

固定電話と移動電話の競争

——新旧サービス間の代替とその政策的含意——

野口 正人*・高嶋 裕一†

要 旨 日本の移動体通信市場は、ここ数年急激な変化を見せている。携帯電話市場の競争は、料金競争からデータ通信や音声品質の差別化を含むサービス競争に移行しつつある。また携帯電話料金の低廉化はポケベルの成長の余地を奪い、同市場の縮小を招いている。PHSも携帯電話市場にシェアを奪われたが、都市部でのデータ通信サービスで生き残りを図っている。これらのサービスも数年後にはIMT2000のサービス開始によって大きな影響を受けるものと予想されている。

このような携帯電話の普及は、既存の加入電話との代替による要素が極めて大きいと考えられる。しかし、上記のような携帯電話と加入電話との代替が普遍的なものであるかどうかは疑わしい。例えば、米国の場合には、日本よりも低廉な加入電話料金が携帯電話の普及を抑えている可能性がある。

本研究では、日本と米国の携帯電話市場の比較によって、携帯電話と加入電話の代替性の有無を定量的に分析することを目的とする。特に、料金水準と料金制度の相違が両国の市場にどのような違いをもたらしたのかを検証する。

キーワード 携帯電話サービス、普及モデル、代替関係、加入電話、電話料金

1 はじめに

日本の移動体通信市場はここ数年来急激な変貌を遂げつつある。携帯電話市場は端末売切り制度の導入や料金の自由化以来急成長を続けており、2000年3月末には携帯電話加入者数が固定電話加入者数を上回るに至った¹。

このような携帯電話の爆発的な普及は固定電話から移動電話へ需要がシフトしている可能性を示している²。

固定電話から移動電話への需要流出は、近い将来において通信政策に以下のような二つの重要な影響を及ぼすと考えられる。

1. 相互接続制度

加入電話から携帯電話への需要のシフトは、接続規制全体のフレームワークを根本から変えることになる可能性がある。これまでの接続制度は固定電話のみの競争を前提として整備され

てきており、その範囲内では競争が機能するようになってきている。ところが、移動アクセスが固定アクセスと競争関係になっている場合、現状の固定電話のみを前提に設計されている接続制度は、特に「支配的事業者」の定義という点で見直す必要が出てくる。これまでNTT東西地域電話会社を対象として検討されてきた日米接続料金交渉などは、携帯電話との接続料金も視野に入れて議論しなければならなくなる。また、日本においては携帯電話発信のトラヒックはNTTコミュニケーションズやDDI、日本テレコムなどの長距離網をバイパスするため、携帯電話会社はアクセス網から中継網のトラヒックまでを運ぶ巨大大事業者となる³。

2. インターネット・サービス・プロバイダ市場

最近になって携帯電話からのインターネット・アクセスが急増しており、政府、特に内閣

*株式会社情報通信総合研究所〒103-0013東京都中央区日本橋人形町2-14-10 アーバンネット日本橋ビル

†岩手県立大学総合政策学部〒020-0193岩手県滝沢村滝沢字菓子

府（旧経済企画庁）はこの傾向を日本的なインターネット普及の大きな特徴として肯定的に評価している。しかし、携帯電話会社が実質上のプロバイダになることは二種事業でも携帯電話会社が支配的事業者になる可能性があることを示している。つまり、設備所有の有無を規制の根拠とする現行の事業規制はますます意味のないものとなる。

ところで、固定アクセス市場と移動アクセス市場との関係を説明する仮説として以下の二つの仮説を提示することができる。

• 仮説 1

固定アクセスと移動アクセスの相対的な料金差によって、それぞれの均衡市場シェアが決まる。この均衡市場シェアは一定の時間経過の後に実現される。

• 仮説 2

白黒テレビとカラーテレビの関係のように、一方が他方を完全に代替する。

仮説 1 の場合には、固定アクセス市場と移動アクセス市場の両者を含めた公正競争条件の確立が必要となる⁴。

ところが、仮説 2 の場合にはシェアの変動はいかなる政策によってもコントロールすることが出来ない。その場合には、単なる公正競争上の問題

ではなくなる。従って、いずれの仮説が妥当であるかを明らかにすることが今後の通信政策において重要な意義を持つ。

本研究は、上記の問題意識に基づいて、固定アクセスと移動アクセスの代替の有無とそれらの料金との関係を明らかにすることを目的とする。第 2 章では日米比較によって固定電話と移動電話のシェアと料金との関係を考察する。第 3 章では日本のデータにより固定電話及び移動電話の普及モデルを構築することにより、両者の関係を直接的に分析する。

2 二つの仮説に対する予備的な分析

2. 1 固定アクセスと無線アクセスのシェアと料金水準：日米比較による考察

前章において、二種類のアクセスのシェアが二つのアクセスの価格差によって説明されるという仮説（仮説 1）を提示した。日米の移動体通信普及過程の違いはこの仮説を証明するように見える。

まず、加入数に関して日米の状況を比較する。米国市場では、加入電話、携帯電話（PCS 含む）、無線呼出が各々加入数を増やしている。ところが、日本市場では携帯電話のみが加入数を伸ばし、他のサービスの市場規模は次第に減少している。

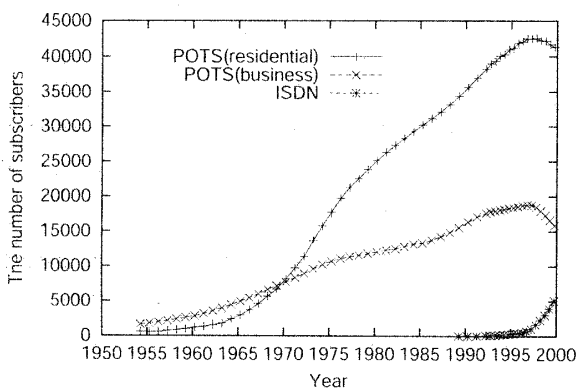


図 1：日本の固定電話加入数の推移

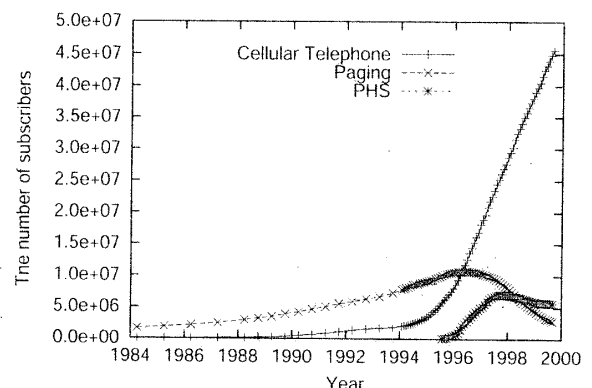


図 2：日本の移動電話加入数の推移

固定電話と携帯電話の競争

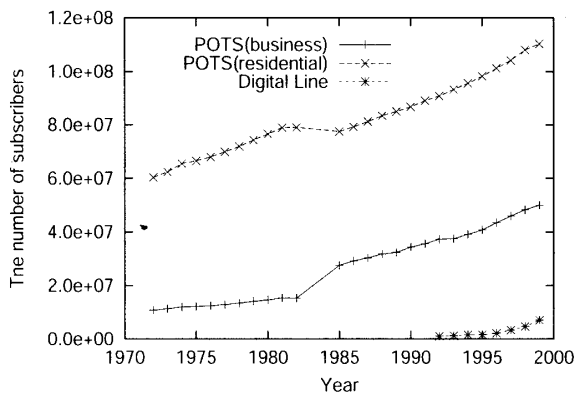


図3：米国の固定電話加入数の推移

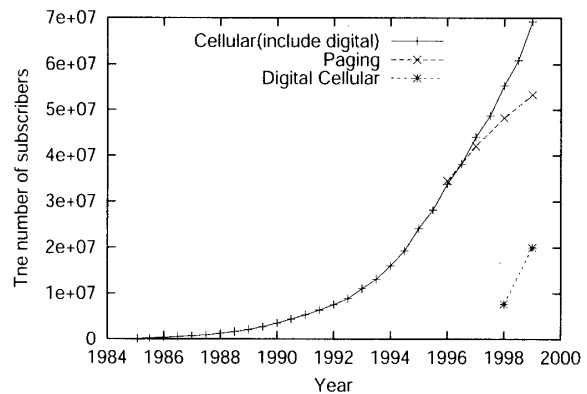


図4：米国の携帯電話加入数の推移

このような違いを説明すると思われる要因が両国の料金水準である。

表1：電気通信サービスの内外価格差

		東京	ニューヨーク	ロンドン	パリ	デュッセルドルフ
固定電話（国内通話）	住宅用	100	55	54	70	83
固定電話（国際通話）		東京発 東京着	100 119	100 66	100 94	100 70
専用線（国内）	アナログ：音声級	100	130	49	105	91
	デジタル：1.5Mbps	100	26	34	79	58
専用線（国際）	アナログ：音声級	日本	100	100	100	100
	デジタル：1.5Mbps	相手国	62	57	39	61
		日本 相手国	100 58	100 78	100 66	100 79
携帯電話	アナログ	100	76	54	177	76
	デジタル：800MHz	100		59	84	100
	デジタル：1.5GHz	100		76	109	129
為替レート			94.06 円/\$	148.47 円/£	18.84 円/F	65.63 円/DM

Source : Price Gap Survey on Telecommunications Services between Japan and Abroad in FY 1998 : MPT

日本において携帯電話が急速に普及した背景には、端末の売切り制度の導入や料金改定の自由化による価格競争の進展によって、利用者の負担が大幅に軽減したことにある。携帯電話料金は絶対的にも相対的にも、加入電話料金に対して低下している。

他方、米国においては日本と状況が異なる。米国の加入電話サービスには施設設置負担金がな

く、初期負担が日本に比べて軽い。また、米国の携帯電話料金体系では、エアタイム部分のコストを着信課金によって回収している⁵。着信課金の存在は、利用者が他人に自分の携帯電話番号を教えることを抑制するために、携帯電話の普及を妨げる大きな原因になる（通話の外部性の内部化）。

