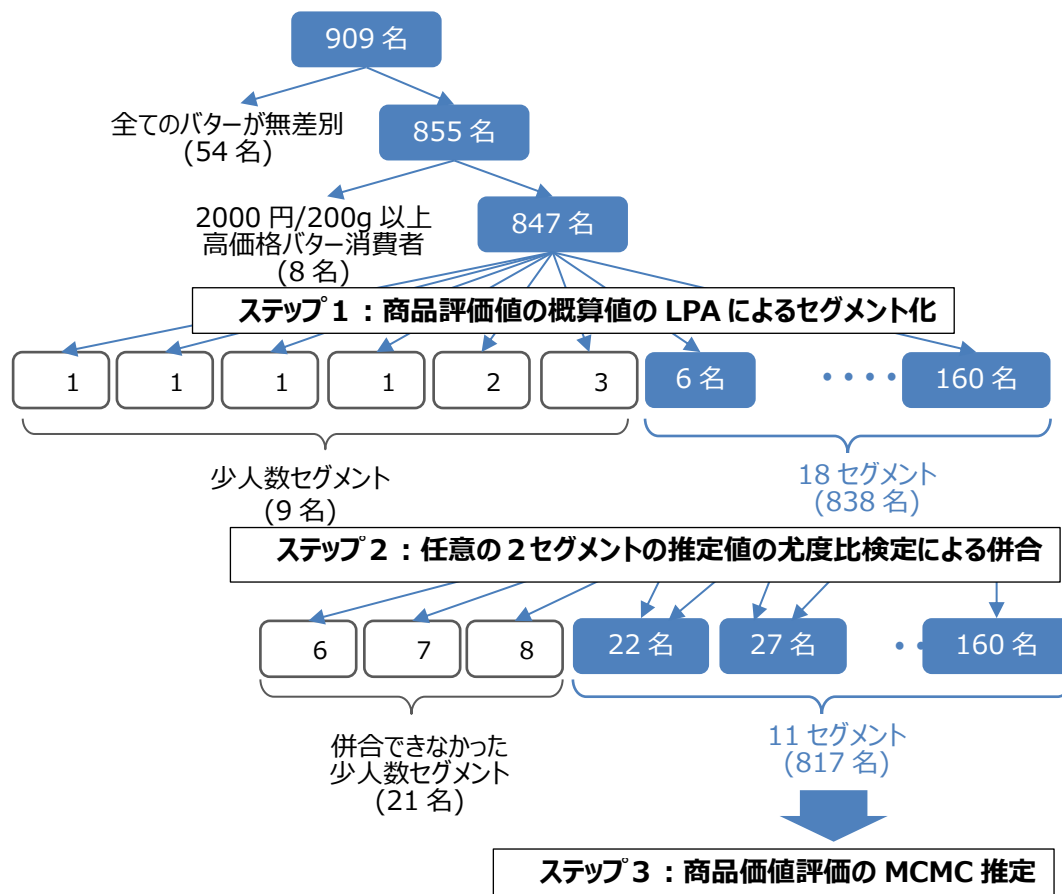


図7 セグメント別商品価値評価のMCMC推定手順

初めに、被験者のセグメンテーションを行った。選択実験の回答パターンからおおまかに判別される商品価値評価の類似性を潜在プロファイル分析で解析し、被験者を24セグメントに分け、これを被験者のセグメント化の初期値とした。ただし、この24セグメントの中には、1名～数名で構成されたセグメントもあり、その評価値も特異であったため、これらを除外した（ステップ1）。

残った16セグメントのうちの任意の2つのセグメントについて、後述するMCMC推定と同じ方法で、パラメータが同じであるという制約を課した推定と制約を課さない推定を行い、尤度比検定で統合を棄却できないセグメントを統合した。統合後のメンバーも数名に留まり、たとえこれらを推定に加えても安定した推定値が得られないと判断したセグメントも除外し、最終的に表4の11のセグメントを特定した（ステップ2）。

表4 被験者のセグメンテーションの結果

セグメント 名	メンバー 数	セグメント 名	メンバー 数	セグメント 名	メンバー 数
------------	-----------	------------	-----------	------------	-----------

C01	22	C05	230	C09	52
C02	67	C06	22	C10	27
C03	111	C07	29	C11	43
C04	152	C08	62		
		計	817		

各セグメントには C01～C11 というセグメント名が付されているが、この名称は任意であり、特に意味はないが、その順番は、推定結果の解釈のしやすさを考慮して事後的に並び替えてある。メンバー数は、そのセグメントに分けられた被験者の数で、セグメントによって多寡がある。C05 のメンバー数が最も多く 230 名で、C04、C03 も 100 名を超えるが、C01、C06、C07、C10 は 30 名を下回っている。

2.7 商品価値評価の推定

続いて、選択実験の結果から、これらセグメント別の商品価値評価の推定を行った。被験者に求めた回答は、2 つのプロファイルからの選択であり、基本的には、その選択確率は、二項ロジットモデルとして定義されるが、「どちらも買わない」という回答もあり、「留保価格」での回答も含む。そこで、以下に述べるような各回答パターンに対応した選択行動と選択確率、並びにそれに基づいた尤度関数を定義した。

(1) 回答パターンと選択行動

先述したとおり、各プロファイルセットに最長 3 回の選択を求めており、回答パターンも一様ではなく、付録図 A1 に示した 16 パターンがある。これは以下の 4 タイプの選択行動に対応する。

最終的に示された価格で 2 つのプロファイルのいずれか一方を選択して回答が終わるという回答パターンである。これは 2 つのプロファイルから 1 つを選択するという選択行動である（タイプ A）。

その他に、「いずれも購入しない」と回答するパターンもあるが、これは両方のプロファイル各々と「買わない」を比較して、「買わない」を選択するという選択行動である（タイプ B）。

150 円の価格差を超えても一方のプロファイルを選択すると回答するパターンもあり、その場合は、そのプロファイルの「留保価格」を聞いている。「留保価格」は、その値段より高ければ、そのプロファイルを「買わない」ということであるが、「絶対に買わない」というわけではない。我々が、本稿の調査と同時に別種の調査として行った「留保価格」のみを聞く調査によると、被験者は「留保価格」を、その値段であれば当該プロファイルを 2 回に 1 回購入する価格、すなわち、「買う」「買わない」の選択確率が等しくなる価格として回答する人が最も多かった。そこで本稿では、「留保価格」では、つまり当該プロファイルを 0.5 の確率で買う選択行動とみなすこととした（タイプ C）。

1 回目の設問で「どちらも同じ（1 円でも安い方を買う）」と回答してそこで終了する場合もある。この場合は、2 つのプロファイルの価格が同じ「PSM」価格という条件で、それぞれの確率 0.5 で買うという選択行動と理解できる（タイプ D）。

なお、分析で情報として利用するのは、各プロファイルセットについて最長3段階で聞かれた設問への最終的な回答に対応する価格と選択行動の情報であり、それに至るまでの回答は利用していない。

さらに、選択実験とは別に、「1. 国産」については、「PSM」価格も聞いており、この価格は、「安いと思って買う」価格と「高いと思って買う」価格の中央値であったから、この価格で当該プロファイルを「買う」「買わない」の選択で、「買う」を選択する行動と理解して、この情報も利用する（タイプ E）。

(2) 回答者の属性

次に、これらの選択行動に対応する選択確率を定義する。被験者を $i \in \{1, \dots, I\}$ のプロファイル番号 $j \in \{1, \dots, J\}$ に対する商品価値評価 ψ_{ij} を次の確率効用 (Thurstone 1927) で表す。

$$\psi_{ij} = \bar{\psi}_{ij} + \varepsilon_{ij} = x_j \beta_i + \varepsilon_{ij}$$

ただし、 x_j は、表 1 の 3 属性およびそれらの交差項、並びに定数項であり、

$$x_j = (1, x_{j1}, x_{j2}, x_{j3}, x_{j1}x_{j2}, x_{j1}x_{j3}, x_{j2}x_{j3}, x_{j1}x_{j2}x_{j3})$$

である。 β_i は x_j のパラメータで、

$$\beta_i = {}^T (\alpha_i, \beta_{i1}, \beta_{i2}, \beta_{i3}, \beta_{i,12}, \beta_{i,13}, \beta_{i,23}, \beta_{i,123})$$

T は転置行列であることを示す。 ε_{ij} は、最頻値 0、パラメータ μ_i のガンベル分布 $\varepsilon_{ij} \sim EV(0, \mu_i)$ の i.i.d. の確率変数である。この場合、例えば、プロファイル「1. 国産」の商品価値評価は、 $x_1 = (1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)$ なので、 $\psi_{i1} = \alpha_i + \varepsilon_{i1}$ であり、この値は、 $\bar{\psi}_{i1} = \alpha_i$ を最頻値として、分散 $\pi^2 \mu_i^2 / 6$ (この π は円周率 3.14... で、標準偏差で約 $1.28 \mu_i$) でばらつくと仮定されている。

Hanemann (1984) および吉野 (1997) に従うと、 J 個のプロファイルからなるプロファイルセットからプロファイル j を選択した場合の条件付き効用関数は、当該プロファイルの価格 p_j と予算 m_i の場合、 $p_j - \psi_{ij}$ の減少関数 $v(p_j - \bar{\psi}_{ij}, m)$ であり、これが最大（つまり、 $p_j - \bar{\psi}_{ij}$ が最小）のプロファイルが選択され、 $\varepsilon_{ij} \sim EV(0, \mu_i)$ の仮定の下で、プロファイル j の選択確率 π_{ij} は、次で与えられる。

$$\pi_{ij} = \frac{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right)}{\sum_{h=1}^J \exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ih} - p_h}{\mu_i}\right)} \quad (1)$$

選択行動がタイプ A の場合は、 $J = 2$ のプロファイルから 1 つを選択するので、この 2 つのプロファイルの番号を j, j_0 で表すと、プロファイル j を選択する確率 π'_{ij} は、(1) 式から

$$\pi'_{ij} = \frac{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right)}{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right) + \exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij_0} - p_{j_0}}{\mu_i}\right)}$$

である。この式を変形すると、プロファイル j を選択する確率 π'_{ij} と選択しない（プロファイル j_0 を選択する）確率 $1 - \pi'_{ij}$ は次となる。

$$\pi'_{ij} = \frac{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - \bar{\psi}_{ij_0}}{\mu_i} \frac{p_j - p_{j_0}}{\mu_i}\right)}{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - \bar{\psi}_{ij_0}}{\mu_i} \frac{p_j - p_{j_0}}{\mu_i}\right) + 1}, \quad 1 - \pi'_{ij} = \frac{1}{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - \bar{\psi}_{ij_0}}{\mu_i} \frac{p_j - p_{j_0}}{\mu_i}\right) + 1} \quad (2)$$

選択行動がタイプ B の場合は、プロファイル j と「何も買わない」との比較で、「何も買わない」を選択したと考える。逆に、回答パターンがタイプ E は、プロファイル j を買い、「何も買わない」を選択しなかったと考える。

(1)式は（したがって(2)式も）、式中の全ての $\bar{\psi}_i$ に定数 c を加えても選択確率を左右しないから、 $\bar{\psi}_i$ の値を確定するには、いずれかのプロファイルの商品価値評価を何らかの値に固定する必要がある。本稿では、「何も買わない」の商品価値評価が 0、価格も 0 のプロファイルとの比較と考え、(2)式の $p_{j_0} - \bar{\psi}_{i_0}$ を 0 で置き換える。したがって、この場合の「何も買わない」との比較でプロファイル j を選択する確率 π''_{ij} と、「何も買わない」を選択する確率 $1 - \pi''_{ij}$ は、(2)式の特殊形として、以下で与えることができる。

$$\pi''_{ij} = \frac{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right)}{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right) + 1}, \quad 1 - \pi''_{ij} = \frac{1}{\exp\left(\frac{\bar{\psi}_{ij} - p_j}{\mu_i}\right) + 1} \quad (3)$$

ここで p_j は、タイプ B では「いずれも購入しない」と回答した価格であり、タイプ E では「PSM」価格が与えられ、前者の式がタイプ E、後者がタイプ B に対応する。

選択行動 C および D は、(3)式の π''_{ij} 、 $1 - \pi''_{ij}$ が等確率 0.5 である。(3)式をロジット変換すると、

$$\log \frac{\pi''_{ij}}{1 - \pi''_{ij}} = \frac{\bar{\psi}_{ij}}{\mu_i} - \frac{p_j}{\mu_i} = x_j \frac{\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_j}{\mu_i}$$

となる。この式は、選択確率のロジットが x_j と p_j に線形回帰できることを示している。ただし、回答された選択確率 $\tilde{\pi}''_{ij}$ は、商品価値評価の最頻値 $\bar{\psi}_{ij}$ ではなく、確率的に変動する $\psi_{ij} = \bar{\psi}_{ij} + \varepsilon_{ij}$ に基づいて行われるはずなので、確率項を加えた以下の回帰式と考えることが妥当である。

$$\log \frac{\tilde{\pi}''_{ij}}{1 - \tilde{\pi}''_{ij}} = \frac{\psi_{ij}}{\mu_i} - \frac{p_j}{\mu_i} = x_j \frac{\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_j}{\mu_i} + \frac{\varepsilon_{ij}}{\mu_i} \quad (4)$$

(3) 尤度関数

(2)～(4)式を選択確率に基づいて、被験者 i に求めた 9 つのプロファイルセットにおける選択と与件としたパラメータ β_i 、 μ_i の尤度関数を定義する。

プロファイルセット番号を $s \in \{1, \dots, 9\}$ (表 2 のプロファイルセット(1)～(9)に対応する)、 s 番目のプロファイルセットを構成する 2 つのプロファイル番号 $j \in \{1, \dots, 8\}$ (表 1 の 1.～8.に対応する) を $j_0^{(s)}, j^{(s)}$ で表す。例えば、 s 番目のプロファイルセットがプロファイル番号 $j = 1$ と $j = 3$ からなるとすれば、 $j_0^{(s)} = 1, j^{(s)} = 3$ である。

選択行動がタイプ A の場合、2 つのプロファイル $j_0^{(s)}, j^{(s)} \in \{1, \dots, 8\}$ のいずれかを選択しており、プロファイル $j_0^{(s)}$ が選択されたら $y_i^{(s,a)} = 0$ 、プロファイル j が選択されたら $y_i^{(s,a)} = 1$ と表すと、この 1 回の選択の尤度関数は、(2)式から以下で与えられる。

$$L_i(y_i^{(s,a)} | \beta_i, \mu_i) = \left[\frac{\exp\left(\frac{\Delta x^{(s)} \beta_i}{\mu_i} - \frac{\Delta p_i^{(s)}}{\mu_i}\right)}{\exp\left(\frac{\Delta x^{(s)} \beta_i}{\mu_i} - \frac{\Delta p_i^{(s)}}{\mu_i}\right) + 1} \right]^{y_i^{(s,a)}} \left[\frac{1}{\exp\left(\frac{\Delta x^{(s)} \beta_i}{\mu_i} - \frac{\Delta p_i^{(s)}}{\mu_i}\right) + 1} \right]^{1 - y_i^{(s,a)}} \quad (5)$$

ここで、 $\Delta x^{(s)} = x_{j^{(s)}} - x_{j_0^{(s)}}$, $\Delta p_i^{(s)} = p_{ij^{(s)}} - p_{ij_0^{(s)}}$ であり、 $p_{ij_0^{(s)}}$, $p_{ij^{(s)}}$ は、プロフィールセット s において、被験者 i の最長 3 段階の選択で最終的に与えられたプロフィール $j_0^{(s)}$ と $j^{(s)}$ の価格である。

選択行動がタイプ B の場合、価格 $p_{ij_0^{(s)}}$ の $j_0^{(s)}$ よりも「何も買わない」を選択し、同時に、価格 $p_{ij^{(s)}}$ の $j^{(s)}$ よりも「何も買わない」を選択するという 2 つの独立した同時に行われた選択で、その選択を $y_i^{(s,b)}$ で表し、その尤度関数は、(3)式から以下で与える。

$$L_i(y_i^{(s,b)} | \beta_i, \mu_i) = \left[\frac{1}{\exp\left(\frac{x_{j^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_{ij^{(s)}}}{\mu_i}\right) + 1} \right] \left[\frac{1}{\exp\left(\frac{x_{j_0^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_{ij_0^{(s)}}}{\mu_i}\right) + 1} \right] \quad (6)$$

ただし、この場合、常に $y_i^{(s,b)} = 0$ であるから、簡単化のため、上式にはこれを代入した形で表記しており、右辺には $y_i^{(s,b)}$ の文字が含まれていない。

選択行動 C の場合は、この価格ならば最終的に選んだプロフィール $j^{(s)}$ ($j_0^{(s)}$ の場合もある) を $\pi_{ij}'' = 0.5$ の確率で選択する。そのロジットを $y_i^{(s,c)}$ 、回答された留保価格を $\bar{p}_{ij}$ で表すと、(4)式と $\varepsilon_{ij} \sim EV(0, \mu_i)$ から、 $y_i^{(s,c)} - (x_{j^{(s)}}\beta_i/\mu_i - \bar{p}_{ij}/\mu_i)$ が、 $EV(0,1)$ の確率分布に従うことがわかる。従って、ロジットが $y_i^{(s,c)} = \log 0.5/0.5 = 0$ であるという選択の尤度関数は、 $EV(0,1)$ の確率密度関数から以下で与えることができる。

$$L_i(y_i^{(s,c)} | \beta_i, \mu_i) = \exp\left(\frac{x_{j^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{\bar{p}_{ij}}{\mu_i}\right) \exp\left[\exp\left(\frac{x_{j^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{\bar{p}_{ij}}{\mu_i}\right)\right] \quad (7)$$

この場合も $y_i^{(s,c)} = 0$ であるから、右辺はこれを代入した形で表記している。また、最終的に選ばれたプロフィールが $j_0^{(s)}$ の場合も同様である。

選択行動がタイプ D の場合は、プロフィール j , j_0 の選択確率 $\pi_{ij}'' = 0.5$ が、独立に同時に回答されたと考える。これら個々の 2 つの選択行動の尤度関数は、次のように、タイプ C と同様の密度関数の積として表す。

$$L_i(y_i^{(s,d)} | \beta_i, \mu_i) = \exp\left(\frac{x_{j^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right) \exp\left[\exp\left(\frac{x_{j^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right)\right] \cdot \exp\left(\frac{x_{j_0^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right) \exp\left[\exp\left(\frac{x_{j_0^{(s)}}\beta_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right)\right] \quad (8)$$

ただし、 $p_j^{(s)} = p_{j_0}^{(s)} = p_i^{PSM}$ であり、ロジットの値は j , j_0 とともに共通の $y_i^{(s,d)} = 0$ で表記してある。

タイプ E の選択行動は、「PSM」価格で「1. 国産」を買うということであり、国産の商品価値評価の最頻値は、 $\bar{\psi}_{i1} = x_1\beta_i = \alpha_i$ であるから、その尤度関数は、「1. 国産」を買うという行動を $y_i^{(s,e)} = 1$ で表し、(3)式から以下の尤度関数を与える。

$$L_i(y_i^{(s,e)} | \alpha_i, \mu_i) = \frac{\exp\left(\frac{\alpha_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right)}{\exp\left(\frac{\alpha_i}{\mu_i} - \frac{p_i^{PSM}}{\mu_i}\right) + 1} \quad (9)$$

「1. 国産」の「PSM 価格」の回答並びに表 2 のプロフィールセット $s \in \{1, \dots, 9\}$ に対する選択が独立に行われたと仮定し、その回答パターンを $t_i^{(s)} \in \{a, b, c, d, e\}$ で表すと、被験者 i の尤度関数

