

シナリオシミュレーションのための 消費者行動モデル推定法の提案

高橋 彰子* 井上 明也* 川野 弘道* 西松 研*

あらまし 競合事業者の増加、消費者ニーズの多様化とそれに伴う各社製品ラインの拡大など、市場構造が急激に変化する中で製品の導入と展開に関する確かな意思決定を行うには、市場構造変化の想定シナリオ下における消費者行動を事前評価するシナリオシミュレーション技術が必要となる。前例の無い変化に対応したシミュレーションモデルを推定するには、コンジョイント実験により得られる仮想条件下の消費者行動データが有効であるが、ここで仮想条件下と実条件下における行動の不調和の問題が発生する。これを克服する方法として、本稿では不調和の原因が行動の時間遅れにあるものと仮定し、この分布を製品需要推移データに基づき逐次推定する方法を提案する。

キーワード : シナリオシミュレーション, 離散選択理論, コンジョイント実験データ, 行動の時間遅れ

A Proposal for the Scenario Simulation and the Estimation Method of Consumer Behavioral Model

Shoko Takahashi † Akiya Inoue † Hiromichi Kawano † Ken Nishimatsu †

Abstract The first objective of the research is to assert the effectiveness of the “scenario simulation” technique in case of deciding product strategies. The technique is a collection of procedures that supposes the change of a market structure and estimates the consumers’ product choice behaviors individually under the supposed scenarios. The basic model, which is used to describe consumers’ behaviors, can be estimated from the conjoint experimental data such as individual responses to hypothetical situations. Since the problem rises of incongruity between the behaviors under real and hypothetical situations, the second objective of the research is to propose the method of overcoming the problem by introducing a random variable that represents the time lag between intention and behavior.

Keywords: Scenario Simulation, Discrete Choice Theory, Conjoint Experimental Data, Behavioral Lag

1 はじめに

成長期もしくは成熟期にある製品に見られる特徴として、顧客数の増加とニーズの多様化、それに伴う競合企業および製品の増加、多様化などが挙げられる。一方で技術革新や規制緩和など顧客と企業を取り巻く環境も変化する。これらの現象が複雑に絡み合うとき、製品需要はその影響を大きく受けるため予測が困難となる。このとき必要となるのが、個の行動に着目することである。製品の需要とは、互いに代替関係にある製品集合からその製品を選択する消費者一人一人の行動が積み重なった結果、全体の行動として表面化するものである。各社による

マーケティング変数の変更や環境の変化などの市場構造変化に対する個々の消費者の反応ルールが事前に分かれれば、そのルールに基づき個の行動をシミュレートすることで自ずと集団の行動も明らかになる。本稿では、将来の市場構造変化に関するシナリオを事前に想定し、そのシナリオの下で個々の消費者の製品選択行動をシミュレートすることをシナリオシミュレーションと呼び、これに基づき製品需要を予測することを提案する。

シナリオシミュレーションを行う上で要となるのは、個々の消費者の行動モデルの構築である。モデルが人間の曖昧で複雑な意思決定メカニズムを的確に模倣するものでないと、シミュレーション自体が無意味なものとなる。個人、世帯、企業など個々

* NTT サービスインテグレーション基盤研究所

† NTT Service Integration Laboratories

の消費主体が一定のルールに基づき製品を選択する行動をモデル化するには、離散選択理論 [1] が有効である。この理論は Thurstone[2] が心理学において礎を築き、McFadden[3] が経済学において一般化したものであり [4]、現在ではマーケティングの分野でも広く用いられている [5]。一方でモデルの推定には個々の消費者の製品選択行動データが必要となるが、想定する市場構造変化が前例の無いものであるような場合、変化発生前の観測データから変化発生後のモデルを推定することには少々無理がある。このような場合は、コンジョイント実験において仮想状況下に置かれる被験者の仮想的な行動データを用いる方法が有効となる [6]。

しかし仮想的な行動データに基づき推定されるのは飽くまでも仮想的な行動モデルであり、仮にシナリオ通りに市場構造変化が発生したとしても個々の消費者の行動は必ずしもモデル通りとはならない。問題の一因は、本来動的なものである消費者行動を記述するモデルが静的であり、入力値とする市場構造条件に変化が無い限り消費者行動も一切変化しない点にあると考えられる。本稿では市場構造変化の発生から消費者がそれを知覚し、知覚した変化に対して行動意思を固め、実行に移すまでの時間遅れを定式化することにより、精度の高い需要予測を実現する。第二章ではシミュレーションモデルの概要を、第三章ではコンジョイント実験データに基づき個々の消費者の仮想的な行動モデルを推定する方法を示した後、第四章では推定モデルに基づくシナリオシミュレーションに時間遅れの確率変数を導入し、この分布を製品需要推移の観測データに基づき逐次推定する方法を提案する。第五章では電話会社事前登録導入後の東日本地域における市内電話会社各社の登録数推移予測を例に実際にシナリオシミュレーションを行い、最後に第六章でまとめと今後の課題を述べる。