米国で無線呼出サービスが依然として多く利用されている理由は、上記のように携帯電話の利用

が抑制されているためと考えられる。他方、日本においては端末の実売価格の低下、通話料の低廉化により、中高生でも携帯電話、PHSを使うようになった。

表2：中高生の携帯電話保有率の国際比較

	日本	米国	中国
保有率	41%	12%	1%

Source : Japan Youth Research Institute, 16 March, 2000

上述の観察は仮説1を立証しているように見える。しかし、果たして仮説1は厳密に成立していると言えるのか疑わしい。そのため、次節で定量的な方法による分析を試みる。

2.2 料金水準と普及率の関係：日本市場の定量的な分析

サービス間で顧客の流出が起きていることは間接的に確認することができる。以下、加入電話を例にとり説明する。ISDNや携帯電話などの新しいサービスが出現する以前は、加入電話の契約数 (Y) は、それ自身の料金 (p) 及び所得 (I) のみによって説明することが可能である。ところが、新しいサービスの出現以降は、顧客の流出が起きるために料金及び所得による説明力は弱ま

る。逆に考えれば、単純なモデルによる説明力が特定の時点から弱まるならば、顧客の流出が起きていると判断することができる。今、 T_0 年から T_1 年のデータを取り出し、これに対して以下のようなモデルによる説明を考える (モデルの導出については付録Aを参照のこと)。

$$\frac{dY}{dt} = \beta Y (k + \gamma_1 p_1 + \gamma_2 p_2 + \delta I - Y) \quad (1)$$

ただし、 p_1 は年間の料金支払額 (通話料及び基本料)、 p_2 は初期費用 (施設設置負担金を含む) である。このモデルによる残差平方和を $SSE(T_0, T_1)$ とし、更に以下のような指標 AIC/n を考える。この指標が小さければ小さい程モデルのあてはまりが良いことと判断できる⁶。

$$\frac{AIC}{n}(T_0, T_1) = \ln 2\pi + 1 + \ln \frac{SSE(T_0, T_1)}{T_1 - T_0} + \frac{12}{T_1 - T_0} \quad (2)$$

ここで $T_0=1954$ と固定し、 T_1 を動かすことによって AIC/n がどのように変化するかを調べる。図5は住宅用加入電話について横軸を T_1 とし、縦軸を AIC/n としたプロットである。これを見れば分かるように、 $T_1=1993$ 以降であてはまりが悪くなっている。

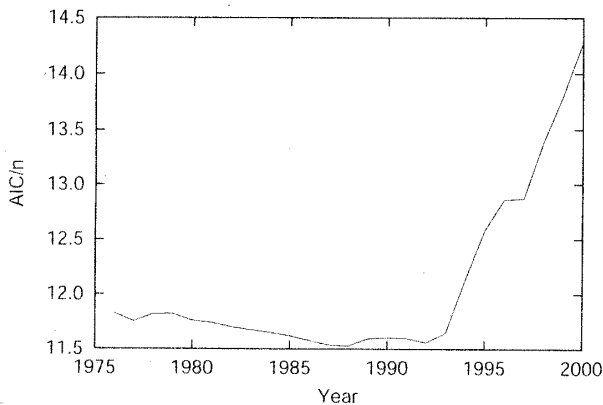


図5：AIC/nの変動

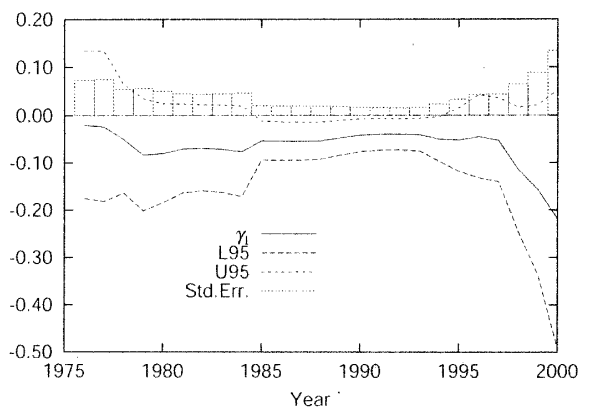


図6：推定された Y_1 の変動

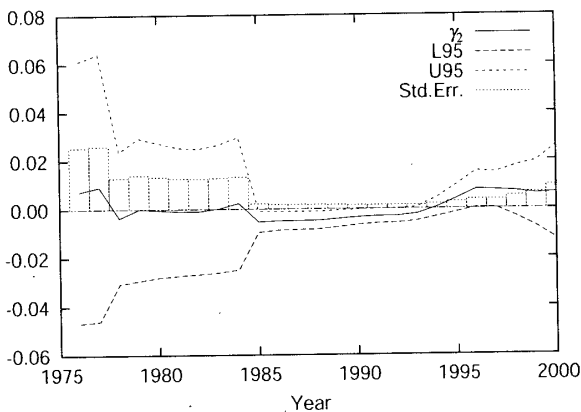


図7：推定された γ_2 の変動

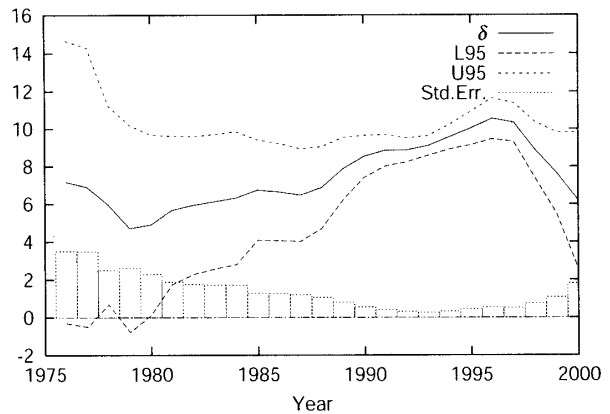


図8：推定された δ の変動

また、パラメータ毎の推定精度からも代替の影響を確認することが出来る。図6～図8は γ_1 、 γ_2 、 δ に対する点推定値、95%区間推定値、及び標準誤差を示したものであるが、やはり $T_1=1993$ 以降で各パラメータの標準誤差が大きくなっている。

以上により1993年以降に何らかの構造変化が起きていることが少なくとも言える。そして、この構造変化の原因がサービス間の代替にあることを証明することが、最終的な目標である。

本節において、単に料金水準のみによっては日本の加入電話契約数の減少を説明し得ないことを明らかにした。

このことは、仮説1の成立を十分に疑わせるものである。

続く第3節において、料金水準と需要シフトの関係について整理し、これを実証する分析結果を示す。そして、二つの仮説のうちのいずれが現実をより良く説明するものであるか、最終的な判断を示す。

3 新旧サービス間の価格競争と普及モデル：実証分析の枠組

複数サービス間の競争を含む普及モデルについては、幾つかの先行研究がある（付録Bを参照）。しかし、そのいずれも、料金と需要シフトの関係を整合的に示すには不十分である。そこで、新たに競争を含む普及モデルを提案し、このモデルに

基づいて価格変化と需要シフトの関係を説明する。

3.1 新サービスの普及成功の条件

仮説2は旧サービスが新サービスによって完全に置き換えられることを示す。この状況をモデル化したものが、付録Bで述べたNorton-Bassモデルである。ところがオリジナルのモデルは、二つのサービスの料金が考慮されていないという欠点を持っていた。この欠点を解消することによって、我々にとって有用な新しいモデルが得られるかもしれない。

結局のところサービスの成功の有無を決定するのは潜在的な市場規模がゼロになるかどうかである。単一サービスの場合を考えてみると、個々の顧客は自己の支払意志額 w_0 とサービス価格 p_0 を比較して、正の消費者余剰が存在する場合にのみ、サービス購入に踏み切る。需要関数が $N = k_0 + \epsilon_0 p_0$ のように線型で記述できる場合、第 N_0 番目の顧客について言えば、以下の式が成立している場合に、その顧客はいずれかの段階でサービス購入を行う。

$$w_0 = \frac{k_0 - N_0}{\epsilon_0} \geq P_0 \quad (3)$$

ここで k_0 はサービスの質の評価値、 ϵ_0 は価格に対する評価係数である。所得については無視する⁷。これを変形すると以下の式を得るが、これ

は潜在的な市場規模を意味する。

$$N_0 \leq k_0 - \epsilon_0 p_0 \quad (4)$$

同様にして二つのサービス間の選択を考えることができる。顧客 N_1 は以下の式が成立している場合に、旧サービスではなく新サービスを購入する。

$$w_1 - p_1 \geq w_0 - p_0 \quad (5)$$

従って、

$$\left(\frac{1}{\epsilon_0} - \frac{1}{\epsilon_1}\right) N_1 \geq \left(\frac{k_0}{e_0} - \frac{k_1}{e_0}\right) + (p_1 - p_0) \quad (6)$$

もしも新サービスと旧サービスがどの顧客にも同じようなものと考えられるならば、価格への反応の仕方も同じであろうから、 $\epsilon_0 = \epsilon_1 = \epsilon$ と考えて良い。この場合、もし新サービスが普及するならば、あらゆる顧客にとって以下の式が成立していなければならない。つまり、新サービスは完全に旧サービスを圧倒するか、あるいは全く普及しないかのいずれの場合しかない⁸。

$$p_1 \leq p_0 + \frac{1}{\epsilon} (k_1 - k_0) \quad (7)$$

以上の議論を整理すれば以下のようになるだろう。

・式(7)が成立していない場合、新サービスはまったく普及しない

・式(7)が成立する場合、旧サービスは新サービスに完全に置き換えられる（この過程は価格項を含む Norton-Bass モデルによって記述され得る）⁹ 価格項を含むように拡張された、サービス i に対する Norton-Bass モデルは以下のように記述される¹⁰。

$$\begin{cases} \frac{dY_i}{dt} = \beta_i Y_i (N_i - Y_i) \\ N_i = k_i + \gamma_{1i} p_{1i} + \gamma_{2i} p_{2i} + \delta_i I \\ \quad + \sum_{j \neq i} \phi_{ij} Y_j \end{cases} \quad (8)$$

ここで p_{1i} 、 p_{2i} はそれぞれサービス i に対する年間支払額、初期費用であり、 I は所得水準（一人あたり GDP）を表す。価格パラメータ γ は負、所得パラメータ δ は正であることが期待される。 ϕ_{ij} は i サービスと j サービスの間の代替効果を示す。 $\phi_{ij} > 0$ であれば j サービスからの顧客流入があることを、 $\phi_{ij} < 0$ であれば j サービスへの顧客流出があることを意味する。いずれでもない場合、すなわち $\phi_{ij} = 0$ の場合にはじめて二つのサービスの需要が独立であることと言える。

