電話サービスの支出弾力性と価格弾力性の計測

２０００年5月１３日

河村　真
法政大学経済学部教授

実積寿也
郵政研究所通信経済研究部主任研究官

安藤正信
郵政研究所通信経済研究部担当研究官

電話サービスの支出弾力性と価格弾力性の計測

河村　真[*]　実積寿也[**]　安藤正信[***]

概　要

本稿では、1998 年及び 1999 年に郵政研究所が実施したアンケート調査をベースとして、関東地方における世帯の通話サービス利用傾向を分析するとともに、世帯加入パターン選択関数及び世帯通話需要関数を推定し、各種弾力性の計測を行なった。

分析の結果、利用動向としては、自営業を営むことや非音声系メディアの利用、あるいは世帯主の年齢・職業が通話サービスの利用に一定の影響を及ぼすことが明らかになっている。加入パターン選択関数の推定からは、世帯の所得水準は加入パターン選択について有意な影響をほとんど及ぼさないが、月額基本料金の水準やインターネット・ファックスの利用の有無は一定の影響を及ぼすこと、通話需要関数の推定からは、支出弾力性がほぼ１であること、NTT の加入電話サービスの自己価格弾力性がかなり低いことや、自営業を営むか否かや非音声系メディアの利用の有無等が通話需要に一定の影響を及ぼすことが認められた。

1.はじめに

電気通信事業は莫大な設備投資を必要とするため、自然独占が成立する典型的な分野の一つであると考えられてきた。自然独占が成立する場合、限界費用に等しい料金設定では事業存続が不可能で、社会的厚生の最大化を目指すためには、何らかの料金規制が要請される。望ましい料金規制は経済的効率性を満たすことが求められ、そのためには、規模の経済性、範囲の経済性の検討を行う供給サイドの費用構造の分析と並んで、需要関数を推定し、需要の価格弾力性を計測するといった需要サイドの分析が必要である。例えば、次善料金の一つである Ramsey 料金の算出にあたっては、有名な逆弾力性ルールに特徴づけられるように、需要弾力性に関する情報を欠くことはできない。また、消費者グループ毎に電気通信サービスの価格弾力性が異なる場合、通信料金が消費者に及ぼすメリットがグループ間で不均等に分配されることになり、所得分配の観点から問題がある事態が生じる可能性がある。通信サービスの料金規制においては、こういった点にも配慮することが望ましい。世帯の属性を考慮した通話需要関数を推定して需要の弾力性を計測することによって、そういった政策議論のための基礎資料を提供することが本研究の目的である。

米国では 1980 年頃までは利益の大きい長距離通話の需要に関しての実証研究が、また同市場で競争が進展し、市内への内部補助が困難となった後は加入と市内通話の需要に関する実証研究が盛んに行われ、その成果は L. Taylor(1994)で包括的にサーベイされている。これに対し、わが国の研究は、星合・上田(1994)、河村(1996)、松浦・橘木(1991)、三友・太田(1994)、斯波・中妻(1993)、山崎・今川・三友

[*] 法政大学経済学部教授、郵政研究所客員研究官 E-mail: kawamura@tkb.att.ne.jp
[**] 郵政研究所通信経済研究部主任研究官 E-mail: t-jitsuzumi@mpt.go.jp
[***] 郵政研究所通信経済研究部担当研究官 E-mail: m-andou@mpt.go.jp

(1993)など、数例が挙げられるに過ぎず、しかも、大半は入手が相対的に容易な集計データに依拠したものである。集計データに基づく通話需要関数は、最適二部料金の算定（三友・太田[1994]）や、インフラ構築などの新規プロジェクトの収支予測（鬼木[1996]、第 3 章）に活用することができるが、集計データは属性の異なる世帯間は勿論、世帯と企業という全く別種の経済主体が同一水準で集計されているので、その平均的な値は如何なる経済主体にも適度には近似せず、状況（説明変数）の変化が個々の経済主体に及ぼす影響を正確に予測できない。そうした目的に対しては、Perl and Taylor (1991)が行ったように、アンケート調査で得られた個別データに分析を立脚させる必要がある。米国では 1970 年代に Brandon を中心に世帯所得や、世帯主の年齢、世帯構成などの人口統計学的属性と電話使用に関する調査・研究が行われている（Brandon(ed.)[1981]）。

こういった点に配慮し、本稿では、1998 年及び 1999 年に郵政研究所が実施したアンケート調査を元に固定電話事業者及び携帯電話事業者が提供する電話サービスに関する世帯通話需要関数を求め、サンプルとなった世帯の属性毎に、支出弾力性、自己価格弾力性、及び、交差価格弾力性の推定を行なう。加えて、通話サービス（NTT の加入電話サービス、NCC の市外電話サービス、携帯電話サービス）の利用の前提となる加入行動に係る世帯需要関数の推定も試みる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、２節で、推定に用いるアンケートデータの概要を分析し（2.1. 節）、需要関数の推定に用いた通話料金指数について説明する（2.2 節）。３節では多項ロジットモデル（Multinominal Logit Model）を用いた加入パターン選択関数の推定を、４節では、AI 需要体系（Almost Ideal Demand System）を用いた通話需要関数の推定を試みる。最後の５節は全体のまとめと今後の分析課題に充てられる。

2.推定に用いるデータ

2.1.世帯データの概要

本稿の分析には、郵政研究所が実施した過去二回のアンケート調査によって収集されたサンプルを利用している。調査の概要は以下のとおりである[1]。

表１　アンケートの概要

さて、電話サービスの利用には、その前提として事業者への加入という行為が必要である。世帯が利用可能な電話サービスの利用パターンにはいくつかのバリエーションが存在する。そこで、本稿では、表２に示す４つの加入パターンを対象として世帯の通話加入関数を推定する。次いで、加入パターン選択を所与とした上で、家計が通話支出として用意した予算を各種電話サービスに割り振るという行動に焦点をあてて通話需要関数の推定を行なう。

表２　分析を行なう加入パターン

[1] 有効回答の属性等の情報については補論 4 に示す。

表 2 の加入パターンに従って、収集されたサンプルに関する基本的な属性情報等を加入パターン別に示す。

表３　加入パターン毎の属性

世帯による通話サービスの利用に影響を及ぼす世帯属性には様々なものが想定されるが、ここでは、世帯が自営業を営んでいるか否か、ファックスやインターネット、パソコン通信といった非音声系メディアを利用しているか否かという点に着目する[2]。

各通話サービスに対する支出額の比較を表４に示す。法人需要を内包する自営業世帯の通話支出額は非法人（住宅）世帯と比較して大きいこと、また、非音声系メディアの利用が支出総額にプラスの影響を及ぼしていることは事前に予想されたとおりである。いずれの場合も NTT への支出額が増大していることは、仕事上の取引先が近距離に集中していること、あるいは、インターネットのアクセスポイントが通常 MA 毎に設置されていることによる影響とみられる。通話距離にはほとんど依存しない料金体系を持つ携帯電話サービスに対する支出が、自営業を営むことによってプラスの影響を受けるのは、法人需要の存在によって容易に理解可能である。もちろん、表４に示された傾向が、ここでは取り上げられていない要因に左右されている可能性は否定できない。例えば、世帯収入の水準や世帯構成員数の多寡が通話支出に影響を及ぼすことは十分に考えられる。また、近年の携帯電話、PHS の普及動向を考慮すると、世帯内に学生が存在することは携帯電話に対する支出額を増大させる可能性が高い（実積[1998]; 実積・安藤[1999, 2000a]; 大石[1997, 1998]）。

表４　世帯属性と通話支出額

次に、加入パターンの選択と世帯属性の関係を取り上げる。表 5 では、第一列に示した世帯属性に該当する世帯のうち何%が特定の加入パターンを選択したかを示している。

パソコン、FAX の利用について注目してみると、「利用していない」から「利用している」の属性変化に対応して、加入パターン 0 に該当する世帯のシェアが減少し、代わって加入パターン 1 のシェアが増加している。これは、情報機器を所有する世帯の NCC や携帯電話の利用に対する積極性を示しているが、その背後には通信サービスに対する関心が高さが伺える。FAX の利用については、加入パターン 3 に該当する世帯シェアの減少と加入パターン 1 に該当する世帯の増加が観察されるが、この点については、ファクシミリ機器には通常、NCC 自動選択機能が付属しており、ファクシミリ機器を購入した世帯が当該機能を利用していることによる影響が考えられる。

世帯主年齢が 34 歳以下の若い世帯で加入パターン１のシェアが高く、逆に、58 歳以上の高年齢世帯では同パターンのシェアが低く、加入パターン 0 や加入パターン２のシェアが高いことは、携帯電話へ

[2] 加入パターン別・家族属性別の標本数は脚注表１のとおり。

の関心が世帯主年齢の上昇とともに希薄になっていくことを反映している可能性がある。世帯主職業がアルバイト・パート、無職の場合、加入パターン１の比率が非常に低いことは、これらの世帯で NCC や携帯電話の必要性を感じていないことを示唆している可能性がある。

表５　世帯属性と加入パターン

2.2.通話料金指数

通話料金としては、電気通信事業報告規則に従って第一種電気通信事業者から提出されたトラヒックデータをもとにディビジア集計された通話料金指数を利用する。詳細な算出方法は実積・安藤（2000b）に譲るが、通話時間データにより算出された通話量ウェイトとそれに対応する通話料金収入データをもとに通話媒体毎の通話距離別・キャリア別の通話料金を、固定電話に関しては MA 毎に、携帯電話に関しては都道府県毎に算出する[3]。こうして得られた通話距離別・キャリア別の通話料金 $P_{i,t}$ に対して、同じくトラヒックデータから得られる通話料金収入ウェイト $w_{i,t}$ を利用して(1)式によるディビジア集計を行ない NTT 通話料金、長距離 NCC（平均）料金、携帯電話事業者（平均）料金を導く（但し、i：距離・時間帯・キャリア区分, t：年度）。本手法によって算出された通話料金指数の特性をアンケート対象の MA 平均で記述したものが表 6 である。

$$p_t^D = p_{t-1}^D \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,t-1}} \right)^{\overline{w}_{i,t}} \text{ 但し、 } \overline{w}_{i,t} = \frac{w_{i,t-1} + w_{i,t}}{2} \qquad (1)$$

表６　推定に用いた通話料金指数（関東地方平均）

3.加入パターン選択関数の推定

3.1.多項ロジットモデル[4]

属性 h（$h_1,\cdots,h_m$）に該当する世帯が通話サービスの基本料金が p_i である加入パターン i を利用することに関するか確率間接効用関数を以下のように特定化する。

$$V_i^e = -\mathrm{a} p_i + \mathrm{a} y + \sum_l \mathrm{b}_{il} h_l + \mathrm{e}_i \qquad (2)$$