は、(5)～(9)式から、以下となる。

$$L(\beta_i, \mu_i) = L_i(y_i^{(s,e)} | \alpha_i, \mu_i) \prod_{s=1}^9 L_i(y_i^{(s,t^{(s)})} | \beta_i, \mu_i) \quad (10)$$

さらに、被験者間の回答の独立性を仮定して、全ての被験者について尤度関数を積和し、事後分布を求める。ただし、表 7 で被験者全体 I を、商品価値評価が同質と思われる 11 に分けた ($I = \{I_1, \dots, I_{11}\}$)。各セグメントでは、パラメータ β_i, μ_i が同質であると仮定する。セグメント $m \in \{1, \dots, 11\}$ の被験者のメンバーの集合を I_m とすると、被験者全体の尤度関数は、以下で表される。

$$L(\beta, \mu) = \prod_{m=1}^{11} \prod_{i \in I_m} L_i(y_i^{(s,e)} | \alpha_m, \mu_m) \prod_{s=1}^9 L_i(y_i^{(s,t^{(s)})} | \beta_m, \mu_m) \quad (11)$$

ここで、 $\beta_m = (\alpha_m, \beta_{m1}, \dots, \beta_{m.123}), \mu_m$ はセグメント m で共通のパラメータ、 β, μ はそれらのベクトルである。

(4) MCMC 推定

(11)式の尤度関数におけるパラメータについて、セグメント間の分布に階層ベイズモデルを仮定した MCMC 推定を行った。各パラメータの事前分布は、 $\alpha_m \sim N(\alpha_0, \sigma_{0a})$, $\beta_{mk} \sim N(\beta_{0k}, \sigma_{0k})$ の正規分布を与えた。また、 μ_m については、Gelman (2006) に従って、半コーシー分布 $\phi^+(t; 0, \gamma_0) = 1/\pi \cdot 10/(t^2 + \gamma_0^2), t > 0$ を与えた。ここで、 $\alpha_0, \sigma_{0a}, \beta_{0k}, \sigma_{0k}, \gamma_0$ は階層ベイズ推定におけるハイパーパラメータで、それらの事前分布は一様分布を与えた (ただし、 $\sigma_{0a}, \sigma_{0k}, \gamma_0 > 0$)。

MCMC 推定の詳細とホールドアウト・テストの結果の詳細は付録に記すが、すべてのパラメータについて、収束の判定条件である Gelman and Rubin (1992) の potential scale reduction statistic $\hat{R}$ が 1.1 未満であることを確認した。パラメータの推定値による回答の再現性を、ホールドアウト・テストで確認したが、これについても良好な結果を得た。

3. アンケート調査結果の概要

3-1. 被験者の属性

スクリーニングの条件の一つとして、バターの月購入量を聞いた (表 5)。スクリーニング前の回答者 19,435 名のうち 58.4% がバターを購入していない。購入している回答者のほとんどが 200g, 100g, 50g であり、50g 未満は 0 となる。その他のスクリーニングの条件も併せて、6,728 名 (全回答者の 34.6%) が調査対象候補者として残った。その候補者に本調査の募集を行い、回答の早かったものから、疑わしい回答を除いた 1,400 名を標本として抽出した。

表 5 バターの購入量 (月あたり)

バター月購入量	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
0g	11349 (58.4%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)
50g	2097 (10.8%)	1389 (20.6%)	260 (18.6%)
100g	2359 (12.1%)	2088 (31.0%)	426 (30.4%)
150g	400 (2.1%)	363 (5.4%)	79 (5.6%)
200g	1910 (9.8%)	1729 (25.7%)	390 (27.9%)
250g	162 (0.8%)	146 (2.2%)	32 (2.3%)
300g	443 (2.3%)	378 (5.6%)	83 (5.9%)
400g	322	301	64
500g～	393 (2.0%)	334 (5.0%)	66 (4.7%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

回答者の年代・性別は、20歳未満、30歳代、40歳代、50歳代、60歳代、70歳代、80歳代の男女で集計を行った。スクリーニング前の段階では、30歳代、40歳代、50歳代の女性が多く、スクリーニング後も同じ傾向を示したが、50歳代女性、60歳代女性の比率の高まりが大きい（表6）。

表6 回答者の年齢・性別

年齢・性別	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
10歳台男	254 (1.3%)	42 (0.6%)	6 (0.4%)
20歳台男	750 (3.9%)	133 (2.0%)	34 (2.4%)
30歳台男	941 (4.8%)	190 (2.8%)	50 (3.6%)
40歳台男	882 (4.5%)	207 (3.1%)	70 (5.0%)
50歳台男	884 (4.5%)	214 (3.2%)	57 (4.1%)
60歳台男	783 (4.0%)	228 (3.4%)	58 (4.1%)
70歳台男	289 (1.5%)	88 (1.3%)	13 (0.9%)
80歳台男	329 (1.7%)	98 (1.5%)	12 (0.9%)
10歳台女	413 (2.1%)	87 (1.3%)	15 (1.1%)
20歳台女	1517 (7.8%)	400 (5.9%)	85 (6.1%)
30歳台女	2889 (14.9%)	1031 (15.3%)	189 (13.5%)
40歳台女	3129 (16.1%)	1121 (16.7%)	220 (15.7%)
50歳台女	3394 (17.5%)	1415 (21.0%)	288 (20.6%)
60歳台女	1878 (9.7%)	933 (13.9%)	192 (13.7%)
70歳台女	811 (4.2%)	421 (6.3%)	87 (6.2%)
80歳台女	292 (1.5%)	120 (1.8%)	24 (1.7%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

居住地には特に制限を設けていない。東京が19.6%と最多で、その後、神奈川県（10.2%）、大阪（6.6%）と続く。概ね人口分布に近い分布となったが、北海道在住の回答者は5.8%と人口分布に対して若干割合が高かった。スクリーニング前と比較しても、東京と北海道の比率が高まっている（表7）。

表 7 回答者の居住地

都道府県	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
東京都	 3024 (15.6%)	 1187 (17.6%)	 274 (19.6%)
神奈川県	 1835 (9.4%)	 705 (10.5%)	 143 (10.2%)
大阪府	 1644 (8.5%)	 536 (8.0%)	 93 (6.6%)
愛知県	 1243 (6.4%)	 411 (6.1%)	 84 (6.0%)
北海道	 967 (5.0%)	 404 (6.0%)	 81 (5.8%)
埼玉県	 1201 (6.2%)	 384 (5.7%)	 78 (5.6%)
兵庫県	 983 (5.1%)	 368 (5.5%)	 71 (5.1%)
千葉県	 1059 (5.4%)	 387 (5.8%)	 70 (5.0%)
福岡県	 624 (3.2%)	 191 (2.8%)	 41 (2.9%)
静岡県	 404 (2.1%)	 138 (2.1%)	 32 (2.3%)
その他	 6451 (33.2%)	 2017 (30.0%)	 433 (30.9%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

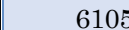
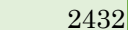
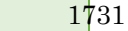
回答者の職業は、専業主婦・主夫の割合が最も多く 32.6%，次いで正社員・正職員が 27.4%，パート・アルバイトが 15.2%であった。スクリーニングにおける専業主婦・主夫の歩留まりが高い（表 8）。

表 8 回答者の職業

職業	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
正社員・正職員	 5719 (29.4%)	 1722 (25.6%)	 383 (27.4%)
嘱託・契約・派遣の社員・職員	 1325 (6.8%)	 402 (6.0%)	 87 (6.2%)
パート・アルバイト	 3538 (18.2%)	 1195 (17.8%)	 213 (15.2%)
自分で経営している	 780 (4.0%)	 299 (4.4%)	 67 (4.8%)
専業主婦・主夫	 4527 (23.3%)	 2199 (32.7%)	 456 (32.6%)
学生	 876 (4.5%)	 185 (2.7%)	 34 (2.4%)
無職	 2407 (12.4%)	 634 (9.4%)	 140 (10.0%)
その他	 263 (1.4%)	 92 (1.4%)	 20 (1.4%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

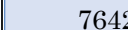
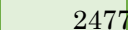
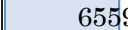
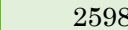
世帯員数は、最小数が 1，最大数が 10。単身世帯は 14.4%，その他全体の回答者の半数以上が 2～3 人と回答した。スクリーニング前と比べると，2 人世帯の比率が高い（表 9）。

表 9 回答者の世帯員数

世帯員数	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
1人	 3537 (18.2%)	 895 (13.3%)	 202 (14.4%)
2人	 6105 (31.4%)	 2432 (36.1%)	 513 (36.6%)
3人	 4928 (25.4%)	 1731 (25.7%)	 367 (26.2%)
4人	 3329 (17.1%)	 1166 (17.3%)	 222 (15.9%)
5人	 1045 (5.4%)	 354 (5.3%)	 68 (4.9%)
6人以上	 491 (2.5%)	 150 (2.2%)	 28 (2.0%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

食費月額（世帯員調整なし）は、5～7万が最多（38.5%），次いで2～4万（34.2%）となった。スクリーニングによって、食費が多い層が残っている（表10）。

表10 回答者の食費月額

食費月額	スクリーニング前	スクリーニング後	標本
～2万円台	 2424 (12.5%)	 448 (6.7%)	 106 (7.6%)
3～4万円台	 7642 (39.3%)	 2477 (36.8%)	 479 (34.2%)
5～7万円台	 6559 (33.7%)	 2598 (38.6%)	 539 (38.5%)
8～10万円台	 2064 (10.6%)	 914 (13.6%)	 201 (14.4%)
11万円以上	 746 (3.8%)	 291 (4.3%)	 75 (5.4%)
計	19435 (100.0%)	6728 (100.0%)	1400 (100.0%)

なお、選択実験では、後述する推定手順において、特殊な回答または信ぴょう性のない回答と判断された被験者も除き、最終的に817の被験者の回答を分析に用いた。除かれたのは、全てのプロフィールセットで「どちらでもよい（1円でも安い方を買う）」と回答した45名、「PSM価格」または留保価格が2,000円／200g以上の8名、回答パターンのLPA解析で、同じパターンをとる被験者が3名以下となった9名、並びに、尤度比検定によるセグメントの併合を経ても、8名以下となったセグメントの21名である。最終的に選択実験の被験者817名の属性は表11に示した。

表 11 離散選択実験の被験者の属性

(a)都道府県別			(b)職業別		
都道府県	実数（構成比）		職業	実数（構成比）	
東京都	152	(18.6%)	正社員・正職員	216	(26.4%)
神奈川県	86	(10.5%)	派遣等の社員・職員	42	(5.1%)
大阪府	59	(7.2%)	パート・アルバイト	147	(18.0%)
愛知県	46	(5.6%)	自分で経営している	36	(4.4%)
北海道	45	(5.5%)	専業主婦・主夫	280	(34.3%)
千葉県	42	(5.1%)	学生	15	(1.8%)
兵庫県	42	(5.1%)	無職	77	(9.4%)
その他	345	(42.2%)	その他	4	(0.5%)
計	817	(100.0%)	計	817	(100.0%)

(c)年齢・性別				
年齢・性別	男		女	
	実数（構成比）		実数（構成比）	
10 歳台	1	(0.1%)	7	(0.9%)
20 歳台	16	(2.0%)	41	(5.0%)
30 歳台	25	(3.1%)	108	(13.2%)
40 歳台	34	(4.2%)	139	(17.0%)
50 歳台	28	(3.4%)	191	(23.4%)
60 歳台	28	(3.4%)	119	(14.6%)
70 歳台	9	(1.1%)	51	(6.2%)
80 歳～	6	(0.7%)	14	(1.7%)
計	147	(18.0%)	670	(82.0%)
			817	(100.0%)

(d)食費月額別			(e)世帯員数別		
食費月額	実数（構成比）		世帯員数	実数（構成比）	
2 万円未満	61	(7.5%)	1 人	100	(12.2%)
2 ～ 4 万円台	273	(33.4%)	2 人	323	(39.5%)
5 ～ 7 万円台	321	(39.3%)	3 人	195	(23.9%)
8 ～ 1 0 万円台	119	(14.6%)	4 人	140	(17.1%)
1 1 万円以上	43	(5.3%)	5 人以上	59	(7.2%)
計	817	(100.0%)	計	817	(100.0%)

3.2 バター消費の購入と利用

以下、バター購入の実態について概要を述べる。ただし、他の分析用のアンケートと共用した調査項目については、調査全体の 1,400 規模のデータを用いる。

回答者のバターを購入場所について、図 8 に示す。9 割前後の回答者がスーパーと回答しており、ほとんどの場合、他の食品等の買い物と同様に購入していると考えられる。

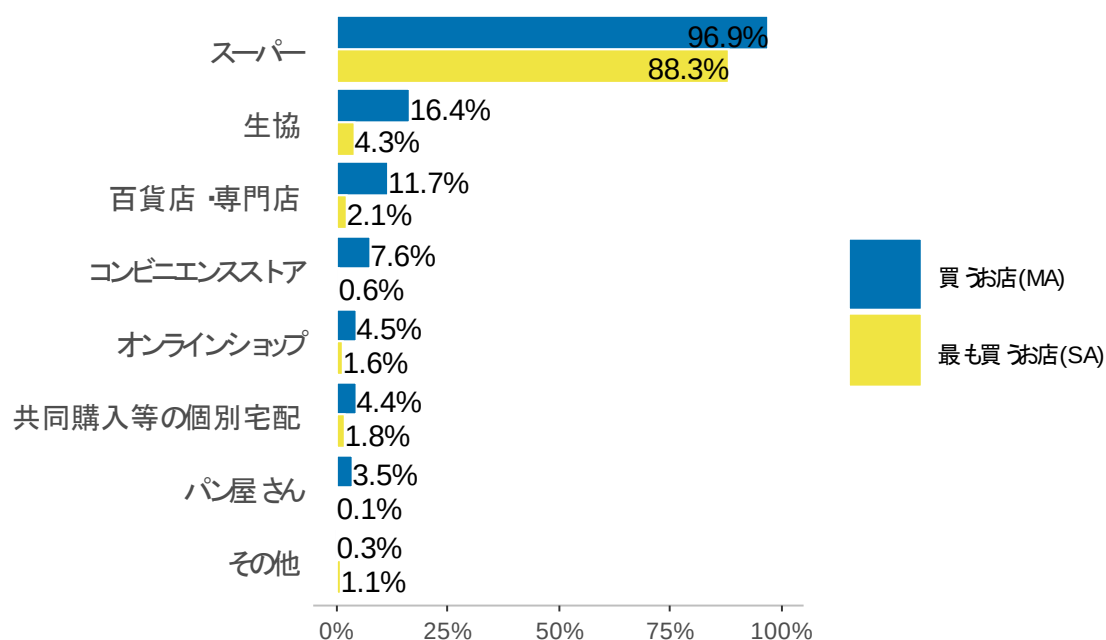


図 8 バターを購入する場所 (n=1,400)

日頃購入しているバターの価格帯は、300～349 円、350～399 円を合わせると 7 割超になる (図 9)。これは店頭で購入できる家庭用バターの実勢価格に近く、回答者がバターの価格情報を正確に把握していることがうかがえる。

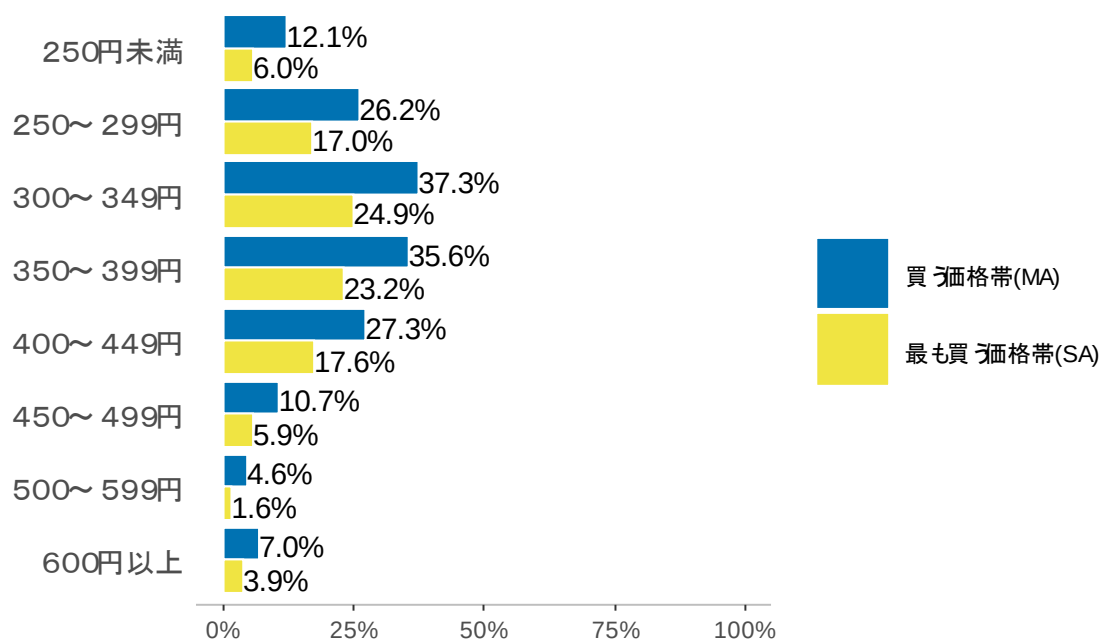


図 9 よく購入するバターの価格帯 (200g あたり, n=1,400)

よく購入するバターの種類は、一般的にパンに塗ったり料理に使われる加塩タイプが約 9 割を占め、主に製菓・製パンに用いられる食塩不使用タイプは 56.3%であった（図 10）。

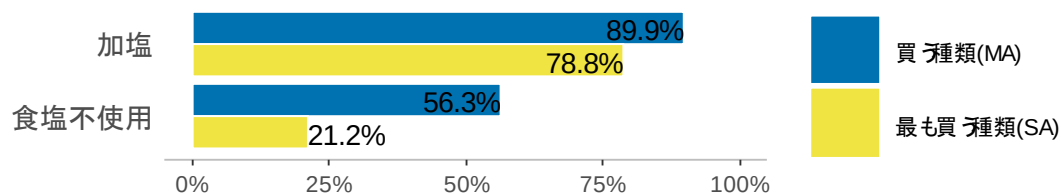


図 10 購入するバターの種類 (n=1,400)

バターの用途については、図 11 に示した。パンに塗る、あるいは料理に使うケースが多く、製菓・製パンに使うことがあると答えた回答者も 4 割余りいた。

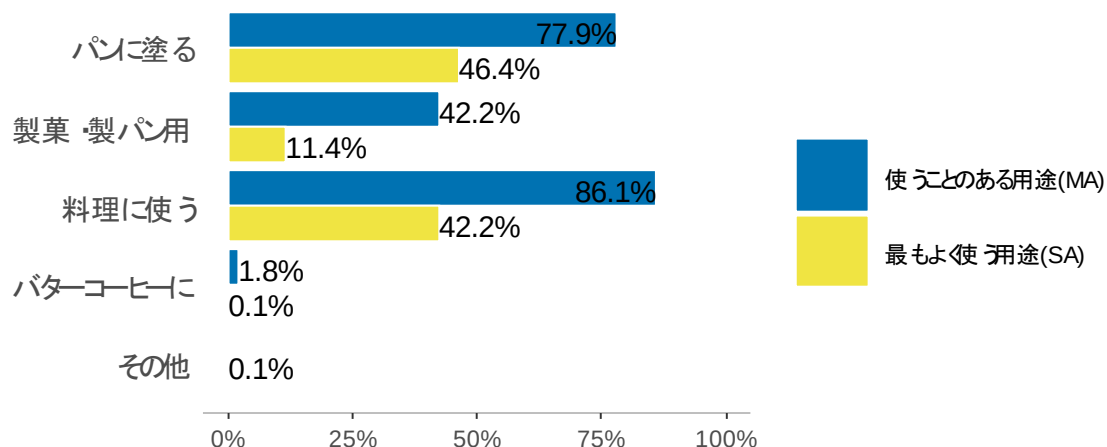


図 11 バターの用途

さらに、図 11 において回答が著しく少なかったバターコーヒーとその他の項目を除いた 3 つの用途別にマーガリン類との併用状況を集計した結果を図 12 に示す。パンに塗る用途の場合はマーガリン類の併用が多い（4 割前後）が、製菓・製パンと料理はマーガリン類で代用しない回答者の割合が多くなった。

