

携帯電話におけるスイッチング・コストの 定量分析 —番号ポータビリティ制度の評価

北野 泰樹*

政策研究大学院大学

齋藤 経史

科学技術政策研究所

大橋 弘

東京大学

2006年10月24日、携帯電話の番号ポータビリティ (MNP) 制度が導入された。MNP 制度は消費者が利用する携帯電話会社を変更する際に生じるコスト、つまりスイッチング・コストを減少させ、消費者の携帯電話会社間の流動性を高めるものと考えられる。本論文では、MNP 制度の導入に伴うスイッチング・コストの減少効果とそれが消費者に与えた影響について定量的な評価を行うことを目的とする。分析では、携帯電話会社の選択と MNP 制度の利用選択に関する離散選択モデルを定式化し、ウェブ (Web) アンケート調査から得られた個票データを用いて推定を行う。推定の結果、MNP 制度の導入により、スイッチング・コストは 18%程度減少し、携帯電話の所有者に占める携帯電話会社の変更者の割合が約 2.6%増加したことを示した。

1. はじめに

2006年10月24日、携帯電話の番号ポータビリティ (Mobile Number Portability、以下 MNP) 制度が施行された。MNP 制度とは、携帯電話会社を変更する際、これまで利用していた携帯電話会社における電話番号を引き続き利用することを可能とするサービスである。携帯電話市場をはじめ多くの市場において、現在利用している会社から他社の財・サービスへ移動する際にはスイッチング・コストと呼ばれる費用を伴う。MNP 制

本稿の作成にあたって、市村英彦氏 (東京大学)、佐々木弾氏 (東京大学)、中嶋亮氏 (筑波大学)、東京大学 Empirical Micro Forum、第2回応用計量経済学コンファレンスの参加者からいただいた有益な議論、コメントに感謝したい。また、本研究で用いたデータは総務省との共同調査で得られたデータに基づいている。データの調査に際し、今川拓郎氏 (総務省) をはじめ、総務省総合通信基盤局におけるミーティング参加者との議論は本研究を進める上でも非常に有益であった。ここに感謝を記したい。

* (連絡先住所) 〒106-8677 東京都港区六本木7-22-1
(E-mail) t-kitano@grips.ac.jp

度の導入は、携帯電話会社変更の際のスイッチング・コストの一部である番号変更に伴うコストを解消させ、消費者の携帯電話会社間の流動性を高めるものと考えられる。

しかし、こうしたスイッチング・コストを引き下げ、消費者の流動性を高める政策が、必ずしも市場を競争的にするとは限らない。スイッチング・コストが存在する市場では、たとえ他社より高い料金を設定したとしても、既存顧客の他社への契約の移行は行われにくいいため、非競争的な価格設定を行うインセンティブを持つ一方、企業は新たに顧客を囲い込むことで将来得られる利潤を高めることができるため、新規の顧客に対しては競争的な価格設定を行うインセンティブも同時に持つからである¹。ただし、本研究で対象としている携帯電話市場は、すでに多くの消費者がいずれかの携帯電話会社と契約を締結している、つまり既存顧客の割合が新規の顧客と比較して非常に大きいため、各社は非競争的な料金設定を行うインセンティブが強く持つ市場であると考えられる²。したがって、MNP 制度の導入により、顧客の流動性を高めることは、携帯電話会社間の競争を促すことにつながり、競争政策の観点からも重要なものといえるだろう³。

本論文では、携帯電話会社間の競争を促すための前提条件である、MNP 制度の導入によるスイッチング・コストの減少効果を定量的に評価することを目的とする。分析では、消費者の過去に契約していた携帯電話会社の影響を考慮した下で、携帯電話会社の選択、および携帯電話会社を変更した消費者については MNP 制度の利用の選択の 2 段階のネスティッド・ロジットモデル(Nested Logit Model、以下 NL モデル)を定式化し、推定を行う。さらに本論文では、得られた推定結果を用いて、スイッチング・コスト、MNP 制度の導入によるスイッチング・コストの減少効果、MNP 制度導入による消費者余剰の変化、携帯電話会社の変更確率の変化について定量的な考察を加える。

分析に用いるデータは、MNP 制度導入後の携帯電話会社の選択と MNP 制度利用の有無等について尋ねたウェブアンケート調査により収集した。調査では、携帯電話会社を変更したサンプルの母集団に占める割合が小さいため、MNP 制度の利用者を一定の割合で抽出できるよう、携帯電話会社を変更した消費者にウェイトをおいた Choice-based サンプルングを行っている。そこで推定では、Choice-based サンプルングを行った場合に生じる問題について考慮し、Manski and Lerman(1977)による Weighted Exogenous

¹ ただし、消費者が将来の価格の上昇を見越している場合には、必ずしも同様のインセンティブが生じるわけではない。Klemperer(1987)では、消費者が将来の価格の上昇を見越している場合には、新規の顧客が多く存在する場合でも、スイッチング・コストが存在しない場合と比較して、非競争的な価格設定行動がなされる可能性を示唆している。

² 2007年3月時点の携帯電話の日本における契約者数は約9,600万人(電気通信事業者協会ホームページ)。

³ MNP 制度はアジアや欧米とした各国ですでに導入され、電気通信政策の重要な政策のひとつとして位置づけられている。諸外国の MNP 制度の導入状況は、総務省(2004)第3章で論じられている。

Sampling Maximum Likelihood (WESML) を用いる⁴。

このような携帯電話市場におけるスイッチング・コストと MNP 制度導入の影響について分析した関連する研究としては、Lee et al. (2006)、依田 (2009)、Ida and Kuroda (2009) が挙げられる。これらの研究では、表明選好法と呼ばれる、仮想的な状況下での消費者の選好についての回答から、消費者行動モデルに基づく分析を行っている。ただし、表明選好法は、あくまで仮想的な選択に基づくため、そこでの選択によって消費者が得る実際の効用に影響があるわけではない。したがって、消費者は真の選好を示すインセンティブを十分に持たず、そこから得られるデータが消費者の現実に行う選択と乖離する可能性がある。それに対し、本研究では、顕示選好、つまり実際の消費者の選択に基づくデータから分析を行う。顕示選好に基づく分析では、消費者が自身の選択が実際にその消費者の効用に影響するので、真の選好に基づくデータが得られていると考えられる。したがって、本研究で行う顕示選好に基づく分析は携帯電話市場、MNP 制度導入の影響を理解する上で重要なものと位置付けられるだろう。

顕示選好データに基づく消費者行動モデルでは各消費者の財の購買履歴のデータから、過去の財の選択が現在の財の選択に与えた影響を推定し、過去の選択の影響を取り除くのに必要な金銭的対価としてスイッチング・コストが定義される。携帯電話市場以外においては、このような顕示選好に基づくデータにより消費者行動モデルを定式化し、スイッチング・コストを定量的に分析はなされている。例えば、Shum (2004) はシリアル市場、Chen and Hitt (2002) によるオンライン証券市場において、スイッチング・コストを定量的に評価している。また、消費者行動モデルではなく、企業行動モデルに基づいてスイッチング・コストを測定することも可能である。Shy (2002)、Kim et al (2003) はスイッチング・コストが存在する場合の企業行動モデルを定式化し、均衡での価格の性質から、マーケットシェア、価格などの市場レベルのデータを用いてスイッチング・コストの推定を行っている⁵。このようなスイッチング・コストの研究についての理論・実

⁴ 大橋他 (2007) では、同じデータを用いてスイッチング・コストの分析を行っているが、Choice-based サンプリングの問題を考慮していない。そのため、推定されるスイッチング・コスト等の分析にはバイアスがかかっていると考えられる。事実、大橋他 (2007) で得られたスイッチング・コストは本研究と比較して小さいが、この結果は choice-based サンプリングの問題を考慮していないために生じていると推察される。

⁵ 本論文で対象とする携帯電話市場では、企業行動モデルを用いたスイッチングコストの推定は適さないと考えられる。企業行動モデルを用いる分析の利点としては、市場レベルのデータは手に入れ易いという点はあるものの、企業行動のモデルは対象とする産業について適当な競争モデルを構築する必要があるからである。携帯電話市場のように、新製品の導入が頻繁に起こり、かつ複雑な非線形価格体系により特徴付けられ市場モデルを構築するのは困難である。

ただし、市場レベルのデータを用いた携帯電話市場におけるスイッチング・コストの分析方法が存在しないわけではない。Kim (2006) は企業行動ではなく、消費者行動のモデルをベースとし、さらに、消費者の購買履歴ではなく、各時点での携帯電話会社ごとの変更者数と料金プランの変遷のデータからスイッチング・コストの

証を含むサーベイとしてはKlemperer(1995)、Farrell and Klemperer(2008)が挙げられる。

本論文の分析の結果、MNP 制度が存在しない場合のスイッチング・コストは約2000-2300 円であり、そして MNP 制度導入によるスイッチング・コストの減少額は300-350 円程度であると推定された。つまり、MNP 制度の導入により、スイッチング・コストは約18%減少したことになる。さらに、携帯電話会社の変更者の割合は、MNP 制度導入に伴うスイッチング・コストの減少により、消費者余剰は約25-35 円増加し、携帯電話会社の変更確率が約2.6%上昇したという結果を得た。これらの分析結果から、MNP 制度の導入はスイッチング・コストを減少させ、携帯電話会社間の競争を促すのに一定の効果を持った可能性があったことが示唆される。

以下、次のような構成となっている。第2節では、ウェブアンケート調査の概要と、得られたデータの考察を行う。第3節では消費者の携帯電話会社の選択のモデルを定式化し、推定方法について説明する。第4節ではモデルの推定結果を述べる。第5節では、第4節での推定結果をもとに、スイッチング・コスト、およびMNP 制度導入によるスイッチング・コストの減少効果、消費者余剰の変化などのシミュレーションによる定量分析の結果を述べる。第6節では本論文の結論と今後の課題を述べる。