2 時間軸を考慮した状態遷移行動モデル

製品の消費行動を一定期間にわたる状態と見なすことにすると、ある製品の消費を開始あるいは中止したりその代替製品に乗り換える行動は消費行動状態間における遷移行動として定義することができる。以下では、個々の消費者によるこのような遷移

行動を、消費者集合、状態空間、状態遷移行動要因、および状態遷移行動則の4要素を定義することによりモデル化する。

まず状態遷移行動の主体となる消費者の集合を定義する。ここでの消費者とは個人、世帯、企業をはじめとする任意の消費行動単位であり、定義の対象は予測対象製品の提供条件を満たすような消費者である。提供条件の時間変化に伴いこれを満たす消費者の集合も変化するため、予測対象期間の任意時刻 $t \in [t_s, t_e]$ における消費者集合を $C(t)$ とおく。

次に消費者が滞在可能な消費行動状態の集合である状態空間を定義する。消費行動状態とは、対象製品を含む互いに代替関係にある製品の集合のうち0または1ヶの製品を消費している状態である。ある消費者が滞在可能な状態は、代替製品集合のうちその消費者が提供条件を満たす部分集合で決まる。消費者毎に状態空間は異なり、また時間変化するため、時刻 $t \in [t_s, t_e]$ における消費者 $n \in C(t)$ の状態空間を $A_n(t)$ とおく。

次に状態空間における消費者の状態遷移行動を左右する要因を定義する。状態遷移行動とは例えば以下の行動である。

1. 代替製品の消費を開始する
2. 消費する代替製品を変更する
3. 代替製品の消費を中止する

本稿ではこれらの事象の発生要因が市場構造の変化にあると考え、その市場構造を決定する条件として以下の3つを挙げる。

1. 消費者属性
2. 代替製品属性
3. 環境属性

消費者属性とは個々の消費者のデモグラフィック属性や行動パターンのことである。消費者自身の変化はその状態遷移行動の発生につながり得る。また代替製品属性とは代替製品集合を構成する各製品の属性であり、機能、性能、品質、価格、販路、販促戦略などが考えられる。消費者に変化が無くても代替製品集合が変化すれば状態遷移行動は発生し得る。また環境属性とは消費者にも代替製品集合にも依存しない属性のことである。景気や代替製品全体の普

及率の変動，規制緩和などの影響でも状態遷移行動は発生し得る。

最後に状態空間における消費者の状態遷移行動則を定義する。いま時刻 $t \in [t_s, t_e]$ において消費者 $n \in C(t)$ が状態 $i \in A_n(t)$ に滞在する場合に 1，それ以外の場合に 0 をとるような二値変数（以下，状態滞在判別二値変数） $\delta_{in}(t)$ を定義すると，この値の変化が消費者の状態遷移行動の発生を意味する。実際の消費者行動の非一貫性および非推移性を記述するには確率的モデルが適していると考えられるため，ここでは時刻 t において消費者 n が状態 i に滞在している確率（以下，状態滞在確率） $p_{in}(t)$ を用いて二値変数 $\delta_{in}(t)$ を表すことにする。

$$\delta_{in}(t) = \begin{cases} 1 & \text{if } i = \text{argmax}_k p_{kn}(t) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

但し $\delta_{in}(t)$ および $p_{in}(t)$ は次式を満たす。

$$\sum_{i \in A_n(t)} \delta_{in}(t) = \sum_{i \in A_n(t)} p_{in}(t) = 1 \quad (2)$$

以上，状態滞在判別二値変数 $\delta_{in}(t)$ および状態滞在確率 $p_{in}(t)$ の時間変化をもって状態遷移行動則とする。

3 コンジョイント実験に基づく選好モデルの推定

かつてない市場構造条件が将来実現した場合の個々の消費者の状態遷移行動を，過去の行動実績データなしに推測することは困難である。かつてない状態空間が実現する例としては，新製品の登場，既存製品の消滅，新機能の追加，既存機能の削除あるいは変更などが挙げられる。またかつてない環境が実現する例としては，技術革新による消費環境の激変，規制緩和による競合環境の激変などが挙げられる。このような場合，コンジョイント実験により観測される個々の消費者の選好データを用いるのが有効である。選好とは仮想的な市場構造条件下における個々の消費者による滞在状態の選択であり，実条件下におけるそれとは区別される。本章では，仮想的条件下における個々の消費者の選好メカニズムを離散選択理論 [1] に基づきモデル化，推定する方法について述べた後に，仮想条件下における選好と実条件下における選択とのギャップについて考察し，次章の時間遅れモデルの導入へとつなげる。