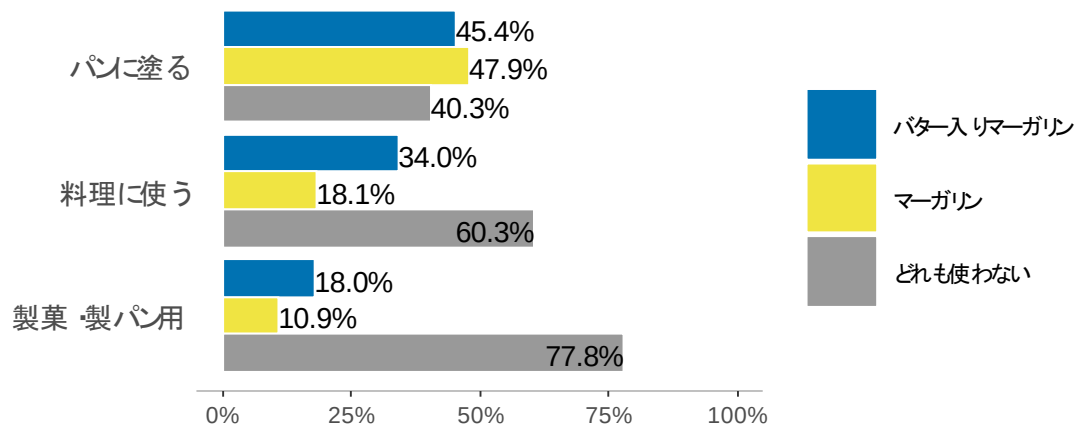


図 12 マーガリン類を併用するか (n=1,400)

図 13 は、「発酵バター」の認知度および消費実態を示している。日本では長らく非発酵製法のバターが主流であったが、ヨーロッパでは発酵バターの方が一般的である。近年日本の大手メーカーからも発酵バターが売り出され、非発酵タイプに比べてバター特有の甘味やコクが強く感じられると人気を集めている。

本調査においても、「発酵バターを知らない」と回答した 34.1%の回答者以外は、発酵バターを認知している。普通のバターよりも発酵バターの方が消費量が多い、あるいは発酵バターしか購入しないと答えた人は合計 10.6%であった。

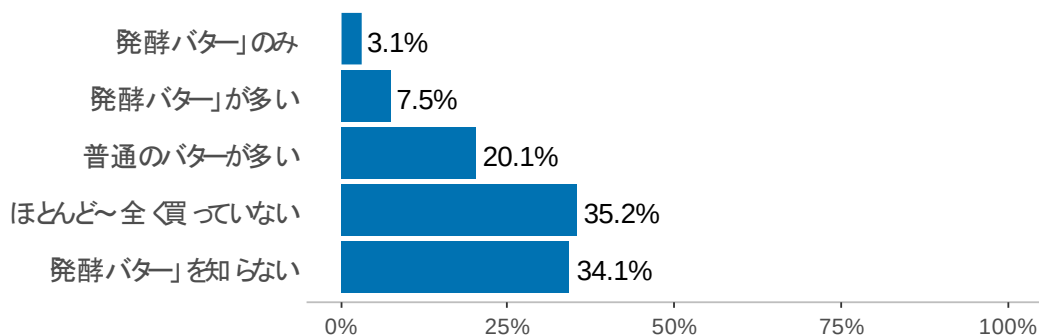


図 13 発酵バターの認知・消費 (n=1,400)

放牧を中心とする飼養により牧草だけを食べさせた牛の牛乳を使った「グラスフェッド」と呼ばれるバターがある。日本ではほとんどの酪農家が牛を舎飼いで飼養するため、国産のグラスフェッド・バターは生産量が非常に少なく希少であり、国内に流通しているグラスフェッド・バターはヨーロッパやニュージーランドといった外国産が主流である。グラスフェッド・バターを購入すると答えた回答者も 1 割程度いたが、知らないと答えた回答者が 7 割を占め、消費者の認知度は低いことが改めて確認された (図 14)。

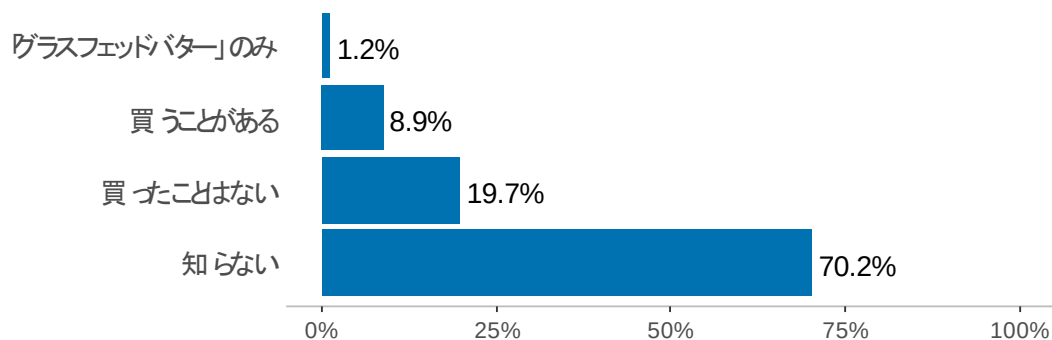


図 14 グラスフェッド・バターの認知・消費 (n=1, 400)

3.3 バターの PSM 価格

次に、バターの PSM 分析を行った。PSM 分析では、消費者が持つ値ごろ感を表す 4 種類の累積曲線（高すぎて買わない価格，買うが高いと思い始める価格，買うが安いと思い始める価格，安すぎて買わない価格）の 4 つの交点を、「上限価格」「下限価格」「妥協価格」「理想価格」として求め、その商品の市場における受容価格帯と考える。

PSM 分析の結果を図 15 に示す。上限価格は 400 円，下限価格は 300 円，妥協価格と最適価格はともに 350 円となった。上限価格と下限価格の間である受容価格帯の幅がかなり狭く，バターの実勢価格に近い結果であった。

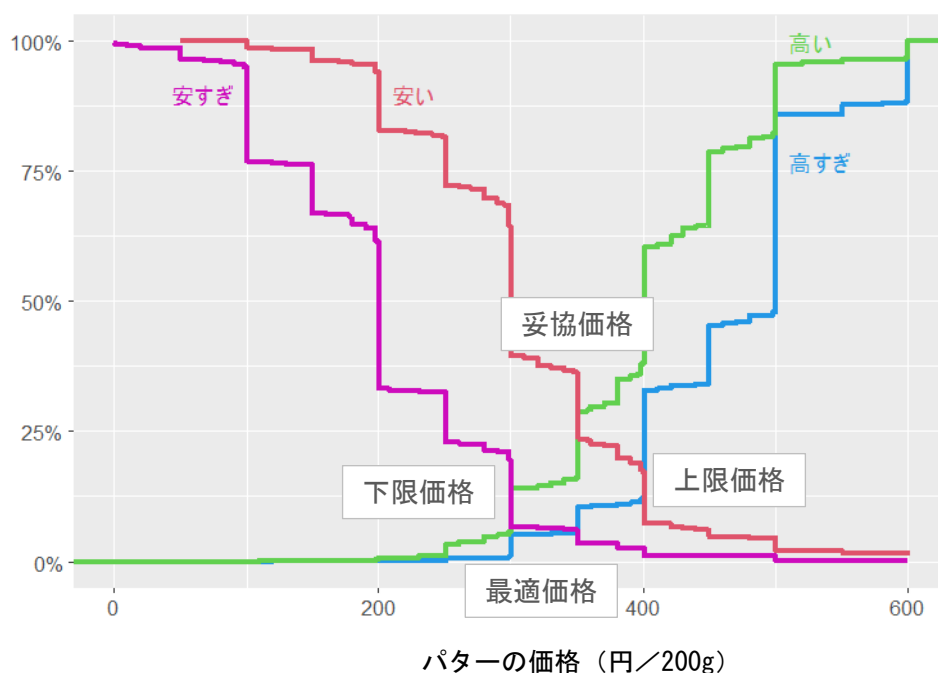


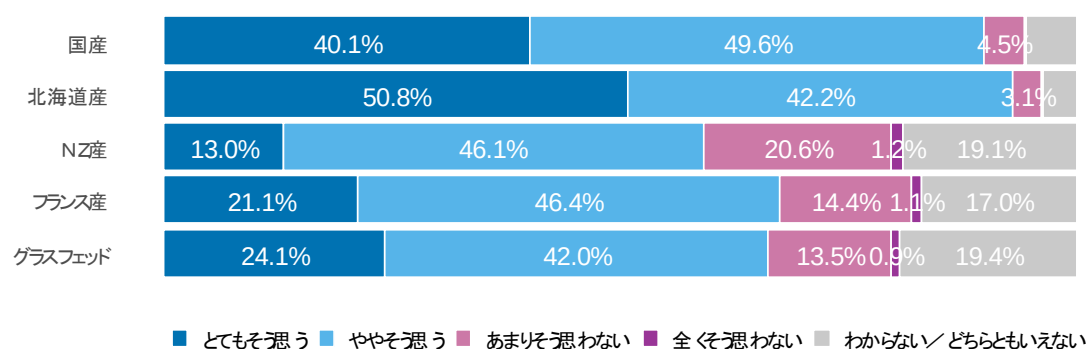
図 15 バターの PSM 分析

これは、よく言えばバターが日常品であるために回答者が値ごろ感を知っていることを示しており、価格情報を自由記入させた場合の妥当性を裏付けるものである。一方で、問題としては、

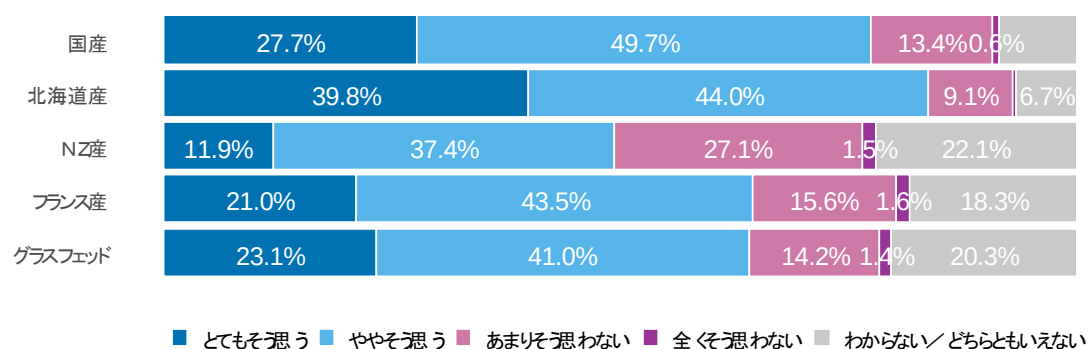
実勢価格が参照価格として働き、コンジョイント分析で真の価値評価を回答しない可能性が考えられる。つまり、実際に販売されているバターが常に隠れたオプションとして存在するため、結果の解釈には注意が必要である。

3.4 各ブランドのバターに対するイメージ

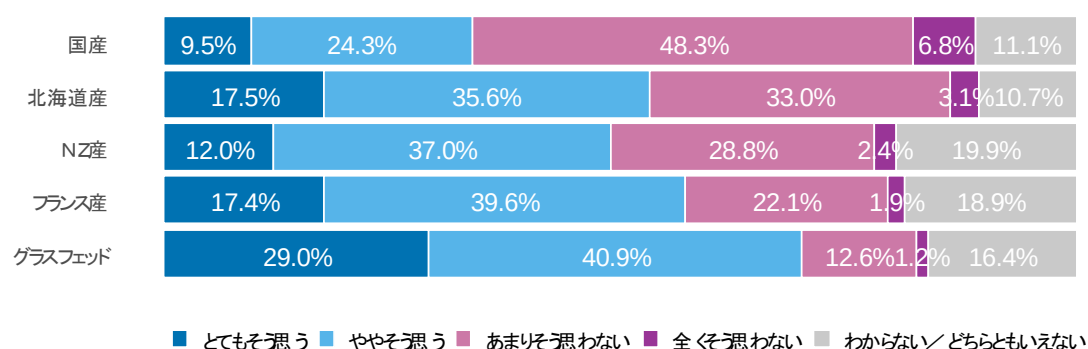
各国産バターに対して回答者が持っているイメージを 5 段階尺度で評価してもらった。評価項目は 1) おいしい, 2) 香りがよい, 3) 個性的, 4) 高級感がある, 5) 新鮮, 6) 健康によい, 7) 製造技術が高い, 8) 衛生管理が徹底している, 9) 残留農薬やホルモン剤が不安, 10) 牛が健康的, 11) 環境への負担が少ない, の 11 項目である。図 16 に、各ブランドの評価を示す。