ここで、確率変数（ε_i)についての累積分布関数がワイブル分布に従うとすれば、加入パターン i の選択確率は次のロジスティック型式で特定化できる。これら特定化の詳細に関しては、補論 1 に示す。

$$P_i = \exp\left(V_i^e\right) \Big/ \sum_{j=1}^{6} \exp\left(V_j^e\right) \quad i, j = 1,\cdots,6 \qquad (3)$$

本節における分析では、携帯電話の加入数にも着目することで表 2 で提示した加入パターンをさら

[3] 距離別・キャリア別の通話料金の算出方法は次式による。

$p_{i,t} = I_{i,t} / q_{i,t}$　但し、$I_{i,t}$ は通話料金収入、$q_{i,t}$ は通話時間データ

[4] 本稿で用いた多項ロジットモデルの詳細は補論 1 に示す。

に詳細に区分する（表７）。従って i =1,⋯,6 である。また、本稿で採用した属性は表 8 のとおりである。

表７　分析を行なう加入パターン

表８　推定に用いた属性変数

3.2.推定結果

前節で特定化した多項ロジットモデルを最尤推定量に基づき推定した。推定結果は以下の表 9〜13 のとおりである。但し、都県ダミーのパラメータ推定値を省略した。

表９　加入パターン１－１についての推定値

表１０　加入パターン１－２についての推定値

表１１　加入パターン２についての推定値

表１２　加入パターン３－１についての推定値

表１３　加入パターン３－２についての推定値

3.3.結果の評価及び自己価格弾力性

前節の推定結果が示す傾向は加入パターンを通じて必ずしも一定していない。しかしながら、共通して看取される傾向としては以下の２点をあげることができる。いずれも、表 5 に示されたサンプル傾向に整合的である。

1. 世帯の所得水準は加入パターンの選択に対し有意な影響をほとんど及ぼさない。
2. 月額基本料金が上昇すれば NTT 以外の電話サービスを利用する確率が全般的に減少する。
3. インターネットやファックスを利用している場合、加入パターン 0 以外を選択する確率が有意に増大する。

さらに、携帯電話を 2 台利用している世帯は、家族構成員数が多く、世帯主が女性である場合が多いこと、NCC の長距離電話サービスを利用するか否かについては遠隔地ダミーの存在が有意に働くケースが多いことなども示されている。

一方、加入パターン i の選択確率(P_i)の基本料金(p_i)に対する弾力性 δ_i は(4)式によって得られる。

$$\mathrm{d}_i = \partial \ln P_i / \partial \ln p_i = -\mathrm{a} P_i (1 - P_i) p_i \qquad (4)$$

(4)式に基づき、加入パターン選択確率の基本料金弾性値を推定した。推定結果を表 14 に示す。携

帯電話サービスを含む加入パターン（加入パターン 1-1、1-2、3-1 および 3-2）の選択確率弾性値が比較的大きい。さらに、携帯電話サービス 2 加入の加入パターン（加入パターン 1-2 および 3-2）選択確率弾性値が顕著に大きいことも示される。

表１４　加入パターン選択の自己価格弾力性

3.4.先行研究との比較[5]

センサスデータを利用して全米世帯を対象に加入に関する需要の分析を行なったものとして Perl（1978, 1983）がある。そこでは月額基本料金と世帯属性（83 年研究においては地域属性も含む）が説明変数として取り上げられ、1978 年研究では線形モデル、ロジットモデル、プロビットモデルの 3 型式が、83 年研究ではロジットモデルに特定化した加入需要関数を推定している（線形モデルについては最小二乗推定量、その他については最尤推定量）。78 年研究では、加入需要の価格弾力性は世帯所得と世帯主年齢のセットに大きく左右されることが示され、ロジットモデルによるシミュレーションの結果、-0.008～-0.422 という推定値を得ている。一方、83 年研究では、加入需要の価格弾力性は基本料金の水準にともなって急速に上昇し、加入率の増大によって急速に下降することが示され、同じくシミュレーションにより、-0.0163～-0.1941 という推定値が得られている（同じシミュレーションを 78 年モデルで実施すると弾力性は-0.0187～-0.2246 となる）。

一方、Taylor and Kridel (1990)は、同じくセンサスデータを利用するものの、センサスの単位区域に集計したデータを用い、South Western Bell がカバーする 5 つの州（アーカンソー、カンザス、ミズーリ、オクラホマ、テキサス）について、Perl と同種のモデルを採用し、最小二乗推定量を用いて、地域の人口統計学的属性が加入需要に影響を及ぼすこと（例えば、世帯所得が加入需要に正の影響を及ぼすこと）を示している。

Bodnar, et al. (1988)は、カナダを対象に、Perl モデルに類似したバイナリーロジットモデルに特定化し、最尤推定量に基づくパラメーター推定を行うことで、州毎に-0.009～-0.028、世帯属性を考慮したシミュレーションでは-0.0004～-0.026 という加入需要価格弾力性の推定値をもたらした。さらに、所得水準、世帯主年齢、世帯主教育水準は電話加入と正の相関をもつこと、男性の単身世帯や借家世帯は電話加入需要が低いこと、漁業や農業を除く自営業世帯は電話加入需要が大きいこと、都市規模と電話加入需要は比例すること等を見出した。

Train, et al. (1987)は、アクセス需要の存在を所与とした上で、東海岸で最大の地域電話会社のサービスエリアの世帯データを対象に、5 種類の加入プラン間の選択を問題とし、加入プランの選択が予想通話パターンに依存して決定されるというネスティドロジットモデルを、最尤法で推定した。推定の結果、月額固定料金に対する自己価格弾力性はかなり大きく（-0.46～-2.19）プラン間の代替性の高いと考えられること、また自己価格弾力性と交差価格弾力性の大きさはそれぞれのサービスの市場シェアを反映していることを示す結果が得られた。

[5] 本節の記述は Taylor (1994)を参考にしている。

これら先行研究はいずれも、我々が今回実施した推定とは、対象としている通話サービスや料金体系が異なるため、厳密な意味で対照可能ではない。しかしながら、世帯の所得水準の影響が先行研究では共通して認められるのに対し、今回の推定では有意な影響をほとんど及ぼさないという結果が得られたことは、わが国（特に関東地方）における加入パターン選択の特質を表現している可能性があり特筆に価しよう。

また、弾力性については、我々の推定が NTT の加入電話サービスの利用を前提とし、それ以外の通話サービスの利用の有無、すなわち加入パターン間の選択を分析の対象としていることを考えれば、Train, et al. (1987)とは一定の対照が可能で、改めて表 14 を見た場合、先行研究とほぼ同水準の結果が得られていると評価できる。

4.通話需要関数の推定

4.1.AI 需要体系[6]

AI 需要体系において支出関数は PIGLOG 型[7]に特定化されるが、NTT、NCC、及び携帯電話事業者の三種の電話サービスを利用している世帯の場合（加入パターン１）、世帯の効用水準を u、電話サービスに係る価格指数を p_i（i = NTT, NCC, MOB[携帯電話]）、電話サービスに対する世帯支出の合計を E、サンプルの属性に関する変数（家族構成員数）を z とすれば、支出関数は(5)式として表現することができる。

$$\begin{aligned}\ln E(P_{NTT},P_{NCC},P_{MOB};u) &= \alpha_0+\alpha_1\ln P_{NTT}+\alpha_2\ln P_{NCC}+\alpha_3\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{11}(\ln P_{NTT})^2\\ &+\beta_{12}\ln P_{NTT}\ln P_{NCC}+\beta_{13}\ln P_{NTT}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{22}(\ln P_{NCC})^2\\ &+\beta_{23}\ln P_{NCC}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{33}(\ln P_{MOB})^2+u\gamma_0 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3}-\delta z\end{aligned} \tag{5}$$

ここで、三種のサービスの集計価格指数 P を(6)式のように定義する。

$$\begin{aligned}\ln P &= \alpha_0+\alpha_1\ln P_{NTT}+\alpha_2\ln P_{NCC}+\alpha_3\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{11}(\ln P_{NTT})^2+\beta_{12}\ln P_{NTT}\ln P_{NCC}\\ &+\beta_{13}\ln P_{NTT}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{22}(\ln P_{NCC})^2+\beta_{23}\ln P_{NCC}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{33}(\ln P_{MOB})^2\end{aligned} \tag{6}$$

さらに、ここに加法性の制約（$\sum_{i=1}\alpha_i=1, \sum\beta_{ij}=0, \sum\gamma_i=0$）及び同次性の制約（$\sum_j\beta_{ij}=0$）を加えると[8]、このケースにおいては結局、(6)式及び以下に示す(7)(8)式を同時推定すれば良いことになる。

$$s_{NCC}=\alpha_2+\beta_{22}\ln\left(\frac{P_{NCC}}{P_{NTT}}\right)+\beta_{23}\ln\left(\frac{P_{MOB}}{P_{NTT}}\right)+\gamma_2\left(\ln\frac{E}{P}+\delta z\right) \tag{7}$$

$$s_{MOB}=\alpha_3+\beta_{23}\ln\left(\frac{P_{NCC}}{P_{NTT}}\right)+\beta_{33}\ln\left(\frac{P_{MOB}}{P_{NTT}}\right)+\gamma_3\left(\ln\frac{E}{P}+\delta z\right) \tag{8}$$

加入パターン２あるいは３のように 2 種類の通話サービスを利用している世帯に関しても同様のや

[6] AIDS についての詳しい説明は、Deaton and Muellbauer [1980]を参照されたい。また、本稿で用いた推定式の詳細は補論 2 に示す。
[7] Price Independence Generalized Logarithmic Function の略。
[8] 対称性の制約（$\beta_{ij}=\beta_{ji}$）については係数の構成に織り込み済である。

り方で推定を行なっている。

4.2.推定結果

前節のモデルを利用し、各加入パターンに該当する世帯について、抽出倍率をウェイトとし、通話サービスの相対価格や世帯属性[9]、MA の規模を操作変数として考慮した三段階最小二乗推定を行った結果は次のとおりである。相対価格については内生変数として操作変数から排除する考え方もありうるが、①電話サービスの料金は NTT については認可制、NCC 及び携帯電話については届出制が適用されており必ずしも市場での需給関係をダイレクトに反映しているわけではないこと、②各事業者の料金表には地域差がなく、従って、特に日本全国をサービスエリアとする固定電話サービスについては今回の分析対象である関東地方の需給動向のみによって料金が左右されるわけではないこと、といった点を考慮し、本稿では外生変数と見なして取り扱っている。

表１５　加入パターン１の推定結果（N=465）

表１６　加入パターン２の推定結果（N=453）

表１７　加入パターン３の推定結果（N=386）

4.3.支出弾力性及び価格弾力性[10]

AI 需要体系における、消費支出弾力性、価格弾力性については(9)(10)式によって導出することができる。

$$e_i = 1 + \gamma_i / s_i \tag{9}$$

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\beta_{ij}}{s_i} - \frac{\gamma_i}{s_i}\left(\alpha_j + \sum_k \beta_{kj} \ln p_k\right) \tag{10}$$