このモデルは、他のサービスの普及が別のサービスの市場の成長余地を奪うように見えるという点で、形式的には Casado, López, Sánchez のモデルに似ている。

3. 2 新旧サービスの代替に関する新しい説明

前節に示したモデルによって、二つのサービスの競争を以下のように説明することができる。

<p>段階1. 旧サービスのみの普及</p>	<p>この状況は新サービス開始後も持続し、(7)式で示される条件が成立する時点で終了する。</p> $\frac{dY_1}{dt} = \beta_1 (N_1 - Y_1)$
<p>段階2. 新サービスの開始</p>	<p>新サービスはさしあたり旧サービスと無関係に普及していく。従って契約数は以下のモデルで説明される。</p> $\frac{dY_2}{dt} = \beta_2 (N_2 - Y_2)$ <p>旧サービスに比べて知名度も高くないため、増加率は相対的に小さい。そのため、旧サービスが新サービスの普及を抑制しているように見えるが、これは見掛けだけのことである。</p>

<p>段階3. 旧サービスから新サービスへの流出</p>	<p>(7)式が成立すると、旧サービスから新サービスへの顧客の流出が始まる。流出量は旧サービスの現実的な市場規模に比例し、また新サービスの認知度（従って新サービスの現実的な市場規模）に比例する ($\gamma Y_1 Y_2$)。従って、旧サービスの普及モデルは以下のようなになる。</p> $\frac{dY_1}{dt} = \beta_1 Y_1 (N_1 - Y_1) - \gamma Y_1 Y_2 = \gamma_1 Y_1 (N_1 - Y_1 - \theta Y_2)$ <p>新サービスは、旧サービスからの流入分が追加されるので、以下のようなになる。</p> $\frac{dY_2}{dt} = \beta_2 Y_2 (N_2 - Y_2) + \gamma Y_1 Y_2 = \beta_2 Y_2 (N_2 - Y_2 + \phi Y_1)$ <p>派生的な需要を考慮しなければ以下の関係式が成立する。</p> $\beta_1 \theta = \gamma = \beta_2 \phi$ <p>しかし、現実的には二つのサービスに重複して加入することも考えられるのでこの式は必ずしも成立しない。</p>
<p>段階4. 旧サービスの純減</p>	<p>新サービスの市場規模が大きくなり、やがて $N_1 < Y_1 + \theta Y_2$ が成立するようになる。この時点で旧サービスの契約者数は純減に転じる。旧サービスの価格を引き下げることにより、N_1 が増加すればこの純減傾向を押しとどめることができるであろう。また極端な値下げによって(7)式の成立を阻むことも考えられる。</p>
<p>段階5. 最終局面</p>	<p>もしも $N_2 \geq N_1 / \theta$ ならば、旧サービスの契約数はゼロに近付き、サービスの維持が困難になる。新サービスの契約数は N_2 に近づく。こうしてサービスの世代交替が完了する。上記の条件が成立しない場合には、旧サービスが残存する可能性がある。</p>

米国市場はこの表で段階2もしくは3の状態にあるものと考えられる。日本市場は既に段階4に突入している。

4 日本市場のデータに基づく実証分析

前節において我々は新旧サービスの競争を考慮したサービス普及モデル(式8)を新たに提案した。本節ではこのモデルが確かに現実に合っていることを、日本市場のデータを用いて実証する。

我々は、各サービスを以下の記号により表示する。

$$i = \begin{cases} a_0 & \text{加入電話 (事務用及び住宅用)} \\ a_1 & \text{加入電話 (住宅用)} \\ a_2 & \text{加入電話 (事務用)} \\ b_0 & \text{ISDN} \\ c_0 & \text{携帯電話 (アナログ及びデジタル)} \\ c_1 & \text{携帯電話 (アナログ)} \\ c_2 & \text{携帯電話 (デジタル)} \\ d_0 & \text{PHS} \end{cases} \quad (9)$$

このうち推定の対象とするのは、サービス期間が長く、時系列データが蓄積されている住宅用加入電話、事務用加入電話、アナログ携帯電話、ディ

デジタル携帯電話の4サービスである。推定はサービス毎に非線型回帰によって行う¹¹。

4.1 住宅用加入電話の分析

推定にあたっては多重共線性のために誤差が大きくなる可能性がある。そのため、第一段階として $\phi_{ij} = 0$ として γ 、 δ のみを推定し、第二段階では推定された γ 、 δ を定数として残りのパラメータを推定した¹²。

第一段階の推定は1954年から1992年のデータの

みで行った¹³。推定結果については表9、表10を参照のこと($R^2=0.978403$)。

γ_1 、 γ_2 とも負であり、符号条件としては適切である。 δ は正であり、これも妥当な結果である。 γ_2 が γ_1 に比べて著しく低い、この点は既往の価格弾力性研究の多くの結論と異なっている¹⁴。

第二段階推定は1954年から2000年までのデータを用いた。推定結果は表11、表12に示す通りである($R^2=0.955034$)。また、以下に代替効果を表すパラメータのみを再掲する。

表3：代替効果の一覧：住宅用加入電話

係数	推定値	漸近標準誤差	漸近95%信頼区間	
			下限値	上限値
$\phi_{a_2b_0}$	-1.61458	5.9348336×10^{-1}	-2.809199	-4.199663×10^{-1}
$\phi_{a_1c_1}$	5.958071×10^{-4}	5.6794053×10^{-5}	4.8148689×10^{-4}	7.1012721×10^{-4}
$\phi_{a_1c_2}$	1.958075×10^{-4}	8.0638724×10^{-5}	3.3490690×10^{-5}	3.5812439×10^{-4}
$\phi_{a_1d_0}$	-6.30121×10^{-4}	1.6542304×10^{-4}	-9.630994×10^{-4}	-2.971428×10^{-4}

表3において、 $\phi_{a_1b_0}$ 、 $\phi_{a_1c_1}$ 、 $\phi_{a_1c_2}$ 、 $\phi_{a_1d_0}$ はそれぞれISDN、アナログ携帯電話、デジタル携帯電話、PHSとの代替効果を示す。我々の予想に反して、携帯電話との代替パラメータ($\phi_{a_1c_1}$ 、 $\phi_{a_1c_2}$)は符号が正であり、その値もISDNなどと比べて極めて小さい。ただし、各パラメータの標準誤差は推定値に比べて小さく、推定値の精度は高いと言える。

加入電話と携帯電話の間に代替関係が見られなかったのは、1994年以降の初期の普及は加入電話

の代替というよりビジネス利用やもう一回線のユーザによる需要が中心であったためと考えられる。両者の代替関係が注目されるようになったのは、1998~2000年のことである。

加入電話とISDNとの間で代替関係が見られたことは、インターネット・ユーザを中心に加入電話からの乗り換え需要が多いことを示す。事業者も加入電話の代わりにISDNを販売していることからこれは不自然な結果ではない。

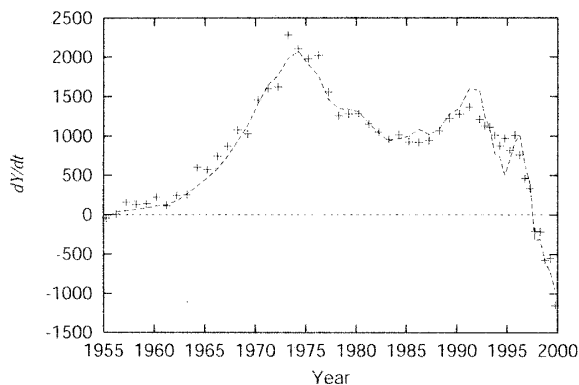


図9：純増数の推移：住宅用加入電話

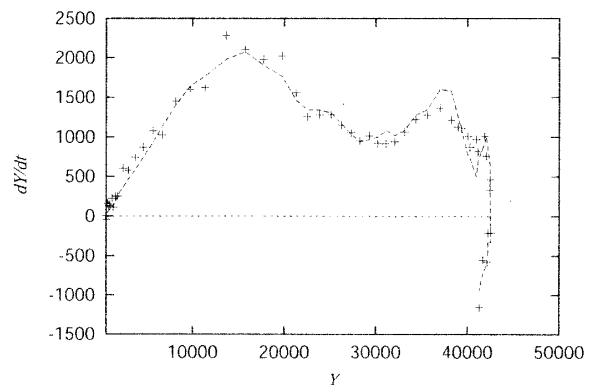


図10：フェーズ・ダイアグラム：住宅用加入電話

図9及び図10は、加入純増数の推定値と実績値を示したものであり、あてはまりは概ね良好であることが分かる。

ることが分かる。

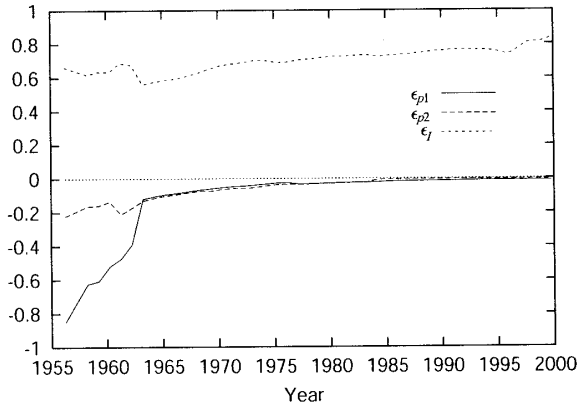


図11：弾力性の推移：住宅用加入電話

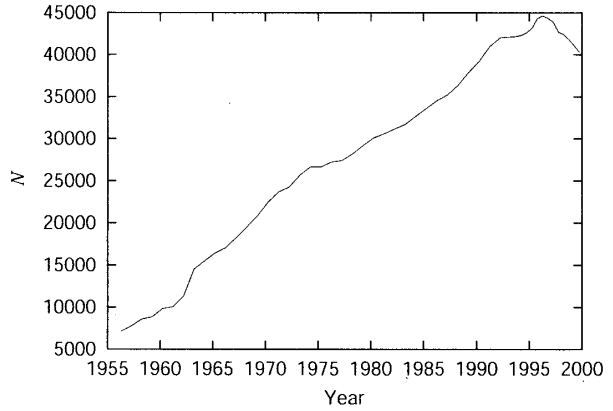


図12：飽和水準の推移：住宅用加入電話

4.2 事務用加入電話の分析

住宅用加入電話と同様に、二段階に分けて推定している。第一段階推定は、 $\phi_{ij} = 0$ として1954年から1985年までのデータによって行った。1985年以降までデータを延長するとモデルのあてはまりは極めて悪くなる。また、所得に関しては人口一人当たりサービス産業の国内総生産額¹⁵ (δ_{1a_2})及び人口一人当たり株価総額¹⁶ (δ_{2a_2})を用いた。推定結果は表13及び表14に示す通りである ($R^2 = 0.935377$)。