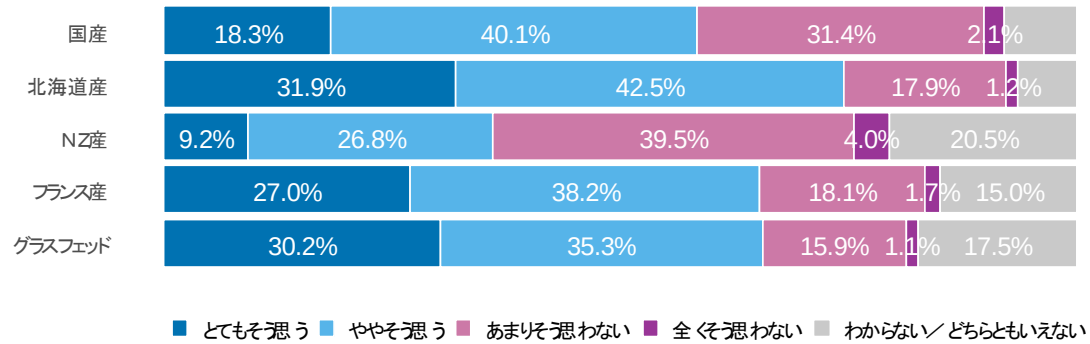
1) おいしい



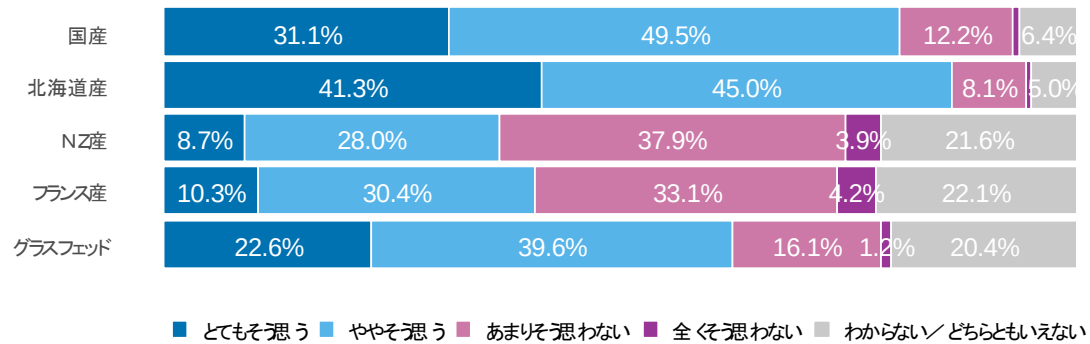
2) 香りがよい



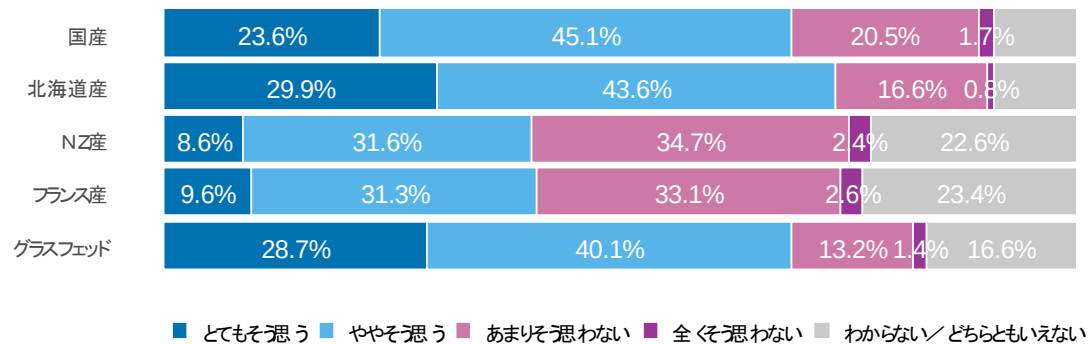
3) 個性的



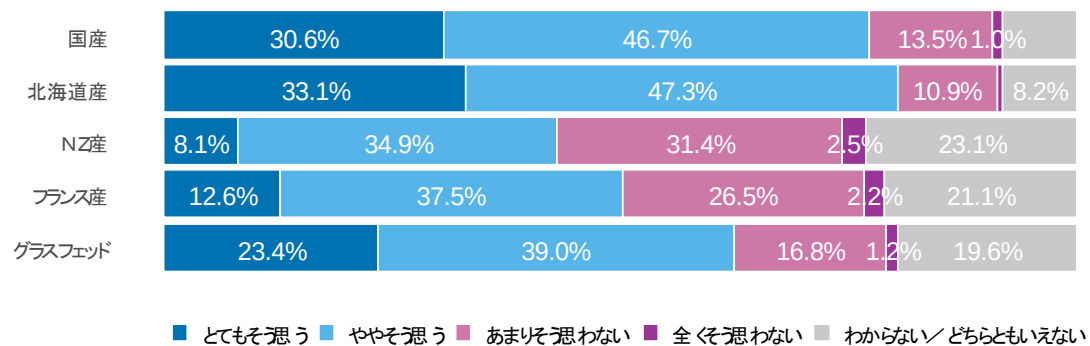
4) 高級感がある



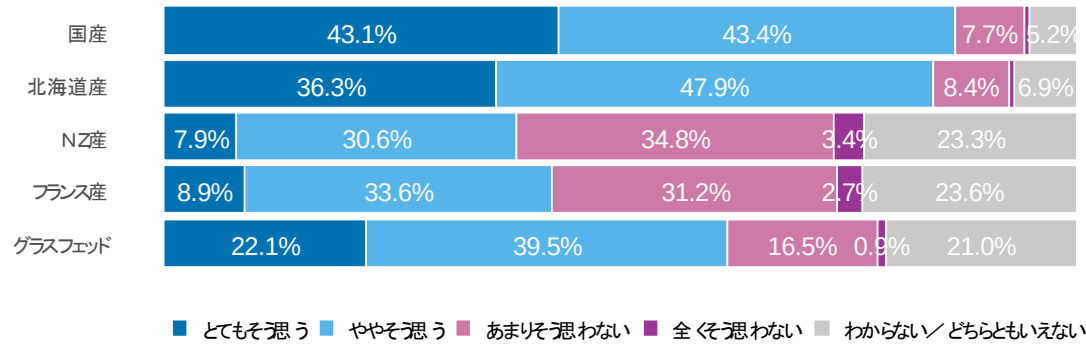
5) 新鮮



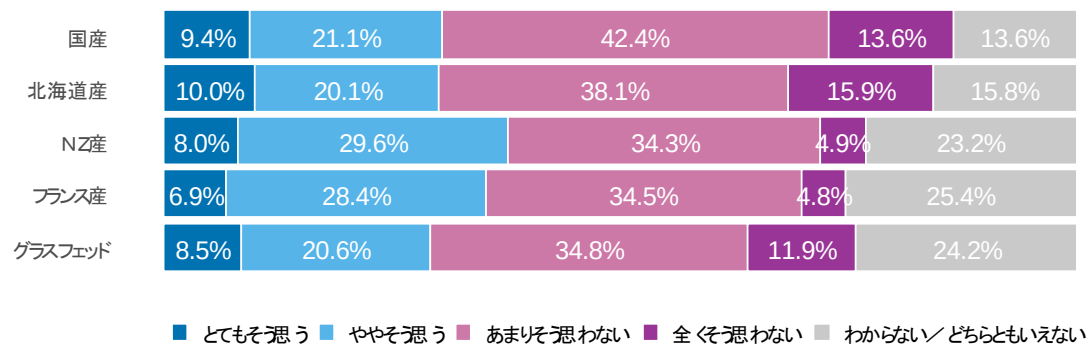
6) 健康によい



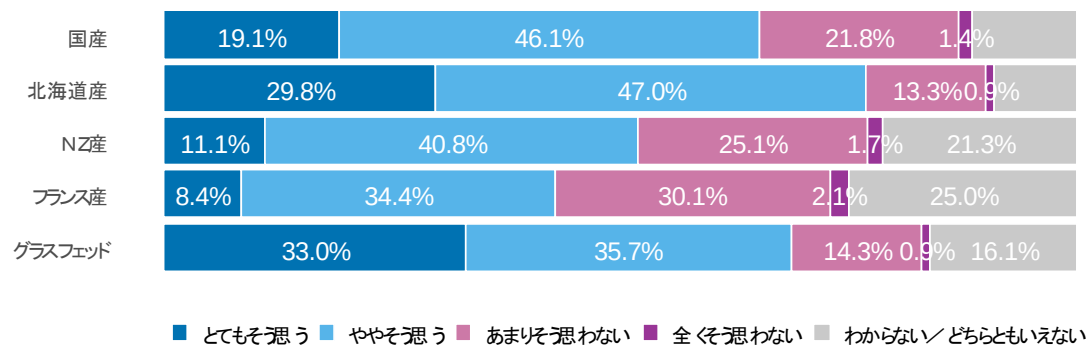
7) 製造技術が高い



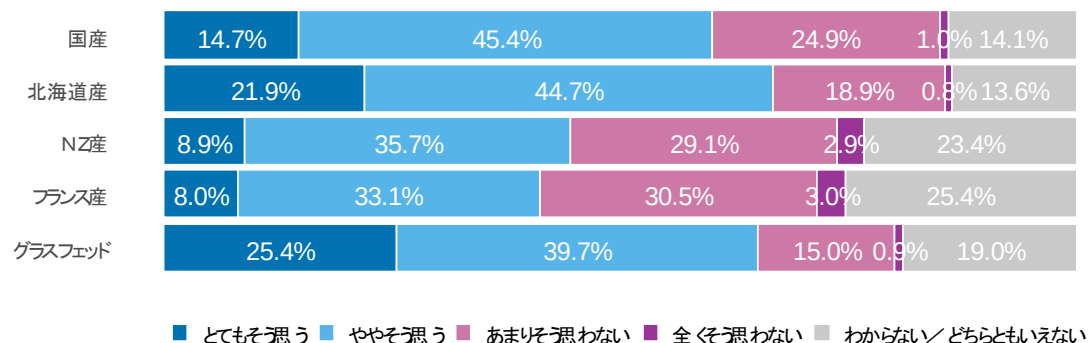
8) 衛生管理が徹底している



9) 残留農薬やホルモン剤が不安



10) 牛が健康的



11) 環境への負担が少ない

図 16 各バター・ブランドのイメージ (n=1,400)

図 16 に示した各国産バターブランドイメージについて総合すると、国産は、すべての項目で安定した支持を得ており、製造技術や衛生管理において高く評価されている。外国産に比べて、環境負荷や牛が健康的なイメージを持つ回答者も多かった。ただし、残留農薬やホルモン剤への不安は他の商品とあまり差がなく、「個性的」の項目に対する評価は低い。

北海道産は、全体を通して最も評価が高く、特に「おいしい」「香りがよい」「新鮮」の項目はその他のプロファイルに比べて突出して評価が高かった。同じ国内生産商品であっても、ほとんどの項目で通常の国産バターの評価を上回っており、北海道というブランドイメージが浸透していることがうかがえる。

NZ 産は、約半数の回答者が「牛が健康的」というイメージを持っているものの、それ以外のすべての項目において評価が低かった。実情として NZ の酪農家のほとんどが牧草主体の飼養であるにもかかわらず、グラスフェッド・バターのプロファイルと比べても全体的に評価が低く、認知度の低さが浮き彫りとなった。

フランス産は、個性的でおいしいというイメージを持つ回答者が多かったが、牛の健康や残留農薬への不安を持たれている。もともと市場に流通するフランス産バターは高価格帯の商品が多いため、高級なイメージを持つ回答者が多いものと予想されたが、高級感があると答えたのは意外にも 65.2%にとどまり、北海道産の 74.4%には及ばなかった。

グラスフェッドは個性的、低環境負荷のイメージだけが突出しており、他に新鮮、健康に良い、牛が健康的といったイメージも持たれている。日本における放牧率が非常に低いことから、グラスフェッド・バターの認知度は著しく低いのではないかと思われたが、我々の予想よりも消費者には正しく認識されているという結果となった。

4. 推定結果と考察

4.1 パラメータの推定結果

推定すべきパラメータの事後分布の推定結果を表 12 と図 17 に示した。パラメータの数が多く、その分布もほぼ正規分布に近かったことから、期待値と標準偏差のみを示した。図 17 では、表示を簡素化するために、仮説検定（ z 検定）に従い、標準誤差が期待値に対して大きい β の推定値は図示から省いた。ベイズ推定の結果に仮説検定の「有意」という表現を使うのは適切でないかもしれないが、0 と識別し難い目安として本稿ではこの表現を利用する。

表 12 推定パラメータの事後分布の期待値

セグメント	α		β_1		β_2		β_3	
C01	232.0	(7.8)	-44.9	(9.8)	7.2	(6.4)	4.4	(8.7)
C02	303.2	(5.2)	-43.2	(5.3)	7.2	(4.1)	8.0	(5.0)
C03	361.2	(4.1)	-41.3	(4.4)	5.1	(3.4)	28.2	(3.9)
C04	401.2	(3.7)	-75.9	(4.9)	14.1	(3.4)	36.3	(4.3)
C05	402.5	(4.0)	-125.7	(5.5)	18.2	(4.0)	7.5	(5.2)
C06	306.6	(8.0)	-218.2	(18.7)	31.5	(8.7)	-18.1	(11.1)
C07	451.9	(6.2)	-169.8	(9.8)	17.5	(5.9)	-173.2	(9.6)
C08	510.7	(8.8)	-152.2	(10.6)	26.1	(7.1)	-16.4	(9.4)
C09	677.0	(14.1)	-162.2	(15.1)	18.9	(10.6)	33.8	(13.0)
C10	513.3	(13.0)	-111.0	(9.5)	23.5	(7.6)	207.4	(11.8)
C11	413.2	(12.0)	11.7	(11.9)	38.4	(9.1)	149.1	(10.6)
セグメント	β_{12}		β_{13}		β_{23}		β_{123}	
C01	13.0	(7.1)	18.8	(12.9)	8.4	(6.7)	-18.7	(10.2)
C02	8.8	(5.4)	21.4	(8.6)	5.3	(5.5)	-19.3	(8.5)
C03	14.1	(5.5)	18.6	(7.2)	6.0	(5.0)	-17.1	(8.1)
C04	15.9	(6.0)	5.4	(8.8)	8.3	(6.0)	-24.1	(10.2)
C05	15.1	(7.7)	18.7	(9.9)	14.8	(8.1)	-32.7	(13.0)
C06	15.0	(9.5)	15.0	(18.8)	7.5	(8.4)	-24.4	(13.4)
C07	11.0	(6.7)	28.0	(19.9)	7.4	(6.4)	-15.0	(12.1)
C08	16.5	(10.4)	43.4	(16.4)	12.9	(10.1)	-31.6	(15.5)
C09	27.2	(13.9)	32.7	(22.9)	17.6	(13.5)	-47.9	(21.8)
C10	12.0	(7.3)	37.6	(16.6)	6.6	(7.5)	-19.0	(12.0)
C11	24.5	(11.3)	-4.1	(20.1)	8.0	(10.2)	-35.1	(16.6)
セグメント	μ							
C01	37.9	(3.4)						
C02	34.5	(1.8)						
C03	34.6	(1.4)						
C04	45.8	(1.7)						
C05	62.1	(1.8)						
C06	46.8	(4.1)						
C07	35.1	(2.4)						
C08	63.6	(3.3)						
C09	88.6	(5.1)						
C10	41.4	(3.0)						
C11	59.9	(3.4)						

()内は標準誤差

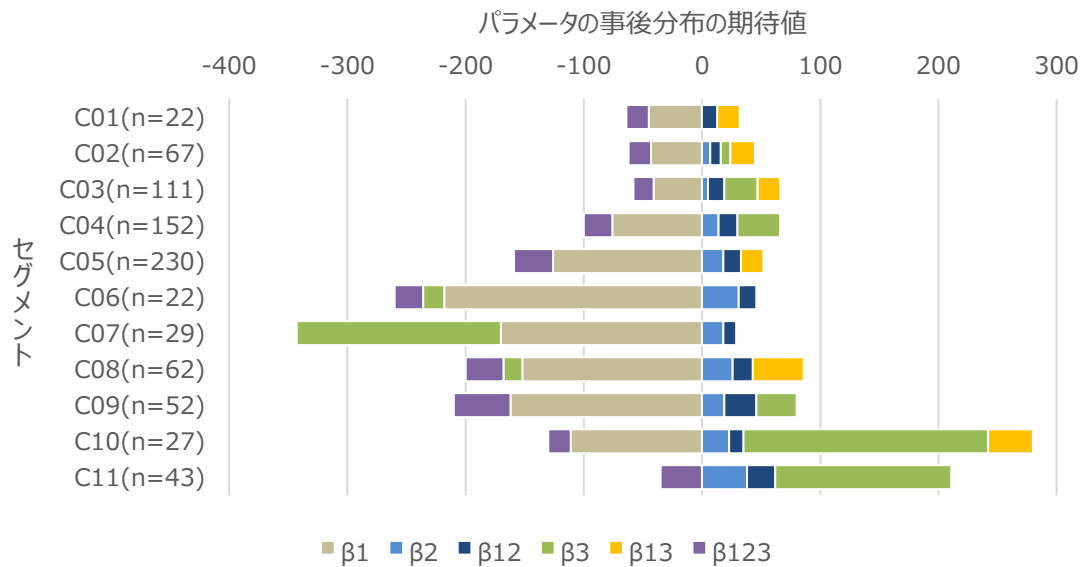
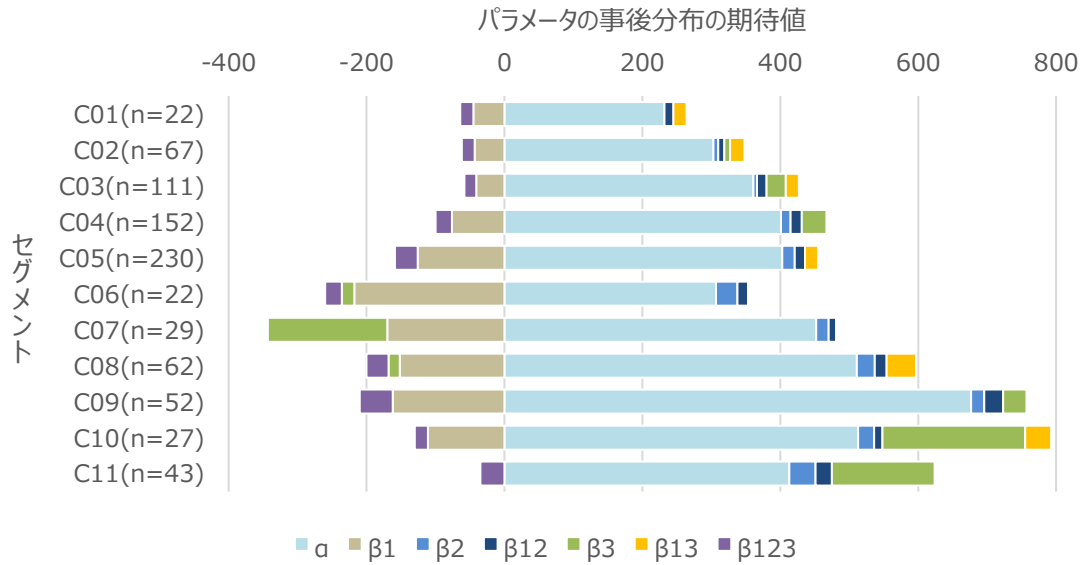


図 17 推定パラメータの事後分布の期待値

推定されたパラメータの意味を確認しておく．本稿の定義では，例えば，「1. 国産」の商品価値評価の最頻値は $\bar{p}_1 = \alpha$ であった．「何も買わない」場合の商品価値評価を 0，価格を 0 に基準化したので，「1. 国産」の価格 p_1 が α に等しければ，「1. 国産」と「何も買わない」の選択確率が等しくなる．この意味で，商品価値評価 α の値を「1. 国産」の評価「額」として解釈できる．本稿の場合，単位は 200g あたり円である．他のプロフィールも同様で，例えば，「3. 北海道産」の商品価値評価は $\alpha + \beta_2$ 円／200g，「5. NZ 産」の商品価値評価は $\alpha + \beta_1$ 円／200g と，評価額で表現する．

α の推定値の期待値は、最も高いセグメント(C09)で 677 円/200g, 最も低いセグメント(C01)で 232 円/200g と大きな差があるが、最もメンバー数の多いセグメント C05 では 402.5 円/200g と、現実のバターの販売価格(以下、400 円/200g を想定)に近い結果となった。

パラメータ β_1 は、輸入品属性の評価であり、具体的には「1. 国産」に対する「5. NZ 産」の商品価値評価の高さにあたる。この推定値の期待値は、C11 を除く全てのセグメントでマイナスの値となり、「5. NZ 産」に対する「1. 国産」の評価の高さが確認された。このマイナスの値が最も大きいのはセグメント C06 で-218.2 円/200g の評価である。ただし、このセグメントに属する被験者は 817 名中 22 名と多くはない。最もメンバー数の多い C05 では、-125.7 円/200g であった。一方で、有意にマイナスであるとはいえ、セグメント C01~C03 の評価値は 50 円/200g 未満のマイナス額であり、C11 はほぼ 0 であった。

産地プレミアムを示す β_2 の推定値は、C01 を除きプラスであった。具体的には、「1. 国産」に対する「3. 北海道産」の評価額の高さであり、消費者の持つ北海道産のプレミアム感が確認できた。ただし、その値は期待値で 5~38 円/200g 程度である。

なお、同じ産地プレミアムである「7. フランス産」の「5. NZ 産」に対する評価額の差は $\beta_2 + \beta_{12}$ で推定されているが、このうち β_{12} の推定値も、20 円/200g 前後と小さいもののすべてのセグメントでプラスであり、「1. 国産」に対する「3. 北海道産」のプレミアム以上に、「5. NZ 産」に対する「7. フランス産」のプレミアムが大きい。

グラスフェッド属性の評価 β_3 はセグメントによって評価が分かれた。C02~C04, C09~C11 はプラス評価で、特に、C10 と C11 の評価が、それぞれ 207.4 円/200g, 149.1 円/200g と高い。一方で、C06~C08 は、グラスフェッド属性がマイナスに評価されている。特に C07 が大きく、172.3 円/200g のマイナス評価である。

ただし、これらは「1. 国産」にグラスフェッド属性が加わった場合の評価であって、「5. NZ 産」にグラスフェッド属性が加わった場合(すなわち「6. NZ 産グラスフェッド」)の評価は、 $\beta_3 + \beta_{13}$ で評価される。その追加的評価 β_{13} は、すべてのセグメントでマイナスは確認できなかった。 β_3 が -16.4 円/200g とマイナスであった C08 でも、 β_{13} が 43.4 円/200g であり、「2. 国産 GF」のグラスフェッド属性に対する評価はマイナスでも、「5. NZ 産 GF」のグラスフェッド属性の評価はプラスとなっている。

なお、パラメータ β_{23} は、「2. 国産 GF」に対する「4. 北海道産 GF」の評価額の差に相当するが、これについてはいずれのセグメントでも有意な差は確認できない程度に小さかった。一方で、「6. NZ 産 GF」に対する「8. フランス産 GF」の評価額の差は、セグメント C07 を除いて全てマイナスで、グラスフェッド属性については、NZ 産の評価がフランス産よりも高いことが確認できた。

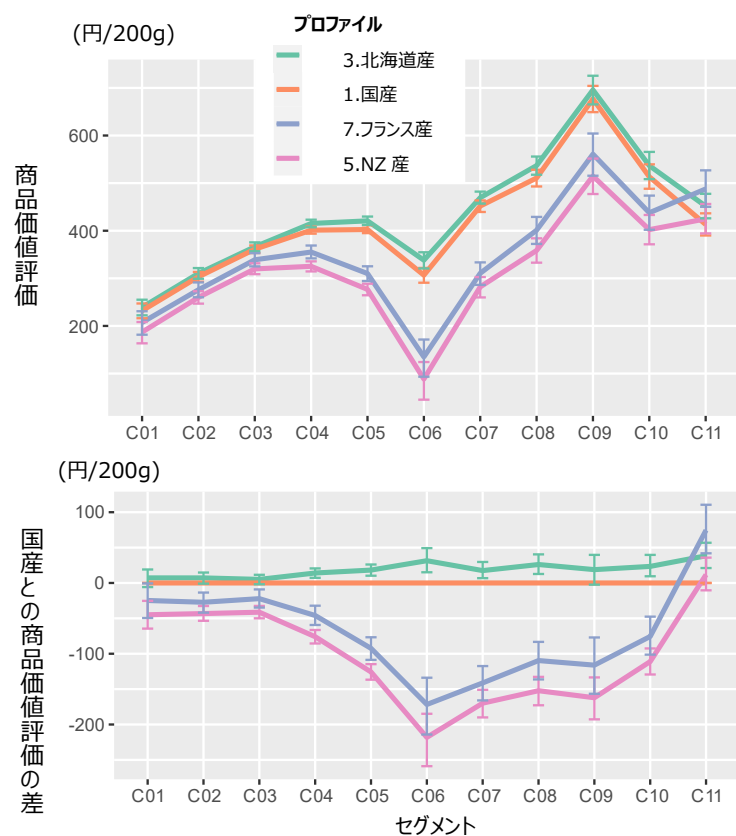
パラメータ μ の推定値は、商品価値評価のばらつきで、この値の約 1.28 倍が標準偏差に相当する。(2) 式または (3) 式からわかるように、 μ が大きいほど、当該ブランドの価格や属性の違いによる価格差の高さが選択確率を左右しない。言い換えれば、プラスであれマイナスであれ、絶対値の大きい評価額を示しやすいということであり、逆に μ が小さい場合は評価が厳しくなる。例えば、セグメント C01, C02, C06 は、 μ の推定値が小さく、 α の推定値の期待値も小さい。逆に、セグメント C09 は、 α の推定値の期待値が最も大きい、 μ の推定値も大きい。 μ が小さいにも関