本節では、もっともサンプル数の多い４人家族世帯を対象に、「自営業を営んでいるか否か」及び「インターネットやファックスといった非音声系メディアを利用しているか否か」という２つの軸で４つに分割したサンプル集団毎の標本平均で評価した弾力性を比較する。

表１８　標本平均における加入パターン１の弾力性

表１９　標本平均における加入パターン２の弾力性

[9] 世帯属性としては、税引き前世帯収入（対数変換したもの）、自営業を営んでいるか否かを示すダミー変数、ファックスの利用に関するダミー変数、パソコンの保有に関するダミー変数、ワープロの保有に関するダミー変数、家族構成員数を採用した。

[10] 具体的な弾力性推定方法等については補論 3 に示す。

表２０　標本平均における加入パターン３の弾力性

推定された弾力性の相互関係はサンプルの属性を通じて一定している。

支出弾力性の値はそれが 1 よりも大きい場合は当該サービスが奢侈財であること、1 より小さい場合は必需財であることを意味するが、本稿の分析においては NTT 及び携帯電話事業者が提供する電話サービスについては安定的に、また NCC の電話サービスに関しても加入パターンによっては、unit elastic な財であることを示唆する結果が得られている。電話サービスに対する支出金額（基本料金部分を含む）が、過去、極めて安定的に推移していること[11]考え合わせれば、世帯所得が上昇しても、NTT 及び携帯電話事業者の提供する電話サービスが（、加入パターンによっては NCC の電話サービスについても、）通話支出に占めるシェアはあまり変動しないことが期待できる。

自己価格弾力性の推定結果では、加入パターン１及び２の世帯については NTT の加入電話サービスがそれ以外と比較して非弾力的であることが示されている。特に加入パターン１に関しては NTT の価格弾力性が 1 未満であることが強く示唆される計測結果が得られている。

加入パターン 1 に関する交差価格弾力性の推定結果からは NTT の加入電話サービスと NCC の市外電話サービス、NTT の加入電話サービスと携帯電話サービスはそれぞれ粗補完財であり、NCC の市外電話サービスと携帯電話サービスは粗代替財の関係にあることが示された。所得効果を排した補償価格弾力性 e_{ij}^{*} は、(11)式で算出される。

$$e_{ij}^{*} = e_{ij} + s_j\left(1 + \mathrm{g}_i / s_i\right) \qquad (11)$$

算出結果は表 21 のとおりであり、ひとつを除いて全ての通話サービスの間で代替財であるという結果が得られている。粗補完財の関係であると判定された財の組が、代替財の関係にあるということは、所得効果の影響がかなり大きいことを示唆している。加えて、加入パターン１の場合、「自営業を営んでおり、インターネットやファックスなどを利用している世帯における通話サービス間の代替･補完関係は他の世帯属性の場合と異なること」、「同じ代替財であっても、代替性の強さは NTT-NCC、NTT-携帯電話、NCC-携帯電話の順に大きくなり、しかもそれは世帯属性を通じて共通していること」、及び「インターネットやファックスなどを利用し、自営業を営んでいる世帯における NCC の長距離電話サービスと携帯電話サービスについては他のケースと比較してきわめて大きな交差弾力性が計測されており、相互の通話需要に関し高度の流動性が存在している可能性が示唆されていること」が示されている。

表２１　加入パターン１の補償交差価格弾力性

一方、加入パターン２及び３については、どのケースについても弾力性が正、すなわち代替財の関係が成立しており、理論と整合的な結果となっている。

[11] 家計調査年報（総務庁統計局）に記されたデータによれば、技術の飛躍的な進歩や情報通信に対する需要の多様化・高度化にもかかわらず、電話サービスに対する支出金額（基本料金部分を含む）は、過去 20 年間、全消費支出の 1.8%前後を安定的に推移していることが示されている。

表２２　加入パターン２及び３の補償交差価格弾力性

また、「家族構成員数」別にサンプルを分割し、それぞれの標本平均において支出弾力性と価格弾力性を算出すると次の表 23～26 が得られる。弾力性相互の大小関係の基本的傾向は表 18～表 22 と同様である。家族構成員数による弾力性の変化が明瞭に観察されるのは、加入パターン１における NCC-携帯電話間の交差弾力性であり、大家族化が進むにつれ NCC の長距離電話サービスと携帯電話サービスの間の代替性がより大きくなることが示されている。

表２３　加入パターン１の弾力性(1/2)

表２４　加入パターン１の弾力性(2/2)

表２５　加入パターン２の弾力性

表２６　加入パターン３の弾力性

4.4.先行研究との比較

わが国の電話サービスの価格弾力性及び所得弾力性については、トラヒックデータを基にして、先行研究でいくつかの推定値が示されている（表 27）。

表２７　わが国の先行研究の主要な成果

一方、海外の価格弾力性及び所得弾力性の計測もしばしば行われており、例えば、テレコムカナダの長距離電話サービスに関する時系列集計データおよびパネルデータを用いて、一般化三段階最小二乗推定量に基づき需要関数の推定が行われ、表 28～30 に示すような推定結果(Appelbe *et al.* [1988]、Appelbe *et al*. [1990, 1992])が得られている。その他、スペインの地域間トラヒックの Pooled クロスセクション時系列データと Fixed Effect モデル及び Random Effect モデルを用いて住宅用電話サービスの需要関数を推定した Munoz (1996)、アメリカ 14 都市間のトラヒックデータと AR1 過程に従う 2 段階最小二乗推定量を用いて需要関数の推定を行った Larson, Lehman, and Weisman (1990)、スウェーデンにおける 2 週間のトラヒックデータと最小距離推定量(非線型最小二乗推定量)を用いて需要関数を推定した Lang and Lundgren (1991)を先行研究として挙げることができる。（表 31）

表２８　カナダ国内の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果(1/2)

表２９　カナダ国内の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果(2/2)

表３０　カナダ－米国間の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果

表３１　海外におけるその他の先行研究の主要な成果

これら先行研究は本稿における分析とはその対象サービスの性質等が異なるため、両者の推定値を直接に比較対照するには注意を要するが、国内における先行研究（表 27）と比較すると今回の推定では（加入パターンによっても異なるが）価格弾力性・支出弾力性双方についてより非弾力的な推定値が得られている。

一方、海外の先行研究、例えば、加入パターン 1 及び加入パターン 2 の NCC に関する弾力性推定値と対照が可能である Appelbe らによる推定（表 28 及び表 29）をみてみると、加入パターン１についてはほぼ同水準と解し得るような推定値が、加入パターン２については今回の方がより絶対値が大きな水準の推定値が得られている。これは、わが国の関東地方とテレコムカナダのサービス地域との需要構造の共通点及び相違点を示唆していると考えられるが、AI 需要体系のパラメーターの推定結果が全て有意とはいえないことから、確定的な結論を導き出すためにはまずは推定方法等の改善が要請されよう。

5.おわりに

本稿で明らかになったことは以下のとおりである。

まず、サンプルデータの傾向からは次の 2 点が示された。

1. 自営業を営むこと、非音声系メディアを利用することは、NTT への支出額を増加させる影響があるが、これは近距離通話への需要が増加することに由来すると考えられること、また、自営業を営むことは、携帯電話への支出額を増加させる影響があるが、これは法人需要の存在により説明できる可能性があること
2. 情報機器を所有していたり、世帯主の年齢が若い世帯は、加入パターン 1 を選択する割合が高いが、このことは当該世帯の情報通信への関心の高さを示唆していること、また、逆に、情報機器を所有しない世帯や、世帯主が高年齢であったり、定職が無い世帯の場合は、情報通信への関心の低さを示唆する結果が傾向がみられること

次に加入パターン選択関数の推定からは以下の傾向が確認されている。

1. 世帯の所得水準は加入パターンの選択に対し有意な影響をほとんど及ぼさない。
2. 月額基本料金の上昇は、携帯 2 加入（加入パターン 1-2 および 3-2）の選択確率を大幅に減少させる。一方、NTT のみおよび NTT、NCC 双方に加入するパターン（加入パターン 0 および 2）の選択確率をさほど引き下げない。
3. インターネットやファックスの利用が、NTT のみ加入（加入パターン 0）の選択確率へさほど効果を及ぼさないのに比して、その他の加入パターンの選択確率を一貫して押し上げる。

最後に通話需要関数の推定からは以下の 4 点が明らかになった。

1. 電話サービスに対する支出金額（基本料金部分を含む）が、過去、極めて安定的に推移していること考え合わせれば、世帯所得が上昇しても、NTT 及び携帯電話事業者の提供する電話サービスが（、加入パターンによっては NCC の電話サービスについても、）通話支出に占めるシェアはあまり変動しないことが期待できる。
2. 自営業を営んでおり、インターネットやファックスなどを利用している世帯における通話需要は他の世帯属性の場合と異なること。
3. 3 種類の通話サービス全てを利用している場合、NTT の加入電話サービスへの需要は価格の変動に対してかなり非弾力的であること。
4. 通話サービス相互には代替財としての関係が基本的に存在するが、相対価格の変化によって引き起こされる実質所得の変化による影響（所得効果）により粗補完財としての関係が観察される場合があること。また、NCC の長距離電話サービスと携帯電話サービスの間の代替性は他のケースよりも大きく、しかも世帯規模と一定の関係が観察されること。

本稿における通話需要関数の推定によって得られた弾力性の値は、先行研究とはかなり異なる水準を示しているケースもあるが、いずれにせよ何らかの確定的な結論を引き出すためには、AI 需要体系に関するパラメーター推定に関する技術的改善が必要であることは先に述べたとおりである。改善の方向性としては、まず考えられるのは属性変数の検討であろう。今回の需要関数の推定においては、家族構成員数を属性変数としてモデル内に導入したが、採用した属性変数ではサンプル間のばらつきを十分に表現できていない可能性は否定できない。この点に関しては、さらなる試行錯誤の手続きが求められよう。加えて、通話需要関数の推定にあたっては加入パターン間の変更が発生しないことを前提としているが、通話サービスの価格が加入需要に一定の影響を及ぼすことは Taylor(1994)において指摘されているところでもあり、従って、正確な弾力性値を得るためには、加入パターンの変動を説明するモデルとの同時推定（Sample Selection Model）が必要だと考えられる。あるいは、Train(1991)に提案されているように、基本料金が通話需要に及ぼす影響を取り込んだモデルの構築が要請される可能性もある。

適切なモデル構築に基づく分析により、有意な推定値が得られたならば、シミュレーション分析による最適な料金体系を設計を試みたり、定額料金制の導入が世帯属性に応じてどういった影響をもたらすのかといった厚生分析を実施したりすることが可能になることが期待される。

【参考文献】

Appelbe, T.W., Snihur, N.A., Dineen, C., Farnes, D. and Giordano, R. (1988). Point-to-Point Modeling: An Application to Canada-Canada and Canada-United States Long Distance Calling. *Information Economics and Policy*, Vol. 3, Issue 4, pp. 311-331.