2. ウェブアンケート調査の予備的考察

本節では、分析で用いるウェブアンケート調査の概要、MNP 制度の利用の主な要因を調査票の集計結果から考察する。

2.1 調査の方法

本論文で用いるデータは、マクロミル社のモニターである携帯電話利用者を対象としたウェブアンケート調査により収集している。調査はMNP 制度に関連し、携帯電話会社を変更した消費者の動向を分析が目的であるので、06年10月24日以降に携帯電話会社を変更した消費者を高い比率で抽出するChoice-based サンプルングを行った⁶。ただし、表1にあるように、携帯電話会社3社(NTTドコモ、au、ソフトバンク)、地域、携

分析手法を提案している。

⁶ この調査では、携帯電話会社を変更したサンプルを500、それ以外について1,000の割付を事前に行った。ただし、調査の実施上、実際のサンプル数は携帯電話会社の変更者については531、それ以外については1,047となった。総務省資料によると、07年3月時点において、MNP 制度の利用者は携帯電話の利用者全体の約2%程度である。

表1 データの割り付け

(i) 10月24日以降、携帯電話会社の変更がないサンプル(予定サンプル数：1,000)					
携帯電話会社	比率(%)	地域	比率(%)	年齢	比率(%)
NTTドコモ	50	関東	50	10代	10
au	30	東海	15	20-50代	85
ソフトバンク	20	関西	35	60代	5

(ii) 10月24日以降、携帯電話会社の変更があるサンプル(予定サンプル数：500)					
携帯電話会社	比率(%)	地域	比率(%)	年齢	比率(%)
NTTドコモ	20	関東	50	10代	10
au	60	東海	15	20-50代	85
ソフトバンク	20	関西	35	60代	5

注) 割り付けは年齢区分ごとに、上で定められた携帯電話会社比率、地域比率と一致する。

携帯電話利用者の年齢層については、実際の携帯電話所有者の分布に合うように事前に割り付けを行っている。

2.2 MNP 制度の利用動向

MNP 制度の導入により、携帯電話会社間で番号の持ち運びが可能となり、消費者の利便性は高まるものと考えられる。しかし、携帯電話会社を変更する消費者全てが MNP 制度を利用するとは限らない。表2に示されているように、調査では携帯電話会社を変更したサンプルのうち、実際に MNP 制度を利用したサンプルは全体の約 64%であり、MNP 制度の導入以後も一定割合の消費者は MNP 制度を利用せずに携帯電話会社を変更していることがわかる。

調査では、携帯電話会社を変更した消費者で MNP 制度を利用しなかった消費者に対し、MNP 制度を利用しなかった理由について質問している。消費者の MNP 制度を利用しない理由として多いのは、表3に示されているように、「3. MNP 制度の利用に手数料がかかるから」、「5. 手続きが面倒だと思ったから」といった手続きに伴うコストが多く挙げられている。つまり、消費者は MNP 制度の利用に伴う便益と、手続きのコストを比較し、制度利用の決定をしていると考えられる。また、「6. 電話番号を変更しなかったから」という、携帯電話番号を継続することを好まない消費者も存在することも確かめられる。

表 2 MNP 制度利用者の割合

	回答者数(人)	比率(%)
MNP利用者	339	64
MNP非利用者	192	36
合計	531	100

表 3 MNP 制度を利用しない理由

理由	回答者数(人)
1. MNP制度導入以前だったから	12
2. MNP制度のことをあまり知らなかったから	3
3. MNP制度の利用に手数料がかかるから	60
4. 05年10月11日以降のツーカーからauへの変更であったため、MNP制度を利用しなくても番号が変わらなかったから	31
5. 手続きが面倒だと思ったから	30
6. 電話番号を変更したかったから	24
7. 以前の端末がPHSだったから	17
8. その他	15
合計	192

注) 各回答者は、最も当てはまる回答ひとつを選択した。

これらの結果は、消費者ごとに継続して番号を利用することに対する嗜好が異なることを示唆しているものと考えられる。

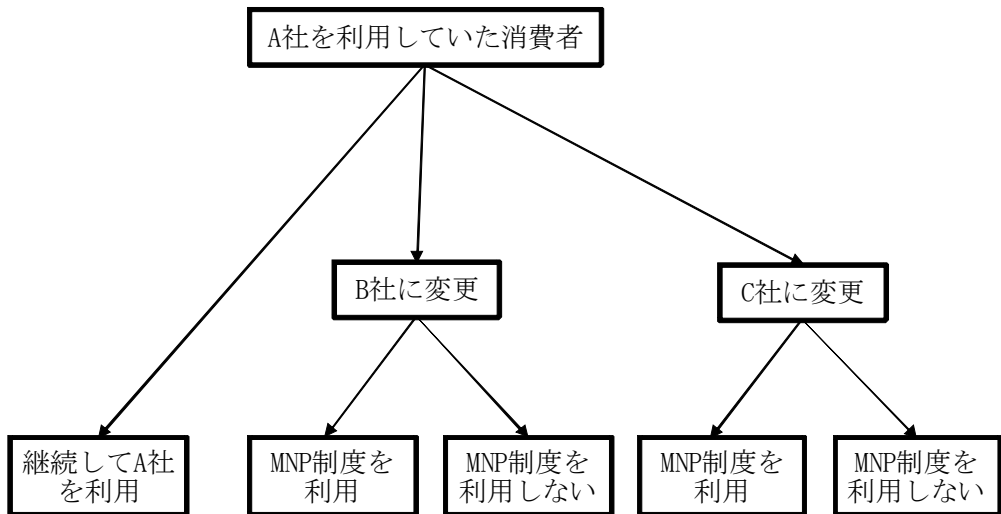
以上のアンケート調査から、MNP 制度利用の選択に関しては、利用の際の費用と便益を勘案した消費者の内生的意思決定の問題を考える必要があると推察される。第 3 節では、消費者の MNP 制度利用の選択を明示的に考慮したモデルを構築する⁷。

3. 携帯電話会社の選択モデル

ここでは、ウェブアンケート調査により得られたデータに基づき、消費者の携帯電話会社(NTT ドコモ、au、ソフトバンク)の選択に関する行動モデルを定式化する。

⁷ 調査では、10月24日以降に携帯電話会社を変更したサンプルを抽出したが、回答者の中には「1. MNP 制度導入以前だったから」と、誤った回答をしているサンプルが12名存在した。また、「4.」のツーカーからau、「7.」の以前の端末がPHSであるサンプルは、本論文の目的と外れたケースである。以上のサンプルは次節以降で行う分析からは除外している。

図1 携帯電話会社と MNP 制度利用の選択



3.1 モデル

前節で議論したように、MNP 制度導入後の 06 年 10 月 24 日以降に携帯電話会社を変更したすべての消費者が MNP 制度を利用しているわけではない。そこで本節では、消費者が携帯電話会社を変更する場合には MNP 制度を利用するかどうかの意思決定を考慮した消費者行動モデルを構築する。

MNP 制度の利用は携帯電話会社を変更する場合にのみ存在する選択肢であるので、各消費者の取りうる選択肢は過去の携帯電話会社に依存する。たとえば、図 1 では、過去に A 社を利用していた消費者について考えている。この消費者が直面する第一段階の選択肢は[継続して A 社を利用、B 社に変更、C 社に変更]の 3 つである。変更を選択した場合は、第二段階の選択肢として、B 社、C 社のそれぞれに[MNP 制度を利用して変更、MNP 制度を利用せずに変更]がある。過去に B 社、C 社と契約していた消費者が直面する選択肢については同様に考えればよい。

以上の選択行動を分析する際、本論文では第 1 段階を携帯電話会社の選択、第 2 段階を MNP 制度利用の選択とする NL モデルを用いて分析を行う⁸。NL モデルは、解析的に扱いやすいという利点があり、今回対象としている MNP 制度の導入の効果を分析する際に有用である。なぜなら、MNP 制度の利用に関する消費者の嗜好の異質性を考慮した上で、

⁸ 本論文で用いる NL モデルは、消費者ごとに直面する選択肢の集合が異なるという点で、通常とは異なる。

MNP 制度の利用から生じる期待利得の解析的な計算が可能だからである⁹。

それでは、過去に携帯電話会社 h を選択していた消費者 i_h について考えてみることにする。ただし、表記が煩雑になるのを避けるため、 i_h のインデックス h は省略する。McFadden (1978) にならい、消費者 i が携帯電話会社 j を選んだときに得られる間接効用を以下のようにおく。

$$\begin{aligned} U_{i,j,MNP_{ij}} &= (\alpha_0 + \mathbf{x}_i^P \boldsymbol{\alpha}_1)' p_{ij} + (\beta_0 + \mathbf{x}_i^S \boldsymbol{\beta}_1 + (\gamma_0 + \mathbf{x}_i^M \boldsymbol{\gamma}_1)' MNP_{ij})' SWITCH_{ij} \\ &\quad + \mathbf{x}'_{ij} \boldsymbol{\delta}_0 + \varepsilon_{i,j,MNP_{ij}}(\lambda) \\ &= V_{ij}(\boldsymbol{\theta}) + V_{i,j,MNP_{ij}}(\boldsymbol{\gamma}) + \varepsilon_{i,j,MNP_{ij}}(\lambda) \end{aligned} \quad (1)$$

MNP_{ij} は、MNP 制度を利用する場合には 1、利用しない場合には 0 をとる。また、携帯電話会社を変更しない場合には MNP 制度を利用に関する選択は存在しない。この場合には MNP のサブスクリプトは除き、過去と同じ携帯電話会社 h を選択するときの効用関数は U_{ih} と記すこととする。また、

$$\begin{aligned} V_{ij}(\boldsymbol{\theta}) &= (\alpha_0 + \mathbf{x}_i^P \boldsymbol{\alpha}_1)' p_{ij} + (\beta_0 + \mathbf{x}_i^S \boldsymbol{\beta}_1)' SWITCH_{ij} + \mathbf{x}'_{ij} \boldsymbol{\delta}_0, \\ V_{i,j,MNP_{ij}}(\boldsymbol{\gamma}) &= ((\gamma_0 + \mathbf{x}_i^M \boldsymbol{\gamma}_1)' MNP_{ij})' SWITCH_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