仮想条件下において消費者 n が代替製品 $i \in A_n$ を消費している状態を選好した場合，製品 i の効用がその他すべての製品 $\bar{i} \in A_n (\bar{i} \neq i)$ の効用よりも大きいと判断したことになる。従って，消費者 n にとっての製品 k の効用を U_{kn} とおくと，次式が成り立つ。

$$U_{in} \geq U_{\bar{i}n} \text{ for } \forall \bar{i} \neq i (i, \bar{i} \in A_n) \quad (3)$$

選好の非一貫性および非推移性を記述するには確率的な効用関数を仮定するのが適当と考えられるため， U_{kn} を確定項 V_{kn} と確率項 ϵ_{kn} とに分解する。

$$U_{kn} = V_{kn} + \epsilon_{kn} \quad (4)$$

このとき，消費者 n が製品 $i \in A_n$ を選好する確率 q_{in} は次式で表される。

$$\begin{aligned} q_{in} &= \Pr [U_{in} \geq U_{\bar{i}n}; i, \bar{i} \in A_n, \bar{i} \neq i] \\ &= \Pr [\epsilon_{\bar{i}n} - \epsilon_{in} \leq V_{in} - V_{\bar{i}n}; i, \bar{i} \in A_n, \bar{i} \neq i] \end{aligned} \quad (5)$$

効用確率項 $\epsilon_{in}, \epsilon_{\bar{i}n}$ の分布を仮定すると，選好確率 q_{in} は効用確定項の差分 $V_{in} - V_{\bar{i}n}$ の関数として表される。

$$q_{in} = q(V_{in} - V_{\bar{i}n}; i, \bar{i} \in A_n, \bar{i} \neq i) \quad (6)$$

この関数モデルとしては， $\epsilon_{in}, \epsilon_{\bar{i}n}$ に正規分布を仮定した場合のプロビットモデルやガンベル分布を仮定した場合のロジットモデルなど多数提案されている。特にロジットモデルは，その操作性の高さから最も頻繁に利用されるものである。

コンジョイント実験において被験者は仮想的な環境および代替製品集合を与えられた上で 0 または 1ヶの製品の選択を迫られる。いま被験者 n の属性ベクトルを \mathbf{z}_n ，被験者に提示された仮想製品集合 A_n の要素 k の属性ベクトルを \mathbf{z}_{kn} ，仮想環境の属性ベクトルを \mathbf{z} ，これらの合成ベクトルを \mathbf{x}_{kn} とおくことにする。

$$\mathbf{x}_{kn} = \mathbf{v}(\mathbf{z}_n, \mathbf{z}_{kn}, \mathbf{z}) \quad (\forall k \in A_n) \quad (7)$$

このとき (6) 式にある効用確定項の差分 $V_{in} - V_{\bar{i}n}$ として製品 i および \bar{i} を消費している状態の差分 $\mathbf{x}_{in} - \mathbf{x}_{\bar{i}n}$ の要素を線形結合しても，モデルの一般性は失われない。従って選好確率 q_{in} は次式で表される。

$$q_{in} = q(\boldsymbol{\beta}(\mathbf{x}_{in} - \mathbf{x}_{\bar{i}n}); i, \bar{i} \in A_n, \bar{i} \neq i) \quad (8)$$

次に (8) 式の選好モデルの推定法を述べる。いま消費者 n が製品 k を選好した場合に 1, それ以外の場合に 0 をとる状態滞在判別二値変数 γ_{kn} を第 k 要素とするようなベクトル γ_n を観測したとすると, モデルの尤度関数 L^* および対数尤度関数 L は次の通りに表される。

$$\begin{aligned} L^* &= \prod_{n \in C} \prod_{i \in A_n} q_{in}^{\gamma_{in}} \\ &= \prod_{n \in C} \prod_{i \in A_n} q(\beta(\mathbf{x}_{in} - \mathbf{x}_{\bar{i}n}); \forall \bar{i} \in A_n, \forall \bar{i} \neq i)^{\gamma_{in}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} L &= \ln L^* \\ &= \sum_{n \in C} \sum_{i \in A_n} \gamma_{in} \ln q(\beta(\mathbf{x}_{in} - \mathbf{x}_{\bar{i}n}); \forall \bar{i} \in A_n, \forall \bar{i} \neq i) \end{aligned}$$

よってパラメータ β を M 次のベクトルとすると, 次の連立方程式を解くことによりその推定値 $\hat{\beta}$ を得る。

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_m} = 0 \quad (m = 1, 2, \dots, M) \quad (11)$$

また $\hat{\beta}$ を (8) 式に代入することにより, 選好確率の推定関数 $\hat{q}_{in}(\mathbf{x}_{kn}; \forall k \in A_n)$ を得る。

$$\begin{aligned} \hat{q}_{in}(\mathbf{x}_n) &= q(\hat{\beta}(\mathbf{x}_{in} - \mathbf{x}_{\bar{i}n}); i, \forall \bar{i} \in A_n, \forall \bar{i} \neq i) \quad (12) \\ \text{但し} \quad \mathbf{x}_n &= (\mathbf{x}_{kn}; \forall k \in A_n) \quad (13) \end{aligned}$$