Appelbe, T.W., Dineen, C.R., Solvason, D.L. and Hsiao, C. (1990). Econometric Modelling of Canadian Long Distance Calling: A Comparison of Aggregate Time Series versus Point-to-Point Panel Data Approaches, *MRG Working Paper*, No. M9004, USC.

Appelbe, T.W., Dineen, C.R., Solvason, D.L. and Hsiao, C. (1992). Econometric Modelling of Canadian Long Distance Calling: A Comparison of Aggregate Time Series versus Point-to-Point Panel Data Approaches. *Empirical Economics*, Vol. 17, pp. 125-140.

Bodnar, J., Dilworth, P. and Iacono, S. (1988). Cross-Sectional Analysis of Residential Telephone Subscription in Canada, *Information Economics and Policy*, Vol. 3, No. 4, pp.359-378.

Brandon, B.B. (Ed.). (1981). *The Effect of the Demographics of Individual Households on Their Telephone Usage*. Cambridge, MA: Ballinger Publishing Company.

Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

星合擁湖・上田徹 (1994) **「電話通話量の予測」 『オペレーションズ・リサーチ』 9 月号**, pp. 458-462.

実積寿也 (1998)**「移動体通信事業の現状に関する分析」 『郵政研究所月報』 第** 11 **巻**, **第** 11 **号**.

実積寿也・安藤正信 (1999)**「移動体通信の普及動向」 『郵政研究所月報』 第** 12 **巻**, **第** 7 **号**.

実積寿也・安藤正信 (2000a)**「移動体通信の普及動向」 『郵政研究所月報』 第** 13 **巻**, **第** 4 **号**.

実積寿也・安藤正信 (2000b)**「通話料金指数の作成」 『郵政研究所月報』 第** 13 **巻**, **第** 5 **号**.

河村真 (1996) **「電気通信産業における規制緩和の経緯」 『日本経済研究』** No.31, pp. 248-273.

Lang, H. and Lundgren, S. (1991). Price Elasticities for Residential Demand for Telephone Calling Time: An Estimate on Swedish Data. *Economics Letters*, Vol. 35, No.1, pp. 85-88.

Larson, A.C., Lehman, D.E. and Weisman, D.L. (1990). A General Theory of Point-to-Point Long Distance Demand. In A. de Fontenay, M.H. Shugard, and D.S. Sibley (Eds.), *Telecommunications Demand Modelling: An Integrated View* (pp.299-318). Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.

松浦克己・橘木俊詔 (1991)**「家計の消費行動―マイクロ・データによる** LA/AIDS **モデル分析」 郵政研究所ディスカッション・ペーパー** No.1991-08.

三友仁志 (1995) **『通話の経済分析　外部性と料金の理論』 日本評論社**

三友仁志・太田耕史郎 (1994)**「通話需要関数の推定と最適料金体系の数量的分析－需要の外部性の存在に依拠して－」 『地域学研究』第** 22 **巻**, No.1, pp. 99-115.

Munoz, T.G. (1996). Demand for National Telephone Traffic in Spain from 1985-1989: An Econometric Study

Using Provincial Panel Data. *Information Economics and Policy*, Vol. 8, No.1, pp. 51-73.

大石明夫 (1997)**「移動体通信の普及動向と加入需要及び通話支出の分析」 『郵政研究所月報』 第** 10 **巻**, **第** 8 **号**.

大石明夫 (1998)**「移動体通信の普及動向と通話支出」 『郵政研究所月報』 第** 11 **巻**, **第** 5 **号**.

鬼木甫 (1996) **『情報ハイウェイ建設のエコノミクス』 日本評論社**.

Perl, L.J. (1978). *Economic and Demographic Determinants of Residential Demand for Basic Telephone Service*. White Plains, NY: National Economic Research Associates, Inc.

Perl, L.J. (1983). *Residential Demand for Telephone Service 1983*. Prepared for Central Service Organization of the Bell Operating Companies, Inc. White Plains, NY: National Economic Research Associates, Inc.

Perl, L.J. and Taylor, W.E. (1991). Telephone Penetration. In B.G. Cole (Ed.), *After the Breakup: Assessing the New Post-AT&T Divestiture Era* (pp. 357-370). New York: Columbia University Press.

Shephard, R. (1970). *The Theory of Cost and Production. Princeton.* NJ: Princeton University Press.

斯波恒正・中妻照雄 (1993)**「電気通信需要の計量経済学的分析」 『郵政研究レヴュー』第** 4 **号**.

Taylor, L.D. (1994). *Telecommunications Demand in Theory and Practice.* Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

Taylor, L.D. and Kridel, D.J. (1990). Residential Demand for Access to the Telephone Network. In A. de Fontenay, M.H. Shugard, and D.S. Sibley (Eds.), *Telecommunications Demand Modelling: An Integrated View* (pp.105-117). Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.

Train, K.E. (1991). *Optimal Regulation: The Economic Theory of Natural Monopoly*. Cambridge, MA: MIT Press.

Train, K.E., McFadden, D.L. and Ben-Akiva, M. (1987). The Demand for Local Telephone Service: A Fully Discrete Model of Residential Calling Patterns and Service Charges, *The Rand Journal of Economics*, Vol. 18, No. 1, Spring 1987, pp.109-123.

山崎健・今川拓郎・三友仁志 (1993)**「日本における通話構造の定量的分析―通話トラヒックデータに依拠して―」『地域学研究』第** 23 **巻**, No.1, pp. 109-130.

表１　アンケートの概要

	1998 年調査	1999 年調査
実施時期	1998 年２月	1999 年 1 月
アンケート対象地域	関東地方一都六県（茨城、群馬、栃木、埼玉、千葉、東京、神奈川）	
サンプル抽出方法	市町村単位の住民基本台帳からのニ段階無作為抽出	
調査方法	郵送調査法	
調査票配布世帯数	2,300 世帯	11,800 世帯
有効回答数（率）	1,006 世帯（43.7%）	2,061 世帯（17.5%）

表２　分析を行なう加入パターン

	NTT の加入電話サービス	NCC の市外電話サービス	携帯電話サービス
加入パターン０	加入	未加入	未加入
加入パターン１	加入	加入	加入
加入パターン２	加入	加入	未加入
加入パターン３	加入	未加入	加入

表３　加入パターン毎の属性

	加入パターン０ (N=412)		加入パターン１ (N=466)		加入パターン２ (N=440)		加入パターン３ (N=351)	
変数（単位）	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
税引き前世帯所得（千円）	7,664.33	5,601.11	8,748.61	7,664.69	8,102.29	5,080.52	8,579.45	8,705.33
総通話支出（円）	4,388.94	4,419.26	13,753.36	12,285.76	6,401.27	9,103.04	13,983.90	13273.35
NTT への支出シェア	100.00%		42.88%	20.41	55.72%	26.26	60.19%	22.19
NCC への支出シェア			25.35%	19.96	44.28%	26.26		
携帯電話への支出シェア			31.77%	19.38			39.81%	22.19
FAX 利用世帯の割合	28.92%		66.08%		49.32%		43.32%	
ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ利用世帯の割合	35.29%		64.79%		50.39%		51.07%	

表４　世帯属性と通話支出額

	自営業を営まない世帯	自営業を営む世帯	非音声系メディア未利用世帯	非音声系メディア利用世帯
加入パターン０				
NTT への支出額	3,791 円	7,092 円（**）	3,655 円	5,241 円（**）
加入パターン１				
NTT への支出額	4,835 円	12,761 円（**）	3,271 円	6,889 円（**）
NCC への支出額	3,287 円	3,460 円（**）	2,132 円	3,626 円（**）
携帯電話への支出額	3,858 円	7,107 円（**）	2,873 円	4,802 円（**）
支出額合計	11,980 円	23,329 円（**）	8,277 円	15,317 円（**）
加入パターン２				
NTT への支出額	3,507 円	6,346 円（**）	2,290 円	4,638 円（**）
NCC への支出額	2,295 円	2,421 円（**）	2,317 円	2,610 円（**）
支出額合計	6,002 円	8,767 円（**）	4,607 円	7,248 円（**）
加入パターン３				
NTT への支出額	7,228 円	14,125 円（**）	5,259 円	11,121 円（**）
携帯電話への支出額	5,525 円	7,712 円（**）	5,809 円	6,157 円（**）
支出額合計	12,753 円	21,837 円（**）	11,069 円	17,277 円（**）

注）右欄の括弧内は平均値の差の有無の検定結果。**は有意水準５%、また*は有意水準 10%で帰無仮説が

棄却可能であることを示す（以下同じ）。

表５　世帯属性と加入パターン

世帯属性	N	加入パターン０	加入パターン１	加入パターン２	加入パターン３	合計
遠隔地家族の存在						
いない	1,364	21.15%	33.52%	25.21%	20.12%	100%
いる	162	26.11%	19.13%	33.34%	21.42%	100%
パソコンの利用						
利用していない	678	29.32%	25.07%	27.29%	18.33%	100%
利用している	771	14.95%	37.83%	25.73%	21.45%	100%
FAX の利用						
利用していない	768	28.77%	22.18%	26.59%	22.45%	100%
利用している	639	12.69%	43.66%	26.29%	17.35%	100%
世帯収入						
～499 万円	357	24.40%	26.14%	25.64%	23.83%	100%
500～739 万円	409	17.94%	35.53%	26.40%	20.13%	100%
740～999 万円	329	26.05%	25.48%	29.05%	19.42%	100%
1,000 万円～	431	20.13%	37.23%	24.76%	17.88%	100%
家族の人数						
1 人	214	30.21%	26.57%	21.10%	22.12%	100%
2 人	412	21.39%	25.64%	33.27%	19.71%	100%
3 人	331	18.27%	35.36%	26.58%	19.79%	100%
4 人	390	20.05%	39.98%	23.05%	16.91%	100%
5 人	126	19.87%	35.14%	18.29%	26.69%	100%
6 人	39	9.19%	40.72%	25.33%	24.76%	100%
7 人	7	0.00%	1.13%	98.87%	0.00%	100%
8 人	2	0.00%	0.00%	5.51%	94.49%	100%
世帯主年齢						
～34 歳	363	15.79%	37.84%	17.87%	28.51%	100%
35～44 歳	402	21.70%	36.43%	26.73%	15.13%	100%
45～57 歳	375	20.21%	39.48%	25.68%	14.63%	100%
58 歳以上	386	29.47%	13.72%	34.87%	21.94%	100%
世帯主の職業						
自営業	172	19.61%	37.43%	17.19%	25.77%	100%
会社員または公務員	1,089	19.06%	35.80%	25.38%	19.77%	100%
アルバイト、パート	31	34.00%	22.00%	13.22%	30.78%	100%
無職	201	33.58%	10.45%	41.85%	14.12%	100%
学生	19	15.54%	28.38%	7.99%	48.09%	100%
世帯主の性別						
男性	1,365	20.07%	32.33%	28.03%	19.57%	100%
女性	156	30.00%	29.39%	17.95%	22.67%	100%