であり、それぞれ携帯電話会社の選択、MNP 制度利用の選択に関する確定効用部分である。 $(\mathbf{x}_i^P, \mathbf{x}_i^S, \mathbf{x}_i^M)$ は、消費者の利用形態・社会属性を表す変数を含むベクトルである。これら変数は、音楽、ゲーム、お財布ケータイの利用ダミー、学生ダミー、所得、電話帳の登録件数を用いている。 \mathbf{x}_{ij} は消費者の属性と携帯電話会社のダミーとの交差項である。ここでは NTT ドコモを基準として、au とソフトバンクのダミー変数を含めた。

MNP_{ij} は消費者 i が過去と異なる携帯電話会社 j を選択する際に、MNP 制度を利用する場合には 1、利用しない場合には 0 をとるダミー変数である。また、 $SWITCH_{ij}$ は携帯電話会社 j が過去と異なる携帯電話会社である場合には 1、そうでない場合には 0 をとる。 $\boldsymbol{\theta} = (\alpha_0, \boldsymbol{\alpha}_1', \beta_0, \boldsymbol{\beta}_1', \boldsymbol{\delta}_0')$ と $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_0, \boldsymbol{\gamma}_1')$ はそれぞれ、携帯電話会社、MNP 制度利用に関する推定されるパラメータである。

⁹ 通常、NL モデルでは、ロジットモデルにおける Independence of Irrespective Alternatives (IIA) の問題を緩和する場合に用いられるが、ここでは MNP 制度導入の影響の評価をしやすさという点に注目している。なお、NL モデルよりも一般的なモデルとしてランダム係数ロジットモデルも存在する。ランダム係数ロジットモデルを用いた研究としては Kitano and Ohashi (2009) が挙げられる。

$\varepsilon_{i,j,MNP_j}(\lambda)$ は一般化極値分布 (Generalized Extreme Value、GEV) に従う誤差項で、パラメータ λ に依存する。ここで、 λ はネスト間の相関を示す変数で、McFadden (1978) に示されているように消費者の効用最大化問題と整合的であるためには、0 から 1 の間の値をとらなければならない。この条件が満たされているかどうかは推定結果から確認する¹⁰。

最後に、 p_{ij} は消費者 i が携帯電話会社 j を選んだときの利用料金である。携帯電話の利用料金はプランごとに異なる基本料金、そして通話時間・パケット利用量に応じた変動料金により定まる。さらに、消費者は継続利用割引や家族割引、一年契約割引など、各種割引サービスにも依存する。したがって、利用料金は、契約する料金プラン、消費者ごとに異なる通話時間、パケット利用量といった利用形態、さらには家族割引、継続年数利用割引などの割引サービスの利用の有無により、消費者ごとに異なる変数となる。

ここで問題となるのは、消費者の携帯電話会社の選択を考える場合、各消費者が各携帯電話会社で直面する携帯電話の利用料金が必要となる点である。通常、消費者が現在契約している携帯電話会社の利用料金についてはウェブアンケート調査により得る事が可能であるが、現在選ばれていない携帯電話会社で各消費者が直面する利用料金についてはデータとして得られない。よって、何らかの形で他の携帯電話会社を選んだ場合の利用料金を導出する必要がある。

本研究で用いる利用料金は以下のように導出する。まず、現在利用していない携帯電話会社の料金は、現在利用していない携帯電話会社に移行した際、各消費者がどれだけの通話時間・パケット利用量となるのかに依存する。ここでは、各消費者の携帯電話の通話時間、パケット利用量がいずれの携帯電話会社、契約するプランを選んでも変わらないと仮定し、他社の利用料金の算定には、現在利用している携帯電話会社での通話料、パケット利用料を用いた¹¹。加えて、各消費者の各社の利用料金は、継続利用割引に入れ、さらに家族割引については、家族内で同一の携帯電話会社を利用している場合にはその携帯電話会社では家族割引を使用するとした。さらに、利用料金を導出する際には、ソフトバンクの「ホワイトプラン」におけるソフトバンク契約者同士の通話料無料サービスに代表されるように、通話相手が契約している携帯電話会社に依存して利用料金が

¹⁰ λ はスケールパラメータと呼ばれ、第1段階目と第2段階目の Gumbell 分布の分散の比率に対応する (第一段階目での分散は1に規準化されている)。

¹¹ 通話時間、パケット利用量がどの携帯電話会社を選んだ場合でも変わらないとする仮定は問題があるだろう。なぜなら、この仮定は、各消費者の通話、パケット利用に関する価格弾力性がゼロであることを意味しているからである。こうした仮定を緩め、弾力的な通話・パケット利用の選択を許すモデルとしては離散・連続モデル (discrete-continuous choice model) がある (Hanemann, 1984)。ただし、本研究で対象とする携帯電話市場では、非常に多くの利用可能な料金プランが存在するため、離散・連続モデルを適用することは困難である。

定まる点についても考慮に入れる。本論文では、電気通信事業者協会(2006)に掲載されている携帯電話からの発信総時間に占める発信先のシェアに従い消費者は通話を行うと仮定する。

ウェブアンケート調査では、月間の通話時間、パケット利用量、さらに、現在利用している携帯電話の契約年数、また、携帯電話会社を変更したモニターについては前の携帯電話会社での契約年数、自分以外の家族の利用している携帯電話会社についての情報を得ているので、上記の仮定の下で各携帯電話会社の提供するすべての料金プランについて、各消費者の利用料金を導出できる。最後に、各消費者の携帯電話会社ごとの利用料金 p_{ij} は、各携帯電話会社のすべての料金プランの中で、最も安い利用料金を実現するプランで計算されたものとする¹²。

3.2 推定方法

本節では最尤法を用いた離散選択モデルの推定について説明する。NL モデルの性質から、消費者 i が、異なる携帯電話会社、つまり携帯電話会社 $j \neq h$ を選択し、さらに MNP_{ij} を選ぶ確率は、携帯電話会社の選択が与えられたもとでの MNP 制度の利用に関する条件確率 $P_{i,MNP_{ij}|j}$ と携帯電話会社の選択に関する周辺確率 P_{ij} の積として表すことができる。

$$P_{i,j,MNP_{ij}}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\gamma}, \lambda) = P_{ij}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\gamma}, \lambda) P_{i,MNP_{ij}|j}(\boldsymbol{\gamma}, \lambda). \quad (3)$$

ただし、(3)式の右辺はそれぞれ

$$P_{ij}(\boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\gamma}, \lambda) = \frac{\exp(V_{ij}(\boldsymbol{\theta}) + \lambda I_{ij}(\boldsymbol{\gamma}, \lambda))}{\exp(V_{ih}(\boldsymbol{\theta})) + \sum_{l \neq h} \exp(V_{il}(\boldsymbol{\theta}) + \lambda I_{il}(\boldsymbol{\gamma}, \lambda))}, \quad (4)$$

$$P_{i,MNP_{ij}|j}(\boldsymbol{\gamma}, \lambda) = \frac{\exp(V_{i,j,MNP_{ij}}(\boldsymbol{\gamma})/\lambda)}{\sum_{MNP_{ij} \in \{0,1\}} \exp(V_{i,j,MNP_{ij}}(\boldsymbol{\gamma})/\lambda)} \quad (5)$$

¹² 現在の携帯電話会社での月額の利用料金については調査により得られているが、推定には現在の携帯電話会社の利用料金についてもここで述べた方法を用いて作成されたものを用いた。ただし、こうして計算された利用料金と調査による回答とは必ずしも一致しない。ここでは、推定された利用料金と実際の利用料金の差が 5,000 円以上、もしくは、この差の比率が 50%以上である場合には回答の誤差が大きいと判断し、サンプルから除外した。

となる。ここで、 I_{ij} は MNP 制度を利用の期待利得を表し、以下のように定義される¹³。

$$\begin{aligned} I_{ij}(\gamma, \lambda) &= \ln\left(\sum_{MNP_{ij} \in \{0,1\}} \exp(V_{i,j,MNP_{ij}}(\gamma)/\lambda)\right) \\ &= \ln(1 + \exp((\gamma_0 + \mathbf{x}_i^M \gamma_1) * SWITCH_{ij}/\lambda)). \end{aligned} \quad (6)$$

また、消費者が過去と同一の携帯電話会社 h を選択する確率は、

$$P_{ih}(\boldsymbol{\theta}, \gamma, \lambda) = \frac{\exp(V_{ih}(\boldsymbol{\theta}))}{\exp(V_{ih}(\boldsymbol{\theta})) + \sum_{l \neq h} \exp(V_{il}(\boldsymbol{\theta}) + \lambda I_{il}(\gamma, \lambda))}. \quad (7)$$

ここで、今回のデータのサンプリングは携帯電話を変更した消費者に重点を置いた Choice-based サンプリングを行っているため、通常の最尤法から得られる推定量は一致性を満たさないことに注意する必要がある。特に、今回のケースでは、母集団と比較して携帯電話会社を変更したサンプルの数が多いので、通常の最尤法を用いた推定では $SWITCH_{ij}$ の係数に上方のバイアスがかかり、推定されるスイッチング・コストは過小となってしまう。

そこで本論文では、Manski and Lerman(1977)による Weighted Exogenous Sampling Maximum Likelihood (WESML)の方法を用いて、Choice-based サンプリングの問題に対処する。WESML では、尤度関数を計算する際に、得られたデータの分布が母集団の分布に合うようにウェイト付けを行う。このウェイト付けされた尤度関数を最大化するパラメータが、一致推定量となる。ウェイト付けされた対数尤度関数は、以下のように書ける。

$$WLL(\boldsymbol{\theta}, \gamma, \lambda) = \sum_h \sum_{i \in N_h} [w_{ih} y_{ih} \ln P_{ih} + \sum_{j \neq h} \sum_{MNP_{ij} \in \{0,1\}} w_{ij} y_{i,j,MNP_{ij}} \ln P_{i,j,MNP_{ij}}] \quad (8)$$