いま将来の予測対象期間 $[t_s, t_e]$ における \mathbf{x}_{kn} の時間変化 $\mathbf{x}_{kn}(t)$ を市場構造条件変化のシナリオとして設定し, 選好確率の推定関数 $\hat{q}_{in}(\mathbf{x}_{kn})$ に入力すると, 想定シナリオ下における状態滞在確率の時間変化 $\hat{q}_{in}(t) (\forall t \in [t_s, t_e])$ が得られる。仮想条件下における選好と実条件下における選択との間にギャップが存在しないとすると, (1) 式で用いた状態滞在確率の時間変化 $p_{in}(t)$ は想定シナリオ下におけるそれと一致することになり, 次式が成り立つ。

$$p_{in}(t) = \hat{q}_{in}(t) \quad (\forall t \in [t_s, t_e]) \quad (14)$$

しかし (12) 式の選好モデルに取り入れた市場構造条件 $\mathbf{x}_{kn}(t)$ が変化しない限り選好確率 $\hat{q}_{in}(t)$ は一定値をとるため, 実際の状態滞在確率 $p_{in}(t)$ も状態滞在判別二値変数 $\delta_{in}(t)$ も一定値をとり続けることとなる。つまり全ての消費者が市場構造変化の発生と同時に一斉に状態遷移行動をとることになり, 現実的なモデルとは言えない。そこでモデルをより現実的なものとするために, 本稿では市場構造変化

が発生してから消費者がそれを知覚し, 知覚した市場構造条件に基づき選好を確定し, それを実際の状態遷移行動に反映させるまでの時間遅れをモデルに取り入れる。この時間遅れの消費者間における差異を仮定すれば, 全ての消費者が一斉に行動するような不自然なモデルではなくなる。厳密には, モデルに取り入れられていない市場構造条件の存在や消費者の選好メカニズムの時間変化, 時間遅れでは説明しきれない選好と選択の矛盾など, 選好モデルが不自然な理由は多々あるが, 本稿では考慮しない。

- (9) 時間遅れをモデル化する方法としては, まず個々の消費者の時間遅れを選好モデルで用いたのと同じ市場構造条件変数の関数とするというものが考えられる。個々の消費者による状態の選好とその状態に遷移するまでの時間遅れという互いに相関のある離散選択と連続選択を同時にモデル化することになるので, これは連続・離散モデルの枠組で扱うことができる。モデルの推定には, コンジョイント実験で被験者に直接質問することにより得られる時間遅れの事前表明データか被験者のその後の状態遷移行動を観測し続けることにより得られる時間遅れの事後結果データを用いることになる。しかし事前表明データはその信憑性に疑問が残るし, 被験者の状態遷移行動を観測し続けるにはパネル調査が必要となり予算制約から実施困難な場合も多い。そこで代替案として, 本稿では消費者集合の時間遅れの分布関数を仮定するという方法を提案する。分布関数の推定に必要なデータは代替製品集合の各要素の需要推移のみである。

4 時間遅れ分布の逐次推定に基づく需要予測

予測対象期間 $[t_s, t_e]$ に市場構造変化が L 回発生するものとして通し番号 $l (= 1, 2, \dots, L)$ をつけ, l 回目の市場構造変化が発生する時刻を $t_l (t_s \leq t_1, t_L \leq t_e)$, 期間 $[t_l, t_{l+1}]$ の消費者 n にとっての市場構造条件を $\mathbf{x}_n^l(t)$ とする。また l 回目の市場構造変化の発生からそれを知覚した消費者 n が選好を確定し実際に状態遷移行動を起こすまでの時間遅れを τ_n^l とおく。このとき, 時刻 t_l において状態 i に滞在しており, また予測対象期間の開始前に観測したコンジョイント実験データから市場構造条件 $\mathbf{x}_n^l(t)$ に対する選好確率 $\hat{q}_{in}(t) (\forall t \in [t_l, t_{l+1}])$ が判明している

消費者 n は、次のように状態遷移するものと考えられる。

- (1) $\tau_n^l \leq t_{l+1} - t_l$ の場合
 $\delta_{in}(t) = 1$ for $\forall t \in [t_l, t_l + \tau_n]$
 $\delta_{jn}(t) = 1$ for $\forall t \in [t_l + \tau_n, t_{l+1}]$
 但し $j = \text{arc max}_k p_{kn}$
- (2) $\tau_n^l > t_{l+1} - t_l$ の場合
 $\delta_{in}(t) = 1$ for $\forall t \in [t_l, t_{l+1}]$