価格パラメータ、所得パラメータの符号条件は

施設設置負担金を除き妥当である。住宅用と同様に施設設置負担金の影響はあまり小さくなく、しかも符号が正になっている。

第二段階では本来 γ 、 δ をすべて定数として扱うべきであるが、データ期間が第一段階と異なるためにそのままではあてはまりが悪くなる。そこで、数値の比較的大きい δ_{1a_2} のみは定数として固定せずに、推定すべきパラメータの一つとする。

第二段階推定の結果 (1954年から2000年) は表15及び表16に示す通りである ($R^2 = 0.964834$)。以下に、競合関係を示すパラメータのみ再掲する。

表4：代替効果の一覧：事務用加入電話

係数	推定値	漸近標準誤差	漸近95%信頼区間	
			下限値	上限値
$\phi_{a_2b_0}$	1.152699	1.4164031	-1.703739	4.0091374
$\phi_{a_2c_1}$	4.565713×10^{-4}	9.4642324×10^{-5}	2.6570759×10^{-4}	6.4743503×10^{-4}
$\phi_{a_2c_2}$	-3.58116×10^{-4}	1.6973844×10^{-4}	-7.004253×10^{-4}	-1.580750×10^{-5}
$\phi_{a_2d_0}$	5.488977×10^{-4}	3.0405214×10^{-4}	-6.427963×10^{-5}	1.1620749×10^{-3}

アナログ携帯電話 ($\phi_{a_2c_1}$) からの流入、デジタル携帯電話 ($\phi_{a_2c_2}$) への流出が見られる。PHS

($\phi_{a_2d_0}$) からの流入は大きくない。

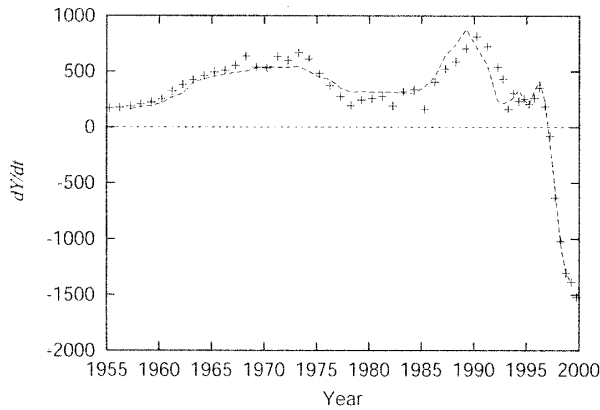


図13：純増数の推移：事務用加入電話

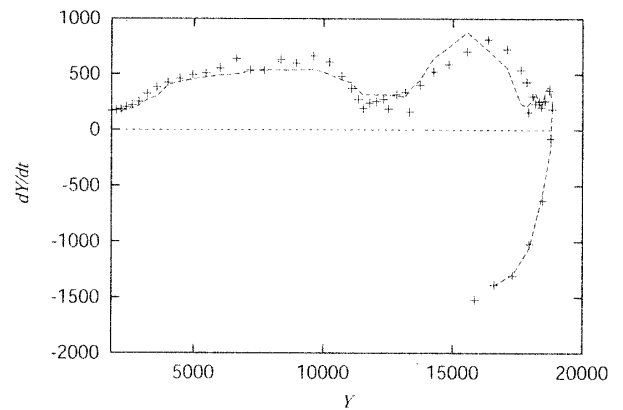


図14：フェーズ・ダイアグラム：事務用加入電話

住宅用加入電話に比べてあてはまりはそれほど悪くないが、飽和水準が1996年以降で急激に低下している。これは事務用固定電話からデジタル

携帯電話への需要の急激なシフトを示すものと言える。

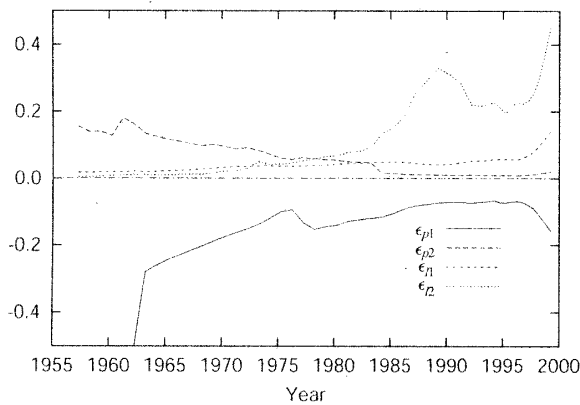


図15：弾力性の推移：事務用加入電話

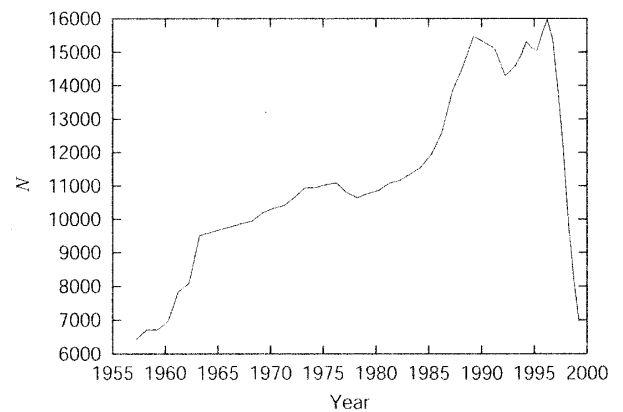


図16：飽和水準の推移：事務用加入電話

4. 3 アナログ携帯電話の分析

季節調整を行う必要があるという点で、携帯電話モデル及びPHSモデルはこれまで扱って来た固定網のモデルとは異なっている。これは、携帯電話及びPHSの加入数データが月次で得られることに由来する。

季節調整項 (α_m) を含むモデルとして以下のモデルが提示できるであろう (ただし、 $\alpha_3 = 0$)。

$$\begin{cases} \frac{dY_{c1}}{dt} = \beta_{c1} Y_{c1} (N_{c1} - Y_{c1}) \exp(\alpha_m) \\ N_{c1} = k_{c1} + \gamma_{1c1} + p_{1c1} + \gamma_{2c1} p_{2c1} + \delta_{c1} I \\ \quad + \phi_{c1a1} Y_{a1} + \phi_{c1a2} Y_{a2} + \phi_{c1b0} Y_{b0} \\ \quad + \phi_{c1c2} Y_{c2} + \phi_{c1d0} Y_{d0} \end{cases} \quad (10)$$

固定電話の分析では、価格及び所得パラメータの推定と代替パラメータの推定を別々に行ったが、携帯電話についてはこれらを同時に推定することが出来た。推定結果は表17、表18に示す通りである ($R^2 = 0.997160$)。代替パラメータのみを以下に再掲する。パラメータの推定精度は必ずしも高くないが、これらの項を全てゼロにしてしま

うと現実のデータをうまく説明できないという意味で、重要な結果である。

表5：モデルのパラメーター一覧：アナログ携帯電話

係数	推定値	漸近 標準誤差	漸近95%信頼区間	
			下限値	上限値
ϕ_{c1a1}	2.398841×10^3	3.8427360×10^3	-5.282684×10^3	1.0080366×10^4
ϕ_{c1a2}	-1.45049×10^4	1.4997256×10^4	-4.448397×10^4	1.5474242×10^4
ϕ_{c1b0}	-8.51760×10^3	1.1799263×10^4	-3.210401×10^4	1.5068805×10^4
ϕ_{c1c2}	-1.25359	1.6723242	-4.596525	2.0893364
ϕ_{c1d0}	7.918724×10^{-2}	1.7264366	-3.371913	3.5302872