わらず，大きな評価を示している場合は，その属性にかなり強い選好を持つと考えられる．例えば，セグメント C10 のグラスフェッド属性に対する評価がそれに相当する．

4.2 商品価値評価の比較

以上のパラメータの推定値に基づいて，「1. 国産」「3. 北海道産」「5. フランス産」「7. NZ 産」の 4 つのプロファイルの商品価値評価を比較すると，図 18 となる．

いずれのセグメントも，「3. 北海道産」を「1. 国産」に対して高く評価している．一方，C11 セグメントを除いたいずれのセグメントも，「5. NZ 産」と「7. フランス産」を，「1. 国産」よりも低く評価している．特に「5. NZ 産」の評価が低い．ただし，「5. NZ 産」の評価の低さはセグメントによって異なり，C01～C03 のセグメントでは，その差は 50 円／200g 程度である． $\mu_1 \sim \mu_3$ の推定値がいずれも 35 円／200g 程度（表 12），標準偏差で約 45 円／200g 程度であるから，商品価値評価のばらつきを考慮すると，これらのセグメントにとって国産の優位性は絶対ではない．



注)：折れ線グラフは期待値を示し，上下の縦線は 90%信用区間を示す．

図 18 4 プロファイルのセグメント別商品価値評価の推定値

一方，C05～C10 セグメントの「5. NZ 産」の評価は低く，その最頻値の期待値は「1. 国産」に対して 100～200 円／200g の差がある

ただし，NZ 産バターは，グラスフェッドが一般的であるという，国産やフランス産では稀な特徴がある．上記「5. NZ 産」には，このことが評価されていない可能性が高い．本稿で行ったアン

ケート調査で、NZ 産バターを購入したことがあるという回答は、被験者 817 名のうち 10.6%であったが、NZ 産グラスフェッド・バターを購入したことがあるという回答は、わずか 2.1%で、そもそもグラスフェッドを知らないという回答が、71.2%であった。

そこで、「5. NZ 産」を、グラスフェッド属性を明示した「6. NZ 産 GF」に替えて、その商品価値評価を確認する。図 19 に、図 18 の「5. NZ 産」を「6. NZ 産 GF」で置き換えた。

「6. NZ 産 GF」の評価は、「5. NZ 産」と比較して、C01～C03 セグメントで若干高い。ただし、これらのセグメントでは「1. 国産」と「5. NZ 産」との評価の差が小さいので、若干の差であっても「1. 国産」の評価に「6. NZ 産 GF」の評価が接近している。最も構成員数の多い C04 と C05 は、依然として「1. 国産」の評価が高いものの、その差は「6. NZ 産 GF」の評価の方が小さい。C10 と C11 セグメントでは、むしろ「6. NZ 産 GF」の評価が「1. 国産」を上回る。一方、C06 は「5. NZ 産」の場合とほとんど変わらず、C07 ではむしろ大きく下回る。

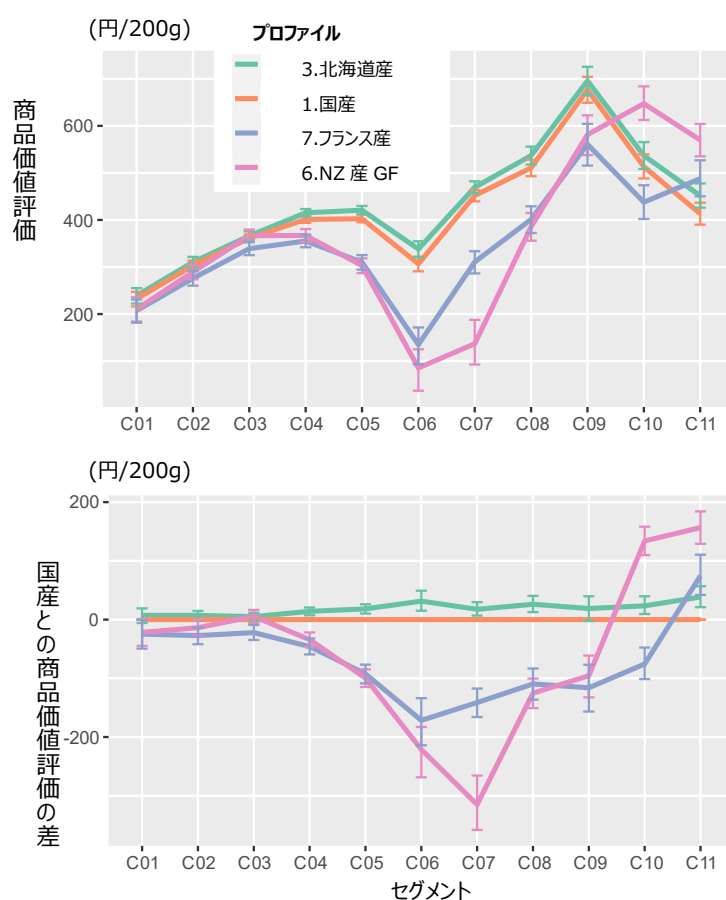


図 19 「6. NG 産 GF」の商品価値評価 (図 18 との比較)

なお、図 3～図 5 で示したように、被験者をほぼ 3 等分して、グラスフェッドについて 3 種類の情報を与えている。しかし、それらの間の商品価値評価に有意な差は確認できなかったため、その分析結果は省く。

4.3 セグメントの特徴

各セグメントがどのような消費者か、その特徴を把握するために、以下で、被験者の年齢・性別、食費月額、食スタイル、バターの購入経験の分布（構成比）の違いを確認しておく。年齢・性別、食費月額、食スタイル、バターの購入経験に注目した理由は、職業や子供の有無、バター・ブランドの定性的評価等の他の回答結果と比べて、分布の違いが大きかったからである。図 20～図 23 に、上記の商品価値評価によるセグメントとこれら個人属性等とのクロス集計を示し、表 15 に、それらのまとめを示した。

以後、個人属性等の構成比の多寡を記述するが、およそその判断である。目安として当該項目のそれ以外のセグメントに対する対数オッズ比についての仮説検定結果を踏まえているが、メンバー数が少ないセグメントについては、仮説検定が棄却されにくい場合もあるので、例えば構成比が比較的大きければ、可能性も含めて「大きい」と記述している。その区別として、表 15 に、対数オッズ比が 0 という帰無仮説を片側検定 5%未満で棄却される場合は*印を付し、棄却されないが構成比が大きい場合は*印を付さずに表記している。

(1) 年齢・性別構成

図 20 に、年齢別・性別の構成比を示した。アンケートの募集で、年齢・性別のコントロールを行わなかったため、女性の割合が大きく、男性は全体で 18%に過ぎない。アンケートでは、10 歳区切りで年齢を聞いているが、50 歳未満か 50 歳以上かで、セグメント間の構成比の違いが大きく出ているので、図の単純化のために、ここで区切って示している。全体で、被験者の 36%が 50 歳未満の女性で、46%が 50 歳以上の女性である。

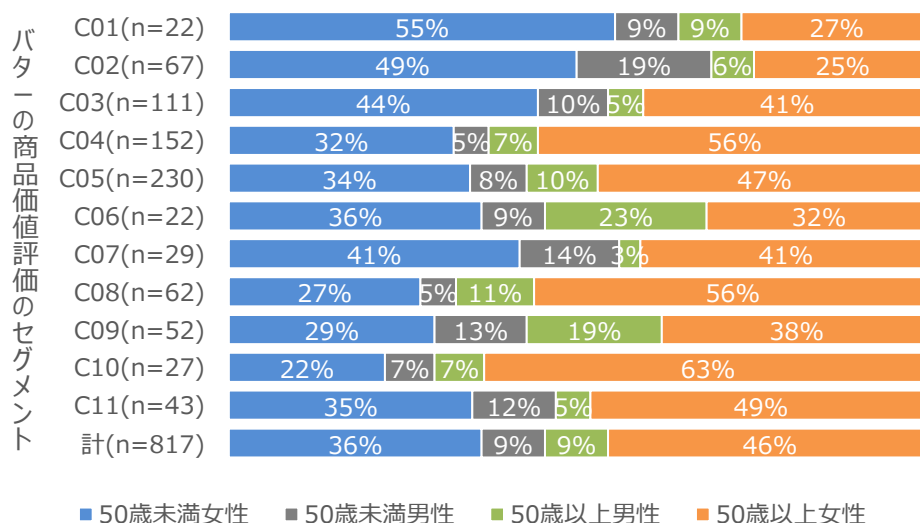


図 20 バターの商品価値評価のセグメント別性別・年齢別構成

C05 は最もメンバー数の多いセグメントで、C04 はそれに次ぐ。C05 の年齢・性別構成は全体の構成とほぼ同じで、C04 の構成比は、50 歳以上の女性の割合が高い。

C08 と C10 も、C04 と並び 50 歳以上の女性の割合が多い。特に C10 は、最も 50 歳以上の女性の割合が高いセグメントで、この層が 63%を占める。一方、C01, C02 は、50 歳未満の女性が多く、C03 と C07 もやや多い。

男性は全体で少ないが、C06 と C09 でそれぞれ 32%と、比較的大きな構成比を占めている。

(2) 食費月額

アンケートで食費月額を聞いた。表 10 に示した通り、2 万円未満を最低額として、3 万円区切りで聞いている。ただし、食費月額は、家族員数に左右されるので、これを調整しなければならない。おおまかな区分で聞いた食費月額であるので、厳密な調整は不可能であるが、食費月額の区分の中央値 y を同居家族員数 n_f と同居する未就学児の数 n_c に OLS 回帰した結果が以下となった。

$$\hat{y} = 3.124^{(0.225)} + 1.048^{(0.079)}n_f - 1.158^{(0.258)}n_c \quad R^2 = 0.1779, \text{ ()内は標準誤差.}$$

この結果を勘案し、定数項が 3 万円、それに未就学児数を除く家族員数 1 人あたり 1 万円増額した値を「おおよその平均食費月額」に設定した。図 21 は、その額からの回答された食費月額区分の中央値との偏差である。情報量が限られているので、家族員数による偏差のスケールの違いは調整しない。

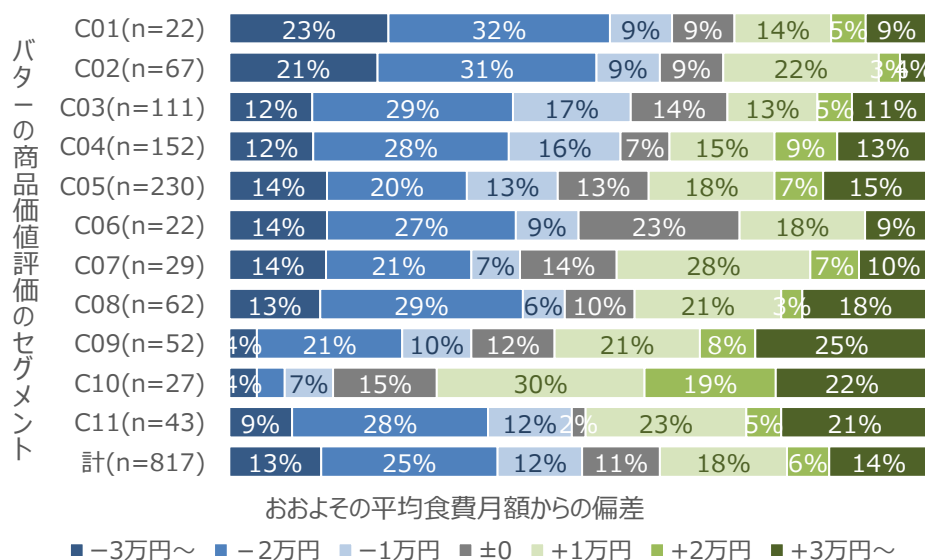


図 21 バターの商品価値評価のセグメント別平均食費月額からの偏差

C01 と C02 では、食費月額が「おおよその平均月額」より 2 万円以上少ない人が多く、一方、C10、C09 は、「おおよその平均月額」より 2 万円以上多い人が多い。

(3) 食スタイル

光成、吉野 (2019) に倣い、アンケート調査問 6 で、バターに限らない食一般に対する選好や態度 (以下、「食スタイル」と呼ぶ) について質問した。以下にあるような食スタイルの表現に「はい」「いいえ」で回答を求め、その結果から被験者を以下のように分類し、命名した。ただし、光成、吉野 (2019) の分類基準に従うと、ほぼすべての被験者が、以下の命名で<LOHAS>または<好奇心だけ>に分類されてしまう。これでバター消費者の食に対する関与の高さを確認することはできるが、本稿では、バター消費者間の特徴の違いを把握したいので、分類基準を厳しくしている。したがって、分類に利用した設問と命名は光成、吉野 (2019) と一致しているが、分類基

準が一致するものではなく、本稿で＜普通＞の消費者と言っても、光成、吉野（2019）の＜普通＞の消費者より食に関心のある消費者である点に留意されたい。

表 13 食スタイルによる被験者の分類

	分類名					
	LOHAS	安全性 だけ	好奇心 だけ	普通	無関心	無効
セグメントのメンバー数	280	137	221	127	22	30
生活感						
生活に精いっぱい食を楽しむ余裕がない	0.15	0.13	0.21	0.29	0.27	1.00
もともと食にはあまり関心がない	0.10	0.15	0.08	0.20	0.45	0.70
食に対するこだわり						
鮮度や味など、品質レベルが高い店がよい	0.97	1.00	0.95	0.94	0.36	1.00
おいしいものを食べることが人生の喜びだと思う	0.95	0.94	0.94	0.86	0.36	0.97
食に対する好奇心						
普段見ない、珍しいものが置いてある店がよい	0.79	0.75	0.83	0.36	0.41	0.93
食事には新しいものを取り入れるようにしている	0.70	0.62	0.62	0.13	0.14	0.90
珍しいものは食べてみる	0.48	0.44	0.52	0.09	0.23	1.00
話題になっているものはとりあえず食べてみる	0.58	0.58	0.65	0.15	0.09	0.97
食に対する積極性						
食べ物のことで話題が盛り上がることが多い	0.85	0.80	0.89	0.44	0.32	0.97
店員が対面でいろいろ説明してくれる店がよい	0.64	0.54	0.64	0.13	0.05	0.80
試飲・試食で味が確かめられる店がよい	0.83	0.83	0.94	0.50	0.41	0.93
店頭のポップや商品説明が充実している店がよい	0.85	0.77	0.88	0.46	0.27	0.93
近所や周辺地域の住民に人気がある店がよい	0.91	0.91	0.90	0.73	0.27	0.97
食と健康						
ダイエットや食事制限をしている	0.36	0.30	0.28	0.20	0.00	0.77
体によいという理由で食べ続けているものがある	0.76	0.70	0.53	0.52	0.36	0.83
医者や薬より何を食べるかの方が大事だとおもっている	0.87	0.80	0.70	0.62	0.50	0.90
安全性への関心						
放射性物質を気にしている	0.72	0.64	0.26	0.28	0.14	0.93
使用された農薬を気にしている	0.79	1.00	0.18	0.21	0.23	1.00
使用された肥料を気にしている	0.59	0.41	0.07	0.06	0.09	1.00
使用した農薬・肥料・種の情報がわかる店がよい	0.94	1.00	0.75	0.57	0.05	0.97
多少高くても安全だと思う食材を選ぶようにしている	0.84	1.00	0.48	0.37	0.23	0.83
LOHAS 的関心						
有機農産物が充実している店がよい	0.96	0.88	0.71	0.55	0.18	0.97
環境・生物配慮の農産物が置いてある店がよい	0.99	0.91	0.75	0.58	0.00	0.93
環境・社会への貢献が感じられる店がよい	0.96	0.84	0.74	0.51	0.05	0.93
環境にやさしいかを気にしている	1.00	0.44	0.12	0.13	0.05	1.00
動物福祉を気にしている	0.65	0.11	0.08	0.11	0.05	1.00
ビーガンやマクロビへの配慮がある店がよい	0.80	0.27	0.38	0.13	0.14	0.87

注) 表頭の名称は本文参照。表体の数値は、表側について「はい」と回答した人の割合を示す。

<LOHAS>：「動物福祉を気にしている」「ビーガンやマクロビへの配慮がある店がよい」のいずれかに「はい」と回答し、かつ「有機農産物が充実している店がよい」「環境・生物配慮の農産物が置いてある店がよい」「環境・社会への貢献が感じられる店がよい」「環境にやさしいかを気にしている」の4つのうち2つ以上に「はい」と回答した被験者。LOHAS（ロハス）とは、「"Lifestyles of Health and Sustainability"の頭文字をとった略語で、健康と環境、持続可能な社会生活を心掛ける生活スタイル」（NPO ロハースクラブ）で、それに近い食スタイルと想定される。

<安全性だけ>：<LOHAS>に分類された被験者以外で、「使用された農薬を気にしている」「使用した農薬・肥料・種の情報がわかる店がよい」「多少高くても安全だと思う食材を選ぶようにしている」の全てに「はい」と回答した被験者。安全性は重視するが<LOHAS>のように、食において環境や社会的な問題は気にしていない。

<好奇心だけ>：<LOHAS>にも<安全性だけ>にも分類されない被験者で、「食事には新しいものを取り入れるようにしている」「珍しいものは食べてみる」「話題になっているものはとりあえず食べてみる」「食べ物の中で話題が盛り上がることが多い」「店員が対面でいろいろ説明してくれる店がよい」「試飲・試食で味が確かめられる店がよい」「店頭のポップや商品説明が充実している店がよい」「近所や周辺地域の住民に人気がある店がよい」の8つのうち5つ以上に「はい」と回答した被験者。食には関心があるが、食の安全性や環境・社会的問題は、あまり気にしない。

<無関心>：上記以外で、「鮮度や味など、品質レベルが高い店がよい」「おいしいものを食べることが人生の喜びだと思う」のいずれかに「いいえ」と回答し、「話題になっているものはとりあえず食べてみる」「近所や周辺地域の住民に人気がある店がよい」「使用した農薬・肥料・種の情報がわかる店がよい」「環境・生物配慮の農産物が置いてある店がよい」の4つのうち、「はい」と回答した数が1つ以下の被験者。

<普通>：上記以外の被験者。「鮮度や味など、品質レベルが高い店がよい」「おいしいものを食べることが人生の喜びだと思う」には「はい」と答えており、<無関心>には分類されないが、<LOHAS>や<安全性だけ>、<好奇心だけ>の該当項目とした設問に「はい」と回答した数が少なく、それらの分類基準に満たない被験者。