表６　推定に用いた通話料金指数（関東地方平均）

年度	変数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
1997 年度	NTT 通話料金	10.067	0.543	11.845	9.046
	NCC 通話料金	20.440	1.399	23.605	17.901
	携帯電話通話料金	37.296	0.711	38.142	36.783
1998 年度	NTT 通話料金	9.234	0.499	10.823	8.280
	NCC 通話料金	17.338	1.408	20.577	14.819
	携帯電話通話料金	35.601	0.368	35.997	35.064

表７　分析を行なう加入パターン

	N	NTT の加入電話サービス	NCC の市外電話サービス	携帯電話サービス
加入パターン０	560	加入	未加入	未加入
加入パターン１－１	608	加入	加入	１加入
加入パターン１－２	198	加入	加入	２加入
加入パターン２	689	加入	加入	未加入
加入パターン３－１	440	加入	未加入	１加入
加入パターン３－２	157	加入	未加入	２加入

表８　推定に用いた属性変数

世帯属性	説明
世帯所得	税引後世帯所得
世帯主性別	世帯主の性別（男性=1）
家族構成員数	当該世帯の構成員数
自営業ダミー	当該世帯が自営業を営んでいるか否か
遠隔地ダミー	当該家族の一部が離れて暮らしているか否か
インターネットダミー	当該世帯がインターネットに加入しているか否か
パソコンダミー	当該世帯がパソコンを保有しているか否か
ファックスダミー	当該世帯がファックスを保有しているか否か
都県ダミー	当該世帯がどの都県に属しているか

表９　加入パターン１－１についての推定値

N=2285, 最大尤度=-3631.069

説明変数	パラメータの推定値	標準誤差	ｔ値	
基本料金	-0.0003	0.0001	-2.329	**
世帯所得	-2.4E-05	0.0002	-0.138	
世帯主性別	-0.2466	0.1966	-1.254	
家族構成員数	0.0798	0.0506	1.576	
自営業ダミー	0.2159	0.2080	1.038	
遠隔地ダミー	0.3478	0.2263	1.537	
インターネットダミー	1.0658	0.2045	5.212	**
パソコンダミー	0.1538	0.1689	0.910	
ファックスダミー	1.2459	0.1467	8.496	**

表１０　加入パターン１－２についての推定値

N=2285, 最大尤度=-3631.069

説明変数	パラメータの推定値	標準誤差	ｔ値	
基本料金	-0.0003	0.0001	-2.329	**
世帯所得	0.0002	0.0002	1.099	
世帯主性別	-1.2444	0.3793	-3.281	**
家族構成員数	0.2563	0.0679	3.776	**
自営業ダミー	-0.0784	0.2848	-0.275	
遠隔地ダミー	0.6799	0.2954	2.301	*
インターネットダミー	1.4445	0.2667	5.415	**
パソコンダミー	0.1398	0.2479	0.564	
ファックスダミー	1.3372	0.2000	6.685	**

表１１　加入パターン２についての推定値

N=2285, 最大尤度=-3631.069

説明変数	パラメータの推定値	標準誤差	ｔ値	
基本料金	-0.0003	0.0001	-2.329	**
世帯所得	-6.2E-05	0.0002	-0.366	
世帯主性別	-0.1121	0.1674	-0.670	
家族構成員数	0.0310	0.0472	0.658	
自営業ダミー	-0.3009	0.2188	-1.375	
遠隔地ダミー	0.3866	0.2132	1.814	*
インターネットダミー	1.1501	0.2042	5.632	**
パソコンダミー	-0.2097	0.1653	-1.269	
ファックスダミー	0.8172	0.1423	5.741	**

表１２　加入パターン３－１についての推定値

N=2285, 最大尤度=-3631.069

説明変数	パラメータの推定値	標準誤差	ｔ値	
基本料金	-0.0003	0.0001	-2.329	**
世帯所得	3.45E-05	0.0002	0.186	
世帯主性別	0.1264	0.1974	0.640	
家族構成員数	0.1094	0.0527	2.078	**
自営業ダミー	0.4399	0.2211	1.990	**
遠隔地ダミー	0.0206	0.2528	0.082	
インターネットダミー	0.6500	0.2224	2.922	**
パソコンダミー	0.1551	0.1766	0.878	
ファックスダミー	0.2984	0.1617	1.845	*

表１３　加入パターン３－２についての推定値

N=2285, 最大尤度=-3631.069

説明変数	パラメータの推定値	標準誤差	ｔ値	
基本料金	-0.0003	0.0001	-2.329	**
世帯所得	0.0004	0.0002	2.031	**
世帯主性別	-0.9586	0.3898	-2.460	**
家族構成員数	0.3117	0.0719	4.336	**
自営業ダミー	0.4732	0.2895	1.634	
遠隔地ダミー	0.3763	0.3388	1.111	
インターネットダミー	0.7228	0.2861	2.526	**
パソコンダミー	0.4721	0.2490	1.896	*
ファックスダミー	0.5190	0.2202	2.357	**

表１４　加入パターン選択の自己価格弾力性

加入パターン	弾力性推定値
加入パターン０	-0.3460
加入パターン１－１	-0.7830
加入パターン１－２	-1.3330
加入パターン２	-0.3160
加入パターン３－１	-0.8330
加入パターン３－２	-1.3480

表１５　加入パターン１の推定結果（N=465）

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	
α_0	0.0354	0.0245	1.447	
α_1	0.3293	0.0342	9.628	**
α_2	0.3102	0.0236	13.145	**
α_3	0.3604	0.0387	9.305	**
β_{11}	0.1524	0.0734	2.075	**
β_{12}	-0.1271	0.0634	-2.004	**
β_{13}	-0.0253	0.0438	-0.576	
β_{22}	-0.0151	0.0861	-0.176	
β_{23}	0.1422	0.0714	1.993	**
β_{33}	-0.1170	0.0548	-2.135	**
γ_1	0.0322	0.0082	3.904	**
γ_2	-0.0336	0.0116	-2.905	**
γ_3	0.0014	0.0048	0.292	
$\gamma_2\delta$	-0.0050	0.0066	-0.765	
$\gamma_3\delta$	0.0034	0.0024	1.456	

表１６　加入パターン２の推定結果（N=453）

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	
α_0	-0.0161	0.0117	-1.376	
α_1	0.3954	0.0125	31.641	**
α_2	0.6046	0.0125	48.381	**
β_{11}	-0.1934	0.0460	-4.204	**
β_{12}	0.1934	0.0460	4.204	**
β_{22}	-0.1934	0.0460	-4.204	**
γ_1	0.0014	0.0048	0.302	
γ_2	-0.0014	0.0048	-0.302	
$\gamma_2\delta$	-0.0062	0.0013	-4.790	**

表１７　加入パターン３の推定結果（N=386）

パラメータ	推定値	標準誤差	t-値	
α_0	-0.3521	0.0600	-5.871	**
α_1	0.2052	0.0623	3.2945	**
α_3	0.7948	0.0623	12.763	**
β_{11}	0.0603	0.0357	1.690	*
β_{13}	-0.0603	0.0357	-1.690	*
β_{33}	-0.0603	0.0357	-1.690	*
γ_1	0.0097	0.0032	3.031	**
γ_3	-0.0097	0.0032	-3.031	**
$\gamma_1\delta$	-0.0024	0.0012	-2.064	**

表１８　標本平均における加入パターン１の弾力性

世帯属性	通話サービス	支出弾力性	価格弾力性 (NTT)	価格弾力性 (NCC)	価格弾力性 (携帯電話)
4人家族・非自営業	NTT	1.0572	-0.7412	-0.2540	-0.0619
非音声系通話利用なし	NCC	0.6974	-0.2540	-0.9872	1.3718
N=35	携帯電話	1.0043	-0.0619	1.3718	-1.3596
4人家族・非自営業	NTT	1.0563	-0.7449	-0.2504	-0.0610
非音声系通話利用あり	NCC	0.6684	-0.2504	-0.9854	1.5034
N=87	携帯電話	1.0042	-0.0610	1.5034	-1.3582
4人家族・自営業	NTT	1.0574	-0.7395	-0.2553	-0.0626
非音声系通話利用なし	NCC	0.6790	-0.2553	-0.9851	1.4580
N=5	携帯電話	1.0042	-0.0626	1.4580	-1.3504
4人家族・自営業	NTT	1.0523	-0.7629	-0.2324	-0.0570
非音声系通話利用あり	NCC	0.2929	-0.2324	-0.9667	3.2108
N=21	携帯電話	1.0042	-0.0570	3.2108	-1.3486

表１９　標本平均における加入パターン２の弾力性

世帯属性	通話サービス	支出弾力性	価格弾力性 (NTT)	価格弾力性 (NCC)
4人家族・非自営業	NTT	1.0026	-1.3434	0.3408
非音声系通話利用なし (N=39)	NCC	0.9967	0.3408	-1.4434
4人家族・非自営業	NTT	1.0026	-1.3449	0.3423
非音声系通話利用あり(N=60)	NCC	0.9967	0.3423	-1.4409
4人家族・自営業	NTT	1.0026	-1.3462	0.3436
非音声系通話利用なし(N=1)	NCC	0.9967	0.3436	-1.4388
4人家族・自営業	NTT	1.0025	-1.319	0.3394
非音声系通話利用あり(N=9)	NCC	0.9967	0.3394	-1.4459

表２０　標本平均における加入パターン３の弾力性

世帯属性	通話サービス	支出弾力性	価格弾力性 (NTT)	価格弾力性 (携帯電話)
4人家族・非自営業	NTT	1.0240	-1.1570	0.1330
非音声系通話利用なし (N=53)	携帯電話	0.9839	0.1330	-1.0894
4人家族・非自営業	NTT	1.0239	-1.1559	0.1321
非音声系通話利用あり(N=35)	携帯電話	0.9838	0.1321	-1.0898
4人家族・自営業	NTT	1.0232	-1.1517	0.1285
非音声系通話利用なし(N=4)	携帯電話	0.9835	0.1285	-1.0916
4人家族・自営業	NTT	1.0235	-1.1537	0.1302
非音声系通話利用あり(N=11)	携帯電話	0.9836	0.1302	-1.0907

表２１　加入パターン１の補償交差価格弾力性

	NTT-NCC	NTT-携帯電話	NCC-携帯電話
４人世帯・非自営業・非音声系利用なし	0.1384	0.5032	1.4832
４人世帯・非自営業・非音声系利用	0.1313	0.5125	1.6051
４人世帯・自営業・非音声系利用なし	0.1252	0.5001	1.5630
４人世帯・自営業・非音声系利用	-0.0520	0.5614	3.2585