上表によれば、住宅用加入電話 (ϕ_{c1a1})、PHS (ϕ_{c1d0}) からの流入、事務用加入電話 (ϕ_{c1a2})、

ISDN (ϕ_{c1b0})、デジタル携帯電話 (ϕ_{c1c2}) への流出が認められる。

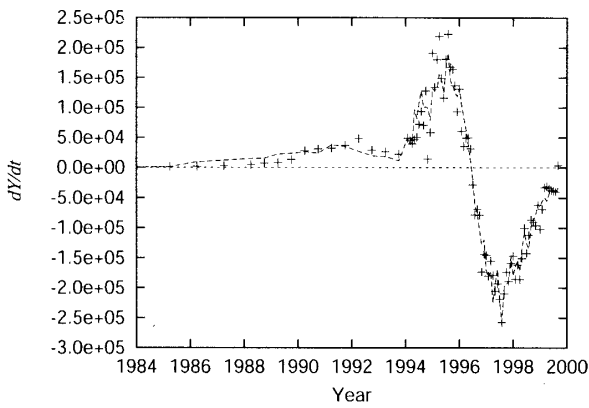


図17：純増数の推移：アナログ携帯電話

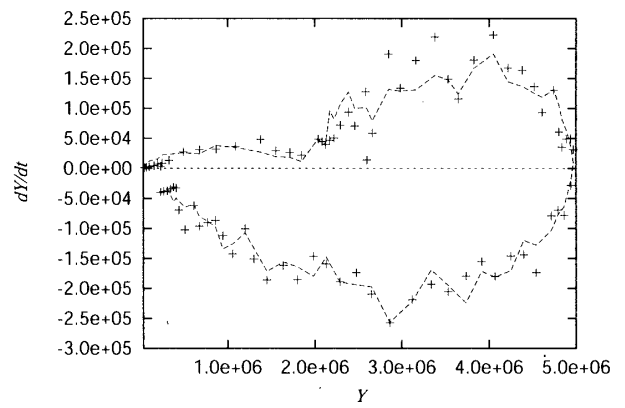


図18：フェーズ・ダイアグラム：アナログ携帯電話

1996年以降で飽和水準が負になってしまっており、そのため弾力性も1996年以降は無意味な数値

になっている。

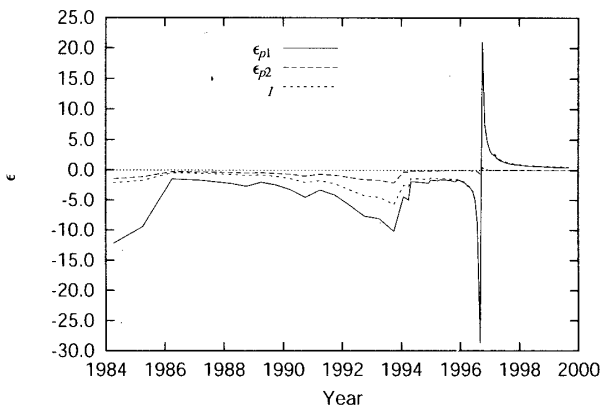


図19：弾力性の推移：アナログ携帯電話

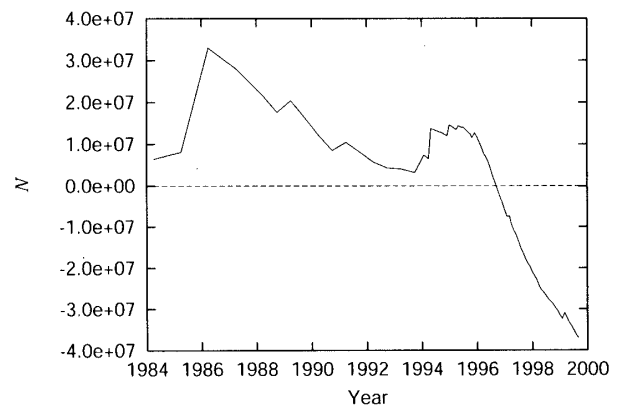


図20：飽和水準の推移：アナログ携帯電話

4. 4 デジタル携帯電話の分析

デジタル携帯電話に関してもアナログ携帯電話と同様の方法で分析を行った。表19及び表20に

推定結果を示している ($R^2=0.991897$)。以下に代替パラメータのみを再掲する。

表6. モデルのパラメータ一覧：デジタル携帯電話

係数	推定値	漸近標準誤差	漸近95%信頼区間	
			下限値	上限値
ϕ_{c2a0}	8.491509×10^2	4.5449087×10^3	-8.233132×10^3	9.9314341×10^3
ϕ_{c2b0}	4.164614×10^3	5.3555432×10^3	-6.537594×10^3	1.4866823×10^4
ϕ_{c2c1}	3.763304×10^{-1}	1.4935393	-2.608272	3.3609331
ϕ_{c2d0}	-1.96550	1.3913467	-4.745887	8.1488657×10^{-1}

価格パラメータ (γ) 及び所得パラメータ (δ) について、符号条件は適当であるが、推定精度は高くない。代替項のパラメータも推定精度は高いとは言えない。符号条件から判断する限り、加入電話 (ϕ_{c2a0})、ISDN (ϕ_{c2b0})、アナログ携帯電話

(ϕ_{c2c1}) からの流入、PHS (ϕ_{c2d0}) への流出が認められる。季節調整パラメータ (α_m) はすべて推定精度が高く、季節変動がうまく処理されていることがわかる。

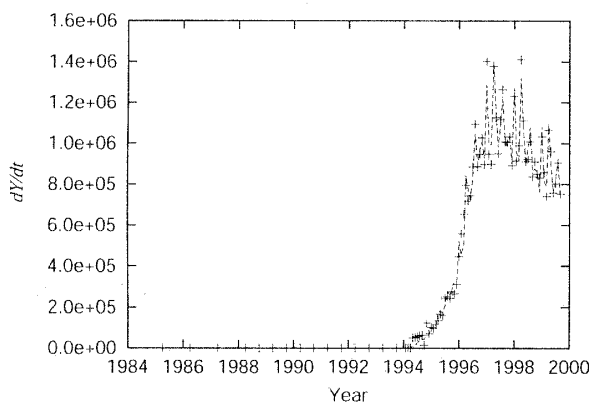


図21：純増数の推移：デジタル携帯電話

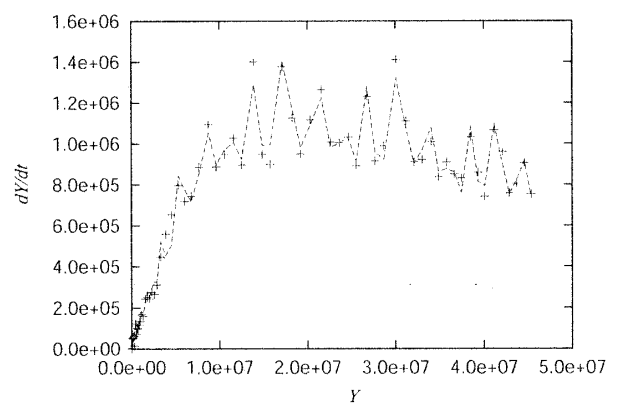


図22：フェーズ・ダイアグラム：デジタル携帯電話

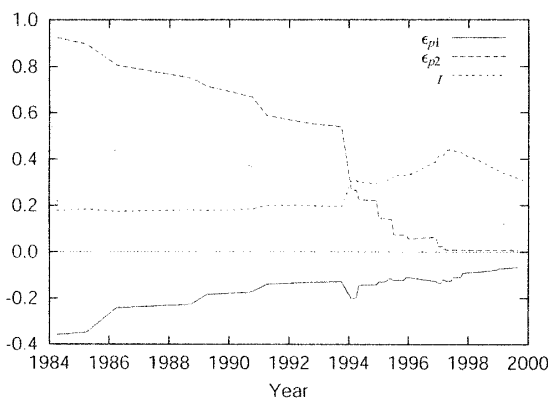


図23：弾力性の推移：デジタル携帯電話

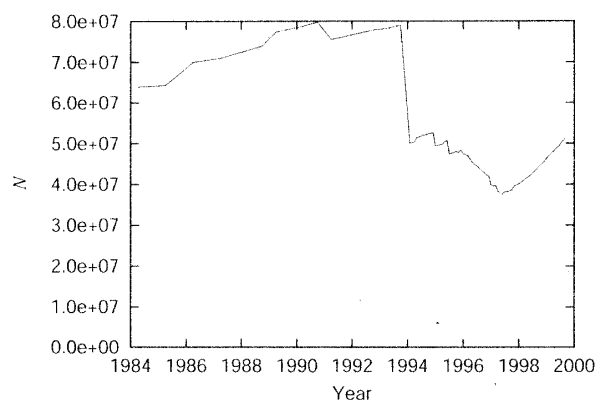


図24：飽和水準の推移：デジタル携帯電話

5 結論

冒頭で競争市場下のサービス普及モデルをめぐる二つの仮説を提示した。しかし、これらの仮説は互いに背反するものではない。このことを明示的なモデルとして明らかにしたものが、第3節である。第4節では、このモデルを日本市場のデータに適用し、その結果満足すべき成果を得ることが出来た。これらの成果から、以下のような結論を引き出すことが出来るだろう。

1. 競争下でのサービス普及

二つのサービス間の料金差は、確かに新サービスが旧サービスに抗して普及するための条件を形成する。

しかし、一度この条件が成立したならば、旧サービスは新サービスに完全に置き換えられてしまう。これを覆すには、上述の条件が再び成立しなくなる程度に旧サービスの価格が下落する必要がある。現実には、そのような価格水準で営業を維持することは困難であるから、旧サービスの事業者はいずれ撤退しなければならない。こうして、旧サービスから新サービスへの代替りは完了する。

2. 日本市場におけるサービス間競争の実態

第4節の結果から、日本におけるサービス間の競争の実態を以下のようにまとめることができる。

表7：代替関係のまとめ

	a_1	a_2	b_0	c_1	c_2	d_0
住宅用加入電話 a_1			- ?	+ -	+ -	- ?
事務用加入電話 a_2			+ ?	++	--	+ ?
ISDN b_0				? +	? -	? ?
アナログ携帯電話 c_1					--	+ ?
デジタル携帯電話 c_2						- ?
PHS d_0						

この表で、例えば(a_1, c_1)のセルが(+ -)となっているのは、 a_1 に関するモデルでは c_1 から a_1 への流入が見られ、 c_1 に関するモデルで a_1 から c_1 への流出が認められることを意味する。(?)は流入であるか流出であるか不明であることを示す(これはISDN、PHSに関するモデルが含まれていないためである)。

この表から次のことが言える。まず、事務用加入電話の加入数の急激な減少はISDNへの流出ではなく、デジタル携帯電話への流出の結果である。それに対して、住宅用加入電話の減少は、ISDN、PHSへの流出によるものと考えられる。また、アナログ携帯電話からデジタル携帯電話への需要のシフトがはっきり確認できる。

3. 政策的含意

冒頭に述べたように、固定電話のみを対象にその枠組みが作られている相互接続制度は早晩見直しを迫られる可能性がある。固定電話、特に事務用固定電話の携帯電話への流出が認められており¹⁷、少なくとも、事務用ユーザについては、固定電話から携帯電話に乗り換わりつつある。このような状況下で、固定網市場のみに過剰な規制を温存することは無意味なことである。

また、携帯電話会社がアクセス網から中継網まで所有する巨大な通信会社になりつつある今日、そのようなネットワークを持つ事業者とNTT東日本等のように分断されたネットワークしか持たない事業者との間で市場メカニズム

が機能するのか、相互接続上の問題はないのか、ユーザの便益は最大化されるのであろうかという点も検討されるべきである。むしろ、携帯電話会社が支配的事業者となり、市場メカニズムが十分に働かなくなるために、携帯電話サービスの料金が高止まりする可能性もある。

さらには、携帯電話のインターネットアクセスサービスにおける位置づけも、注視していかなければならない。すなわち、既存のISPとの棲み分けがなされるのか、あるいは競合するの

か。競合する場合、今後のマルチメディア市場の健全な育成のために市場メカニズムを十分に活かすには、規制をする必要があるのか、あるとすればどこか、等に注視していかなければならない。

ここで、携帯電話会社の独占性と料金体系についての考え方の各国の違いを簡単にまとめておくことも有益であろう。以下は筆者等の主観に基づいて各国の違いを仮説としてまとめたものであり、客観的な論拠があるものではない。