また時間遅れ τ_n^l は非負の値をとる確率変数と考えられるので、その分布として母数 ϕ_l の確率密度関数 $f_{\phi_l}(\tau)$ を区間 $[0, \infty)$ において仮定する。ただし $f_{\phi_l}(\tau)$ は関数形も母数も全ての消費者に共通するものと見なす。関数形の候補としては生存時間モデルで用いられる指数分布、ワイブル分布や、他にも非負区間で値をとるカイ2乗分布、F分布、ベータ分布などが考えられる。

以上の仮定に基づき消費者集合 $C(t)$ の状態遷移行動をシミュレートすることになるが、問題は時間遅れの分布 $f_{\phi_l}(\tau)$ が未知なことである。この分布は期間 $[t_l, t_{l+1}]$ を通して消費者集合が状態遷移していく様子を観測することにより徐々に判明していく。よって時刻 t_l において市場構造変化が発生してから単位時間が経過する度に、各状態 $\forall i \in A_n(t)$ の需要すなわち滞在消費者数を観測し、これに基づき母数 ϕ_l を逐次修正していくという方法が考えられる。具体的な手順は以下の通りである。ただし、ここでの時間は離散値をとるものとする。

- Step1 現時点を $t \in [t_l, t_{l+1}]$ とする。
 Step2 最小二乗和 $\text{minSS}(t)$ を初期設定する。
 Step3 時間遅れ分布の母数 $\phi_l(t)$ を初期設定する。
 Step4 母数 $\phi_l(t)$ の分布に基づき、個々の消費者の時間遅れ τ_n を発生させる。
 Step5 τ_n に基づき期間 $\forall u \in [t_l, t_{l+1}]$ の個々の消費者の状態滞在判別二値変数の推移 $\delta_{in}(u)$ ($\forall i \in A_n(u)$) を推定する。
 Step6 $\delta_{in}(u)$ に基づき期間 $\forall u \in [t_l, t_{l+1}]$ の各状態 $\forall i \in A(u)$ の滞在消費者数の推移 $EN_i(u)$ を推定する。
 Step7 現時点までの期間 $\forall u \in [t_l, t]$ における各状態 $\forall i \in A_n(u)$ の滞在消費者数推移の観測値 $N_i(u)$ と推定値 $EN_i(u)$ との差の二乗和 $SS(t)$ を算出する。
 Step8 $SS(t) < \text{minSS}(t)$ の場合は $\text{minSS}(t)$ と $\phi_l(t)$ を更新し Step4 に戻り、それ以外の場合は Step9 に進む。
 Step9 現時点以降の期間 $u \in [t, t_{l+1}]$ における $EN_i(u)$ を各状態 $\forall i \in A(u)$ の需要予測値とする。
 Step10 $t = t + 1$ として Step2 に戻る。

Step6 について補足すると、時刻 u における各状態 $\forall i \in A(u)$ の滞在消費者数は、選好モデルの説明変数として採用した消費者属性 \mathbf{z}_n の同時分布 $J(\mathbf{z}_n(u))$ を考慮した上で、個々の消費者の状態滞在判別二値変数 $\delta_{in}(u)$ を集計することにより推定する。

$$EN_i(u) = N \int \delta_{in}(u) J(\mathbf{z}_n(u)) d\mathbf{z}_n(u) \quad (15)$$

$$\text{但し} \quad N = \sum_{i \in A(u)} N_i(u) \quad (16)$$

5 シミュレーション実施例

本章では電話会社事前登録制の下での東日本地域における各社登録数推移を例にとり、提案した予測法の適用を試みる。同制度は'01年5月1日に導入されたが、このような制度は類似も含めてかつて存在したことが無かったため、導入後の利用者の反応を事前に測りかねていた。この問題を解決するために、筆者等は'00年12月に都内数ヶ所においてコンジョイント実験を中心とした調査を実施し、以下の回答者データを得た。

1. 制度が導入されたとの仮定の下での電話会社選好データ
2. 属性データ（デモグラフィック属性、電話利用属性等）

前者はコンジョイント実験データで、同制度が導入されたとの仮定の下で選択肢として各社電話サービスの具体的な属性（時間帯別料金、各種割引メニュー等）を提示された被験者の選択結果データである。各サービスの属性組合せは、同制度導入後に想定される組合せを実験計画法に基づき網羅したものである。実験フローは二段階に分かれ、

1. 登録
2. 非登録

を選択肢とする二項選択において前者を選択した場合のみ

1. X社電話サービス（属性組合せを表示）
2. Y社電話サービス（同上）

を選択肢とする二項選択を行ってもらった。

以下では特に東日本地域における市内電話会社登録数の例を挙げる。調査時点において同制度への参加を表明していたのは A, B, C, D の4社であったため、実験後半の二項選択は (17) 式の3パターンとした。厳密には A, B, C, D 以外にも数社が同制度に参加したが、シェアの合計値が小さいため考慮しない。

$$(X, Y) = (A, B), (A, C), (A, D) \quad (17)$$

以下、登録有無に関するモデルを RS モデル、 X 社 Y 社間の選択に関するモデルを $XY (= AB, AC, AD)$ モデルと呼ぶ。

本稿では RS, AB, AC, AD の各モデルに二項ロジットモデルを採用したが、説明変数の候補としたのは表1の16変数である。ただし変数 x_1, x_2, x_3 は RS モデルでは候補としなかった。