ただし、 N_h は過去の携帯電話会社が h である消費者の集合で、 y_{ih} は消費者 $i \in N_h$ が引き続き携帯電話会社 h を選択する場合には 1、それ以外は 0 をとる変数で、 $y_{i,j,MNP_{ij}}$ は携帯電話会社 j を選択したもとの、 MNP_{ij} を選ぶ場合には 1、それ以外は 0 をとる変数である。また、 w はウェイトであり、消費者 i の過去の携帯電話会社が h である場合、

¹³ ここでは、MNP 制度を利用しない場合の利得は 0 に基準化している。また、NL モデルの解釈については、Train(2003)、Ben-Akiva and Lerman(1985)が詳しい。

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1-Q_S}{1-H_S} & \text{if } j = h \\ \frac{Q_S}{H_S} & \text{otherwise} \end{cases} \quad (9)$$

となる。ここで、 Q_S はサンプルの携帯電話会社の変更比率で、 H_S は母集団での携帯電話会社の変更比率である。

調査を行った 07 年 3 月時点での MNP 制度の利用者は約 200 万人で、携帯電話の利用者総数約 1 億人の 2% である。ただし、ここでの数字は MNP 制度導入後、半年時点での数字であり、今後も利用者の増加が見込まれる。携帯電話会社の選択の問題を考える場合、消費者がどのタイミングで携帯電話会社の選択を考えるかが重要な問題である。こうした問題を明示的にモデルに導入するには動学的な携帯電話会社の選択のモデルを考える必要があるが、調査で得られたデータは一時点のクロス・セクションデータであり、動学的なモデルを導入することは困難である。

ここでは、消費者の携帯電話端末の買い替えの際に消費者は携帯電話会社の選択を同時に行っていると考え、携帯電話端末の変更はおおよそ 2 年ごとに変更する傾向があり、半年で MNP 制度の利用者が 200 万人であるので、単純計算では 2 年で 800 万人の MNP 制度の利用者が存在することになる。よって、推定の際には、MNP 制度の利用者が 800 万人、つまり全体の約 8% 存在するものとしてウェイトを考える¹⁴。ただし、MNP 制度導入を見越して携帯電話会社の変更を控えていた消費者の存在を考慮に入れると、MNP 制度導入直後は、利用者が多く存在するものと考えられる。推定では、MNP の利用者が 8% のケースに加えて、6% のケースについても分析を行う。また、ウェイトを置かない通常の最尤法による推定も行う。

(8)式を用いて、パラメータ $(\theta, \gamma, \lambda)$ は以下のように導出される。

$$(\hat{\theta}, \hat{\gamma}, \hat{\lambda}) = \arg \max_{(\theta, \gamma, \lambda)} WLL(\theta, \gamma, \lambda). \quad (10)$$

¹⁴ なお、 H_S は MNP 制度利用者の比率ではなく、携帯電話会社を変更した消費者の比率であることに注意されたい。母集団での携帯電話会社を変更した消費者の比率についての情報は得ることができなかったため、サンプル中での MNP 制度利用者、非利用者の割合が母集団のものと同じであると仮定し、 H_S を導出した。

4. 推定結果の考察

本節では、まず、記述統計とパラメータの識別に係る議論を行い、その上でモデルの推定結果を述べる。さらに、スイッチング・コストおよびMNP制度導入によるスイッチング・コストの減少に伴う効果について分析結果を報告する。

4.1 パラメータの識別と記述統計量

今回の推定に用いた変数は、表4に示されている。表では、全てのサンプル、携帯電話会社の変更がないサンプル、携帯電話会社の変更があるサンプル、MNP制度の利用があるサンプルの4つに分けて、各変数の記述統計量を記している。

利用料金の係数は、消費者が利用料金の安い携帯電話会社を選ぶ傾向にある場合に負となるだろう。一方、 $SWITCH_{ij}$ の係数は、他社の料金が選択前に契約している会社の利用料金よりも安いとしても、同一の携帯電話会社を選択する傾向が高い場合には正となるだろう。いずれも、消費者の過去と現在の携帯電話会社の選択と、消費者ごとに異なる利用料金の差、特に今回のデータでは、消費者ごとに異なる各携帯電話会社の利用料金の差が係数の識別に重要な役割を果たすと考えられる¹⁵。

今回の調査で得られたデータでは、多くの消費者が必ずしも最も利用料金の安い会社の選択を行っていない。これはスイッチング・コストの存在を示す可能性がある一方で、消費者が利用料金に対して感応的でないことも整合的である。この点について確認するために、選択前の携帯電話会社における利用料金と携帯電話会社3社の中で最も安い利用料金との差を計算したところ、携帯電話会社を変更していない消費者についての利用料金の差は平均382円で、携帯電話会社を変更している消費者の料金の差は759円となった。つまり、携帯電話会社を変更することによって節約できる利用料金の差が大きければ、利用料金に反応して携帯電話会社を変更していることを示しており、料金に応じた携帯電話会社の変更が行われていることが示唆される。つまり、消費者は料金に対して感応的であるが、スイッチング・コストの存在により、利用料金の差が小さい場合には、携帯電話会社の変更を行わないことを意味している。

MNP制度利用ダミーの係数 γ については、携帯電話会社を変更した消費者のMNP制度

¹⁵ Shum(2004)では、消費者の時間を通じたシリアルな選択行動に関するデータを用い、スイッチング・コストの推定を行っている。シリアルのような財を考える場合、消費者ごとに直面する価格が異なるということはない。しかし、時間を通じて財の価格は変化するので、スイッチング・コストは商品の価格の高い時期と低い時期について、過去の商品選択と現在の商品選択との相関がどの程度変わるか、という点から識別されることとなる。一方、本研究では、携帯電話会社の選択のモデルでは、クロス・セクションデータであるため、時間を通じた価格の変動を用いることはできないものの、消費者ごとの利用料金の違いからスイッチング・コストが識別される。

の利用選択の変動から識別される。第 3.2 節で議論したように、MNP 制度の利用は、番号を変更しなくても良いという便益がある一方、手続きなどにはコストがかかる。表 2 に示されているように、携帯電話を変更した消費者の中で、MNP 制度の利用者は約 64% と、平均より多くの消費者が MNP 制度を利用しているので、 γ_0 は正の値であることが示唆される。また、表 4 に示されているように、MNP 制度利用したサンプルの特徴として、全体のサンプルでは学生は約 15% となっているが、MNP 制度利用者に関してみるとその数字は 10% と低い。MNP 制度の選択の推定では、学生ダミーを説明変数として含め、分析を行う。

また、このモデルでは、誤差項 $\varepsilon_{i,j,MNP_j}(\lambda)$ が各変数との相関を持たないと仮定しているが、需要関数の推定では、料金の変数に関する内生性の問題が生じることが知られる。企業にとっては観察可能であるが、研究者には観察されない財固有の品質、需要のシ

表 4 記述統計量

変数名	(i) 全サンプル		(ii) 携帯電話会社変更無し	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
料金 (円)	4,907	3,086	4,612	2,678
所得 (円)	29,930	34,679	30,433	34,282
電話帳の登録件数	112	111	112	111
音楽利用ダミー	0.352	0.478	0.310	0.463
ゲーム利用ダミー	0.342	0.474	0.333	0.472
お財布ケータイ利用ダミー	0.098	0.297	0.082	0.275
学生ダミー	0.150	0.357	0.148	0.355
サンプル数	1,279		912	

変数名	(iii) 携帯電話会社変更有り		(iv) MNP利用	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
料金 (円)	5,641	3,828	5,853	4,162
所得 (円)	28,678	35,663	31,791	38,529
電話帳の登録件数	112	113	121	113
音楽利用ダミー	0.455	0.499	0.459	0.499
ゲーム利用ダミー	0.362	0.481	0.328	0.470
お財布ケータイ利用ダミー	0.136	0.344	0.160	0.368
学生ダミー	0.155	0.363	0.097	0.297
サンプル数	439		314	

注) 調査結果で得られた回答に矛盾がある場合、また、利用形態から算出した利用料金が実際の料金と大きく離れている(5,000 円以上、もしくは 50%以上)ものについてはサンプルから除外したため、推定に用いるサンプル数は 1,279(調整前は 1,537 サンプル)となっている。その結果、表 2、3 における携帯電話会社変更者数、MNP 利用者数と推定に用いた数値は異なる。

本研究における所得とは、ウェブアンケート調査における質問項目、「1 か月間に自由に使えるお金」に基づいている。したがって、通常の給与所得とは異なる。

ショックが存在する場合、こうしたショックによって企業の料金設定が変更されるからである。こうした内生性の問題については、選択肢ごとの固定効果を入れることである程度バイアスの問題には対処できることが知られている。(Hausman, 1996 ; Nevo, 2001) 本論文では、先行研究にならい、携帯電話会社ごとの固定効果を含めている。

4.2 携帯電話会社の選択モデルの推定

推定結果は表5にまとめられている。ここでは、先ほど述べたように、ウェイトを8%、6%、そしてウェイトなしの3つのケースについての推定結果を報告する。

まず、第一段階の携帯電話会社の選択についての推定結果について考察する。通常、消費者は利用料金の高い携帯電話会社の選択は避けると考えられるので、料金の係数は負であることが予想されるが、料金の係数は-18程度でいずれのケースについても予想される通り負で有意の結果を得ている。また、料金と所得の交差項の係数は正、および、料金と所得の2乗の交差項は負である。これは所得の高い消費者ほど、高い利用料金を許容するが、その程度は徐々に小さくなることを意味する。ただし、有意な影響が認められているのは、ウェイト無のケースの料金と所得の交差項のみである。