表8：移動体と固定網の競合に関する制度・考え方の国際比較

	日本	韓国	米国	欧州
(a)移動体と固定網の競合に対する考え方	移動体通信が固定網を吸収・圧倒する		不明(FMCには批判的)	FMC(UMTS)
(b)着信課金の有無	なし		あり ¹⁸	不明
(c)支配的事業者の概念	移動体はなし	移動体と固定網のそれぞれに存在	移動体はなし	不明

- (a) 携帯電話に関する研究において、日本・韓国の研究者が移動体通信による全通信モードの制覇を予想するのに対して、欧州ではFMC(Fixed Mobile Convergence) = UMTS(Universal Mobile Telecommunications System)を重視する傾向がある。FMCの意味するものは研究者により様々であるが、最初の段階としてワンストップショッピング(One number serviceを含む)を挙げる場合が多い。米国の研究者はFMCに対して批判的であるが、これはOne Number Serviceが事業として成功しなかったことを既に確認しているためであろう。
- (b) 日本・韓国には着信課金がないが、米国・オーストラリアには着信課金がある。
- (c) 韓国では移動体通信においても支配的事業者の概念を適用し、非対称規制を行っている。形式的には規制の状態として以下のような段階が考えられる。(i)非規制(日本・米国の場合)、(ii)全アクセスモードを統合した市場支配力定義、(iii)個別市場毎の市場支配力定義(韓国の場合)。(iii)の状態は市場を人為的に確定するという点で適切ではないという指摘もある。

今後の課題として、以下の諸点が挙げられる。

1. 実証分析の精緻化

第4節にまとめた実証分析においては、無線呼出サービスのデータが使われていないが、これが分析結果を歪めている可能性がある。また、PHS、ISDNなどの、加入電話、携帯電話以外のサービスについて同様のモデルの推定を行い、上の表を完成させるべきである。

また、推定されたパラメータを用いて式(7)と

各サービスの人口普及率などとの関係を調べてみることも必要と思われる。この作業は、IMT2000などの新サービス成功条件を明らかにすることに役立つであろう。

2. 米国市場などとの比較分析

第3節で述べたように、米国市場の発展は日本市場よりも1段階遅い。そのため、サービス間の代替パラメータを米国市場について推定することは困難である。データの蓄積をまって、

米国市場の分析を進めることが必要である。また、日米間に見られるサービス間競争の進展速度の違いを、料金体系に基づいて説明することが重要である。

FMC の概念の整理、各アクセス手段の市場シェアの違いが厚生に与える影響（最適な市場シェアの計算）なども必要であろう。FMC の概念は欧州の研究者等により UMTS と同一視されているが、これは FMC の技術的な側面を強調する見方である。これに加えて制度的・経済的側面からも FMC の概念を検討するべきであろう。

着信課金の必要性、それが携帯電話の普及と固定網との競争に与える影響を理論的に研究することも重要である。実証分析の前提として、多くの国の料金制度、着信課金と料金水準、規制制度、普及状態の関連性などのデータをの蒐集・比較する必要がある。

A 単一サービスの普及モデルの導出

いま、 v_i を消費者 i があるサービスに支払っても良いと考える価値を貨幣タームで表現したものとす。通信サービス一般をよく利用する消費者の v_i は基本的に大きなものとなるだろうが、そればかりでなく特に移動体通信の実現する mobility に特別な価値を見いだす消費者についても v_i は大きくなる。この v_i を大きな順で並べたものが図25である。ここで、 v_i の描く軌跡が需要曲線 $q = D(p, I)$ である。

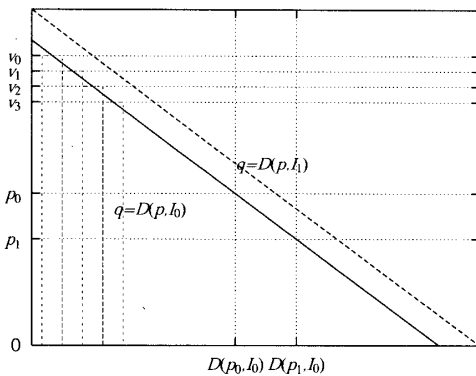


図25：需要曲線と価格変化

ある時点での価格を p_0 とすれば、サービスに契約することによって消費者が得られる利得は $v_i - p_0$ である。この利得が正であるならば、その消費者は実際に契約を行うものと考えられる。従って、その時の加入数は $q_0 = D(p_0, I)$ である。図より明らかなように価格の引き下げ ($p_0 \rightarrow p_1$) は加入数を増大させる。又、需要曲線全体を上方にシフトさせるような一般的な所得の上昇 ($I_0 \rightarrow I_1$) によっても加入数は増加する。

ところで、この加入数は直ちに実現されるわけではない。一般の耐久消費財の普及が示すように、その価値が広告宣伝などを通じて実際に消費者に知覚されることが必要である。この過程を Logistic 曲線で表現すると、式(11)のようになる¹⁹。ここで $N = D(p_0, I)$ がこれまで述べてきた加入数であり、実際の加入数と区別するために以下では潜在的な市場規模もしくは普及飽和水準と呼ぶことにする。 Y は実際の累積加入数であり、潜在的な市場規模と区別するために顕在化した市場規模と呼ぶことにする。 dY/dt は純増数であり、顕在化した市場規模の変化率を意味する。

$$\frac{dY}{dt} = \beta Y (N - Y) \tag{11}$$

この式から逆に普及過程に価格がどのように影響するかを知ることができる。例えば価格が $p_0 \rightarrow p_1$ と変化した場合、その時点で純増数が式(12)に示される分だけ変化することとなる（図26を参照のこと）。

$$\Delta \left(\frac{dY}{dt} \right) = \beta Y \{ D(p_1, I) - D(p_0, I) \} \tag{12}$$

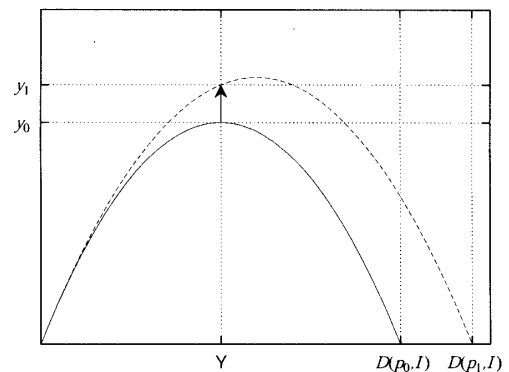


図26：価格変化の普及曲線に与える影響

式(12)は、価格変化に伴う純増数の変動は市場規模が飽和水準に近づくにつれて大きくなるということを示している。逆に普及の初期においては価格が純増数に与える影響は極めて小さいため、実質的に無視することができる。

Shlomo (1985)は Bass モデルの拡張として、このモデルと同等のものを導き出している([4])。Taylor (1995)はこのモデルがオーソドックスな通話需要モデルを動学化したものと同等であることを示している([5], p.62)。

B 複数サービスの競合を伴う普及過程に関する諸研究

複数のサービスが存在し、互いに競合し合う、もしくは一方から他方へ世代交替が行われる場合の普及モデルは、単一サービスの普及モデルより複雑なものとなる。ここでは競合を伴う普及モデルについての先行研究事例を整理し、それぞれの問題点を指摘する。

1. Fisher-Pry モデル

新技術のシェアを $s(t)$ とすれば、Fisher-Pry モデルは式(13)のように表現される²⁰。

$$\frac{ds(t)}{dt} = \beta s(t) (S - s(t)) \quad (13)$$

ここで、 S は $s(t)$ の上限値であり、通常 $S = 1$ である。移動体通信への適用事例には Lindmark and Granstrand (1996)がある[8]。

2. Norton-Bass モデル

Norton-Bass モデルは Fisher-Pry モデルが直接的にはシェアのみを推定するという難点を解消するために考案されたものであり、式(14)のように表現される。ただし $Y_1(t), Y_2(t)$ はそれぞれ旧世代と新世代のサービスの累積契約数、 τ は新サービス普及の時間遅れを示す。

$$\begin{cases} Y_1(t) = N_1 F_1(t) (1 - F_2(t - \tau)) \\ Y_2(t) = N_2 F_2(t - \tau) + N_1 F_1(t) F_2(t - \tau) \end{cases} \quad (14)$$

$$\frac{dF_i(t)}{dt} = (\alpha_i + \beta_i F_i(t)) (1 - F_i(t)) \quad (15)$$

このモデルが前節の単一サービスの普及モデルの拡張版であることは以下のように $F_2 \rightarrow 0$ (及び $\alpha_i \rightarrow 0$) としてみれば分かる。これを変形すれば式(11)が得られる。

$$Y_1(t) = N_1 F_1(t) \quad (16)$$

$$\frac{dF_1(t)}{dt} = \beta_1 F_1(t) (1 - F_1(t)) \quad (17)$$

このモデルは確かに世代交替を含む製品普及を形式的にうまく説明するが、以下のような問題点も抱えている。

- ・新サービスの価格が旧サービスの加入数と無関係であること。新サービスの価格引き下げが旧サービスの潜在的市場規模を変化させないのはおかしい。
- ・普及の最終局面での飽和水準が $N_1 + N_2$ であること。新サービスしか残存していない時点で旧サービスの潜在的市場規模を示す N_1 が全市場規模に上乗せされているのはおかしい。

3. Casado, López, Sánchez モデル

携帯電話と加入電話との間にも代替関係が存在するが、それはアナログとデジタルの代替のような一方的な移行を示すものではない。二つの市場は部分的に重なりながらも、独自の顧客基盤を持っている。このような状況に対しては、Casado, López, Sánchez (1996)による分析事例がある[7]。

保有数の増分の期待値は潜在的な市場の大きさに遷移確率(購入確率)をかけたものである。もしも無線アクセスと固定アクセスとの間に代替関係が存在しなかったとすると、潜在的な市場の大きさは未保有数に等しい。しかし、代替関係が存在するならば、無線アクセスの保有者のうち一部は固定アクセスを利用しないで済ませるようになるだろうし、逆に固定アクセスの保有者の一部は無線アクセスを必要としない。携帯電話の加入数を $Y_c(t)$ 、加入電話の加入数を $Y_a(t)$ とすれば、この関係は式(18)のように表

現できる。

$$\begin{cases} \frac{dY_c(t)}{dt} = f(Y_c(t))(N_c - Y_c(t) - \theta_1 Y_a(t)) \\ \frac{dY_a(t)}{dt} = g(Y_a(t))(N_a - Y_a(t) - \theta_2 Y_c(t)) \end{cases} \quad (18)$$