表 1: 説明変数の候補

説明変数	内容
x_1	XY 間の昼間市内3分間当たり料金差
x_2	XY 間の夜間市内3分間当たり料金差
x_3	XY 間の深夜市内3分間当たり料金差 注) 以上、 X 値から Y 値を差し引いた量的変数
x_4	アナログ回線利用
x_5	ISDN 回線利用
x_6	携帯電話 (PHS を含む) 利用
x_7	市内電話に A 社固定電話利用
x_8	市内電話に B 社固定電話利用
x_9	市内電話に携帯電話 (PHS を含む) 利用
x_{10}	未婚
x_{11}	有配偶
x_{12}	男性 注) 以上、ダミー変数
x_{13}	同居世代数 {1,2,3 以上}
x_{14}	年齢 {10,20,30,40,50,60 代,70 代以上}
x_{15}	世帯年収 {300,500 万円未満,500 万円以上} 注) 以上、自然数を割り当てた順序尺度の質的変数
x_{16}	選択肢固有ダミー変数 注) 全サンプルにおいて値1をとるダミー変数

独立性の検定により二項選択結果との関連性が強く (有意水準10%で無関係とは言えず)、かつ互いには関連性の弱い (有意水準1%で無関係な) 変数の組合せを抽出し、それらを説明変数とした二項ロジットモデルを最尤推定法により推定したところ表2の通りとなった。表中の各列が各モデルにおけるパラメー

表 2: パラメータベクトル推定結果

説明変数	$\hat{\beta}_{RS}$	$\hat{\beta}_{AB}$	$\hat{\beta}_{AC}$	$\hat{\beta}_{AD}$
x_1	-	-0.3900	-0.3441	-0.3694
x_2	-	-0.3915	-0.3547	-0.3438
x_3	-	-0.1907	-	-
x_8	0.6097	-1.249	-	-
x_{10}	-	0.2781	-	-
x_{11}	0.7127	-	-	-
x_{16}	0.6403	0.4453	0.3195	0.4425

タベクトルの推定結果 $\hat{\beta}_{IJ} (IJ = RS, AB, AC, AD)$ に該当し、各列において値の表示されている行の変数が各モデルの説明変数として抽出された変数である。

$IJ (= RS, AB, AC, AD)$ 間の二項ロジットモデルにおいて、各選択肢 I, J の選好確率 $\hat{q}_I^{IJ}(\mathbf{x}_{IJ}), \hat{q}_J^{IJ}(\mathbf{x}_{IJ})$ は説明変数ベクトル \mathbf{x}_{IJ} を用いて次のように表される。

$$\hat{q}_I^{IJ}(\mathbf{x}_{IJ}) = \frac{1}{1 + e^{-\hat{\beta}_{IJ} \mathbf{x}_{IJ}}} \quad (18)$$

$$\hat{q}_J^{IJ}(\mathbf{x}_{IJ}) = 1 - \hat{q}_I^{IJ}(\mathbf{x}_{IJ}) \quad (19)$$

$$\text{但し } \mathbf{x}_{RS} = (x_8, x_{11}, x_{16})' \quad (20)$$

$$\mathbf{x}_{AB} = (x_1, x_2, x_3, x_8, x_{10}, x_{16})' \quad (21)$$

$$\mathbf{x}_{AC} = (x_1, x_2, x_{16})' \quad (22)$$

$$\mathbf{x}_{AD} = (x_1, x_2, x_{16})' \quad (23)$$

ここで $XY (= AB, AC, AD)$ の2社間における選好確率比が選択肢が追加され3社以上になっても保持されると仮定しても、これはロジットモデルのIIA特性と同様の性質であり不自然ではない。このとき $ABCD$ の4社間多項選択における各社の選好確率 $\hat{q}_Z^{ABCD}(\mathbf{x}^1) (Z = A, B, C, D)$ は以下の通りとなる。

$$\hat{q}_A^{ABCD}(\mathbf{x}^1) = \varphi \hat{q}_A^{AB}(\mathbf{x}_{AB}) \hat{q}_A^{AC}(\mathbf{x}_{AC}) \hat{q}_A^{AD}(\mathbf{x}_{AD}) \quad (24)$$

$$\hat{q}_B^{ABCD}(\mathbf{x}^1) = \varphi \hat{q}_B^{AB}(\mathbf{x}_{AB}) \hat{q}_A^{AC}(\mathbf{x}_{AC}) \hat{q}_A^{AD}(\mathbf{x}_{AD}) \quad (25)$$