ただし、全てに「はい」と回答するなど、明らかに整合性のない回答は、<無効>に分類した。

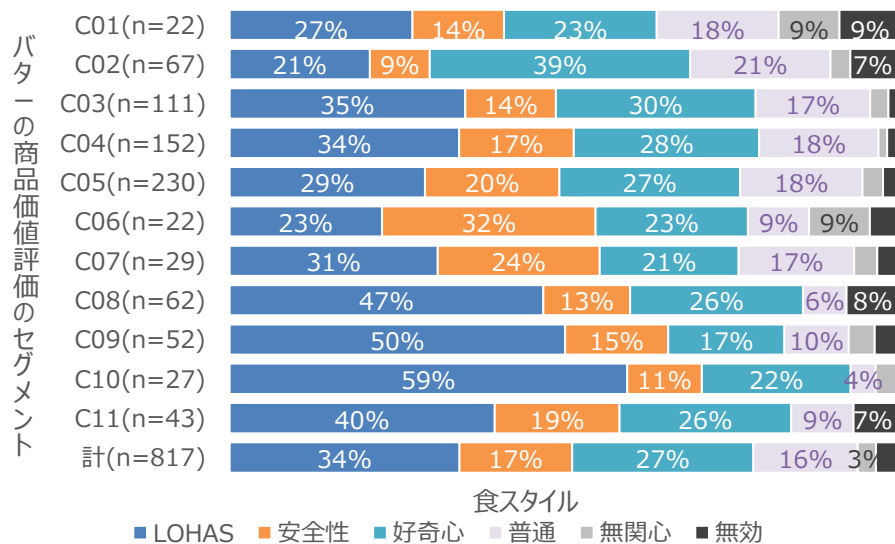


図 22 バターの商品価値評価のセグメント別食スタイルの割合

バターに対する商品価値評価のセグメント別に、この食スタイルの構成比を図 22 に示した。「計」で全体の構成比が確認される。34%が<LOHAS>であり、<安全性だけ>が 17%、<好奇心だけ>が 27%、<普通>が 16%、<無関心>は 3%だった。光成、吉野 (2019) では<無関心>が 30%以上で、<LOHAS>はごくわずかだった。分類基準を厳しくしても、本稿で分類された<LOHAS>の割合はかなり高く、<無関心>は少ない。光成、吉野 (2019) では、調査母集団を、週に 1 リットル以上の牛乳を自分で購入する消費者としたが、本稿では、バターを月に 50g 以上自分で購入している消費者としており、バター消費者の食一般に対する関心の高さがうかがえる。

セグメント別にみると、C10 の<LOHAS>の構成比が最も大きく、C09、C08 がそれに次ぐ。<安全性だけ>の構成比は、C06 が大きく、C07 もやや大きい。C02 は、<好奇心だけ>の構成比が大きく、C01 は<無関心>の構成比が比較的大きい。<無関心>の構成比は C06 でも比較的大きい。

(4) バターの購入経験

被験者のバターの購入経験パターンを以下のように分類した。

表 14 バター・ブランドの購入経験による被験者の分類

買ったことのあるバター (n=)	分類名				計 (817)
	国産のみ (81)	北海道産も (511)	輸入も (148)	GFも (77)	
国産	1.00	0.90	0.97	0.87	0.92
北海道産	0.00	1.00	0.87	0.81	0.86
NZ産	0.00	0.00	0.40	0.36	0.11
フランス産	0.00	0.00	0.80	0.47	0.19
国産GF	0.00	0.00	0.00	0.65	0.06
北海道産GF	0.00	0.00	0.00	0.48	0.05
NZ産GF	0.00	0.00	0.00	0.22	0.02
フランス産GF	0.00	0.00	0.00	0.34	0.03

注) 表頭の名称は本文参照。表体の数値は、各分類で、「買ったことがある」と回答した割合を示す。()内は該当者人数。

<国産のみ>：国産バターのみ購入経験がある。

<北海道産も>：国産以外には北海道産のみ購入経験がある。

<輸入品も>：NZ産またはフランス産のバターの購入経験がある。ただし、グラスフェッド・バターの購入経験がある人は除く。これに分類される被験者の大半は、国産や北海道産の購入経験も持つ。

<GFも>：国産、北海道産、輸入品の購入経験に関わらず、グラスフェッド・バターの購入経験がある。

図 23 に、この購入経験のパターンの分布を、バターの商品価値評価のセグメント別に示した。

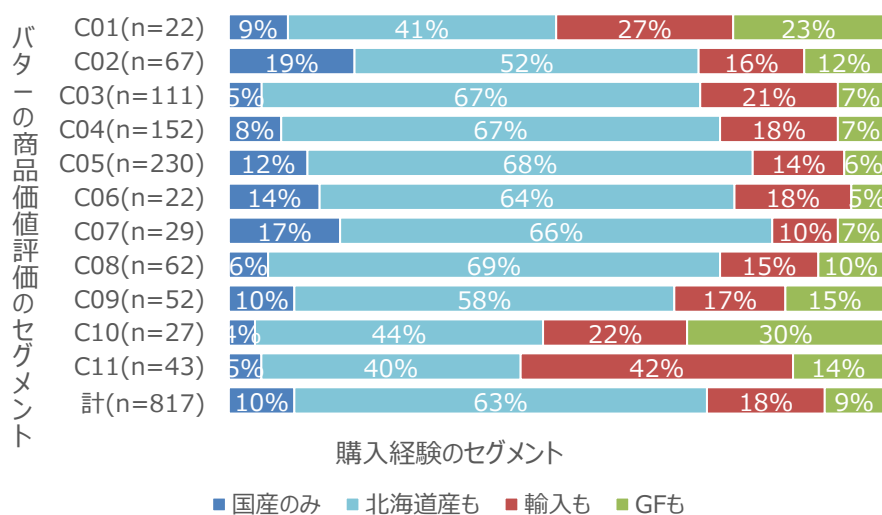


図 23 バターの商品価値評価のセグメント別バター・ブランドの購入経験

全体として 73%が国産または北海道産の購入経験しかないと回答している。グラスフェッド・バターの購入経験は 9%に留まり、それを除く輸入バターの購入経験者は 18%である。大半のセグメントもこれに近い中で、C11 は、輸入バターの購入経験者が 42%である。一方、C10 はグラ

スフェッド・バターの購入経験者の構成比が大きく、C01 がそれに次ぐ。

(5) セグメントの特徴のまとめ

以上の個人属性等の分布と、先述した商品価値評価のうち「1. 国産」の評価額 α （以降、「普通のバターの評価額」とみなす）、「1. 国産」に対する「5. NZ 産」の評価額の差 β_1 （以降、「輸入属性の評価額」とみなす）、並びに「5. NZ 産」に対する「6. NZ 産 GF」の評価額の差 $\beta_3 + \beta_{13}$ （以降、「NZ 産のグラスフェッド属性の評価額」とみなす）の推定値の期待値から、各セグメントの特徴をまとめ、表 15 に示した。

表 15 セグメントの特徴のまとめ

セグメント 名 (n)	バターの商品価値評価				個人属性等			
	μ	α	β_1 のマ イナス	β_3 + β_{13}	年齢・性別	食費月額	食スタイル	バターの 購入経験
C01 (22)	最小	最小	小	+	若年女性*	最少	無関心*	輸入も/ GF も*
C02 (67)	最小	小	小	+	若年女性*	少*	好奇心*	
C03 (111)	最小	やや小	小	+	若年女性			
C04 (152)	小		やや大	+	年配女性*			
C05 (230)			やや大	+				
C06 (22)	小	小	最大	－	男性		安全性* / 無関心*	
C07 (29)	最小	やや大	大	－最大	若年女性			国産
C08 (62)		大	大	+	年配女性		LOHAS*	
C09 (52)	最大	最大	大	+	男性*	やや多*	LOHAS*	
C10 (27)	小	大	やや大	＋最大	年配女性*	多*	LOHAS*	GF も*
C11 (43)			最小	＋大				輸入品も*

注) バターの商品価値評価の大小表記はおおよそのもので、正確な値は表 12 を確認されたい。「若年女性」等の個人属性等の表記は、図 20～図 23 に示した当該項目の割合が他のセグメントと比べて大きいことを示し、それに付されている * 印は、それ以外のセグメントと比較した当該項目の対数オッズ比が片側検定の有意水準 5% で 0 より大きいことを示している。

C05 は、最もメンバー数の多いセグメントであり、個人属性等のいずれも、被験者全体の平均と同じ傾向を示しており、このセグメントを「典型的」なバター消費者とみなせるだろう。普通のバターの評価額が 400 円/200g 前後と、国産バターの実売価格に近く、輸入属性に対してはややマイナスの評価をしている。一方、NZ 産のグラスフェッド属性の評価はプラスである。

C04 も、C05 に次いでメンバー数の多いセグメントで、C05 と C04 で全被験者の 47% を占める。商品価値評価のばらつき μ が小さく、輸入属性のマイナスの評価額がやや小さい他は、C05 とほぼ同様で、個人属性等もほぼ同じだが、50 歳以上の女性の割合が高い。

C01, C02, C03 は、いずれも商品価値評価のばらつき μ がセグメント中最低レベルで、商品属性に対してあまり高い評価額を示さないセグメントである。普通のバターの評価額の期待値も、

C01 は 232 円／200g と最低で、C02 も 303 円／200g、C03 も 361 円／200g と低い。ただし、輸入品属性に対するマイナス評価も小さく、いずれも 50 円／200g 未満である。C01、C02 は 50 歳未満の女性の割合が高く、食費月額は最少レベルである。食スタイルは、C01 には＜普通＞～＜無関心＞が比較的多い傾向にあるが、C02 は＜好奇心だけ＞が比較的多い。すなわち、食の安全性や社会的問題に対する関心は低い、珍しい食べ物等には関心が高い消費者が比較的多いということになる。C01、C02 と比べると、C03 の食費月額や食スタイルの割合は全体の平均に近い。バターの購入経験は、C02 も C03 も、全体平均と大差ないが、C01 は、輸入またはグラスフェッドの購入経験者が多い。想像であるが、C01 には、値段の安さから輸入バターを購入する消費者が多いのかもしれない。

C06、C07 は、 μ は小さいが、輸入品属性のマイナス評価額が大きいセグメントである。NZ 産のグラスフェッド属性に対してもマイナス評価で、特に C07 のマイナス評価額が大きい。C06、C07 のいずれも、バターに関して選好が「保守的」と表現できるかもしれない。このうち、C06 の普通のバターの評価額は 307 円／200g と低く、輸入品属性のマイナス評価はセグメント中最も大きい。男性の割合と、食スタイルの＜無関心＞と＜安全性だけ＞の割合が比較的高い。C07 は、C06 と異なり、普通のバターの評価額は、452 円／200g とむしろ実売価格より高い。その一方で、グラスフェッド属性の評価額は 173 円／200g と、セグメント中突出して低い。50 歳未満の女性の割合が高く、食スタイルで＜安全性だけ＞の割合も若干高い。国産または北海道産のみしか購入したことのない人の割合はセグメント中最も高い。

C08、C09、C10 は、普通のバターの評価額が大きいセグメントで、いずれも食スタイルで＜LOHAS＞の割合が高い。C08 と C10 は 50 歳以上女性の割合が高く、C09 は男性の割合が高い。食費月額は、C08 が平均的であるのに対して、C09 も C10 も多い。 μ は、C09 がセグメント中最も大きく、C10 は小さい。C10 は堅実に豊かな食をしており、逆に C09 は、それと比べると浪費的に豊かな食生活をしている様子が想像される。輸入品属性に対してはいずれもマイナスの評価をしているが、C10 のマイナス評価額は若干小さい。NZ 産グラスフェッド属性はいずれもプラスであるが、C10 の評価額はセグメント中最大で、輸入品属性のマイナス評価額の大きさを超える。C08 も C09 もバターの購入経験は全体平均と同程度であるが、C10 は、グラスフェッド・バターの購入経験者が 30% と大きい。

C11 は、唯一輸入品にマイナス評価が示されなかったセグメントである。輸入品購入経験者が 42% と突出して多く、輸入品に抵抗感がない消費者が多いセグメントと思われる。しかし、このセグメントは、他に特徴は確認できず、 μ の大きさは平均的で、普通のバターの商品価値評価は実売価格 400 円／200g に近い。個人属性等も、バターの購入経験を除けば、ほぼ全体平均に近い。その一方で、グラスフェッド属性については 149 円／200g と、C10 に次ぐ高い評価額を示している。

4.4 シミュレーション

以上の商品価値評価に基づいて、各被験者のマインドシェアを推計し、それを被験者全体で集計することで、潜在的市場シェアを推計する。ここで「マインドシェア」とは、選択実験の結果から推計した各プロファイルの商品価値評価のパラメータに基づいて予測される各プロファイル

の選択確率である。さらに「潜在的市場シェア」とは、各被験者のマインドシェアの推計で、本稿の造語である。

状況設定として、様々なプロファイルの組み合わせが考えられるが、市場開放後の現実に近い状況を想定し、「1. 国産」「3. 北海道産」「5. フランス産」「7. NZ 産」の4つのプロファイルのブランドが店頭に並んでいる状況を設定した。いずれのブランドも 400 円/200g で同価格であるとし、関税引き下げで「5. NZ 産」の価格だけが低下したと想定する。

ただし、現実には、輸入量が厳しく制限されているため、NZ 産バターを消費者が無制限に購入できる状況にはないが、ここでは店頭での売り切れは考えない。店頭での選択は、棚割りや POP 広告、パッケージデザインなどにも影響されるかもしれないが、それも考慮しない。このため、潜在的市場シェアは、実際のシェア予測というよりも、商品価値競争力の指標として理解すべきである。

この状況設定における潜在的市場シェアは、11 の各セグメントの被験者の 4 プロファイルのマインドシェアを推計し、それらを各セグメントの構成比で加重平均することで求める。

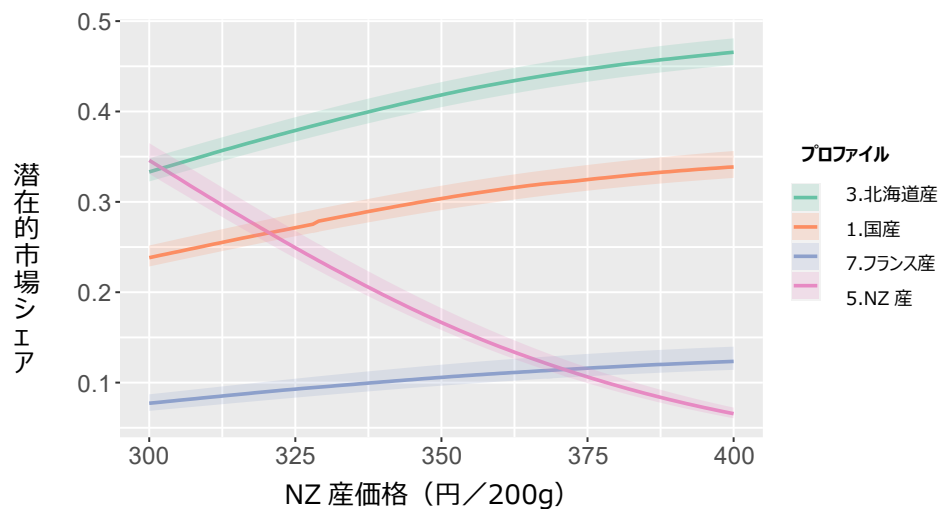
すなわち、セグメント $m \in M = \{1, \dots, 11\}$ のプロファイル $j \in J = \{1, 3, 5, 7\}$ のマインドシェアの推定値 $\hat{\pi}_{mj}$ は、パラメータの推定値が $\hat{\beta}_m = (\hat{\alpha}_m, \hat{\beta}_{m1}, \dots, \hat{\beta}_{m,123})$, $\hat{\mu}_m$ であるとき、商品価値評価の期待値の推定値 $\hat{\psi}_{jm} = x_j \hat{\beta}_m$ で計算した上で、価格 $p = (p_1, p_3, p_5, p_7)$ の関数として、次の多項ロジットモデルで計算する。

$$\hat{\pi}_{mj}(p) = \frac{\exp\left(\frac{\hat{\psi}_{mj} - \frac{1}{\hat{\mu}_m} p_j}{\hat{\mu}_m}\right)}{\sum_{h \in J} \exp\left(\frac{\hat{\psi}_{mh} - \frac{1}{\hat{\mu}_m} p_h}{\hat{\mu}_m}\right)} \quad (12)$$

続いて、潜在的市場シェア S_j を、全被験者数に占めるセグメントの人数の割合 w_m の加重平均し、価格 p の関数として以下で計算する。

$$S_j(p) = \sum_{m \in M} w_m \pi_{mj}(p) \quad (13)$$

結果は、図 24 に示した。



注) 「5. NZ 産」以外のプロファイルの商品価格は 400 円/200g。曲線の周りの影は、それぞれ

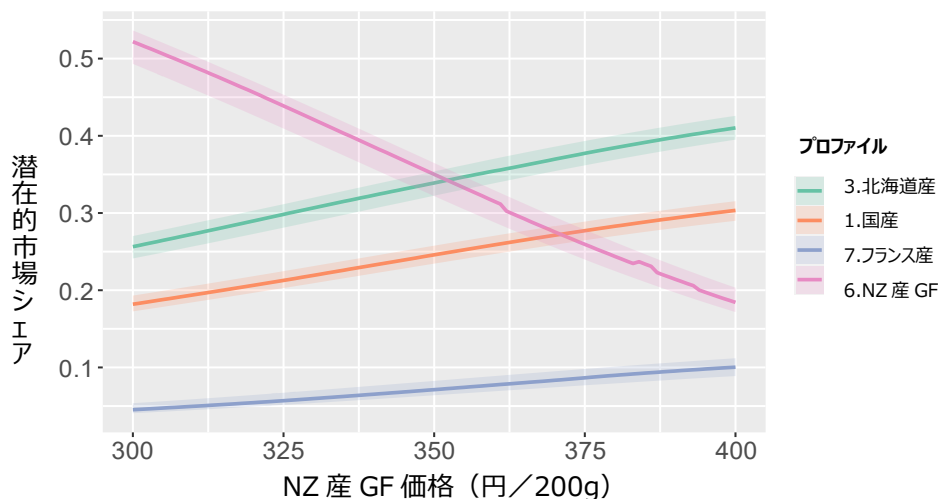
90%信用区間を示す。

図 24 「5. NZ 産」の価格条件による潜在的市場シェアの変化

「5. NZ 産」の商品価値評価は低く、同価格では国産とは競合しない。価格が約 320 円/200g を下回って始めて国産のシェアを超える。

ただし、NZ 産バターは、グラスフェッドが一般的であるという、国産やフランス産では稀な特徴がある。上記「5. NZ 産」には、このことが評価されていない可能性が高い。実際、本稿で行ったアンケート調査で、NZ 産バターを購入したことがあるという回答は、被験者 817 人のうち 10.6%であったが、NZ 産グラスフェッド・バターを購入したことがあるという回答は、わずか 2.1%で、そもそもグラスフェッドを知らないという回答が、71.2%であった。

そこで、「5. NZ 産」を、グラスフェッド属性を明示した「6. NZ 産 GF」に替えて、その価格を同じく 400~300 円/200g の間で変動させて、潜在的市場シェアの予測を行った。結果は、図 25 となった。



注) 「6. NZ 産 GF」以外のプロファイルの価格は 400 円/200g。曲線の周りの影は、それぞれ 90%信用区間を示す。

図 25 「6. NZ 産 GF」の価格条件による潜在的市場シェア予測

「6. NZ 産 GF」の潜在的市場シェアが、「5. NZ 産」の場合と比べて大幅に大きくなっている。370 円/200g 以下では、「1. 国産」と、350 円以下では「3. 北海道産」と市場シェアが逆転する。

しかしながら、先述した通り、これらの推計は、グラスフェッドについて、選択実験の途中で情報を与えた上での結果である。グラスフェッドの認知度は低く、認知度が上がった場合の影響を測りたかったからである。

情報の与え方は、被験者をほぼ均等にランダムに振り分け、すでに図 3~図 5 に示した 3 種類のいずれか 1 種類の説明を読んでもらった。すなわち、1) グラスフェッドが、牧草だけで育った牛から搾られた生乳から作られているという最低限の情報（簡易説明）、2) 現在主流の舎飼いとは異なり、放牧酪農が環境にも動物にもやさしい酪農の製品であることを訴求した説明（環境情報）、3) グラスフェッド・バターが、必須脂肪酸オメガ 3 である α -リノレン酸と共役リノール酸