表２２　加入パターン２及び３の補償交差価格弾力性

	NTT-NCC	NTT-携帯電話
４人世帯・非自営業・非音声系利用なし	0.9044	0.5284
４人世帯・非自営業・非音声系利用	0.9034	0.5302
４人世帯・自営業・非音声系利用なし	0.9026	0.5377
４人世帯・自営業・非音声系利用	0.9053	0.5341

表２３　加入パターン１の弾力性(1/2)

家族構成員数	n	支出弾力性			自己価格弾力性		
		NTT	NCC	携帯電話	NTT	NCC	携帯電話
1人	58	1.0573	0.7200	1.0044	-0.7403	-0.9870	-1.3683
2人	100	1.0570	0.7075	1.0044	-0.7420	-0.9871	-1.3661
3人	116	1.0564	0.6791	1.0043	-0.7444	-0.9857	-1.3608
4人	134	1.0549	0.6014	1.0042	-0.7514	-0.9824	-1.3560
5人	42	1.0560	0.6492	1.0042	-0.7463	-0.9843	-1.3555
6人	14	1.0561	0.6297	1.0042	-0.7460	-0.9846	-1.3495
7人	1	1.0570	0.6274	1.0041	-0.7418	-0.9854	-1.3400

表２４　加入パターン１の弾力性(2/2)

家族構成員数	n	非補償交差価格弾力性			補償交差価格弾力性		
		NTT-NCC	NTT-携帯	NCC-携帯	NTT-NCC	NTT-携帯	NCC-携帯
1人	58	-0.2549	-0.0622	1.2699	0.1494	0.5017	1.3904
2人	100	-0.2533	-0.0617	1.3264	0.1462	0.5054	1.4417
3人	116	-0.2509	-0.0612	1.4552	0.1363	0.5113	1.5603
4人	134	-0.2440	-0.0596	1.8077	0.1085	0.5290	1.8923
5人	42	-0.2491	-0.0607	1.5900	0.1236	0.5159	1.6861
6人	14	-0.2492	-0.0609	1.6794	0.1120	0.5150	1.7704
7人	1	-0.2530	-0.0622	1.6923	0.1013	0.5048	1.7828

表２５　加入パターン２の弾力性

家族構成員数	n	支出弾力性		自己価格弾力性		交差価格弾力性	
		NTT	NCC	NTT	NCC	非補償	補償
1人	53	1.0026	0.9968	-1.3502	-1.4326	0.3476	0.9003
2人	151	1.0026	0.9967	-1.3486	-1.4350	0.3460	0.9012
3人	101	1.0026	0.9967	-1.3453	-1.4402	0.3428	0.9031
4人	109	1.0026	0.9967	-1.3441	-1.4423	0.3415	0.9039
5人	31	1.0025	0.9967	-1.3419	-1.4459	0.3394	0.9053
6人	2	1.0024	0.9963	-1.3177	-1.4958	0.3154	0.9243
7人	5	1.0024	0.9965	-1.3292	-1.4697	0.3268	0.9144

表２６　加入パターン３の弾力性

家族構成員数	n	支出弾力性		自己価格弾力性		交差価格弾力性	
		NTT	携帯電話	NTT	携帯電話	非補償	補償
1人	61	1.0243	0.9840	-1.1587	-1.0888	0.1344	0.5258
2人	78	1.0241	0.9839	-1.1574	-1.0892	0.1334	0.5278
3人	91	1.0239	0.9830	-1.1563	-1.0897	0.1324	0.5296
4人	103	1.0238	0.9838	-1.1559	-1.0898	0.1320	0.5303
5人	39	1.0236	0.9837	-1.1544	-1.0904	0.1308	0.5328
6人	12	1.0235	0.9836	-1.1533	-1.0908	0.1299	0.5346

7人	1	1.0236	0.9837	-1.1541	-1.0904	0.1305	0.5330

表２７　わが国の先行研究の主要な成果

文献	推定期間	データ	需要	説明変数	推定量	価格弾力性	所得弾力性
河村 [1996]	1989～1994	NTT (panel data)	通話	価格，収入	Random Effect モデル Fixed Effect モデル	-1.6736 ～ -1.8119	1.2947 ～ 2.9224
		NCC (panel data)	通話時間	価格，所得	加重最小二乗法, Censored Regression	-1.1643 ～ -1.1721	1.1905 ～ 1.3035
三友・太田 [1994]	1990	NTT（関東圏[12]） (cross-section data)	通話時間	価格,所得,加入者数	最小二乗法	-1.8469	0.1994
			通話時間×距離	価格,所得,加入者数	最小二乗法	-0.8769	0.2672
山崎･今川･三友 [1993]	1990	NTT 及び NCC (cross-section data)	通信量[13]	価格	最小二乗法	-1.56	

表２８　カナダ国内の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果(1/2)

文献	推定期間／モデル	時間帯	所得弾力性	価格弾力性
Appelbe et al [1990]	1975Q1～1983Q3 Aggregate Model	通常料金時間帯[14]	0.56 ～ 1.38	-0.24 ～ -0.54
		割引料金時間帯	0.72 ～ 1.29	-0.45 ～ -0.89

表２９　カナダ国内の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果[15] (2/2)

文献	推定期間／モデル	時間帯	所得弾力性		価格弾力性	
			Uni-directional[16]	Bi-directional[17]	Uni-directional	Bi-directional
Appelbe et al. [1988]	1977Q1～1986Q4 Panel Data Model	通常料金時間帯	0.33 ～ 0.62	0.54 ～ 0.95	-0.21 ～ -0.48	-0.36 ～ -0.73
		割引料金時間帯	0.23 ～ 0.54	0.35 ～ 0.79	-0.39 ～ -0.49	-0.59 ～ -0.75
Appelbe et al. [1992]	1979Q1～1988Q2 Panel Data Model	通常料金時間帯			-0.26 ～ -0.47	-0.42 ～ -0.65
		割引料金時間帯			-0.40 ～ -0.57	-0.56 ～ -0.83

表３０　カナダ－米国間の長距離電話サービスに係る弾力性推定結果

文献	推定期間	時間帯	Uni-directional な所得弾力性	Uni-directional な価格弾力性

[12] 東京都（離島部は除く）、神奈川県、千葉県、埼玉県の各 MA から関東圏の各 MA に発信された通話トラヒックを対象とする。

[13] 通信量は、第一種電気通信事業者 5 社の MA 間の通話回数合計をもとに通話距離区分及び NTT の電話加入契約数を考慮して算出されている。詳細については三友(1995) p.110 以下を参照のこと。

[14] 月曜日から土曜日、午前 8 時～午後 6 時。表 16 及び表 17 についても同じ。

[15] 需要関数は以下の形式に特定化されている。表 17 ついても同じ。

$$\ln Q_{AB} = a_0 + a_1 \ln P_{AB} + a_2 \ln X_A + a_3 \ln Q_{BA} + e_{AB},\ \ln Q_{BA} = b_0 + b_1 \ln P_{BA} + b_2 \ln X_B + b_3 \ln Q_{AB} + e_{BA}$$

但し、Q_{ij}:地域 i から地域 j への長距離通話需要[収入/料金指数]、P_{ij}: 地域 i から地域 j への長距離通話料金指数、X_i: 地域 i のその他の説明変数、ε_{ij}:観測できない誤差項

[16] 通信の着信側の所得・価格水準を所与として、発信側で所得変化・価格変化が発生した場合の通話需要の変化率（弾力性）。

[17] 通話の発信側と着信側の双方でおなじ割合だけ所得変化・価格変化がおきた場合の通話需要の変化率（弾力性）。

Appelbe et al. [1988]	1977Q1～1986Q4	通常料金時間帯	0.12～0.74	-0.43 ～ -0.49
		割引料金時間帯	0.17～0.54	-0.45 ～ -0.53

表３１　海外におけるその他の先行研究の主要な成果

文献	推定期間	データ	需要	説明変数	推定量	価格弾力性	所得弾力性
Lang & Lundgren [1991]	1988	スウェーデン 1 週間平均値トラヒックデータ (2 週間)	通話時間	価格(地域, 時間帯別)	分散不均一を考慮した非線型最小二乗推定量	-0.013 ～ -0.016	
Larson et al. [1990]	1983	アメリカ 9 都市間トラヒックデータ (3 年間)	通話時間	価格,所得, 人口, 発信地への通信量 (通信時間)	AR1 過程に従う二段階最小二乗推定量	-0.75	0.54
Munoz [1996]	1985～1989	スペイン (panel data)	通話料収入/料金指数	価格，所得 地域属性	Random Effect モデル Fixed Effect モデル	-0.13	0.46

脚注表１

家族属性	加入パターン 0	加入パターン１	加入パターン２	加入パターン３	合計
FAX・ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ利用	15	144	78	46	283
FAX 利用・ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ未利用	52	99	57	51	259
FAX 未利用・ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ利用	28	50	60	42	180
FAX・ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ未利用	95	50	69	80	294
合計	190	343	264	219	1016

補論１　推定に用いられた多項ロジットモデル

本稿において加入パターン選択関数の推定に採用された多項ロジットモデル(Multinominal Logit Model)の特定化を示す。

まず、次の効用最大化問題を考える。

$$\underset{i,\,x}{Max}\, U_i = U(x\,;h) + \varepsilon_i \quad s.t.\ p_i + x = y \ \ and \ \ s_i = (p_i) \in S \tag{1}$$

このとき、x は価格を１とする混合財(Composite Goods)、h は消費者の属性ベクトル、y は消費者の所得を表し、ε_i は統計的に独立かつ同一な分布に従う確率変数とする。この確率変数は、観測不能な消費者の属性、加入パターン i の品質・機能、そして消費者の選好の確率的な変動を反映している。S は、加入パターンの集合であり、加入パターン i の基本料金(p_i)を要素とする。 (1)式の効用最大化問題を解く手順は 2 段階に分かれる。第一段階では、任意の加入パターン i の下で混合財 x の最適消費量が決定される。第二段階では、加入パターン集合から最適加入パターン i が選択される。

まず、混合財の最適消費量 x*は、(2)式として表現できるから、これを(1)式の確率効用関数に代入すると、加入パターン i、消費者の属性 h のもとでの確率間接効用関数が(3)式として導かれる。

$$x^* = y - p_i \tag{2}$$

$$V_i^e = V(y - p_i\,;h) + \varepsilon_i = V_i + \varepsilon_i = \max_x U_i \tag{3}$$

次に消費者は、この間接効用関数を最大にするように、加入パターンを加入パターン集合 S より選択する。このとき、選択された加入パターン i は以下の条件を満たさなければならない。

$$V_i^e \geq V_j^e \quad \text{for all } j \neq i \tag{4}$$

すなわち、

$$V_{i-j} \equiv V(y - p_i\,;h) - V(y - p_j\,;h) \geq \varepsilon_j - \varepsilon_i \tag{5}$$