$$\hat{q}_C^{ABCD}(\mathbf{x}^1) = \varphi \hat{q}_A^{AB}(\mathbf{x}_{AB}) \hat{q}_C^{AC}(\mathbf{x}_{AC}) \hat{q}_A^{AD}(\mathbf{x}_{AD}) \quad (26)$$

$$\hat{q}_D^{ABCD}(\mathbf{x}^1) = \varphi \hat{q}_A^{AB}(\mathbf{x}_{AB}) \hat{q}_A^{AC}(\mathbf{x}_{AC}) \hat{q}_D^{AD}(\mathbf{x}_{AD}) \quad (27)$$

$$\text{但し } \sum_{Z=A,B,C,D} \hat{q}_Z^{ABCD}(\mathbf{x}^1) = 1 \quad (28)$$

$$\mathbf{x}^1 = (\mathbf{x}_{AB}, \mathbf{x}_{AC}, \mathbf{x}_{AD})' \quad (29)$$

更に登録選好確率 $\hat{q}_R^{RS}(\mathbf{x}_{RS})$ を考慮すると、 $Z(=A, B, C, D)$ 社に登録することを選好する確率 $\hat{q}_{RZ}(\mathbf{x}^2)$ および登録しないことを選好する確率 $\hat{q}_S(\mathbf{x}_{RS})$ は次のように表される。

$$\hat{q}_{RZ}(\mathbf{x}^2) = \hat{q}_R^{RS}(\mathbf{x}_{RS})\hat{q}_Z^{ABCD}(\mathbf{x}^1) \quad (30)$$

$$\hat{q}_S(\mathbf{x}_{RS}) = 1 - \hat{q}_R^{RS}(\mathbf{x}_{RS}) \quad (31)$$

$$\text{但し } \mathbf{x}^2 = (\mathbf{x}_{RS}, \mathbf{x}^1)' \quad (32)$$

以上のモデルは都内数ヶ所で無作為に抽出した固定回線利用者（厳密には、当時大勢を占めていたアナログおよび ISDN 回線利用者）の回答に基づくもので、地域特性を無視すれば東日本地域の固定回線利用者の電話会社選好を表すと考えられる。

モデルの説明変数はサービス属性と利用者属性の 2 種類に大別されるが、それぞれ表 3、表 4 に基づきその入力値を設定した。表 3 は '01 年 1 月 10 日の登録受付開始時点における各社の公表値から算出したものである。また表 4 は総務省統計局による '00 年 10 月の国勢調査データおよび筆者等の調査データから推定したものである。電話会社登録の単位は個人ではなく世帯と考えられるため、ここでは世帯主属性の同時分布を用いた。

表 3: 市内電話サービス属性の入力値

説明変数	AB	AC	AD
x_1	0.1	0	0
x_2	0.1	0	0
x_3	-0.345	0	0

表 4: 世帯主属性の同時分布

		(x_{10}, x_{11})			計
		(1, 0)	(0, 1)	(0, 0)	
x_8	1	0.02129	0.1075	0.01994	0.1487
	0	0.1595	0.5373	0.1546	0.8513
	計	0.1808	0.6447	0.1745	1.000

固定回線利用世帯（厳密には、その世帯主）の選好確率を世帯主属性の組合せ別に推定したところ、表 5 の結果を得た。

以上より固定回線利用世帯の選好確率が得られたので、制度導入から各世帯が実際に A, B, C, D の

表 5: 固定回線利用世帯の選好確率推定結果

世帯主属性組合せ	1	2	3
x_8	1	1	1
x_{10}	1	0	0
x_{11}	0	1	0
世帯数割合	0.02129	0.1075	0.01994
\hat{q}_{RA}	0.1904	0.1894	0.1679
\hat{q}_{RB}	0.3261	0.4282	0.3796
\hat{q}_{RC}	0.1384	0.1376	0.1220
\hat{q}_{RD}	0.1223	0.1216	0.1078
\hat{q}_S	0.2227	0.1232	0.2227
世帯主属性組合せ	4	5	6
x_8	0	0	0
x_{10}	1	0	0
x_{11}	0	1	0
世帯数割合	0.1595	0.5373	0.1546
\hat{q}_{RA}	0.2290	0.2633	0.2170
\hat{q}_{RB}	0.1124	0.1708	0.1407
\hat{q}_{RC}	0.1663	0.1913	0.1577
\hat{q}_{RD}	0.1471	0.1692	0.1394
\hat{q}_S	0.3452	0.2054	0.3452

うちいずれかの市内電話会社に登録するまでの時間遅れの分布としてカイ 2 乗分布を仮定し、シミュレーションを行った。東日本地域における各社登録数の予測結果を図 1 に示す。但し B, C, D の 3 社はまとめて図示している。マーカ付きの折れ線で示される実績値に対して、マーカなしの折れ線が '01 年 5 月 1 日時点の累積登録数公表値を用いた予測結果である。登録受付は同年 1 月 10 日に開始されたが、5 月 1 日の制度導入時に初めて累積値が公表されたため、予測には 1 ポイントデータしか用いていない。