が豊富であることを訴求した説明（健康情報）の3種である。

図 26 に、与えられた情報別に潜在的市場シェアの違いを、図 25 のうち「6. NZ 産 GF」のみだけを描画することで示している。「6. NZ 産 GF」以外のプロファイルの価格は 400 円/200g。曲線の周りの影は、それぞれ 90%信用区間である。

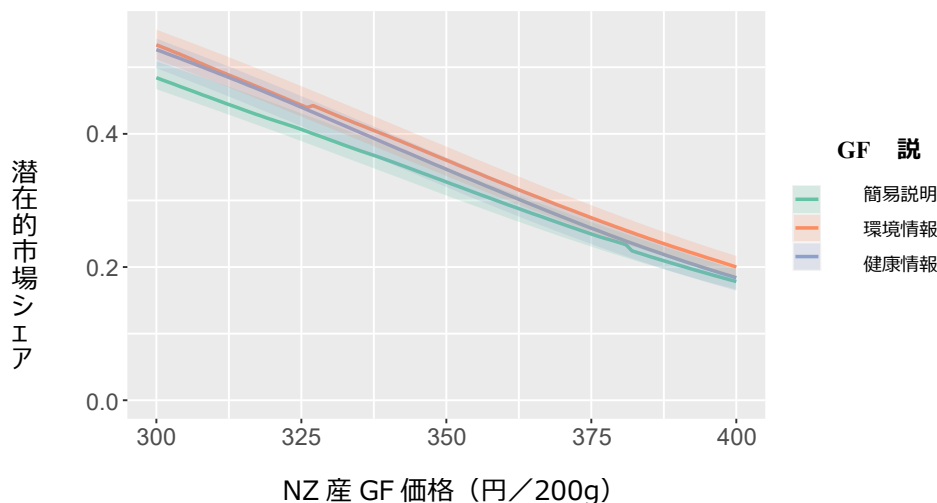


図 26 グラスフェッドの説明の違いによる「6. NZ 産 GF」の潜在的市場シェア予測

「環境情報」に若干の優位性があるように見えるが、3 情報とも潜在的市場シェアに大きな影響はみられなかった。言い換えれば、グラスフェッドについて簡易な説明を与えただけで、図 25 の潜在的市場シェアの変化をもたらす可能性があるということである。

すでに、最大手の小売り業者がグラスフェッド・バターを PB 商品として販売するようになり、グラスフェッド・バターの使用を謳ったパッケージ商品も出回るようになった。そうした商品に掲げられている簡易な説明が、消費者の選好を変える可能性が示唆される。

5. むすび

以上、国産バターと輸入バターの計 4 ブランドについて、バター消費者を被験者とした選択実験を行い、疑似的にそれぞれの商品価値評価を推定した。この結果が、実際の評価を再現していると想定すれば、国産バターの輸入バターに対する商品価値競争力は以下のように評価できるであろう。

すなわち、現状として、国産バターの商品価値評価は高く、大半の消費者に実売価格（約 400 円/200g を想定）と同程度かそれ以上に評価されている。一方で、輸入品に対する抵抗感は強く存在し、国産バターよりも 100 円/200g 以上低く評価されている。

ただし、中には、実売価格より安いバターを求めており、輸入品に抵抗感を持ちながらも、50 円/200g 程度の安さで輸入品を選択する消費者がいる。また、国産バターの商品価値を実売価格と同程度に評価しつつも、輸入品にほとんど抵抗感を示さない消費者もいる。前者は、できるだけ安いバターを求める消費者で、食費月額が少ない人、50 歳未満の若い女性の割合が高い。後者は、年齢層や食スタイルに関係なくいるが、すでに輸入品の購入経験のある人が多い。

また、NZ 産バターの大半がグラスフェッド・バターであることは、現状ではほとんど認知されていないが、これが認知された場合の反応は、現在国産バターを支持する消費者の中でも異なり、グラスフェッドであることをほとんど評価しないかマイナスに評価する消費者と、プラスに評価する消費者に分かれる。中には、NZ 産グラスフェッドであるならば国産バター以上に評価する消費者もいる。グラスフェッドを評価しないかマイナスに評価する消費者には、男性や、食一般に対して無関心あるいは安全性のみに関心のある消費者の割合が高い。プラスに評価する消費者には、LOHAS と呼ばれる食スタイルに近い食に関心の高い消費者の割合が高い。特に、NZ 産グラスフェッド・バターを国産バター以上に評価する人には、食費月額は大きい、バターの属性評価に厳しい評価額をつける傾向にある人（おそらく堅実に豊かな食生活をしている人）が多い。また、この消費者には、50 歳以上の年配の女性の割合が高い。

なお、輸入品にほとんど抵抗を示さない消費者は、グラスフェッド・バターに対する評価が高かった。この輸入品の購入経験者は多いが、グラスフェッド・バターの購入経験者はそれほど多いということではなく、NZ 産がグラスフェッド・バターであることを知った場合は、国産よりも NZ 産を選択する可能性が高い。これをもって、輸入品の購入経験者は、グラスフェッド・バターを選好するようになるという仮説を立てることは拙速だろうが、注目しておくべき点の 1 つかもしれない。

さらに、こうした多様な選好を、潜在的市場シェアに集約すれば、およそ以下のことが推測される。すなわち、国産、北海道産、NZ 産、フランス産の 4 ブランドのバターの比較において、現状で北海道産は強く支持され、国産はそれに次ぐ。国産、北海道産が 400 円/200g で販売されている場合、NZ 産は、70 円/200g 以上値段を低くしないと、国産の評価を超えることはできない。

しかしながら、NZ 産の大半がグラスフェッド・バターであることが一般消費者に認知された場合は、30 円/200g 以上の値引きで国産の評価を超え、50 円/200g 以上の値引きで北海道産の評価を超える。しかも、この認知は、例えば、グラスフェッド・バターの健康面や環境面でのメリットといった詳しい内容である必要はなく、「牧草だけで育てられた牛から搾った牛乳でできている」程度の認知で十分である。

バターの輸入量は、国家貿易で制限されているため、こうした潜在的市場シェアを現実のシェア予測と考えるべきではないが、「底堅い」とも表現されている国産バターに対する消費者の指示が、場合によっては 30~50 円/200g 程度の価格差で逆転する可能性があることは、今後の国境措置を考える上で認識しておく必要があるだろう。

ただし、上記のグラスフェッド・バターの説明では、3 種類の説明のいずれについても、グラスフェッド・バターの風味の違いについては触れていないことに留意が必要である。近年、貿易自由化の流れや酪農家戸数の減少により、近年は恒常的な輸入が行われている。ただし、日本のバター市場に占める家庭用バターの割合は 25%程度であり、さらに輸入品の換装による家庭用バターの割合は 5%未満と非常に低い。清水池（2019）によれば、2015 年から冷凍ポンド等の輸入が開始されたが、輸入バター利用による製品の風味変化を懸念して中小ユーザーの使用は拡大していないとも指摘されている。

現在一般の小売店でも流通するようになった輸入家庭用バターをきっかけとして、NZ 産バターの風味を経験する消費者も増えてくると思われる。それによって、輸入バターの風味が受容さ

れるようになり、中小の乳業メーカーや菓子メーカーによる業務用バターの需要が増大するのか、逆に、NZ産バターの風味が敬遠され、国産バターの需要が堅持されるかは、これから現実の市場で実証されていくことになる。

付録

価格条件の設定の手順

選択実験で与えた価格は、2つのプロファイルについて、はじめに同じ「PSM」価格を与え、その選択に応じて、2つのプロファイルの選好が拮抗するような価格水準を探索する方法をとった。そのフローは、図A1の通りである。

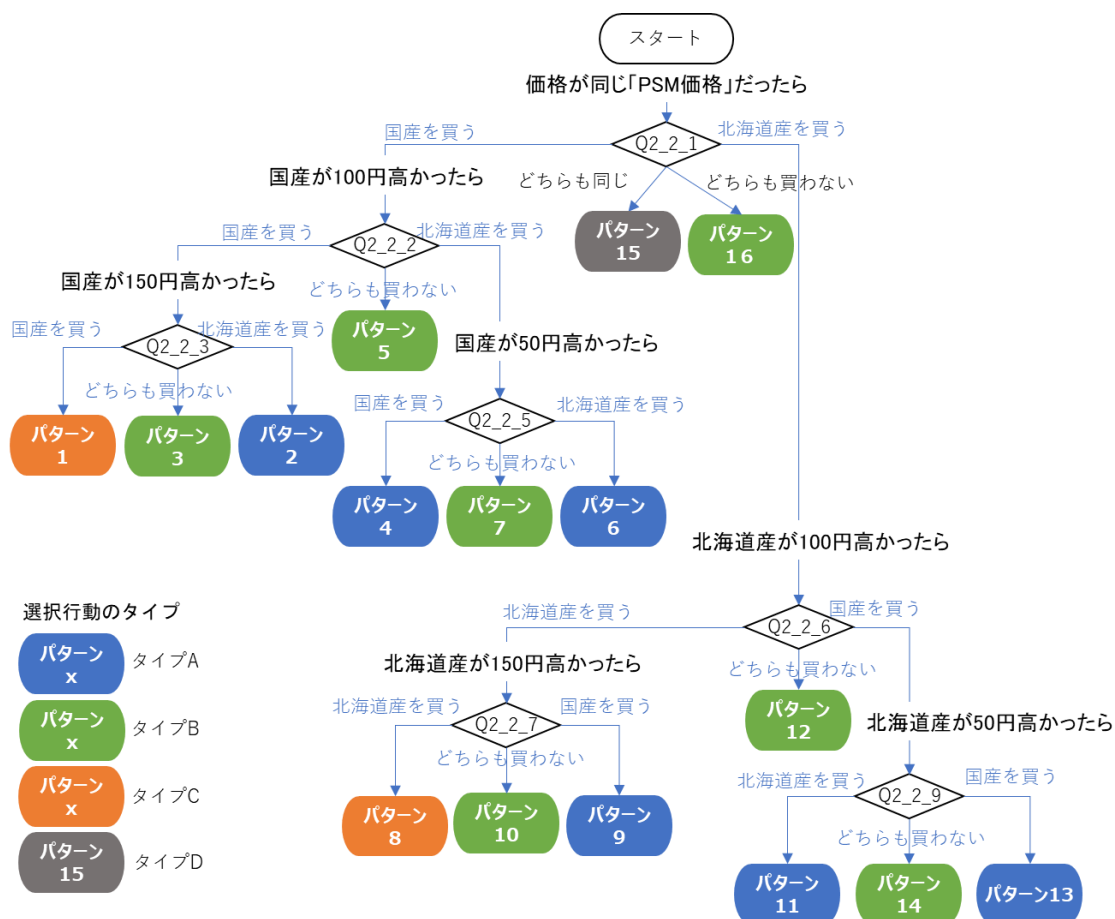


図 A1 選択実験における設問のフローと回答パターン

図A1は、プロファイルセットとして「1. 国産」と「2. 北海道産」の比較を示している。被験者は、その回答に応じて1～9の設問（ひし形）のいずれかに回答する。この場合、アンケートの間2におけるプロファイルセット2についての設問であるからQ2_2_1, ..., Q2_2_9の設問IDがつけられている。Q2_2_4とQ2_2_8がないが、Q2_2_4は、Q2_2_3で「国産を買う」と回答した場合に「いくらまでなら買うか」という設問、Q2_2_8は、Q2_2_7で「NZ産を買う」と回答した場合に「いくらまでなら買うか」という設問である。選択行動A～Dについては、本文「回答パターンと選択行動」の項を参照されたい。

被験者のセグメンテーションの手順

ステップ1：セグメント初期値

各ブランドの商品価値評価の近い被験者のセグメントに分類し、セグメントの初期値を得る。方法は、本文表2の9種類のプロファイルセットに対する選択実験に対して、各々図A1の16パターンのいずれかの回答が得られているので、それに基づいて、商品価値評価の概算値を推定する。

例えば、国産とNZ産とを比較するプロファイルセットにおいて、最初に同じ国産PSM価格を示され、NZ産を選んだ被験者が、NZ産が100円高かった場合は国産を選び、50円高かったらNZ産を選ぶのであれば、彼／彼女の回答はパターン11である。その場合、彼／彼女のNZ産の商品価値評価は国産よりも50円より高く100円より低いと推測できる。したがって、NZ産の商品価値評価は、国産PSM価格に50円から100円の間の価格を上乗せした額である。

具体的には、プロファイル j_0 （例えば「1. 国産」）とプロファイル j （例えば「5. NZ産」）をプロファイルセットとする選択実験への回答パターンに対する商品価値評価の与え方を、表A1に示した。商品価値評価が、例えば50円から100円の間と判断される場合であれば、その中間の75円を評価値と与えている。

回答パターン1の j と回答パターン8の j_0 の商品価値評価は特定できないが、あくまで評価パターンが知りたいだけなので、便宜上「PSM価格」を与えている。「どちらも買わない」という場合も、「PSM価格」に対する反応しか聞いておらず、商品価値評価が特定できないプロファイルを含む場合があるが、これも同じ理由で、便宜上「PSM価格－50円」を値として与えた。

表A1 商品価値評価の概算値の設定

回答パターン番号*と説明	j_0 評価値	j 評価値
1 150円高で j_0 を買う	j_0 留保価格	PSM 価格
2 100円高で j_0 , 150円高で j を買う	PSM 価格+125円	PSM 価格
3 100円高で j_0 , 50円高でどちらも買わない	PSM 価格+125円	PSM 価格－50円
4 50円高で j_0 , 100円高で j を買う	PSM 価格+75円	PSM 価格
5 50円高で j_0 , 100円高でどちらも買わない	PSM 価格+75円	PSM 価格－50円
6 同価格で j_0 , 50円高で j を買う	PSM 価格+25円	PSM 価格
7 同価格で j_0 , 50円高でどちらも買わない	PSM 価格+25円	PSM 価格－50円
8 150円高くても j を買う	PSM 価格	j 留保価格
9 100円高で j , 150円高で j_0 を買う	PSM 価格	PSM 価格+125円
10 100円高で j , 150円高でどちらも買わない	PSM 価格－50円	PSM 価格+125円
11 50円高で j , 100円高で j_0 を買う	PSM 価格	PSM 価格+75円
12 50円高で j , 100円高でどちらも買わない	PSM 価格－50円	PSM 価格+75円
13 同価格なら j , 50円高で j_0 を買う	PSM 価格	PSM 価格+25円
14 同価格なら j , 50円高でどちらも買わない	PSM 価格－50円	PSM 価格+25円
15 どちらでもよい（1円でも安い方を買う）	PSM 価格	PSM 価格
16 どちらも買わない	PSM 価格－50円	PSM 価格－50円

*パターン番号は、図A1の16の回答パターンの番号。

手順として、まず、すべてのプロファイルセットで「どちらも同じ（1円でも安い方を買う）」と回答した54名を外した。彼／彼女らは、バターであれば何でも同じというセグメントであり、

こうした消費者がいることは間違いないが、これは価格条件のみで需要が決まるから、本稿の分析の対象外である。

また、いずれかのブランドに 2,000 円／200g 以上という極端な高価格を示した被験者 8 名を分析から外した。そうした値段のバターも事実としてあるが、それは特殊な需要であり、8 名の付値の類似性も低かったので、分析に加えても有用な情報は得られないとの判断である。

以上の手続きで、847 名の被験者について、10 種のプロファイルセットの選択で、各々 2 プロファイルの商品価値評価の概算値のデータセットが得られた。この 20 変数×847 名分データセットを、先述した潜在プロファイル分析によって解析し、847 名を 20 の連続変数の値が類似したセグメントに分類した。

分析には、構造方程式モデリング・プログラム Mplus ver.8 < <http://www.statmodel.com> > (Muthén and Muthén 1998-2017) を用い、統計解析ソフト R ver. 3.6.3 < <https://www.R-project.org> > (R Core Team 2020) のパッケージ MplusAutomation ver. 0.7-3 (Hallquist and Wiley 2018) をインターフェイスとして実施した。

LPA では、付値が類似したセグメントのことを「クラス」と呼ぶが、何セグメントに分けるべきか（クラス数）は、LPA の中では決定できないので、与件として設定する必要がある。今回は、クラス数 1～30 のそれぞれの場合で潜在プロファイル分析を行い、AICC (Sugiura 1978) が最低の値となったクラス数 24 の結果を採択した。

被験者 847 名を、LPA で算出された各クラスへの帰属確率が最も大きなクラスへ振り分け、24 の被験者セグメントを識別した。しかし、この中には、メンバーが 1～数名のセグメントも含まれる。こうした被験者が含まれることは否定できないが、やや信頼しがたい付値を行っているものもあった。そのいずれにせよ、これらのセグメントは、以降の分析に耐えられる規模ではない。したがって、メンバー数が 3 名以下の 7 セグメントについては、「特殊」なセグメントであるとして、分析から除外することとした。

結果として表 A2 の 18 セグメント 838 名が残り、それをセグメント分けの初期値とした。

セグメント 番号	メンバー 数	セグメント 番号	メンバー 数	セグメント 番号	メンバー 数
1	6	7	22	13	62
2	7	8	22	14	67
3	8	9	24	15	70
4	8	10	25	16	111
5	18	11	27	17	152
6	20	12	29	18	160
		計	838		

ステップ2：セグメント統合

比較的細かく分けた18の被験者セグメントのうち、任意の2セグメントのみについて、(11)式の尤度関数と本文中に記した事前分布で、 $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{23}, \beta_{123}$ 並びに μ の9つのパラメータが2セグメント間で同じであるという制約を置いたMCMC推定を行った。続いて、2セグメント間で9つのパラメータが同じであるという制約を置かないMCMC推定を行った。MCMC推定からも尤度を計算することが可能で、これらの最大尤度に基づいて、2セグメント間で9つのパラメータの推定結果に差がないという帰無仮説で尤度比検定を行い、有意水準10%で帰無仮説が棄却されなかった2セグメントを統合した。これを ${}_{18}C_2 = 153$ 通りの組み合わせについて行い、最終的に表A3の11クラスに統合し、改めてC01～C11という任意の名称を付した。

表 A3 尤度比検定によるセグメントの統合結果

セグメント 名	メンバー 数	セグメント 名	メンバー 数	セグメント 名	メンバー 数
C01	22	C05	230	C09	52
C02	67	C06	22	C10	27
C03	111	C07	29	C11	43
C04	152	C08	62		
		計	817		

なお、統合前のセグメント番号1～3については、いずれのセグメントとも統合できなかったが、メンバー数が8以下と少なく、意味のある推定が期待できなかったため、これについては分析から除外した。最終的に分析に用いたデータは817名の被験者の回答であり、9つのプロフィールセットに対する回答パターンは、図A1の16パターンで表A4の通りであった。各回答パターンの選択数から計算すれば、被験者は1人あたり平均23.7回の選択を行ったことになる。なお、これらに基づき最終的に推定に用いたデータセット数は16,314である。

表 A4 推定に用いた被験者の回答パターンの分布

回答パ ターン	プロファイルセット									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	計
pt01	120	14	37	102	97	30	102	130	54	686
pt02	90	6	19	65	42	14	50	85	37	408
pt03	66	2	14	52	33	6	38	69	17	297
pt04	109	6	24	86	64	19	58	125	48	539
pt05	75	4	18	67	67	8	69	69	21	398
pt06	166	64	84	139	140	79	117	157	117	1,063
pt07	35	3	17	31	46	8	33	44	13	230
pt08	7	59	82	17	36	103	39	6	58	407
pt09	8	64	71	18	31	83	39	3	37	354
pt10	1	24	11	3	4	13	3	0	4	63
pt11	9	123	114	33	50	116	58	5	78	586
pt12	0	8	5	1	3	9	0	0	2	28
pt13	27	273	191	51	87	199	90	15	175	1,108
pt14	1	11	9	3	3	7	5	0	3	42
pt15	103	156	121	133	114	123	103	94	137	1,084
pt16	0	0	0	16	0	0	13	15	16	60
計	817	817	817	817	817	817	817	817	817	7,353

注) 表頭の(1)~(9)は、本文表 2 のプロファイルセットの番号。表側の「pt」は「パターン」の略称。

各 MCMC 推定には、確率的プログラム言語 Stan ver.2.23.0 <<https://mc-stan.org>> を統計解析ソフト R のパッケージ RStan ver.2.19.3 <<https://mc-stan.org>> をインターフェイスとして用いた。

ここで改めてパラメータの事後分布の推定方法を確認しておく。ベイズ推定の事後確率は、尤度とパラメータの事前分布の積に比例する。この対数をとった対数事後確率（正確には、そこから定数部分を除いた値）が定常分布となる各パラメータの分布（事後分布）を発生させる。その方法の 1 つが MCMC であって、RStan は、MCMC のアルゴリズムとして No-U-turn sampler (Hoffman and Gelman 2014) の改良版を採用している。このアルゴリズムは、従来のメトロポリス・ヘイスティング法やギブスサンプラーのように複雑なモデルで事後分布の相関が高い場合に失敗することが少なく、その点を改善したハミルトニアン・モンテカルロ法よりも高速で収束に至るという利点がある (Stan user's guide <https://mc-stan.org/docs/2_24/stan-users-guide-2_24.pdf>).