$SWITCH_{ij}$ の係数は、ウェイトの大きさに依存して定まる。ウェイトを小さくとればとるほど、サンプル内の携帯電話会社の変更者の割合が大きくなるため、 $SWITCH_{ij}$ の係数は小さくなる。(iii)のウェイトを置かないケースと比較すると、(ii)のウェイトが6%のケースでは推定値に1.5倍以上の開きがあり、推定されるスイッチング・コストにも影響が出る事が予想される。もちろん、ウェイトを置かないケースを含むすべてのケースについて $SWITCH_{ij}$ の係数は有意に負であり、スイッチング・コストの存在については頑健に認められると言えるだろう。また、 $SWITCH_{ij}$ について、電話帳の登録件数、音楽ダミー、ゲームダミー、お財布ケータイダミーの交差項も含めたがこれらは、ウェイトを置かない(iii)のケース以外では有意ではない。

au、ソフトバンクのダミーは、各企業の持つコンテンツの充実度、端末性能、ブランドイメージなどの固有の効果についてNTTドコモとの差を表す。ソフトバンクの係数はいずれのケースでも有意に負であり、こうした固有の効果がNTTドコモよりも劣っていることを示している。一方、auについてはウェイトが8%、ウェイト無のケースでは有意に正であり、auのブランドイメージ等はNTTドコモよりも優れていることを意味している。音楽との交差項についてはauについてはウェイトが8%、ウェイト無のケースでは有意に正であり、auの音楽サービスが優れていることを示している。一方、ゲームに

については多くのケースで au、ソフトバンクともに有意に負であり、NTT ドコモのゲームサービスが優れていることを示唆している。石川(2006)によると、au の音楽サービス「LISMO」の評判が高く、NTT ドコモは「i アプリ」などのゲームサービスが良いとされているが、ここで推定結果はそうした事実と整合的である¹⁶。

次に、第二段階の MNP 制度の利用の選択についての推定結果を述べる。まず、表 5 に記されているように、(iii)のウェイトを置かないケースを除き、MNP 制度利用の選択に

表 5 NL モデルの推定結果

変数	携帯電話会社の選択：第1段階					
	(i) WESML(8%)		(ii) WESML(6%)		(iii) ML(ウェイト無)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
価格	-17.780	2.206 ***	-17.599	2.637 ***	-18.215	1.322 ***
価格*所得	0.935	0.731	0.918	0.887	0.923	0.424 **
価格*(所得) ²	-0.024	0.038	-0.024	0.048	-0.023	0.020
SWITCH	-3.394	0.572 ***	-3.778	0.758 ***	-2.062	0.261 ***
SWITCH*音楽	0.519	0.374	0.537	0.466	0.500	0.201 **
SWITCH*ゲーム	0.084	0.362	0.078	0.447	0.086	0.200
SWITCH*お財布ケータイ	0.524	0.508	0.492	0.627	0.635	0.294 **
au	0.505	0.307	0.526	0.388	0.440	0.149 ***
au*音楽	0.836	0.469 *	0.818	0.584	0.881	0.240 ***
au*ゲーム	-0.935	0.461 **	-0.949	0.573 *	-0.831	0.236 ***
au*お財布ケータイ	-0.042	0.684	0.003	0.867	-0.223	0.341
ソフトバンク	-1.916	0.322 ***	-1.920	0.402 ***	-1.899	0.166 ***
ソフトバンク*音楽	0.532	0.469	0.547	0.578	0.443	0.257 *
ソフトバンク*ゲーム	-0.839	0.477 *	-0.841	0.590	-0.825	0.261 ***
ソフトバンク*お財布ケータイ	0.077	0.573	0.155	0.685	-0.216	0.353
MNP利用の選択：第2段階						
変数	(i) WESML(8%)		(ii) WESML(6%)		(iii) ML(ウェイト無)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
定数項	0.422	0.416	0.479	0.572	0.292	0.160 *
電話帳の登録件数	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001 *
学生ダミー	-0.617	0.507	-0.681	0.661	-0.457	0.234 *
λ	0.409	0.368	0.450	0.495	0.310	0.162 *
Log likelihood	454.424		367.410		886.609	

注) ***, **, *はそれぞれ有意水準 1、5、10%に対応する。また、表記上、価格の係数は1万倍、価格*所得の係数は1億倍、価格*(所得)²の係数は1兆倍している。

¹⁶ なお、今回の分析では、音楽、ゲーム、お財布ケータイの利用は外生変数として扱った。つまり、消費者は携帯電話会社の選択によらず、現在の携帯電話会社で音楽を利用している場合には他の携帯電話会社に移った際にも音楽を利用すると仮定している。しかし、実際には、消費者は携帯電話会社の変更に伴い、利用形態も変更する可能性がある。たとえば、au では音楽を利用する消費者が NTT ドコモで音楽を利用するとは限らないだろう。こうした消費者の内生的な意思決定を考慮するには、利用形態に関する選択モデルを構築する必要がある。しかし、これらの選択までを内生的に決定するモデルとする場合には消費者の直面する選択肢が非常に多くなってしまい、サンプルにおいて十分にデータの変動を捉えることが困難である。ゆえに、本論文では、これら変数は消費者の属性の一部とした下で分析を行うこととする。

関する係数は標準誤差が大きく、有意ではない。標準誤差が大きい理由のひとつに Manski and Lerman (1977) による WESML は有効推定量ではないことが挙げられる。特に、今回のように携帯電話会社を変更する確率が小さく、片方のウェイトが非常に小さくなってしまふ場合には標準誤差が大きくなるということが知られている (Greene, 2008)¹⁷。なお、McFadden (1978) が示しているように、効用最大化問題と整合的であるためには、 λ は 0 から 1 の間に入る必要がある。この条件については推定結果が示されているように、すべてのケースについて満たされている。

第 5 節以降では、これらの結果に基づいて、シミュレーション分析を行う。ただし、標準誤差が大きい場合、シミュレーションにより導出されるスイッチング・コストなど結果についての誤差も大きくなることを考慮し、次節以降の分析では、シミュレーション結果の標準誤差についても言及する。

なお、第 2 段階の選択における定数項は全てのケースで正であり、平均的な消費者は MNP 制度の導入を好ましいと判断していることを示している。また、電話帳の登録件数についても正である。これは、携帯電話番号を共有している知人は電話帳の登録件数に関連しているので、MNP 制度を用いない場合の携帯電話番号の変更はこうした知人への連絡を数多く行うというコストが生じさせることになるためであると考えられる。学生ダミーの係数の符号は負であり、学生はあまり MNP 制度を利用した変更は行わない傾向がある。

5. シミュレーション分析

本節では、携帯電話会社の選択モデルの推定結果に基づき、MNP 制度の導入に伴うスイッチング・コストの減少効果と消費者余剰に与えた影響を定量的に評価する。

5.1 スwitching・コストの推定

ここでは、スイッチング・コストを推定した携帯電話会社の選択モデルを用いて、スイッチング・コストを定量的に分析する。まず、この推定から得られるスイッチング・コストの解釈について説明する。Klemperer (1995) による定義では、スイッチング・コストには、家族割引などの割引サービスも含まれる¹⁸。しかし、利用料金の作成の際に

¹⁷ Choice-based サンプリングにおいて有効推定量を得る方法がないわけではない。Cosslett (1981)、Imbens (1992) は Choice-based サンプリングを行った場合の有効推定量を提案している。こうした方法を用いた分析については、今後の課題としたい。

¹⁸ Klemperer (1995) による分類だと、スイッチング・コストは (1) 互換性 (Need for compatibility with existing

家族割引などについては各携帯電話会社の利用料金の差として勘案されているので、ここでのスイッチング・コストは、利用料金に含まれないメールアドレス変更や手続きの煩わしさ、そして携帯電話番号変更に伴うコストなどの心理的なコスト等を対象としていると解釈できる。

それでは、MNP 制度が導入される以前のスイッチング・コストと、MNP 制度導入によるスイッチング・コストの減少効果について説明する。まず、MNP 制度が導入されていない場合、つまり MNP 制度利用に関する選択が存在しないときの携帯電話会社 j の選択確率は、

$$\bar{P}_{ij}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\exp(V_{ij}(\boldsymbol{\theta}))}{\sum_l \exp(V_{il}(\boldsymbol{\theta}))}. \quad (11)$$

ここで、スイッチング・コスト s_{ij} を消費者が携帯電話会社を変更する際に生じる負の効用が携帯電話会社の選択確率に与える影響を取り除くのに必要とされる金額であると定義する。数式で表すと、 s_{ij} は以下の等式を満たすように決まる。

$$\bar{P}_{ij}(p_{ij} - s_{ij}, SWITCH_{ij} = 1) = \bar{P}_{ij}(p_{ij}, SWITCH_{ij} = 0). \quad (12)$$

なお、 p_{ij} は月額の利用料金であるので、スイッチング・コストは、月額の利用料金単位で測られていることになる。(12)式を解くと、スイッチングコストは以下のように表すことができる。

$$s_{ij} = \frac{1}{\alpha_i}(\beta_0 + \mathbf{x}_i^S \boldsymbol{\beta}). \quad (13)$$

ただし、 α_i は消費者 i の料金の係数、すなわち、

$$\alpha_i = \alpha_0 + \mathbf{x}_i^P \boldsymbol{\alpha}_1, \quad (14)$$

である。

なお、(13)式から明らかのように、ここで定義されるスイッチング・コストは携帯電話会社ごとに異ならないと仮定している。こうした仮定は、各携帯電話会社が MNP 制度導入後に自社への移動を促すような施策を採用していた事実から勘案すると、問題のあ

equipment)、(2)取引費用(Transaction costs of switching suppliers)、(3)学習の費用(Costs of learning to use new brands)、(4)不確実性(Uncertainty about the quality of untested brands)、(5)各種割引(Discount coupons and similar devices)の5つに分けられる。

るものと考えられるかもしれない。たとえば、ソフトバンクは他社の継続利用割引が自社への変更の阻害要因となることを考慮し、ソフトバンクに移動した場合には、過去の携帯電話会社の契約年数を引き継げるサービスを提供している。NTT ドコモ、au は同様のサービスを提供していないことを考慮すると、消費者の直面するスイッチング・コストは携帯電話会社ごとに異なるものと考えられる。