上の式で、パラメータ θ_2 は無線アクセスの加入者のうち固定アクセスを選択する見込みのない加入者、 θ_1 は固定アクセスの加入者のうち無線アクセスを選択する見込みのない加入者の比率を表している。 $\theta_1 = \theta_2 = 0$ である場合、固定アクセスと無線アクセスとの間には代替関係が存在しない（独立である）ことになる。

このモデルは Lotka-Volterra 方程式の一種の拡張になっており、互いが互いの成長の余地を制約し合うという構造を持つ。

4. 拡張された交差価格弾力モデル

サービス間の競争関係を分析するためにかつて筆者の一人は次のようなモデルを提案した ([2])。

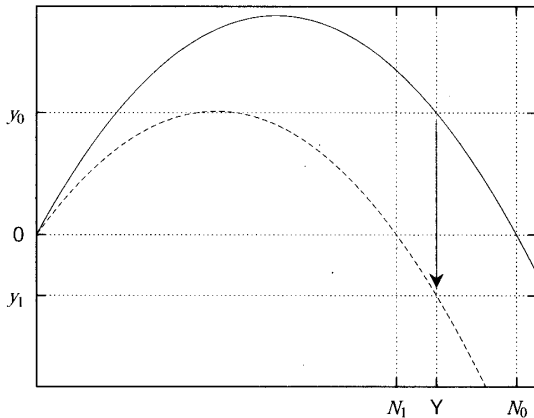


図27：旧サービスのフェーズ・ダイアグラム

$$\frac{dY_i(t)}{dt} = \beta Y_i(t) (N_i(t) - Y_i(t)) \quad (19)$$

$$N_i(t) = k_i - \epsilon_i p_i(t) + \epsilon_j p_j(t) + \delta_i I(t) \quad (20)$$

ここで $p_i(t)$, $p_j(t)$, $I(t)$ は自己価格、競合サービス j の価格、所得を示す。

このモデルでは、競合サービスの価格低下によって、潜在的な市場規模が狭められ、サービスの普及が抑制される。潜在的な市場規模が実現された市場規模よりも小さくなった場合、加入数の伸びは純減に転ずる (図27)。

このモデルは確かにサービス間の代替を説明することが出来るが、実際のデータへのあてはまりは良くない。図28に示すようにこのモデルでは潜在的市場規模が $N(0)$ から $N(1)$ に変化した時点で加入数の伸びは急速に変化し、その後加入数は $N(1)$ に向かって緩やかに近付いていくが、本来ならば新サービスの影響は最初は緩やかで次第に加速的に拡大していくはずである。

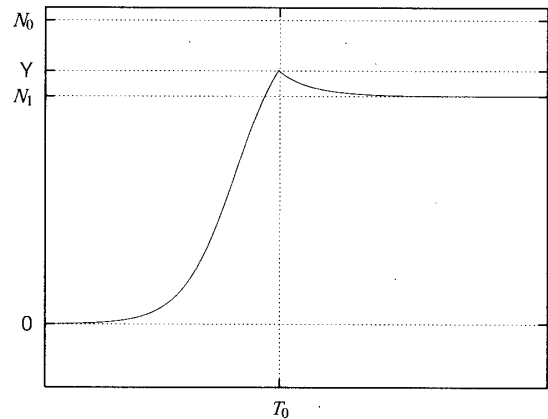


図28：旧サービス契約数の時間変化

C パラメータ推定値一覧

C. 1 住宅用加入電話

表9：第一段階推定の分散分析表：住宅用加入電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	5	49363215.077	9872643.015
Residual	31	371124.429	11971.756
Uncorrected Total	36	49734339.506	
(Corrected Total)	35	12797433.781	

表10：第一段階推定のパラメーター一覧：住宅用加入電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
β_{a1}	1.383810E-05	6.7066289E-07	1.2470287E-05	1.5205920E-05
k_{a1}	9.850860E +03	1.3225462E +03	7.1535278E +03	1.2548192E +04
γ_{1a1}	-3.92982E-02	1.5891391E-02	-7.170865E-02	-6.887686E-03
γ_{2a1}	-3.00795E-03	1.4097103E-03	-5.883050E-03	-1.328434E-04
δ_{a1}	8.871698E +00	3.1401542E-01	8.2312639E +00	9.5121323E +00

表11：第二段階推定の分散分析表：住宅用加入電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	6	59927213.590	9987868.932
Residual	46	1148191.775	24960.691
Uncorrected Total	52	61075405.366	
(Corrected Total)	51	24779410.436	

表12：第二段階推定のパラメーター一覧：住宅用加入電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
β_{a1}	1.300707E-05	5.3038195E-07	1.1939472E-05	1.4074672E-05
k_{a1}	1.004260E +04	1.7385795E +02	9.6926388E +03	1.0392553E +04
ϕ_{a1b0}	-1.61458E +00	5.9348336E-01	-2.809199E +00	-4.199663E-01
ϕ_{a1c1}	5.958071E-04	5.6794053E-05	4.8148689E-04	7.1012721E-04
ϕ_{a1c2}	1.958075E-04	8.0638724E-05	3.3490690E-05	3.5812439E-04
ϕ_{a1d0}	-6.30121E-04	1.6542304E-04	-9.630994E-04	-2.971428E-04

C. 2 事務用加入電話

表13：第一段階推定の分散分析表：事務用加入電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	6	5077928.7622	846321.4604
Residual	22	49687.8133	2258.5370
Uncorrected Total	28	5127616.5755	
(Corrected Total)	27	674316.6744	

表14：第一段階推定のパラメーター一覧：事務用加入電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
β_{a2}	1.993227E-05	2.0550633E-06	1.5670359E-05	2.4194172E-05
k_{a2}	9.774734E +03	1.0087293E +03	7.6827746E +03	1.1866694E +04
γ_{1a2}	-2.58605E-02	4.5864099E-03	-3.537207E-02	-1.634896E-02
γ_{2a2}	2.007007E-03	1.8588377E-03	-1.847955E-03	5.8619703E-03
δ_{1a2}	1.039432E +01	3.3271157E +00	3.4943636E +00	1.7294285E +01
δ_{2a2}	1.277460E-01	8.6347486E-02	-5.132628E-02	3.0681832E-01

表15：第二段階推定の分散分析表：事務用加入電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	7	13212685.119	1887526.446
Residual	43	462134.770	10747.320
Uncorrected Total	50	13674819.889	
(Corrected Total)	49	9983478.687	

表16：第二段階推定のパラメーター一覧：事務用加入電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
β_{a2}	1.532817E-05	1.5469381E-06	1.2208480E-05	1.8447853E-05
k_{a2}	1.061221E +04	7.3332840E +02	9.1333210E +03	1.2091105E +04
ϕ_{a2b0}	1.152699E +00	1.4164031E +00	-1.703739E +00	4.0091374E +00
ϕ_{a2c1}	4.565713E-04	9.4642324E-05	2.6570759E-04	6.4743503E-04
ϕ_{a2e2}	-3.58116E-04	1.6973844E-04	-7.004253E-04	-1.580750E-05
ϕ_{a2d0}	5.488977E-04	3.0405214E-04	-6.427963E-05	1.1620749E-03
ϕ_{1d2}	1.360978E +00	2.0812961E-01	9.4124605E-01	1.7807096E +00

C. アナログ携帯電話

表17：分散分析表：アナログ携帯電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	21	1112685411322	52985019586.8
Residual	62	50097925440	808031055.484
Uncorrected Total	83	1162783336762	
(Corrected Total)	82	1136708882353	

表18：モデルのパラメーター一覧：アナログ携帯電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
$\sqrt{\beta_{c1}}$	6.754783E-05	3.0554817E-05	6.4695809E-06	1.2862608E-04
k_{c1}	2.286706E +08	2.5499602E +08	-2.810595E +08	7.3840072E +08
γ_{1c1}	-1.77557E +02	1.3770043E +02	-4.528160E +02	9.7702851E +01
γ_{2c1}	-4.81856E +01	5.7222324E +01	-1.625715E +02	6.6200237E +01
δ_{c1}	-5.06698E +03	4.9140932E +04	-1.032984E +05	9.3164411E +04
ϕ_{c1a1}	2.398841E +03	3.8427360E +03	-5.282684E +03	1.0080366E +04
ϕ_{c1a2}	-1.45049E +04	1.4997256E +04	-4.448397E +04	1.5474242E +04
ϕ_{c1b0}	-8.51760E +03	1.1799263E +04	-3.210401E +04	1.5068805E +04
ϕ_{c1c2}	-1.25359E +00	1.6723242E +00	-4.596525E +00	2.0893364E +00
ϕ_{c1d0}	7.918724E-02	1.7264366E +00	-3.371913E +00	3.5302872E +00
α_1	-1.71939E-01	1.3261945E-01	-4.370412E-01	9.3164169E-02
α_2	-1.62777E-01	1.3087571E-01	-4.243937E-01	9.8840320E-02
α_4	-1.74070E-01	1.2970621E-01	-4.333489E-01	8.5209480E-02
α_5	-3.27620E-01	1.4583339E-01	-6.191368E-01	-3.610288E-02
α_6	-6.38978E-02	1.3128960E-01	-3.263422E-01	1.9854653E-01
α_7	8.820121E-02	1.2636615E-01	-1.644013E-01	3.4080370E-01
α_8	-1.55950E-01	1.4321359E-01	-4.422299E-01	1.3033026E-01
α_9	-1.62474E-01	1.4639589E-01	-4.551153E-01	1.3016748E-01
α_{10}	-1.50682E-01	1.4173523E-01	-4.340069E-01	1.3264286E-01
α_{11}	-3.61325E-01	1.5464278E-01	-6.704515E-01	-5.219810E-02
α_{12}	-1.45795E-01	1.3401418E-01	-4.136857E-01	1.2209569E-01

C. 4 デジタル携帯電話

表19：分散分析表：デジタル携帯電話

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	20	4.22606313E13	2113031563578
Residual	63	142953221603	2269098755.6
Uncorrected Total	83	4.24035845E13	
(Corrected Total)	82	1.76424154E13	