ここで確率変数(ε_i)が、密度関数 f(ε_i)、累積分布関数 F(ε_i)に従うとする。先ほど、確率変数は統計的に独立かつ同一な分布に従うと仮定したので、属性 h を備える消費者が、基本料金 p_i の加入パターン i を選択する確率は次のように与えられる。

$$P_i = \text{Prob}(s_i \mid S, h) = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j \neq i} F(\varepsilon_i + V_{i-j}) f(\varepsilon_i) d\varepsilon_i \tag{6}$$

さらに、F(ε_i)がワイブル分布に従うと仮定するとき、加入パターン i の選択確率は、次のロジスティック型式に特定化される。

$$P_i = \exp(V_i) \Big/ \sum_{j=1}^{n} \exp(V_j) \quad i,\ j = 1, \cdots, n \tag{7}$$

加入パターン集合 S に、n 種の加入パターンが要素として含まれるとき、(7)式で与えられる n 本の式は、属性 h をもつ消費者の n 種の加入パターンに対する確率需要関数の体系と解釈できる。

ここで、属性 h の世帯の効用関数(U_{hi})が、混合財の消費量(x)と世帯属性(h)に関し、加法分離的(additive separable)であると仮定すると、世帯 h の間接効用関数は線形で与えられる。

$$V_i = \alpha(y - p_i) + \varphi(h) \tag{8}$$

φを線形で特定化できるとすれば、

$$V_i = -\alpha p_i + \alpha y + \gamma_i' \mathbf{h} \qquad \text{但し } i = 1, \cdots, n \tag{9}$$

このとき、αは所得の限界効用を示している。所得の限界効用は正であるため、αの符号は正であることが期待される。基本料金 p_i は各加入パターンに応じて変動する。

結局、属性 h の世帯が各加入パターンを選択する確率は次のように定式化される。

加入パターン１を選ぶ確率

$$\begin{aligned} P_1 &= \exp(V_1) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp(V_t) \\ &= \exp\left(-\alpha p_1 + \alpha y + \gamma_1' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \alpha y + \gamma_t' \mathbf{h}\right) \\ &= \exp\left(-\alpha p_1 + \gamma_1' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \gamma_t' \mathbf{h}\right) \end{aligned} \tag{10}$$

同様に、

$$P_2 = \exp\left(-\alpha p_2 + \text{窗}_2' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \text{窗}_t' \mathbf{h}\right) \tag{11}$$

$$P_3 = \exp\left(-\alpha p_3 + \gamma_3' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \gamma_t' \mathbf{h}\right) \tag{12}$$

$$P_4 = \exp\left(-\alpha p_4 + \text{窗}_4' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \text{窗}_t' \mathbf{h}\right) \tag{13}$$

$$P_5 = \exp\left(-\alpha p_5 + \gamma_5' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \gamma_t' \mathbf{h}\right) \tag{14}$$

$$P_6 = \exp\left(-\alpha p_6 + \text{窗}_6' \mathbf{h}\right) \Big/ \sum_{t=1}^{6} \exp\left(-\alpha p_t + \text{窗}_t' \mathbf{h}\right) \tag{15}$$

この特定化の下、加入パターン i を選ぶダミー変数を d_i とすると、尤度関数は以下の(16)式のようになり、対数尤度関数は(17)式として表現される（但し n はサンプル数）。

$$L = \prod_{t=1}^{n} P_{1,t}^{\ d_{1,t}} P_{2,t}^{\ d_{2,t}} P_{3,t}^{\ d_{3,t}} P_{4,t}^{\ d_{4,t}} P_{5,t}^{\ d_{5,t}} P_{6,t}^{\ d_{6,t}}$$

(16)

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{t=1}^{n} \left(d_{1,t} \ln P_{1,t} + d_{2,t} \ln P_{2,t} + d_{3,t} \ln P_{3,t} + d_{4,t} \ln P_{4,t} + d_{5,t} \ln P_{5,t} + d_{6,t} \ln P_{6,t} \right) \\ &= \sum_{t=1}^{n} \sum_{j=1}^{6} d_{j,t} \left(-\alpha p_j + \gamma_j' \mathbf{h} - \ln \sum_{j=1}^{6} \exp(-\alpha p_j + \gamma_j' \mathbf{h}) \right) \end{aligned} \tag{17}$$

(17)式の対数尤度関数を最大にするように、各パラメータ推定値を求める。

$$\underset{\alpha,\ \gamma_1,\ \gamma_2,\ \gamma_3,\ \gamma_4,\ \gamma_5,\ \gamma_6}{Max} \ln L \tag{18}$$

補論２　推定に用いられた AI 需要体系

本稿における通話需要関数の推定に具体的に使用した AI 需要体系は次のとおりである。

まず、NTT の加入電話サービスに係る価格指数を P_{NTT}、NCC の電話サービスに係る価格体系を P_{NCC}、携帯電話事業者の電話サービスの価格指数を P_{MOB} とする。ここで、電話サービスに対する世帯支出の合計を E とし、E に対応する集計価格指数を P とする。ここで、サンプルの属性に関する変数である家族構成員数を z とすれば、NTT、NCC、及び携帯電話事業者の三種の電話サービスを利用している世帯の場合（加入パターン１）、支出関数は以下の PIGLOG 型に特定化される。

$$\begin{aligned}\ln E(P_{NTT},P_{NCC},P_{MOB};u) &= \alpha_0+\alpha_1\ln P_{NTT}+\alpha_2\ln P_{NCC}+\alpha_3\ln P_{MOB}\\ &+\frac{1}{2}\beta_{11}(\ln P_{NTT})^2+\beta_{12}\ln P_{NTT}\ln P_{NCC}+\beta_{13}\ln P_{NTT}\ln P_{MOB}\\ &+\frac{1}{2}\beta_{22}(\ln P_{NCC})^2+\beta_{23}\ln P_{NCC}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{33}(\ln P_{MOB})^2\\ &+u\gamma_0 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3}-\delta z\end{aligned} \tag{1}$$

Shephard の補題より、

$$\partial E/\partial P_{NTT} = X_{NTT}(P_{NTT},P_{NCC},P_{MOB};Y) \tag{2}$$

$$\partial E/\partial P_{NCC} = X_{NCC}(P_{NTT},P_{NCC},P_{MOB};Y) \tag{3}$$

$$\partial E/\partial P_{MOB} = X_{MOB}(P_{NTT},P_{NCC},P_{MOB};Y) \tag{4}$$

(2)、(3)、(4)式を用いれば、

$$\frac{\partial \ln E}{\partial \ln P_{NTT}}=\frac{\partial \ln E}{\partial E}\frac{\partial E}{\partial P_{NTT}}\frac{1}{\partial \ln P_{NTT}/\partial P_{NTT}}=\frac{P_{NTT}X_{NTT}}{E}=s_{NTT} \tag{5}$$

同様に、

$$\frac{\partial \ln E}{\partial \ln P_{NCC}}=s_{NCC} \quad (6), \qquad \frac{\partial \ln E}{\partial \ln P_{MOB}}=s_{MOB} \quad (7)$$

(5)、(6)、(7)の関係を(1)式に適用すれば、

$$s_{NTT}=\alpha_1+\beta_{11}\ln P_{NTT}+\beta_{12}\ln P_{NCC}+\beta_{13}\ln P_{MOB}+u\gamma_0\gamma_1 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3} \tag{8}$$

$$s_{NCC}=\alpha_2+\beta_{12}\ln P_{NTT}+\beta_{22}\ln P_{NCC}+\beta_{23}\ln P_{MOB}+u\gamma_0\gamma_2 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3} \tag{9}$$

$$s_{MOB}=\alpha_3+\beta_{13}\ln P_{NTT}+\beta_{23}\ln P_{NCC}+\beta_{33}\ln P_{MOB}+u\gamma_0\gamma_3 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3} \tag{10}$$

ここで、三種のサービスの集計価格指数 P を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}\ln P &= \alpha_0+\alpha_1\ln P_{NTT}+\alpha_2\ln P_{NCC}+\alpha_3\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{11}(\ln P_{NTT})^2+\beta_{12}\ln P_{NTT}\ln P_{NCC}\\ &+\beta_{13}\ln P_{NTT}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{22}(\ln P_{NCC})^2+\beta_{23}\ln P_{NCC}\ln P_{MOB}+\frac{1}{2}\beta_{33}(\ln P_{MOB})^2\end{aligned} \tag{11}$$

間接効用関数は、支出関数に(11)式を用いることで以下が得られる。

$$u=\left(\ln(E/P)+\delta z\right)/\gamma_0 P_{NTT}^{\gamma_1}P_{NCC}^{\gamma_2}P_{MOB}^{\gamma_3} \tag{12}$$

得られた(12)式を(8)(9)(10)式にそれぞれ代入すれば、

$$s_{NTT}=\alpha_1+\beta_{11}\ln P_{NTT}+\beta_{12}\ln P_{NCC}+\beta_{13}\ln P_{MOB}+\gamma_1\left(\ln\frac{E}{P}+\delta z\right) \tag{13}$$

$$s_{NCC} = \alpha_2 + \beta_{12} \ln P_{NTT} + \beta_{22} \ln P_{NCC} + \beta_{23} \ln P_{MOB} + \gamma_2 \left(\ln \frac{E}{P} + \delta z \right) \tag{14}$$

$$s_{MOB} = \alpha_3 + \beta_{13} \ln P_{NTT} + \beta_{23} \ln P_{NCC} + \beta_{33} \ln P_{MOB} + \gamma_3 \left(\ln \frac{E}{P} + \delta z \right) \tag{15}$$

AI 需要体系は、(13)(14(15)式により与えられることになる。

さらに、ここに加法性の制約（$\sum_{i=1} \alpha_i = 1, \sum \beta_{ij} = 0, \sum \gamma_i = 0$）及び同次性の制約（$\sum_j \beta_{ij} = 0$）を加えると[1]、このケースにおいては結局、(11)式及び以下に示す(16)(17)式を推定すれば良いことになる。

$$s_{NCC} = \alpha_2 + \beta_{22} \ln \left(\frac{P_{NCC}}{P_{NTT}} \right) + \beta_{23} \ln \left(\frac{P_{MOB}}{P_{NTT}} \right) + \gamma_2 \left(\ln \frac{E}{P} + \delta z \right) \tag{16}$$

$$s_{MOB} = \alpha_3 + \beta_{23} \ln \left(\frac{P_{NCC}}{P_{NTT}} \right) + \beta_{33} \ln \left(\frac{P_{MOB}}{P_{NTT}} \right) + \gamma_3 \left(\ln \frac{E}{P} + \delta z \right) \tag{17}$$