本論文の分析においては、このような利用料金に体化する携帯電話会社ごとのスイッチング・コストの違いについては利用料金変数の作成のところで考慮に入れられている。つまり、ソフトバンクのように、継続利用割引を引き継げるサービスを実施している場合、過去に NTT ドコモ、au と契約していた消費者がソフトバンクと契約する場合の利用料金は過去の携帯電話会社の継続利用割引を勘案して計算されている。したがって、スイッチング・コストの定義を継続利用割引など、利用料金に関わるところまで含める場合、スイッチング・コストは携帯電話会社ごとに異なることは許容されている。

もちろん、利用料金以外の要因でも携帯電話会社ごとに異なるスイッチング・コストが生じる可能性が無いわけではない。本研究では、こうした点を勘案し、移動先の携帯電話会社ごとに *SWITCH* の係数が異なることを許容した分析も行っている。ただし、分析の結果、係数の推定結果は携帯電話会社ごとに有意に異ならなかったため、本論文において、この点についてより掘り下げた分析は行わないこととしたい¹⁹。もちろん、この結果は、本研究におけるデータの制約から生じている可能性もある。携帯電話会社の重要な戦略の一つは消費者をスイッチング・コストを高めて消費者をロックインさせることであるので、携帯電話会社ごとに異なるスイッチング・コストが生じているのかどうかという点は今後研究されるべき重要な課題の一つであるといえるだろう。

次に、MNP 制度の導入の効果について考察する。(4)式で示されているように、MNP 制度導入後の携帯電話会社 j を変更するときの選択確率は、 λI_{ij} に対応する部分だけ、選択確率が大きくなっていることがわかる。ここで、MNP 制度導入の効果は、MNP 制度を利用するという選択肢が追加されることで表現されている。よって、MNP 制度導入時のスイッチング・コスト、 s_{ij}^{MNP} は、携帯電話会社 j を選択する際に「MNP 制度を利用して携帯電話会社を変更する」という選択肢が追加された場合の携帯電話会社 j の選択確率と、MNP 制度が利用できない時の選択確率が等しくなるような金銭的対価として定義する。つまり、MNP 制度導入時のスイッチング・コストは以下の等式を満たす。

¹⁹ ウェイトが8%のケースにおいて、*SWITCH*×au、*SWITCH*×ソフトバンクの係数はそれぞれ0.606(0.765)、-0.355(0.729)であり、有意ではない。ただし、括弧内は標準誤差を表す。ウェイトが6%、ウェイト無のケースでも同様に有意ではなかった。

$$\tilde{P}_{ij}(p_{ij} - s_{ij}^{MNP}, SWITCH_{ij} = 1) \equiv \bar{P}_{ij}(p_{ij}, SWITCH_{ij} = 0). \quad (15)$$

ただし、

$$\tilde{P}_{ij}(p_{ij} - s_{ij}^{MNP}, SWITCH_{ij} = 1) = \frac{\exp(V_{ij}(\boldsymbol{\theta}, SWITCH_{ij} = 1) + \lambda I_{ij})}{\exp(V_{ij}(\boldsymbol{\theta}, SWITCH_{ij} = 1) + \lambda I_{ij}) + \sum_{l \neq j} \exp(V_{il}(\boldsymbol{\theta}))} \quad (16)$$

である。なお、これまでと同様、消費者 i の過去の携帯電話会社は h で、 $l \neq h, j$ である。(15)式、および(16)式から、MNP 制度導入に伴うスイッチング・コストの減少効果は、

$$s_{ij}^{MNP} - s_{ij} = \frac{1}{\alpha_i} [\lambda \ln(1 + \exp((\gamma_0 + \mathbf{x}_i^M \boldsymbol{\gamma}_1) / \lambda))] \quad (17)$$

と計算できる。スイッチング・コスト同様、MNP 制度導入の効果も全ての携帯電話会社について共通である。

表 6 では、表 5 において推定した(i)-(iii)全てのケースについて、(13)、(17)式を用いて計算した各消費者のスイッチング・コスト(s_{ij})、およびMNP 制度の導入によるスイッチング・コストの減少額($s_{ij} - s_{ij}^{MNP}$)の平均、標準偏差を示している。なお、先述したように、推定されたスイッチング・コストは月の利用料単位で約 1, 100-2, 300 円と大きな幅を持つが、これはウェイトの違いに起因するものと考えられる。ただし、ウェイト無のケースは MNP 制度の利用者が 25%程度存在することを前提としており、スイッチング・コストを過小に見積もっていることが推察される。そこで、今後 1 年半で過去半年と同じペースで利用者が増加する場合である 8%のウェイトのケースを上限とし、6-8%程度の消費者が MNP 制度を利用する場合、つまり、スイッチング・コストは 2, 057-2, 328 円を結論としたい。なお、この金額は携帯電話会社を変更する際に要する、

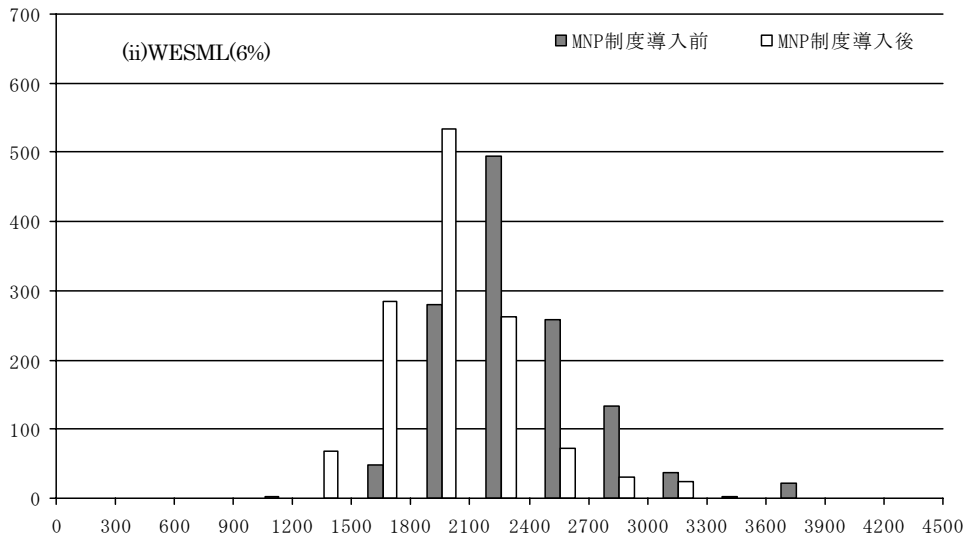
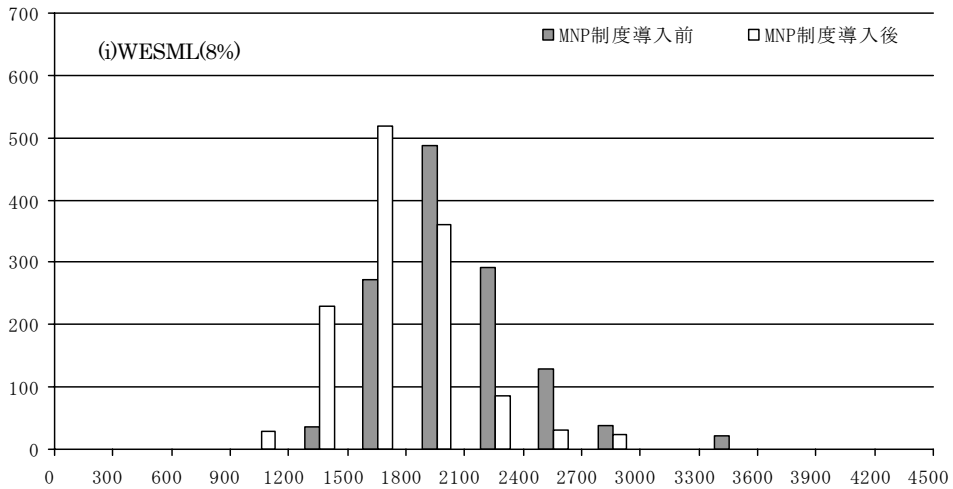
表 6 スイッチング・コスト、MNP 制度の効果

	(i) WESML (8%)		(ii) WESML (6%)		(iii) ML (ウェイト無)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
スイッチング・コスト(円)	2, 057	367	2, 328	397	1, 145	273
MNP制度の効果(円)	311	137	350	154	218	96
変化率(%)	17. 8	-	17. 7	-	23. 5	-

月の利用料金換算のスイッチング・コストを示している。直感的には、仮に現在利用している携帯電話会社の利用料金が約 2,000-2,300 円、他の携帯電話会社よりもが高かったとしても、消費者は携帯電話会社を変更しないと解釈できる²⁰。

スイッチング・コスト、MNP 制度の利用から得られる便益は消費者によって大きく異なる。図 2 は、ウェイトが 8%と 6%のケースにおける各消費者の MNP 制度導入前後の

図 2 MNP 制度導入前後のスイッチング・コストの分布



²⁰ 正確には、利用料金以外の各携帯電話会社の属性が同一であると仮定したもとの、契約している携帯電話会社の利用料金が他の携帯電話会社よりも 2,057 円高い場合に、各社の選択確率が等しくなることを意味する。

スイッチング・コストの分布を示している。図から明らかなように、スイッチング・コストが最も大きい消費者と小さい消費者の間には3倍程度の開きがある。これは、推定結果が示すように、各消費者のスイッチング・コストは、所得や音楽利用等の消費者属性、また、MNP 制度導入によるスイッチング・コストの減少額は、所得や電話帳の登録件数や学生といった消費者属性の違いに依存するためである。例えば、所得の高い消費者は低い消費者と比べて、利用料金の低下から得られる便益が相対的に小さいために、スイッチング・コストと MNP 制度導入の便益が大きくなる。また、電話帳の登録件数が多い消費者は MNP 制度からの便益が大きく、逆に学生については MNP 制度からあまり便益を受けていない。

以上の分析の結果より、消費者ごとにその効果はばらつきがあるものの、MNP 制度の導入は一定割合のスイッチング・コストを引き下げたと推察される。したがって、MNP 制度の導入は消費者の携帯電話会社間の流動性を高め、携帯電話会社間の競争を促すのに一定の効果を持つものと推察される。