表20：モデルのパラメーター一覧：デジタル携帯電話

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower	Upper
β_{c2}	3.878745E-09	1.8243653E-09	2.3303860E-10	7.5244510E-09
k_{c2}	-1.97554E +07	2.4905953E +08	-5.174615E +08	4.7795084E +08
γ_{1c2}	-5.16110E +01	7.2302241E +01	-1.960956E +02	9.2873637E +01
γ_{2c2}	3.066428E +02	2.4790954E +02	-1.887653E +02	8.0205090E +02
δ_{c2}	4.268138E +03	2.0045637E +04	-3.578990E +04	4.4326180E +04
ϕ_{c2a0}	8.491509E +02	4.5449087E +03	-8.233132E +03	9.9314341E +03
ϕ_{c2b0}	4.164614E +03	5.3555432E +03	-6.537594E +03	1.4866823E +04
ϕ_{c2c1}	3.763304E-01	1.4935393E +00	-2.608272E +00	3.3609331E +00
ϕ_{c2d0}	-1.96550E +00	1.3913467E +00	-4.745887E +00	8.1488657E-01
α_1	-3.62236E-01	4.6991173E-02	-4.561405E-01	-2.683316E-01
ρ_2	-3.85656E-01	4.0499380E-02	-4.665876E-01	-3.047244E-01
ρ_4	-1.69845E-01	3.3589758E-02	-2.369692E-01	-1.027215E-01
α_5	-3.36834E-01	4.4055247E-02	-4.248719E-01	-2.487969E-01
α_6	-2.48777E-01	4.7238008E-02	-3.431749E-01	-1.543795E-01
α_7	-1.25062E-01	5.5377758E-02	-2.357253E-01	-1.439791E-02
α_8	-3.41369E-01	7.0977425E-02	-4.832060E-01	-1.995316E-01
α_9	-3.12736E-01	8.4761788E-02	-4.821191E-01	-1.433530E-01
α_{10}	-3.22608E-01	7.2771403E-02	-4.680301E-01	-1.771857E-01
α_{11}	-4.35750E-01	7.0873044E-02	-5.773791E-01	-2.941219E-01
α_{12}	-8.25790E-02	4.7157508E-02	-1.768158E-01	1.1657833E-02

Notes

- 1999年8月末で4556.4万加入に達し、前年同月比で27.5%の成長率となっている。
- 加入電話契約数は1998年より純減に転じた。NTTはこれをアナログ通信からISDNをはじめとするマルチメディア通信への乗り換えが起きているためと説明しているが、マスメディアには携帯電話への流出によるところが大きいのではないかと批判的な論調がある。
- 従って、携帯電話会社のネットワークをアンバンドルすることが日本においては重要な政策課題となる。これに対して米国の場合は、携帯電話網が盲腸のように地域ネットワークに接続しているため、改めてアンバンドルを行う必要はない。
- たとえば、日本の電話料金体系は発信側の事業者が料金の決定権を持っているが、過去の事情をそのま

- ま引き継いだ携帯電話料金の設定権は、発信、着信ともに携帯電話会社が持っている。このような制度上の歪みは、公正競争条件という点からは見直しの対象となるであろう。
- 米国が携帯電話の着信通話のエアタイム部分をこのように着信課金にしているのは、携帯電話の番号が固定電話と同じ番号体系を取っているため、固定電話側の発信通話に関して交換機が固定、移動どちらに着信するのか識別できない、つまり固定電話会社が携帯電話への着信通話に課金できないためである。
 - AIC (赤池情報量基準) は平均対数尤度から推定すべきパラメータ数を差し引いたものの-2倍として定義される。式(2)は残差が正規分布に従うと仮定した上で、AICを計算している。
 - ここで所得項を無視するのは不適當ではない。同一時点での所得の違いは支払意志額に完全に反映され

る。支払意志額にはそればかりでなく、例えば職業上の理由でそのサービスがどうしても必要となるという事情（営業担当の場合）さえも考慮される。所得を明示的に扱わなければならないのは、景気動向のように一般的に需要曲線がシフトする場合だけである。

⁸ 実際には ϵ がサービス毎に異なるため、あるいは需要関数が非線型であるため、二つのサービスは市場を棲み分ける可能性がある。

⁹ ネットワーク外部性は、普及の初期において条件7を強化し、普及の後半において緩和すると言える。

¹⁰ 飽和水準もしくは潜在的な市場規模は、 $dY/dt \rightarrow 0$ で実現された市場規模と一致するべきである。従って、サービス間の競争を考慮した新サービスの飽和水準は N_2 ではなく、 $N_2 + \phi Y_1$ となる。価格弾力性 ϵ_p 及び所得弾力性 ϵ_I は飽和水準 N に対して以下のように定義される。

$$\epsilon_p = \frac{d \ln N}{d \ln p}, \quad \epsilon_I = \frac{d \ln N}{d \ln I}$$

¹¹ 具体的には SAS の NLIN プロシジャによって推定した。

¹² 全てのパラメータを同時に推定した場合、 $\gamma > 0$ になってしまう可能性が高い。

¹³ 2. 3節で示したような方法に従って第一段階モデルの推定精度が最も高くなるようにデータ期間を決定している。

¹⁴ 既往の研究の多くは、施設設置負担金の弾力性が高いことを指摘している。

¹⁵ 事務用電話を分析する際の困難は、加入者の多様性である。住宅用の加入者をほぼ同質と仮定できるので、事務用加入者とは非「住宅用」加入者のことであるので、大企業から個人企業まで様々なものがあり得る。

所得として GDP 一般を用いると第一次産業も含まれてしまうが、農家は電話需要の上でむしろ住宅用に位置づけられるべきもので、事務用電話の増加数に寄与しているとは言えない。他方、第三次産業は、テレマーケティングの普及を見ても分かるように加入需要に直接寄与するところが大きいと思われる。そのため、所得としては GDP 一般ではなく、サービス業の GDP を

使用する必要がある。

¹⁶ 国内生産額のみでは1990年代以降の需要の急増を説明できないために株価総額を加えた。これは当時、実物経済と金融の乖離が著しかったことによる国内生産額への影響を補正するものと解釈できるが、この措置の妥当性について、別の代理変数を探すことも含めて今後検討する必要があるだろう。

¹⁷ 住宅用固定電話では代替関係が明確に認められなかったが、これもさらにデータが蓄積された時に、再検証されるべきであろう。

¹⁸ オーストラリアも着信課金がある。

¹⁹ Logistic 曲線ではなく、Bass モデル $dY/dt = (\alpha + \beta Y)(N - Y)$ で表現することももちろん可能である。比較すれば分かるように両者の違いは定数項 α の有無に過ぎない。

²⁰ これは Logistic 曲線そのものである。

参考文献

- [1] Yuichi Takashima and Cho Yong Kill, "The effect of the price change on the saturation level of the cellular telephone demand" *JSICR Annual Report*, 1997, pp.11-21
- [2] Yuichi Takashima and Cho Yong Kil, "An empirical study on substitution effects between cellular telephone and PHS in Japan", ITS 12th Biennial Conference Discussion Paper (*mimeo*), June 1998
- [3] Vijay Mahajan, Eitan Muller and Frank M. Bass, "New product diffusion models in marketing: a review and directions for research" *Journal of Marketing*, Jan 1990, Vol.54, pp.1-26
- [4] Kalish Shlomo, "A new product adoption model with price, advertising and uncertainty", *Management Science*, Dec 1985, Vol.31, No.12, pp.1569-1587
- [5] Lester D. Taylor, "Telecommunications demand in theory and practice", Netherland, Kluwer Academic Publishers, 1994, p.62
- [6] John A. Norton and Frank M. Bass, "A diffusion theory model of adoption and substitution for successive generations of high-technology products", *Management Science*, Vol.33, No.9, September 1987, pp.

固定電話と移動電話の競争

1069-1086

- [7] Francisco Javier Sánchez Casado, Raquel Núñez López and Cecilia Sánchez Sánchez, "Substitution effect of mobile telephones on fixed telephony", ITS 11th Biennial Conference Discussion Paper (*mimeo*) , June 1996
- [8] Sven Lindmark and Ove Granstrand, "Technology and systems competition in mobile communications", (in D.Lamberton (ed.) "Beyond competition: the future of telecommunications", Elsevier Science B.V., 1995) , pp.3-403.
- [9] Fredrik Link and Allan Malm, "Changing Market Dynamics - Explaining "Take-Off" for mobile telephony in Sweden", ITS 11th Biennial Conference Discussion Paper (*mimeo*) , June 1996, pp.2-6
- [10] Bass, Frank M., "A New Product Growth Model for Consumer Durables", *Management Science*, 15, January

Fixed Access vs. Wireless Access

— Substitution between services and its implications for telecom policy —

by Masato NOGUCHI, and Yuichi TAKASHIMA

Summary The mobile communication market in Japan has seen a rapid change for these several years. The cellular telephone market kept growing up rapidly since sales of the handsets and pricing were deregulated. The number of cellular telephone subscribers has reached 56 million at the end of March 2000. The competition in the cellular telephone market is shifting from the stage of price competition to that of service competition, which includes the differentiation on the data transmission and the voice quality. Moreover, the price reduction of the cellular telephone service has deprived of the paging service the room for growth. Also the PHS (Personal Handy Phone System) was deprived of its share by the cellular telephone, but still survives as the data transmission service in the metropolitan area. It can be expected that these services will be greatly influenced by the IMT2000, which started in 2001.

In Japan, it is said that one of the main causes, which brought the explosive diffusion of the cellular telephone, is substitution effect over POTS (plain old telephone service). However, it is doubtful whether the substitution between the cellular telephone and POTS can be seen universally in every country. In the United States, for instance, there is a suspicion that the price of POTS, which is cheaper than in Japan, suppresses the diffusion of the cellular telephone. That is, POTS is relatively expensive in Japan, because of the initial installation charge. On the other hand, cellular telephone users do not welcome incoming calls in the United States, because of the existence of the charge to incoming calls. Such a situation also influences the growth of paging service market. In Japan, even students tend to use the cellular telephone instead of the pager, and therefore the number of paging service subscribers keeps decreasing as mentioned above. On the other hand, the share of the paging service is still large in the United States.

In this paper, we aim to analyze substitution effect between the cellular telephone, ISDN and POTS in Japan empirically. Especially, we investigate the characteristics of the substitution from the fixed access to the wireless, in order to foresee the future of the local competition in Japan.

Key word Cellular Telephone, Diffusion Model, Substitution, POTS, Telephone Charge