MCMC サンプリングで排除すべきウォームアップ (warmup, burn-in) 期間として最初の 2,000 サンプリングを充て、後の 3,000 サンプリングを採用した。また、初期値の影響を確認するため、今回は 4 つの Chain で合計 12,000 サンプルを得た。MCMC 収束の判定は、Gelman and Rubin (1992) の potential scale reduction statistic $\hat{R}$ が 1.1 未満であることを確認することで行った。

MCMC 推定の詳細

MCMC 推定

本文(11)式の尤度関数と本文中に記した事前分布を仮定し、統合した 11 セグメントのパラメータの異質性について階層ベイズモデルを仮定した MCMC 推定を再度行った。ステップ 2 と同じく Stan を用いて推定し、すべてのパラメータについて $\hat{R} < 1.1$ を確認した。確認のため図 A2 に、MCMC のトレースプロットの一例を示した。セグメント 1 の $\alpha_1, \beta_{11}, \mu_1$ 並びに対数確率密度の事後分布から定数項を除いた値の MCMC の軌跡がプロットされている。最初の 2,000 まだが warmup 期間だが、かなり少ない回数で定常分布に収束していることがわかる。

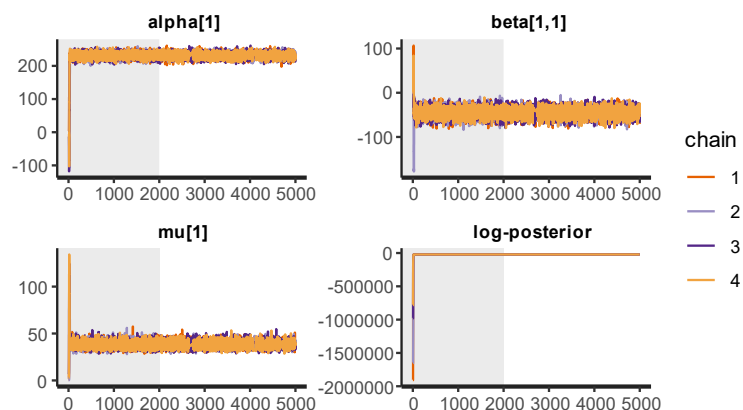


図 A2 MCMC 推定のトレースプロット (抜粋)

ハイパーパラメータの事後分布の推定結果は、表 A5 に示した。ただし、 $a0 = \alpha_0$, $sa0 = \sigma_\alpha$, $b0_k = \beta_{0k}$, $sb0_k = \sigma_{b0k}$, $k = 1, 2, 3, 12, 13, 23, 123$, $gs0 = \gamma_0$ である。

定数項と入力バターを除くと、評価値のハイパーパラメータは 0 前後で、標準偏差のハイパーパラメータも、入力とグラスフェッドでやや大きい、概ね小さい値で収まっている。

表 A5 ハイパーパラメータの事後分布の推定結果

パラメータ	平均	標準偏差	2.5%点	50%	97.5%点	n_eff	Rhat
a0	8.674	0.853	6.960	8.673	10.381	4263.6	1.000
sa0	2.813	0.798	1.665	2.684	4.801	2141.0	1.004
b0_1	-2.147	0.551	-3.280	-2.152	-1.070	1855.4	1.001
b0_2	0.381	0.100	0.188	0.382	0.588	3166.9	1.000
b0_3	0.396	0.869	-1.322	0.402	2.106	738.4	1.002
b0_12	0.319	0.113	0.104	0.317	0.559	1044.0	1.007
b0_13	0.460	0.200	0.092	0.448	0.891	2680.3	1.000
b0_23	0.185	0.116	-0.045	0.186	0.401	670.7	1.012
b0_123	-0.512	0.204	-0.913	-0.512	-0.111	427.8	1.021
sb0_1	1.759	0.494	1.048	1.679	2.941	2088.0	1.003
sb0_2	0.261	0.107	0.100	0.246	0.508	2573.5	1.006
sb0_3	2.706	0.736	1.723	2.567	4.499	1891.1	1.004

sb0_12	0.148	0.109	0.014	0.126	0.410	560.2	1.023
sb0_13	0.452	0.233	0.104	0.411	1.021	2108.7	1.003
sb0_23	0.122	0.094	0.014	0.100	0.364	713.9	1.005
sb0_123	0.174	0.150	0.020	0.132	0.555	462.3	1.002
sg0	0.025	0.009	0.012	0.024	0.047	684.8	1.007

セグメント別のパラメータの推定結果は、9×11 個あるためすべてのパラメータの分布を示すことはできないが、 α および μ を例示的に示すと、図 A3 および図 A4 となる。赤い線が第 1 と第 3 四分位点の範囲を示し、太線が 95%の信用区間を示す。比較的狭い信用区間で安定した推定であり、かつ、セグメント間で明確な差異が確認され、階層ベイズ推定を方法として選択したことの妥当性が確認できる。

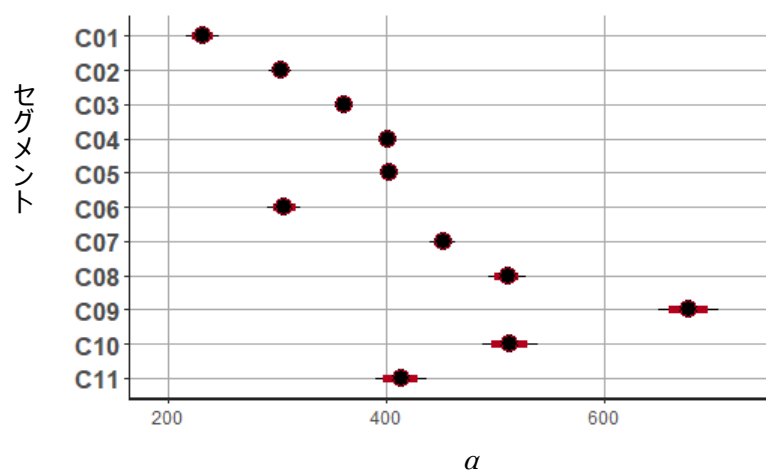


図 A3 定数項 α の事後分布の推定結果

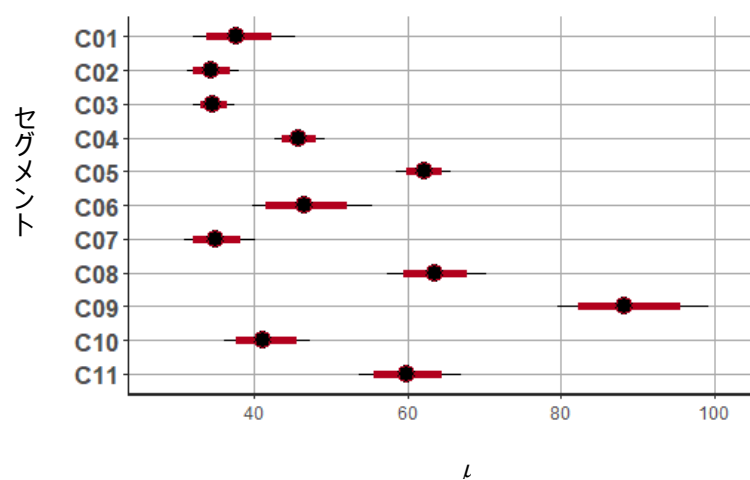


図 A4 価格係数 μ の事後分布の推定結果

ホールドアウト・テスト

推定値の説明力を測るために、推定に用いていない本文表 3 のホールドアウト・テスト用のプロフィールセットに対する回答パターンの分布を、上記推定パラメータでどれだけ再現できるかを確認した。手順は以下である。

各パラメータの推定値から 11 セグメント各々のフランス産 j と国産グラスフェッド j_0 の商品価値評価の最頻値 $\bar{\psi}_j, \bar{\psi}_{j_0}$ を求める。

1. この期待値 $\bar{\psi}_j, \bar{\psi}_{j_0}$ とバラつき μ の推定値で、ガンベル乱数を 5,000 個ずつ発生させ、 $11 \times 5,000$ の ψ_j と ψ_{j_0} のセットを得る。
2. PSM 価格は、アンケートで回答された実際の PSM 価格の各セグメントの平均値と標準偏差で正規乱数を発生させて与える。
3. 留保価格が必要になるケースでは、アンケートで回答された実際の各セグメントの留保価格の平均値と標準偏差で正規乱数を発生させて与える。
4. 以上で、各セグメント 5,000 個の ψ_j と ψ_{j_0} 、並びに PSM 価格（必要な場合は留保価格）のセットを発生させ、それぞれの値を持つ人が、アンケートの設問に答えた場合に、得られるはずの回答パターンを識別する。
5. この回答パターンがそれぞれいくつあるか各セグメントで集計し、その構成比を「予測値」とする。
6. 被験者 817 名が実際にホールドアウト・プロフィールセットに対して回答した結果から識別した回答パターンの構成比を求め、これを「観測値」とする。
7. 予測値と観測値の差の絶対値を求め、その合計を 2 で割った値を 1 から引き、この値を「再現率」とする。
8. 各回答パターンの構成比の予測値(6.)と観測値(7.)の計算を全セグメントで一括して求めたものを全体の再現率とする。

結果は表 A6 および図 A5 に示した。グラスフェッド属性を極端に低く評価し、メンバー数が小さいセグメント C07 と、50 円国産 GF が高いだけで「どちらも買わない」というやや整合性を欠く回答（パターン 14）等、やや低い再現率となっている箇所もあるが、全体では 79.2% の再現率であった。先述したようにホールドアウト・テストとして比較的難易度の高い再現性テストを課し、さらに、回答を 16 パターンに細かく分けていることを踏まえると、比較的精度の高い推定結果と思われる。

表 A6 推定パラメータによるホールドアウト・プロフィール選択の再現率

セグメント名	再現率	セグメント名	再現率	セグメント名	再現率
C01	0.457	C05	0.681	C09	0.746
C02	0.608	C06	0.587	C10	0.768
C03	0.683	C07	0.292	C11	0.660
C04	0.724	C08	0.772		
		全体	0.792		

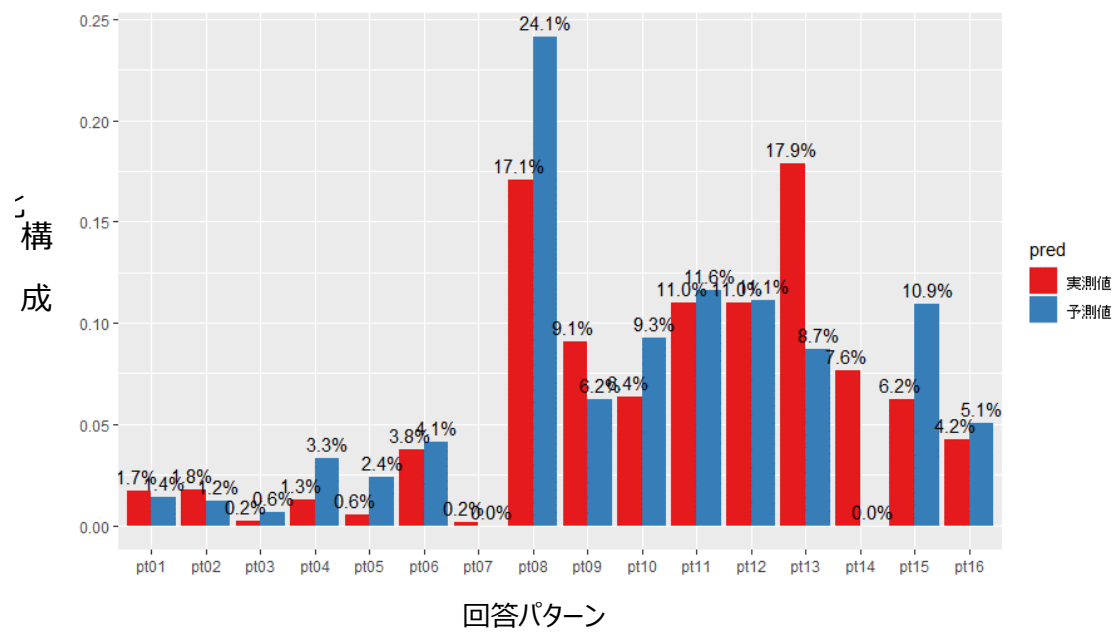


図 A5 推定パラメータによるホールドアウト・プロファイルの選択パターンの再現性

引用文献

- 1) Agarwal, J., W. S. DeSarbo, N. K. Malhotra and V. R. Rao (2015) An interdisciplinary review of research in conjoint analysis: Recent developments and directions for future research. *Customer Needs and Solutions*, 2(1):19-40.
- 2) Ben-Akiva, M., T. Morikawa and F. Shiroishi (1992) Analysis of the reliability of preference ranking data. *Journal of business research*, 24(2):149-164.
- 3) Gelman, A. and D. B. Rubin (1992) Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical science*, 7(4): 457-472.
- 4) Hallquist, M. N. and J. F. Wiley (2018) MplusAutomation: an R package for facilitating large-scale latent variable analyses in Mplus. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 25(4):621-638.
- 5) Hanemann, W. M. (1984) Discrete/continuous models of consumer demand. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 541-561.
- 6) Hoffman, M. D. and A. Gelman (2014) The No-U-Turn sampler: adaptively setting path lengths in Hamiltonian Monte Carlo. *J. Mach. Learn. Res.*, 15(1), 1593-1623.
- 7) Huber, J. and K. Zwerina (1996) The importance of utility balance in efficient choice designs. *Journal of Marketing research*, 33(3):307-317.
- 8) Johnson, R. M. and B. K. Orme (2007) A new approach to adaptive CBC. *Sawtooth Software Conference Proceedings*, Sequim, WA.
- 9) Lewis, R. C. and S. Shoemaker (1997) Price-sensitivity measurement: A tool for the hospitality industry. *Cornell Hotel and Restaurant Administration Quarterly*, 38(2):44-54.
- 10) Louviere, J. J., T. N. Flynn and R. T. Carson (2010) Discrete choice experiments are not conjoint analysis. *Journal of Choice Modelling*, 3(3):57-72.
- 11) McFadden, D. (1974) *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. Academic Press, New York, NY .
- 12) Meissner, M., H. Oppewal and J. Huber (2016) How many options? Behavioral responses to two versus five alternatives per choice. In *Proceedings of the 19th Sawtooth Software Conference*, 26-20.
- 13) 光成有香, 吉野章 (2019) 「特色ある牛乳」の潜在的需要者層の抽出, *農業経営研究*, 57(3), 71-76.
- 14) Muthén, L.K. and B.O. Muthén (1998-2017) *Mplus User's Guide*, Eighth Edition, Muthén & Muthén Los Angeles, CA.
- 15) 中村哲也, 丸山敦史, 矢野佑樹 (2009) 貿易自由化後におけるリンゴジュースの消費者選好分析, *農林業問題研究*, 45(1):52-57.
- 16) 農畜産業振興機構 (2020) バター, 脱脂粉乳およびチーズの流通実態調査の結果, 畜産の情報, 2020(4): 63-73.
- 17) 農林水産省 (2010a) 包括的経済連携に関する基本方針策定時の資料 資料 3: 農林水産省試算, < https://www.maff.go.jp/j/kokusai/renkei/fta_kanren/pdf/siryou3.pdf >, 2020 年 9 月

- 17 日参照.
- 18) 農 林 水 産 省 (2010b) 品 目 別 の 生 産 減 少 額 等 の 一 覧 表 ,
<https://www.maff.go.jp/j/kokusai/renkei/fta_kanren/pdf/19_hinmoku.pdf>, 2020 年 10 月
14 日参照.
 - 19) 農林水産省 (2015) TPP 協定の経済効果分析 (別紙) 農林水産物の生産額への影響について,
<https://www.maff.go.jp/j/kanbo/tpp/pdf/160107_seisan_gaku_eikyou.pdf>, 2020 年 10 月
14 日参照.
 - 20) 農林水産省 (2017) 農林水産物の生産額への影響について TPP11 協定における品目ごとの
農 林 水 産 物 へ の 影 響 に つ い て , <[https://www.maff.go.jp/j/kanbo/tpp/attach/pdf/index-
13.pdf](https://www.maff.go.jp/j/kanbo/tpp/attach/pdf/index-13.pdf)>, 2020 年 10 月 14 日参照.
 - 21) R Core Team (2020) R: A language and environment for statistical computing. R
Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
 - 22) 齋藤陽子, 會田健司, 河田幸視, 金山紀久 (2010) 日本産牛乳に対する中国の消費者評価: 中
国上海地域を対象として, 帯広畜産大学学術研究報告, 31:25-33.
 - 23) 佐藤和夫, 岩本博幸, 出村克彦 (2000) 選択型コンジョイント分析による北海道産米の属性
評価, 農林業問題研究, 35(4):242-245.
 - 24) 清水池義治 (2016) 北海道酪農における飲用乳特化の可能性と生乳市場の展望: 酪農分野に
おける TPP 影響試算の考察, フロンティア農業経済研究, 19(2):16-29.
 - 25) 清水池義治 (2019) バター不足に対する需給調整政策の効果: 国家貿易制度と臨時対策事業
を対象として, フロンティア農業経済研究, 21(2): 11-25.
 - 26) Sugiura, N. (1978) Further analysis of the data by Akaike's information criterion and the
finite corrections, Communications in Statistics - Theory and Methods, 7(1) 13-26.
 - 27) 鈴木宜弘 (2018) 「恣意的」影響試算は国内対策検討の議論の土台足りえない, 農村と都市を
むすぶ, 68(2):14-23.
 - 28) Thurstone, L. L. (1927) A law of comparative judgment, Psychological Review, 34: 273-286.
 - 29) Travers, K. (1983) PSM: A new technique for determining consumer sensitivity to pricing.
Los Angeles, CA: Plog Research.
 - 30) 吉野章 (1997) 青果物の商品価値競争力の計測手法, 農業経済研究, 69(3):152-165.