また、弾力性を計測したそれぞれの標本平均の局所的近傍において、支出関数が凹であるという条件（Concavity 条件）が満たされているか否かは以下のヘッセ行列式が半負値定符号であるか否かによって確認することが出来る。

負性：　$C = [c_{ij}]$ が半負値定符号行列である。 (18)

（ここで、$c_{ij} = \beta_{ij} + \gamma_i \gamma_j \ln(E/P) - s_i \delta_{ij} + s_i s_j$、$\delta_{ij}$ はクロネッカーのデルタ）

具体的な条件式を加入パターン１の場合に関して示すと(19)～(25)式のとおり。

$$\beta_{11} + \gamma_1^2 \ln(E/P) - s_{NTT} + s_{NTT}^2 \le 0 \tag{19}$$

$$\beta_{22} + \gamma_2^2 \ln(E/P) - s_{NCC} + s_{NCC}^2 \le 0 \tag{20}$$

$$\beta_{33} + \gamma_3^2 \ln(E/P) - s_{MOB} + s_{MOB}^2 \le 0 \tag{21}$$

$$\begin{aligned} &\left(\beta_{11} + \gamma_1^2 \ln(E/P) - s_{NTT} + s_{NTT}^2\right)\left(\beta_{22} + \gamma_2^2 \ln(E/P) - s_{NCC} + s_{NCC}^2\right) \\ &\qquad - \left(\beta_{12} + \gamma_1\gamma_2 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{NCC}\right) \ge 0 \end{aligned} \tag{22}$$

$$\begin{aligned} &\left(\beta_{22} + \gamma_2^2 \ln(E/P) - s_{NCC} + s_{NCC}^2\right)\left(\beta_{33} + \gamma_3^2 \ln(E/P) - s_{MOB} + s_{MOB}^2\right) \\ &\qquad - \left(\beta_{23} + \gamma_2\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NCC} s_{MOB}\right) \ge 0 \end{aligned} \tag{23}$$

$$\begin{aligned} &\left(\beta_{11} + \gamma_1^2 \ln(E/P) - s_{NTT} + s_{NTT}^2\right)\left(\beta_{33} + \gamma_3^2 \ln(E/P) - s_{MOB} + s_{MOB}^2\right) \\ &\qquad - \left(\beta_{13} + \gamma_1\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{MOB}\right) \ge 0 \end{aligned} \tag{24}$$

$$\begin{aligned} &\left(\beta_{11} + \gamma_1^2 \ln(E/P) - s_{NTT} + s_{NTT}^2\right)\left(\beta_{22} + \gamma_2^2 \ln(E/P) - s_{NCC} + s_{NCC}^2\right)\left(\beta_{33} + \gamma_3^2 \ln(E/P) - s_{MOB} + s_{MOB}^2\right) \\ &\quad + 2\left(\beta_{12} + \gamma_1\gamma_2 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{NCC}\right)\left(\beta_{23} + \gamma_2\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NCC} s_{MOB}\right)\left(\beta_{13} + \gamma_1\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{MOB}\right) \\ &\quad - \left(\beta_{11} + \gamma_1^2 \ln(E/P) - s_{NTT} + s_{NTT}^2\right)\left(\beta_{23} + \gamma_2\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NCC} s_{MOB}\right)^2 \\ &\quad - \left(\beta_{22} + \gamma_2^2 \ln(E/P) - s_{NCC} + s_{NCC}^2\right)\left(\beta_{13} + \gamma_1\gamma_3 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{MOB}\right)^2 \\ &\quad - \left(\beta_{33} + \gamma_3^2 \ln(E/P) - s_{MOB} + s_{MOB}^2\right)\left(\beta_{12} + \gamma_1\gamma_2 \ln(E/P) + s_{NTT} s_{NCC}\right)^2 \le 0 \end{aligned} \tag{25}$$

推定に用いたサンプルの平均において上記 Concavity 条件の検定を行なった結果を次のとおりであり、いずれも支出関数の凹性を満たしている。

[1] 対称性の制約（$\beta_{ij} = \beta_{ji}$）については係数の構成に織り込み済である。

	加入パターン１	加入パターン２	加入パターン３
一次の行列式	-0.8050E-01	-0.4396	-0.2999
	-0.9280E-01	-0.4396	-0.2999
	-0.3365		
二次の行列式	0.8118E-03	0.8327E-16	0.1388E-16
	0.8118E-03		
	0.8118E-03		
三次の行列式	-0.4337E-18		

補論３　AI 需要体系による弾力性の推定

補論１に示されたモデルにおいて、消費支出弾力性、自己価格弾力性、及び、交差価格弾力性についてはそれぞれ以下の(1)～(9)式によって導かれる。

$$e_{NTT} = 1 + \frac{\mathrm{g}_1}{s_{NTT}} \quad (1), \qquad e_{NCC} = 1 + \frac{\mathrm{g}_2}{s_{NCC}} \quad (2), \qquad e_{MOB} = 1 + \frac{\mathrm{g}_3}{s_{MOB}} \quad (3)$$

$$e_{NTT,NTT} = -1 + \frac{\mathrm{b}_{11}}{s_{NTT}} - \frac{\mathrm{g}_1}{s_{NTT}}\left(\mathrm{a}_1 + \mathrm{b}_{11}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{12}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{13}\ln P_{MOB}\right) \quad (4)$$

$$e_{NCC,NCC} = -1 + \frac{\mathrm{b}_{22}}{s_{NCC}} - \frac{\mathrm{g}_2}{s_{NCC}}\left(\mathrm{a}_2 + \mathrm{b}_{12}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{22}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{23}\ln P_{MOB}\right) \quad (5)$$

$$e_{MOB,MOB} = -1 + \frac{\mathrm{b}_{33}}{s_{MOB}} - \frac{\mathrm{g}_3}{s_{MOB}}\left(\mathrm{a}_3 + \mathrm{b}_{13}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{23}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{33}\ln P_{MOB}\right) \quad (6)$$

$$e_{NTT,NCC} = \frac{\mathrm{b}_{12}}{s_{NTT}} - \frac{\mathrm{g}_1}{s_{NTT}}\left(\mathrm{a}_2 + \mathrm{b}_{12}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{22}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{23}\ln P_{MOB}\right) \quad (7)$$

$$e_{NTT,MOB} = \frac{\mathrm{b}_{13}}{s_{NTT}} - \frac{\mathrm{g}_1}{s_{NTT}}\left(\mathrm{a}_3 + \mathrm{b}_{13}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{23}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{33}\ln P_{MOB}\right) \quad (8)$$

$$e_{NCC,MOB} = \frac{\mathrm{b}_{23}}{s_{NCC}} - \frac{\mathrm{g}_2}{s_{NCC}}\left(\mathrm{a}_3 + \mathrm{b}_{13}\ln P_{NTT} + \mathrm{b}_{23}\ln P_{NCC} + \mathrm{b}_{33}\ln P_{MOB}\right) \quad (9)$$

5.3.節ではサンプルを以下に従って分割し、それぞれグループの標本平均値における弾力性を算出している。

表 10～14 の場合

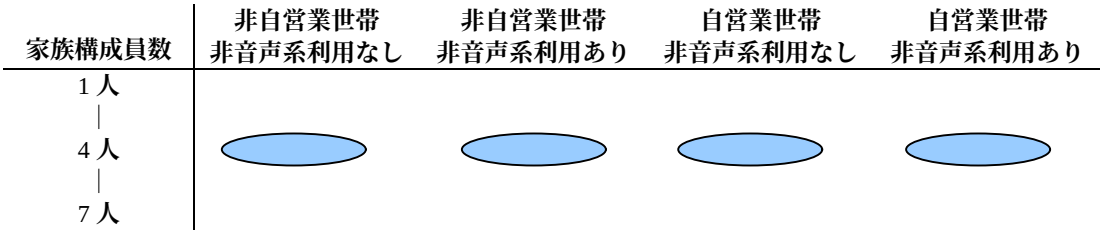
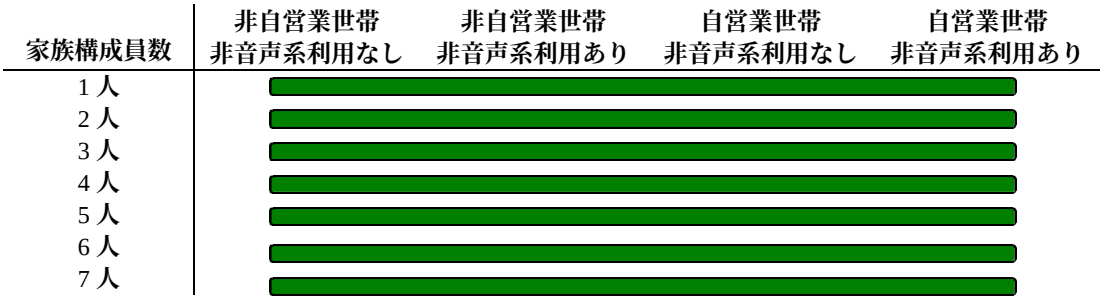


表 15～17 の場合



補論４　アンケート結果の世帯属性

アンケートを通じて有効回答に示された世帯属性の一次集計の結果は次のとおりである。

	1998 年アンケート	1999 年アンケート	合計（%）
税引き前平均所得(税引前)	9,040 千円	8,503 千円	
構成員数	3,168 人	6,038 人	9,206 人
うち男性	1,597 人	2,954 人	4,551 人(49.4%)
うち女性	1,571 人	3,084 人	4,655 人(50.6%)
世帯主年齢層			
20 代	69 世帯	233 世帯	302 世帯(9.9%)
30 代	168 世帯	505 世帯	673 世帯(22.0%)
40 代	216 世帯	466 世帯	682 世帯(22.3%)
50 代	233 世帯	382 世帯	615 世帯(20.1%)
60 代以上	253 世帯	439 世帯	692 世帯(22.6%)
不明	67 世帯	34 世帯	101 世帯(3.3%)
世帯構成員の年齢分布			
10 代未満	328 人	800 人	1,128 人(12.3.%)
10 代	384 人	691 人	1,075 人(11.7%)
20 代	522 人	987 人	1,509 人(16.4%)
30 代	432 人	1,140 人	1,572 人(17.1%)
40 代	452 人	857 人	1,309 人(14.3%)
50 代	472 人	740 人	1,212 人(13.2%)
60 代以上	527 人	848 人	1,375 人(15.0%)
世帯構成員の職業等分布			
自営業	254 人	403 人	657 人(7.2%)
会社員・公務員	1,096 人	2,171 人	3,267 人(36.0%)
小学生以下	425 人	972 人	1,397 人(15.4%)
中学生	114 人	199 人	313 人(3.4%)
高校生	103 人	195 人	298 人(3.3%)
大学生以上	141 人	291 人	432 人(4.8%)
アルバイト	161 人	333 人	494 人(5.4%)
無職（学生以外）	773 人	1,444 人	2,217 人(24.4%)