参考までにカイ 2 乗分布の母数の逐次推定結果を図 2 に示すが、'01 年 5 月 1 日時点における推定値 6 に対してその収束値は 5.6 付近である。この母数は時間遅れの平均を意味し、制度導入から 2 年経過した後の推定値に対して最初の 1 ポイントデータに基づく推定値は 0.4 ヶ月の誤差しか無いことになる。このことから、図 1 では A 社登録回線数以外は必ずしも予測精度が良いとは言えないものの、これは選好確率の精度に依存するものであると言える。

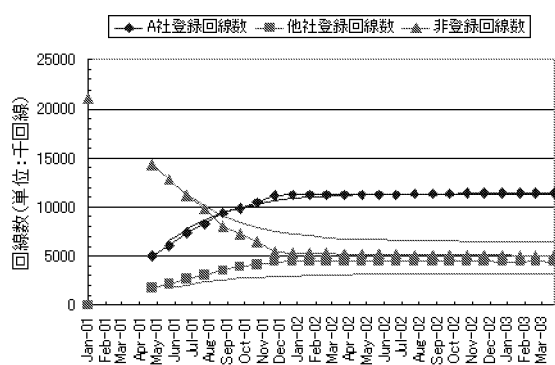


図 1: 電話会社事前登録制の下での各社登録回線数推移の予測結果

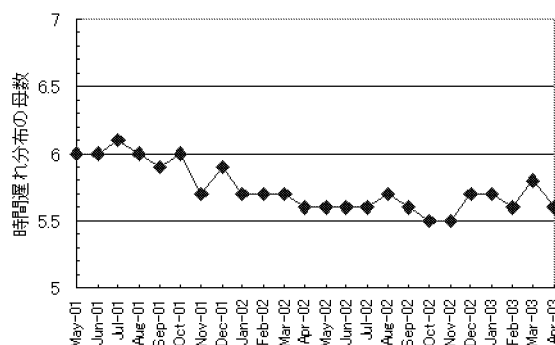


図 2: 時間遅れ分布の母数の逐次推定結果

すなわち選好確率の推定さえ首尾良く行えば、電話会社事前登録制導入のような前例のない市場構造変化にも対応し得る需要予測が実現すると言える。

6 まとめ

本稿では、将来の市場構造変化の想定シナリオ下における製品の需要推移を、個々の消費者の製品選択行動の集計により予測するシナリオシミュレーション技術を提案した。また、提案技術の基礎となるのはコンジョイント実験データに離散選択理論を適用して得られる消費者の製品選好モデルであるが、この静的なモデルに基づき動的な消費者行動をシミュレートする際、市場構造変化の影響が消費者行動に反映されるまでの時間遅れの確率変数を導入し、需要推移の実測データからその分布を逐次推定

することにより予測精度向上を図ることを提案した。

電話会社事前登録制導入後の各社登録数推移予測を例にシナリオシミュレーションを行ったところ、1ポイントの累積登録数データだけで比較的精度の高い需要予測が実現した。この結果は、登録数推移が滑らかなカーブを描くために時間遅れ分布の推定が容易な例であることも一助にはなっているものの、選好モデルが消費者行動を的確に記述するものである限りは前例の無い市場構造変化が発生しても早期時点において精度の高い需要予測が可能となることを示している。

本稿の例では市場構造変化が電話会社事前登録制導入時に1回だけ発生したが、変化が頻繁に発生するような場合には消費者が最初の変化に対してやっと固めた行動意思を実行に移す前に次の変化が発生してしまうような状況も大いに考えられる。このような状況では、次の変化を知覚するのと最初の行動意思を実行に移すのとどちらが早いかによって消費者の行動は分かれてくるため、時間遅れ分布の定式化を工夫することが必要となるだろう。これに関しては今後の検討課題としたい。

参考文献

- [1] M. Ben-Akiva, S. R. Lerman, Discrete Choice Analysis, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1985.
- [2] L. L. Thurstone, "A law of comparative judgement," Psychological Review, 34, pp.273-286, 1927.
- [3] D. McFadden, "Conditional logit analysis of qualitative choice behavior," P. Zarembka(Ed.), Frontiers in Econometrics, Academic press, pp.105-142, 1973.
- [4] 岡太彬訓, 木島正明, 守口剛 (編), マーケティングの数理モデル, 朝倉書店, 2001.
- [5] 片平秀貴, 杉田善弘, "マーケティング・サイエンスの最近の動向: 米国を中心として," オペレーションズ・リサーチ, 39, pp.178-188, 1994.
- [6] M. Ben-Akiva, "Combining Revealed and Stated Preferences Data," Marketing Letters, 5:4, pp.335-350, 1994.