なお、スイッチング・コストの推定の結果は NL モデルの推定結果に基づいて計算されているが、料金と所得の交差項など、有意でない係数を示すものがいくつか存在することは注意する必要がある。特に、NL モデルの第 2 段階の推定結果の誤差は大きく、MNP 制度導入の便益の標準誤差も大きくなることが予想される。本研究では、こうした誤差の大きさを勘案し、スイッチング・コスト、MNP 制度導入の効果の統計的な標準誤差についてデルタ法を用いて計算を行った。計算の結果、スイッチング・コストの標準誤差については、8%、6%、ウェイト無のケースでそれぞれ、487 円、681 円、206 円、MNP 制度導入の便益の標準誤差についても同様にそれぞれ、298、409、119 円であった。表 6 に記されているスイッチング・コストの計算結果と比較すると、統計的な有意性の観点からはスイッチング・コストは全てのケースについて 1%有意水準で有意に正の値をとるという結果を示している。一方、MNP 制度導入の便益については表に記されている便益の額と比較して無視しえない誤差が存在することがわかる。MNP 制度導入の便益を示す結果については誤差が大きいことを留意した上で理解する必要がある。

5.2 消費者余剰の変化

次に、MNP 制度の導入がどの程度消費者余剰を増加させたのかについての分析を行う。消費者余剰の変化は、MNP 制度導入に伴うスイッチング・コストの減少効果に起因する。ここではまず、MNP 制度導入に伴うスイッチング・コストの減少効果と消費者余剰の関

係について説明する。消費者余剰は、消費者が携帯電話会社を変更するか否か、つまり携帯電話会社の変更確率に大きく依存する。MNP 制度導入の便益は携帯電話会社の変更の際にスイッチング・コストの減少として得られる便益であり、携帯電話会社を変更しない場合には当然、MNP 制度導入の便益は生じないからである。一方、前節のスイッチング・コストの推定結果は消費者が携帯電話会社を変更することを仮定したもとの、MNP 制度の導入によりどの程度の便益が生じるのかを分析したものである。携帯電話会社を変更する消費者は消費者全体から考えると少ない。つまり、携帯電話会社の変更確率は小さいので、消費者余剰の増加額はスイッチング・コストの減少額と比較して小さくなると考えられる。

NL モデルにおいては、選択集合の変化に伴う消費者余剰の変化は解析的に導出できる。MNP 制度導入による消費者 i の消費者余剰の増分は以下のようになる²¹。

$$\Delta E(CS_i) = \frac{1}{\alpha_i} \left[\ln \left(\exp(V_{ih}(\theta)) + \sum_{l \neq h} \exp(V_{il}(\theta) + \lambda I_{il}(\gamma, \lambda)) \right) - \ln \left(\sum_j \exp(V_{ij}(\theta)) \right) \right] \quad (18)$$

先ほど同様、消費者余剰の推定結果についてもウェイトを 8%、6%そしてウェイト無のケースについて分析を行う。消費者余剰の上昇効果は携帯電話会社の変更確率と変更した際のスイッチング・コストの減少効果の大きさに依存するため、ウェイトを大きくとればとるほど、その効果は大きく推定されることになる。推定結果は表 7 にまとめられている。MNP 制度の利用者の割合が 6-8%だと考える場合、消費者余剰の増加額は月の利用料金単位で 25 - 35 円である。

ただし、携帯電話会社の変更者は消費者全体からみると少ないことから明らかなように、全ての消費者が MNP 制度からの便益を受けているわけではない。図 3 は今回のサンプルから計算したウェイトが 8%と 6%のケースの消費者余剰の変化の分布である。図 3 から明らかなように、8%、6%のケースともに多くの消費者の消費者余剰の変化は 0-30 円であり、ほとんどの消費者は MNP 制度の導入から便益を受けていないことが分かる。

²¹ Small and Rosen (1981) に示されているように、消費者余剰の変化について(6-9)式のように導出するには、効用関数が所得について線形である必要がある。ここでの推定では、価格と所得の交差項を変数として加えたため、効用関数は所得について線形とならず、ここで定式化した消費者余剰の計算は成立しなくなる。このような所得効果が非線形に効用関数に含まれるモデルでの正確な消費者余剰の計算の方法は、McFadden (1999)、Herriges and Kling (1999) によって提案されており、本来であればそれらの分析を用いることが望ましい。ただし、消費者余剰の変化が所得の金額と比較して非常に小さい場合には、所得効果による影響は小さくなるということが知られている (Train, 2003)。以下で記されているように、消費者余剰の金額はせいぜい 70 円程度であり、所得の金額と比較すると非常に小さい。よって、(18) 式に基づいた消費者余剰の分析から生じるバイアスは小さいものと予想される。

表 7 消費者余剰の変化(円)

(i) WESML(8%)		(ii) WESML(6%)		(iii) ML(ウェイト無)	
平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
35	70	25	55	67	93

消費者の大部分はMNP制度導入後も携帯電話会社を変更しないことから考えて、本研究のシミュレーション結果は妥当なものであると考えられる。

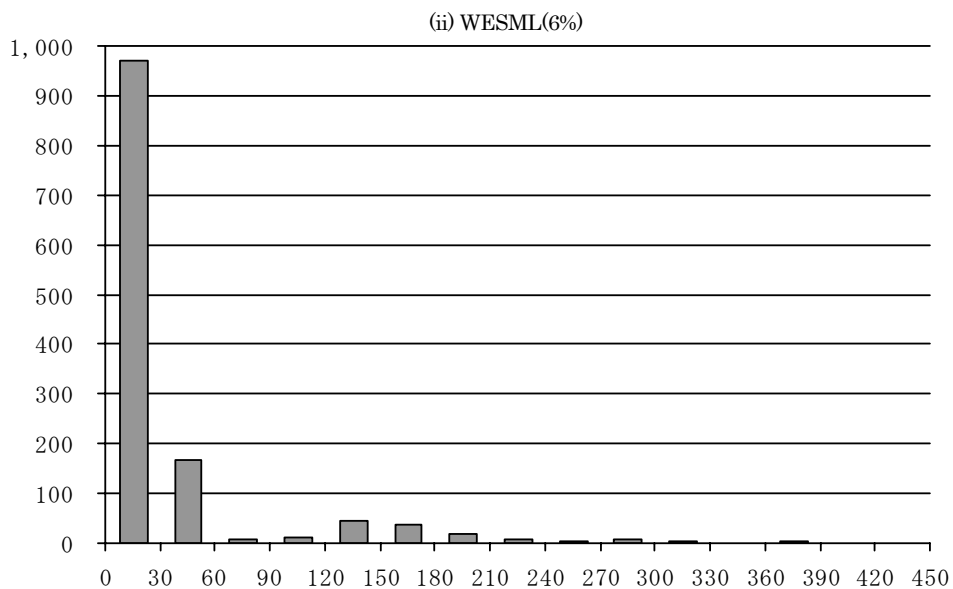
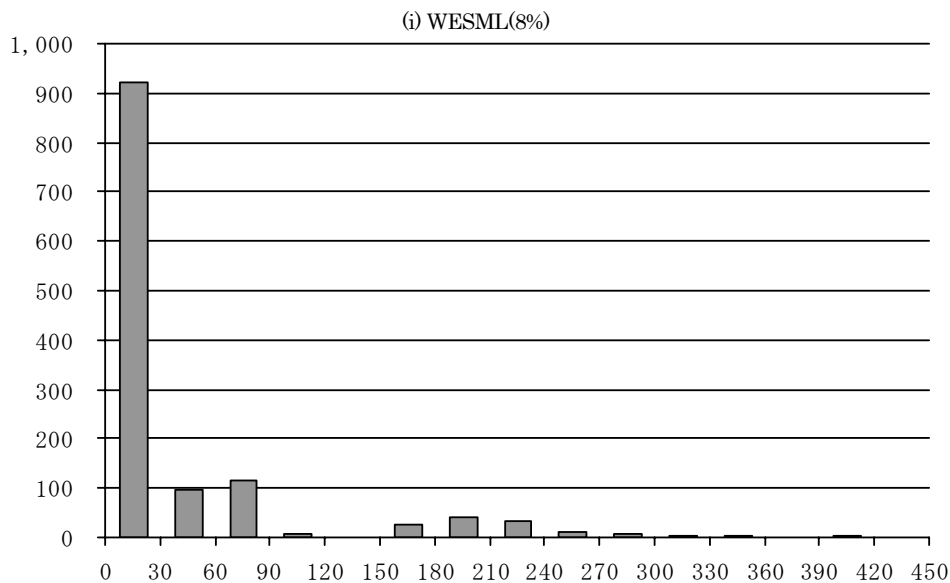
なお、前節でも議論したように、第2段階の選択に係る推定結果の誤差が大きくなる可能性が高い。前節同様、デルタ法を用いて消費者余剰の変化の標準誤差を計算したところ、ウェイトが8%、6%、ウェイト無のケースはそれぞれ、25、22、27円であった。これらの誤差は小さいとはいえないことには留意されたい。

続いて、どのようなタイプの消費者がMNP制度導入により便益を受けたのか、タイプ別に分けてより詳しく分析を行うこととする。MNP制度導入による消費者余剰の変化は、以下の3タイプの消費者、

- ① MNP制度の有無によらず、携帯電話会社を変更しない消費者、
- ② MNP制度の有無によらず、携帯電話会社を変更する消費者、
- ③ MNP制度が利用できない下では携帯電話会社を変更しないがMNP制度が利用可能であれば携帯電話会社を変更する消費者、

について分類を行うことが有用である。まず、①のタイプの消費者は携帯電話会社を変更するという選択を取らないので、MNP制度導入による便益を享受することはない。②のタイプの消費者は、携帯電話会社を変更する際に生じるスイッチング・コストの減少額の一部を減少させることにより、便益を受ける。このタイプの消費者はMNP制度の導入により、5.1節で示したスイッチング・コストの減少額だけ、消費者余剰が増加することとなる。③のタイプの消費者は、MNP制度が利用できない下では同じ携帯電話会社を選択することから生じる効用が最も大きく、MNP制度が利用可能であるときにはある携帯電話会社に変更することによって得られる効用が最も大きくなる消費者である。したがって、MNP制度の導入に伴う便益は第5.1節で示したスイッチング・コストの減少額よりは小さくなる。

図3 消費者余剰の変化



①、②、③のタイプの消費者の割合は、MNP 制度の導入により、携帯電話会社の変更確率の変化から分類することが可能である。表8は、MNP 制度が存在するときとしないときの携帯電話会社の変更確率を示している。これまでと同様に、ウェイトを8%、6%、

表 8 携帯電話会社の変更確率の変化 (%)

(i) WESML (8%)			(ii) WESML (6%)			(iii) ML (ウエイト無)		
MNP有	MNP無	差	MNP有	MNP無	差	MNP有	MNP無	差
13.02	10.25	2.77	8.56	6.14	2.42	32.09	29.59	2.50

ウエイト無のケースの3つの結果を報告している。

まず、②のタイプはMNP制度が無くても携帯電話会社を変更する消費者なので、ウエイトを8%、6%とおいた場合にはそれぞれ、全消費者10.25%、8.56%を占めることになる。③のタイプ、つまりMNP制度がある下では変更するが無い場合には変更しない消費者なので、MNP制度があるときとないときの変更確率の差、つまり、ウエイトが8%、6%のときにはそれぞれ2.77%、2.42%である。なお、この結果は言い換えると、MNP制度の導入が携帯電話会社の変更確率を2.42-2.77%、つまりおよそ2.6%高めたことを意味している。最後に、①のタイプの消費者は、②と③のタイプ以外の消費者であるので、その割合は8%、6%のケースではそれぞれ約87%、91%である。また、上記の分析から明らかのように、本節で示した消費者余剰の増加額の平均は、MNP制度導入によるスイッチング・コストの減少に伴う、②、③のタイプの消費者が得た便益の総額を、3タイプの消費者総数で割り込んだ値と解釈できる。

6. まとめと今後の課題

本論文では、消費者の携帯電話の選択モデルを用いて、携帯電話会社を変更する際に生じるスイッチング・コスト、そしてMNP制度のスイッチング・コストの減少効果について定量的な分析を行った。

ウェブアンケート調査に基づいたMNP制度の利用の選択を考慮に入れた消費者の携帯電話会社の選択のモデルを推定した結果、スイッチング・コストは月の利用料単位で約2000-2300円、そして、MNP制度の導入はスイッチング・コストを約18%程度減少させるという結果を得た。そしてこのMNP制度導入に伴うスイッチング・コストの減少により、消費者一人当たりの消費者余剰は約25-35円上昇し、2.6%程度の携帯電話会社の変更確率が高まったことを示した。携帯電話市場のようにすでに大きい市場を形成している場合、スイッチング・コストの減少は消費者の流動性を高め、企業間の競争を促進すると考えられる。よってMNP制度の導入によるスイッチング・コストの減少は、携帯電話会社間の競争を高める一定の効果をもつと推察される。ただし、本論文の分析では、第2

段階の MNP 制度利用に関する選択についての係数の推定結果についての誤差が大きく、得られた結果の誤差も大きいことには注意が必要である。

今後の課題としては、以下の点が挙げられる。まず、本論文では、MNP 制度の導入に伴うスイッチング・コストの減少効果のみに焦点をあて、実際に競争がどの程度高まったかについての分析はしていない。MNP 制度導入に伴う競争の変化は消費者の便益の大きな源泉であり、競争の促進に伴う消費者便益がどの程度かを定量的に評価することが望ましいだろう。

次に、この研究では MNP 制度導入以後に行ったウェブアンケート調査で得られた一時点のクロス・セクションのデータからスイッチング・コストの分析であり、MNP 制度導入前後の携帯電話会社の変更確率の変化から MNP 制度導入の効果の分析はなされていない。このように限られたデータを用いた分析であるため、本研究における MNP 制度導入に伴うスイッチング・コストの減少効果の誤差が大きくなっている可能性がある。MNP 制度導入がスイッチング・コストに与えた影響をより正確に推定するためには MNP 制度導入前後で消費者の携帯電話会社の選択がどのように変化したか、時系列のデータを含めた分析が望まれるだろう。

最後に、本研究では、スイッチング・コストがその定義通り、消費者の過去の携帯電話会社の選択から派生した状態依存 (state dependence) から生じているのか、消費者の観察できない携帯電話会社に対する嗜好の異質性 (taste heterogeneity) により、たまたま消費者が同じ携帯電話会社を選択しているのか、識別できていない。Heckman (1981) が疑似状態依存 (spurious state dependence) の問題として指摘しているように、嗜好の異質性が重要な役割を果たす場合、今回得られたスイッチング・コストは過大に推定されていることになる。これらの問題に対処する分析のためには、長期にわたり、消費者の携帯電話会社の選択行動の履歴を調査し、パネルデータを構築する必要がある。これらは、今後の課題としたい。

参考文献

- 石川温 (2006) 『Web2.0 時代のケータイ戦争』角川書店。
- 依田高典 (2009) 「携帯電話市場におけるプラットフォーム機能の役割」『公益事業研究』 61 (1), 25-35.
- 大橋弘・北野泰樹・齋藤経史 (2007) 「携帯電話の番号ポータビリティ (MNP) 制度の評価 —消費者

利益の視点から一」総務省編『電気通信事業分野における競争状況の評価 2006』

<http://soumu.go.jp/s-news/2007/pdf/070713_5_b-2.pdf>.

総務省(2004)「携帯電話の番号ポータビリティの在り方に関する研究会」報告書

<http://www.soumu.go.jp/s-news/2004/pdf/040427_4_bt1.pdf>.

電気通信事業者協会(2006)『テレコムデータブック 2006』.

Ben-Akiva, M., and S. R. Lerman (1985) *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press.

Chen, P., and L. M. Hitt (2002) “Measuring Switching Cost and the Determinants of Customer Retention in Internet-Enabled Businesses: A study of the Online Brokerage Industry,” *Information Systems Research*, 13(3), pp. 255-274.

Cosslett, S. R. (1981) “Efficient Estimation of Discrete Choice Models,” in C. F. Manski and D. McFadden eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Applications*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 51-111.

Farrell, J., and P. Klemperer (2008) “Coordination and Lock-In: Competition with Switching Costs and Network Effects,” in *Handbook of Industrial Organization*, vol. III, North-Holland, Amsterdam.

Greene, W. H. (2008) *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 6th Edition.

Hanemann, M. W. (1984) “Discrete/Continuous Models of Consumer Demand,” *Econometrica* 52(3), pp. 541-563.

Hausman, J. (1996) “Valuation of New Goods under Perfect and Imperfect Competition,” in T. Bresnahan and R. Gordon eds., *The Economics of New Goods*, Studies in Income and Wealth Vol.58, Chicago: National Bureau of Economic Research.

Heckman, J., (1981) “Heterogeneity and State Dependence,” in S. Rosen ed., *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 91-139.

Herriges, J. A., and C. L. Kling, (1999) “Nonlinear Income Effects in Random Utility Models,” *Review of Economics and Statistics*, 81(1), pp. 62-72.

Ida, T. and T. Kuroda (2009) “Discrete Choice Model Analysis of Demand for Mobile Telephone Service in Japan”, *Empirical Economics* 36(1), pp. 65-80.

Imbens, G. W. (1992) “An Efficient Method of Moments Estimator for Discrete Choice Models with Choice-Based Sampling”, *Econometrica* 60(5), pp. 1187-1214.

Kim, J. (2006) “Consumer’s Dynamic Switching Decision in the Cellular Service Industry,”

Manuscript, University of Wisconsin.

- Kim, M., D. Kliger, and B. Vale (2003) “Estimating Switching Costs: the Case of Banking, ” *Journal of Financial Intermediation*, 12, pp. 25-56.
- Kitano, T., and H. Ohashi (2009) “Did US Safeguards Resuscitate Harley-Davidson in the 1980s?, ” *Journal of International Economics*, 79(2), pp. 186-197.
- Klemperer, P. (1987) “The Competitiveness of Markets with Switching Costs, ” *RAND Journal of Economics*, 18(1), pp. 138-150.
- Klemperer, P. (1995) “Competition When Consumers Have Switching Costs: An Overview with Applications to Industrial Organization, Macroeconomics, and International Trade, ” *Review of Economic Studies*, 62(4), pp. 515-539.
- Lee, J., Y. Kim, J. Lee, and Y. Park (2006) “Estimating the Extent of Potential Competition in the Korean Mobile Telecommunications Market: Switching Costs and Number Portability, ” *International Journal of Industrial Organization*, 24, pp. 107-124.
- Manski, C. F., and S. R. Lerman (1977) “The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples” , *Econometrica*, 45(8), pp. 1977-1988.
- McFadden, D., (1978) “Modeling the Choice of Residential Location, ” in A. Karlqvist, L. Lundqvist, F. Snickars, and J. Weibull eds., *Spatial Interaction Theory and Residential Location*, North-Holland, Amsterdam.
- McFadden, D. (1999) “Computing Willingness-to-Pay in Random Utility Models, ” in J. Moore, R. Riezman, and J. Melvin eds., *Trade, Theory and Econometrics: Essays in Honor of John S. Chipman*, Routledge: London.
- Nevo, A. (2001) “Measuring Market Power in the Ready-To-Eat Cereal Industry” , *Econometrica* 69(2), pp. 307-342.
- Shum, M., (2004) “Does Advertising Overcome Brand Loyalty? Evidence from the Breakfast-Cereal Market, ” *Journal of Economics and Management Strategy*, 13(2), pp. 241-272.
- Shy, O. (2002) “A Quick-and-Easy Method for Estimating Switching Costs, ” *International Journal of Industrial Organization*, 20(1), pp. 71-87.
- Small, A., K., and H. S. Rosen (1981) “Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, ” *Econometrica*, 49(1), pp. 105-130.
- Train, K. (2003) *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.